THÈSE

Pour l'obtention du grade de
DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE POITIERS
UFR de sciences économiques et de gestion
Centre de recherche sur l'intégration économique et financière (Poitiers)
(Diplôme National - Arrêté du 7 août 2006)

École doctorale : Sociétés et organisations - SORG (Limoges)
Secteur de recherche : Sciences économiques

Présentée par :
Ferdinand Owoundi

Mésalignements du taux de change et croissance économique en Afrique subsaharienne

Directeur(s) de Thèse :
Christian Aubin

Soutenue le 07 décembre 2015 devant le jury

Jury :

Président	**Daniel Goyeau**	Professeur - Université de Poitiers
Rapporteur	**Gilles Dufrénot**	Professeur - Université d' Aix Marseille
Rapporteur	**Jean-Louis Combes**	Professeur - Université d'Auvergne, Clermond Ferrand
Membre	**Christian Aubin**	Professeur - Université de Poitiers
Membre	**Cécile Couharde**	Professeur - Université Paris-Ouest, Nanterre

Pour citer cette thèse :
Ferdinand Owoundi. *Mésalignements du taux de change et croissance économique en Afrique subsaharienne* [En ligne]. Thèse Sciences économiques. Poitiers : Université de Poitiers, 2015. Disponible sur Internet <http://theses.univ-poitiers.fr>







UNIVERSITÉ DE POITIERS

ÉCOLE DOCTORALE SOCIÉTÉS ET ORGANISATIONS

CENTRE DE RECHERCHE EN INTÉGRATION ÉCONOMIQUE ET FINANCIÈRE

MÉSALIGNEMENTS DU TAUX DE CHANGE ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

Thèse pour l'obtention du titre de DOCTEUR ÈS SCIENCES ÉCONOMIQUES

Présentée et soutenue publiquement le **07 Décembre 2015**

par :

FERDINAND OWOUNDI

Sous la direction de :

M. Christian Aubin, Professeur des Universités

Membres du Jury

M. CHRISTIAN AUBIN	Professeur, Université de Poitiers
M. JEAN-LOUIS COMBES	Professeur, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand
Mme CÉCILE COUHARDE	Professeur, Universté de Paris-Ouest, Nanterre
M. GILLES DUFRÉNOT	Professeur, Université d'Aix-Marseille
M. DANIEL GOYEAU	Professeur, Université de Poitiers

AVERTISSEMENT

L'université de Poitiers n'entend donner, ni approbation, ni improbation aux opinions émises dans les travaux de thèse. Celles-ci doivent être considérées comme étant propres à leurs auteurs.

DÉDICACE

À mes parents, mes frères, ma sœur, mes tantes, mon oncle et mes amis les plus fidèles, qui m'ont tous « supporté » ces quatre dernières années. Je leur promets d'être meilleur à partir d'aujourd'hui.

REMERCIEMENTS

Avant toute chose, je tiens à exprimer toute ma gratitude à mon directeur de thèse, **M. CHRISTIAN AUBIN**, pour avoir accepté de m'encadrer, pour la confiance qu'il m'a accordée, pour sa grande disponibilité, pour sa rigueur et son souci du détail, pour son soutien et son assistance, pour ses innombrables conseils avisés, ses encouragements et l'ensemble des dispositions qu'il a prises afin que je puisse toujours progresser. À travers ce travail, j'espère avoir su me montrer à la hauteur des attentes qu'il a placées en moi.

J'adresse ensuite mes sincères remerciements à **M. DANIEL GOYEAU**, Directeur du C.R.I.E.F et membre du jury qui évaluera cette thèse, pour avoir accepté de m'accueillir au sein du laboratoire, pour ses conseils et encouragements, pour son assistance et toutes les ressources qu'il a mobilisées afin d'améliorer mes conditions de travail. Je tiens également à remercier **Mme CÉCILE COUHARDE**, **M. GILLES DUFRÉNOT**, et **M. JEAN-LOUIS COMBES,** pour m'avoir fait l'honneur d'accepter de participer au jury qui évaluera ce travail.

Je ne saurais manquer de remercier tous les enseignants et membres du C.R.I.E.F, avec qui j'ai toujours eu des échanges enrichissants et dont les conseils m'ont été bénéfiques. Je pense notamment à M. Ibrahima Diouf, M. Dominique Pépin, Mme Noëlle Duport, Mme Liliane Bonnal, M. Cornel Oros, M. Marc Pourroy, M. Frédéric Luret, M. Pascal Chauchefoin, M. Olivier Bouba-Olga et Mme Alexandra Popescu. Je n'oublie pas non plus les doctorants et amis du même laboratoire, dont la présence quotidienne a été d'un grand réconfort, surtout dans les heures les plus sombres. Mes pensées vont notamment à l'endroit d'Éric Fina qui a finalement été mon ange gardien, Marie-Danielle Kady, Fatima Merzoug, Mihaela Nicolau, Imem Mahjoub et Magalie Vigé dont le concours a été précieux dans l'édition de ce document.

Plus généralement, je me dois d'exprimer ma gratitude à toutes les personnes qui m'ont accueilli, assisté, soutenu ou renseigné à mon arrivée en France, et qui m'ont toujours accompagné depuis cette date. Je pense d'abord à toutes mes tantes : Mireille, Nicole, Rose, Pauline, Anne-Mireille ; et à mon oncle Abel. Je pense ensuite aux remparts qu'ont été des personnes comme : Valéry Teguiak, Éric Fina, Laura Boutant, Laura Ondoua, François Baty-Sorel ou M'mamy Sylla, sans être exhaustif. Votre soutien indéfectible a été ma force, j'espère ne pas vous avoir déçu.

Enfin, je termine cette séquence émotion en adressant mes plus profonds remerciements à mes parents Jean-Pierre et Marguerite, mes frères Hermann et Lionel, et ma sœur Joanne, qui n'ont cessé de croire en moi, même quand je n'y ai pas cru moi-même. Les premiers ont consenti à tous les sacrifices pour que je puisse bénéficier d'une éducation et d'une formation de qualité. Je leur en serai éternellement reconnaissant.

SOMMAIRE

SOMMAIRE 4

INTRODUCTION GÉNÉRALE 6

PREMIÈRE PARTIE - DÉTERMINATION DES MÉSALIGNEMENTS ET ANALYSE DE L'APPORT DU RÉGIME DE CHANGE 19

CHAPITRE 1 - Les Outils d'Analyse du Change et de ses Mésalignements 20

Introduction 21
Section I - La variable taux de change et sa gestion au sein d'un régime de change 22
A. La variable taux de change 22
B. La gestion du taux de change au sein d'un régime de change 32
Section II – La controverse au sujet du taux de change d'équilibre 39
A. Les insuffisances de la PPA dans la détermination du taux de change d'équilibre 39
B. L'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent 47
Conclusion 56

Annexes du chapitre 57

CHAPITRE 2 - Le Régime de Change : un Facteur de Mésalignements ? 64

Introduction 65
Section I – La détermination du taux de change réel d'équilibre et des mésalignements 67
A. L'approche dynamique : le taux de change réel naturel (NATREX) 67
B. L'approche économétrique : le taux de change d'équilibre comportemental (BEER) 75
Section 2 – Évaluations empiriques de l'importance du régime de change dans la limitation des mésalignements 83
A. La démarche générale 83
B. Résultats de l'évaluation empirique 103
Conclusion 117

Annexes du chapitre 119

DEUXIÈME PARTIE - ÉVALUATION DE L'INFLUENCE DES MÉSALIGNEMENTS SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE 121

CHAPITRE 3 - Des Mécanismes Théoriques à l' Analyse Empirique 122

Introduction 123
Section I – La complémentarité des modèles fondés sur les analyses orthodoxes de la croissance 125
A. L'hypothèse de la transmission via l'accumulation du capital humain 125
B. L'hypothèse de la transmission via l'investissement en capital au sens large 134
Section II – De l'approfondissement des analyses hétérodoxes à la différence de la démarche empirique 148
A. Les approches hétérodoxes 148
B. La démarche différente des applications empirique 160
Conclusion 170

Annexes du chapitre 171

CHAPITRE 4 - Une Application au Cas de l'Afrique Subsaharienne 174

Introduction 175
Section I - Spécification et estimation de l'équation de croissance 176
A. La spécification de l'équation à estimer 176

B. L'estimation de l'influence des mésalignements sur la croissance 189
Section II – Influence des mésalignements sur la croissance : une analyse de robustesse 200
A. Robustesse des résultats à la dépendance des erreurs et aux mesures alternatives des mésalignements.....200
B. L'hypothèse d'une non linéarité entre les mésalignements et la croissance via le canal de la dette.....206
Conclusion 219
Annexes du chapitre.....220
CONCLUSION GÉNÉRALE 229
LISTE DES TABLEAUX.....235
LISTE DES FIGURES.....237
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES 238
TABLE DES MATIÈRES.....264

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Contexte de l'étude

L'intérêt que suscite la question de l'influence des désajustements du taux de change remonte au début des années 1970 avec l'avènement officiel du système de change flexible dont les partisans soutiennent qu'il confère une plus grande souplesse en matière de politique monétaire. Cette souplesse devait permettre de corriger les variations excessives du taux de change réel (TCR) ou d'accélérer sa convergence vers un niveau dit « d'équilibre » de manière à favoriser la croissance. Or, le processus croissant d'intégration financière a fait apparaître des fluctuations durables qui ont contribué à accroître l'instabilité du contexte économique mondial comme en témoignent les crises financières et de change du système monétaire européen (1992, 1993, 1995), du Mexique (1994), de l'Argentine (1998, 2001, 2014) ou du marché immobilier américain (2007).

C'est ce contexte d'instabilité qui a alors renouvelé l'engouement des théoriciens pour la détermination du niveau dit d'équilibre des taux de change, puisque sa connaissance présume de l'efficacité du taux de change dans l'ajustement à l'équilibre. Parmi les travaux les plus célèbres on retrouve notamment ceux de Dornbusch (1976), Williamson (1983, 1985), Stein (1997) ou Clark et Mac Donald (1998). Pourtant, les différentes méthodes que proposent ces travaux ne font guère l'unanimité en raison du caractère abstrait de l'équilibre et de la diversité de conception quant à ses déterminants fondamentaux. Mais quoi qu'il en soit, la détermination d'un niveau d'équilibre pour les taux de change demeure importante notamment pour évaluer les fluctuations ou les déviations soutenues du TCR par rapport à son niveau d'équilibre. Ces écarts, que l'on qualifie encore de « mésalignements », sont en effet susceptibles d'influer sur la croissance à travers, entre autres, la profitabilité des échanges ou des investissements, et la modification de l'allocation des ressources.

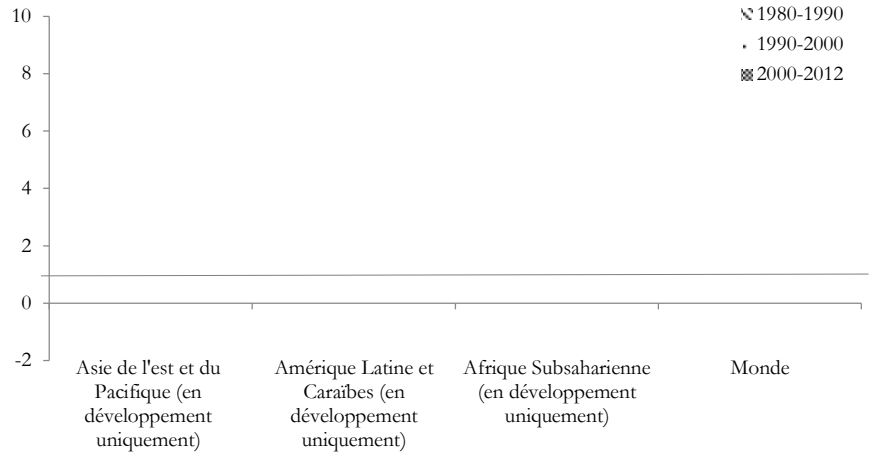
Par exemple, la sous-évaluation du yuan vis-à-vis du dollar[1] aurait permis à la Chine de procurer un avantage concurrentiel à ses exportations dont le taux de croissance serait passé de 19.1% entre 1996 et 2000, à 25% entre 2001 et 2005 puis à 27.7% en 2010. Cette stratégie aurait ainsi favorisé une croissance soutenue de 10.92% en moyenne entre 1989 et 2015[2]. Plus généralement, l'expérience des pays d'Asie du Sud-Est a mis en lumière l'efficacité de la stratégie de croissance tirée par les exportations et la sous-évaluation de la monnaie, tout en attirant l'attention générale sur l'identification des moteurs réels de la croissance, particulièrement dans les pays en développement.

[1] Pour mémoire, les autorités chinoises ont décidé d'arrimer le yuan au dollar américain depuis juin 2008.

[2] D'après les calculs du bureau national de la statistique chinois, confirmés par la Banque Mondiale. Un léger ralentissement a cependant été constaté ces deux dernières années puisque le taux de croissance en 2014 (environ 6.8%) est le plus faible enregistré depuis 1990 d'après le FMI, et ce taux devrait encore baisser ces deux prochaines années. Ce ralentissement s'explique entre autres par la chute des exportations (8.7% en 2013) qui a forcé les autorités chinoises à dévaluer leur monnaie il y a quelques mois (Août 2015).

Pour les pays d'Afrique subsaharienne (ASS) qui nous intéressent principalement, les faits qui se rapportent à ces quatre dernières décennies ont révélé des faiblesses en termes de performances de croissance, dues par exemple aux fractures ethniques qui génèrent des conflits permanents, à la forte corruption, ou encore aux épidémies (Collier et O'connell, 2006). Pour Johnson et al. (2007), il n'existe pas un moteur unique de la croissance. À tout le moins, il est possible d'identifier trois principaux facteurs responsables des crises et de la décélération de la croissance en ASS : la faiblesse des institutions, l'exposition aux conflits ethniques et les mauvaises décisions de politique macroéconomique (qui génèrent notamment l'inflation). Mais un point de vue plus optimiste porté notamment par les Nations-Unies[3], soutient que l'Afrique s'améliore sensiblement ces dernières années[4] par rapport aux économies d'Amérique latine (par exemple), et peut créer les conditions d'une croissance soutenue si elle bénéficie d'une aide extérieure suffisante (*Cf.* **Figure 1**). En effet, les économies africaines auraient récemment bénéficié d'un contexte international favorable, marqué notamment par des prix de matières premières et des taux d'intérêt élevés, des flux de capitaux croissant en supplément de l'aide au développement ou encore des retombées de la croissance chinoise[5], laquelle accroît la demande de matières premières brutes et stimule de fait l'investissement[6].

FIGURE 1 – Comparaison des pourcentages de croissance du pib par tête par régions



Note : Construction de l'auteur, inspirée de Rodrik (2014). Les données proviennent de la Banque Mondiale (WDI, 2014).

[3] À travers son organe consultatif dénommé : « Projet objectifs du millénaire », dirigé par le Professeur Jeffrey Sachs, et dont la mission (2002 – 2005) était de proposer de meilleures stratégies permettant d'atteindre les objectifs du millénaire pour le développement (OMD).

[4] À titre illustratif, en 2007 le FMI estimait le taux de croissance du PIB en ASS à environ 6,3%, et environ 4,4% pour le PIB par tête. Au total, sur la période allant de 2000 à 2012, le taux de croissance moyen du PIB s'est établi à environ 3%, d'après les données de la Banque Mondiale.

[5] On peut raisonnablement penser que le faible degré de développement financier et le peu de liens avec les marchés financiers internationaux ont protégé les économies africaines des répercussions de la crise financière de 2007.

[6] Selon les données de la conférence des Nations Unies sur le Commerce et Développement (CNUCED, 2014), en ASS, le montant cumulé d'IDE de la Chine, l'Union européenne, le Japon et les États-Unis a été multiplié par cinq entre 2001 et 2012 (de 27,2 à 132,8 milliards de dollars USD). Cette augmentation est notamment due à l'accroissement de près de 53% par an de l'investissement de la Chine elle seule. En 2012, le montant de ses investissements se chiffrait à 18,91 milliards de dollars USD.

Pourtant, la comparaison de l'évolution en cours avec celle que l'on a pu observer dans les pays d'Asie du sud a fait naître une controverse au sujet de la soutenabilité de la croissance en ASS Certains soutiennent que la croissance de ces pays résulte pour partie du déplacement de la force de travail des zones rurales vers les zones urbaines[7], lequel aurait accru l'emploi de 8% et 2% dans les services et le secteur manufacturier respectivement (McMillan et Harttgen, 2014). D'autres à l'inverse soulignent que le regain de croissance (au 21e siècle notamment) n'est pas seulement expliqué par l'expansion du secteur des biens manufacturés ou les ressources naturelles (*Cf.* **Tableau 1**), mais aussi par le développement des services et du secteur informel (McMillan et Diao, 2015).

TABLEAU 1 - Part des exportations manufacturières en afrique subsaharienne

	2000	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
Exportations de biens manufacturés (millions de dollars USD)											
Afrique Subsaharienne (en développement)	6,75	10,17	10,43	13,69	16,73	20,77	31,33	30,82	36,57	33,64	56,42
Afrique Subsaharienne (total)	32,33	33,68	30,94	44,43	53,74	64,28	80,74	83,53	96,35	76,46	110,78
Exportations de biens et services (millions de dollars USD)											
Afrique Subsaharienne (en développement)	57,01	53,31	56,34	68,45	76,48	92,94	128,77	133,39	174,32	121,36	174,55
Afrique Subsaharienne (total)	118,25	111,56	117,55	143,62	171,26	210,72	265,77	303,34	374,13	278,18	368,88
Part des Exportations manufacturières dans les exportations de biens et services (%, à l'exception du pétrole brut)											
Afrique Subsaharienne (en développement)	11,8	19,1	18,4	20	21,9	22,4	24,3	23,1	21	27,7	32,3
Afrique Subsaharienne (total)	27,3	30,2	26,3	30,9	31,4	30,5	30,4	27,5	25,8	27,5	30

Note : extrait de McMillan et Diao (2015) P. 8. Les données proviennent de la Division des Statistiques des Nations Unies (UNSD, 2014), et de la Banque Mondiale (WDI, 2014).

Dans le même sens, l'analyse des différents processus de croissance présentés dans le **Tableau 2** révèle qu'en l'absence d'une transformation structurelle de l'économie (industrialisation), les moteurs traditionnels ne favorisent pas une croissance rapide et soutenue (Rodrik, 2014).

TABLEAU 2 – Typologie des processus de croissance selon Rodrik (2014)

		Changement structurel (industrialisation)	
Investissement dans les fondamentaux traditionnels (Institutions et capital humain)		**Lent**	**Rapide**
	Faible	Pas de croissance	Croissance épisodique
	Fort	Croissance faible	Croissance rapide et soutenue

Source : Rodrik (2014) p. 7

En effet, l'approche traditionnelle n'aurait pas permis d'expliquer correctement l'évolution de la croissance en Afrique Subsaharienne[8] puisqu'elle ignore le caractère dual des économies

[7] D'après les auteurs, la force de travail engagée dans l'agriculture aurait diminué d'environ 10% entre 2000 et 2010.
[8] Pour Rodrik (2014), l'équation traditionnelle de la croissance ne capte pas l'hétérogénéité des structures productives que les modèles d'économie duale à la Lewis (1954) permettent de prendre en compte. Pourtant, l'une des principales caractéristiques des économies africaines est la forte dispersion des niveaux de productivité entre les activités des secteurs : formel-informel ; moderne-traditionnel ; culture de rente-culture de subsistance.

considérées, ce qui pose la question de savoir si ces économies peuvent tirer profit des mêmes ressorts de la croissance que les économies asiatiques.

TABLEAU 3– Part des secteurs de biens non manufacturés dans le pib à prix courants

	Part (%) du secteur dans le PIB à prix courants			
	Minier		*Services*	
	2000	**2012**	**2000**	**2012**
Pays à bonnes performances de croissance				
Sierra Leone	3.8	23.3	42.2	36
Ghana	4.6	10	48.1	50
Ouganda	3.8	4.2	49.1	49.7
Autres pays à croissance rapide				
Lesotho	5	12.3	57.7	58.3
Burundi	1.1	2.0	40.7	39.5
Zambie	7.8	5.2	55.2	42.6
R.D Congo	11.1	13.3	30.2	32.6
Pays à croissance faible				
Cameroun	12.4	8.8	42.3	47.6
Centrafrique	5	2.8	33.3	32
Côte d'Ivoire	1.9	5.2	47.8	
Gabon	54	62	36	26.9
Gambie	1.2	4.4	61.7	61.8
Malawi	2.3	2.4	45	51.9
Togo	7.4	7.8	42.4	35.7

Note : construction de l'auteur inspirée de McMillan et Diao (2015) p. 5. Les données proviennent de la Division des Statistiques des Nations Unies (UNSD, 2014), et de la Banque Mondiale (WDI, 2014). D'après la classification retenue par McMillan et Diao, les « pays à bonnes performances de croissance » correspondent à ceux dont le taux de croissance est supérieur au taux de croissance régional (3,6%) ; les « pays à croissance rapide » correspondent à ceux dont le taux de croissance est supérieur à la moyenne du continent (2,6%).

L'une des pistes pour répondre à cette interrogation est sans doute la forte dépendance à l'égard de l'industrie extractive et de l'agriculture de subsistance (voir **Tableau 3**), qui fait que la plupart des économies africaines n'ont pas réellement évolué depuis le début des années 1980. En effet, cette dépendance réduit la base de production, entraine la perte de compétitivité des autres secteurs, et favorise le développement des comportements de rente[9]. Pour preuve, la contribution du secteur manufacturier serait négligeable puisque le taux d'emploi dans ledit secteur est inférieur à 8% et sa contribution dans le PIB serait passée de 15% en 1975 à 10% en 2012.

Ces indices suffiraient alors à avancer que les économies africaines ne semblent pas reproduire la dynamique de croissance amorcée par les économies asiatiques. Ce d'autant qu'un certain nombre de travaux révèlent que la réallocation des ressources en défaveur du secteur des exportations a été particulièrement préjudiciable aux économies africaines, notamment à travers ses effets sur

[9] Il faut cependant noter qu'une part de la hausse du secteur minier, révélée par le tableau 3, est sans doute purement nominale en raison de la hausse des cours des matières premières sur la période considérée.

l'accumulation du capital physique et humain (Fosu, 2000 ; Elbadawi, 2002). Pourtant, Bigsten et al. (2004) montrent que les activités d'exportation en Afrique permettent d'accroître la productivité des entreprises grâce à « l'apprentissage par l'exportation ». Cet argument est également porté par la Banque Mondiale (2000) qui indique qu'une condition nécessaire de réussite de l'Afrique est la diversification de la production et la promotion d'exportations à haute valeur ajoutée pour satisfaire la demande mondiale croissante, notamment dans les zones urbaines. Dans cette perspective, il semble que la réduction de l'aide internationale soit requise car elle affaiblit le secteur des exportations en réduisant les incitations à la production (Elbadawi et Helleiner, 2005).

La sous-évaluation serait alors un moyen efficace pour redynamiser le secteur, à moins d'avoir atteint un degré suffisant de modernisation et une productivité totale des facteurs élevée. C'est la raison pour laquelle la question de son incidence sur la croissance est déterminante pour les pays africains. D'autant que l'étroite étendue des marchés intérieurs fait du secteur extérieur un secteur vital pour la croissance, capable de restaurer l'équilibre des comptes publics, d'attirer les investissements directs étrangers (IDE) et favoriser les gains de compétitivité (Elbadawi et al., 2012). De ces différents arguments dérivent la problématique et l'intérêt de la présente thèse.

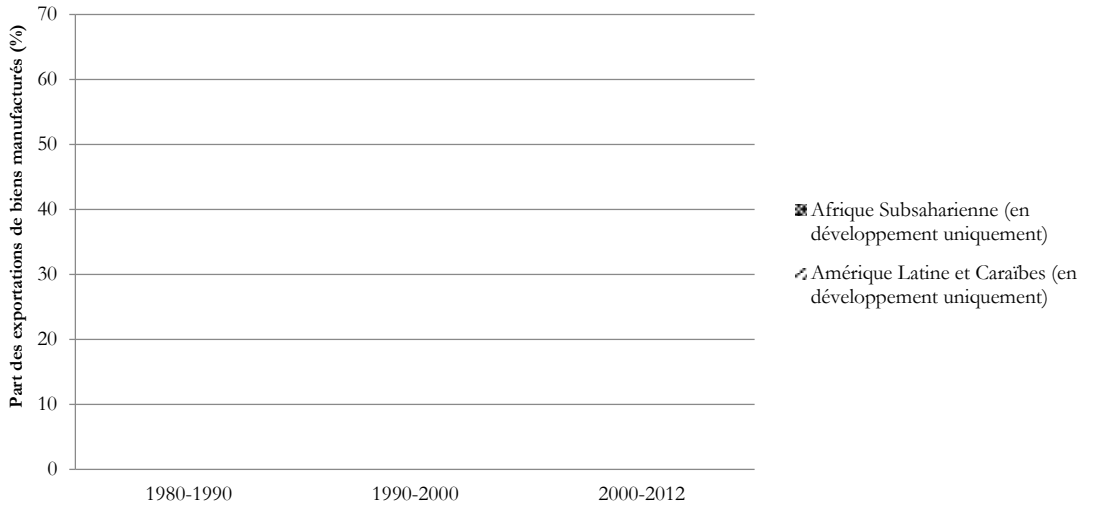
Problématique et intérêt de la thèse

Au regard des différents points de vue relatifs aux sources du possible « miracle africain »[10], nous nous interrogeons sur l'éventuel bénéfice de la sous-évaluation réelle dans la promotion de la croissance tirée par les exportations. Plus généralement, **nous traitons de la question de l'influence réelle des mésalignements sur la croissance économique des pays d'Afrique Subsaharienne**.

Si des questions similaires ont déjà été abordées dans différents contextes, celui des pays africains doit être considéré avec attention compte tenu de l'indétermination que nous avons soulignée au sujet des moteurs de la croissance dans ces pays. Pour résumer, cette indétermination résulte de l'opposition entre deux grands courants de pensée qui dominent la littérature : celui qui insiste sur le changement structurel ainsi que l'importance du secteur informel d'une part (*Cf.* supra), et celui qui focalise sur l'influence du secteur des exportations de biens manufacturés, d'autre part. Le second courant de pensée met notamment en avant la part croissante des exportations de biens manufacturés dans les exportations totales et sa corrélation avec l'évolution de la croissance, particulièrement depuis le début du 21e siècle. C'est ce que montrent précisément les **Figure 2** et **Figure 3** ci-après.

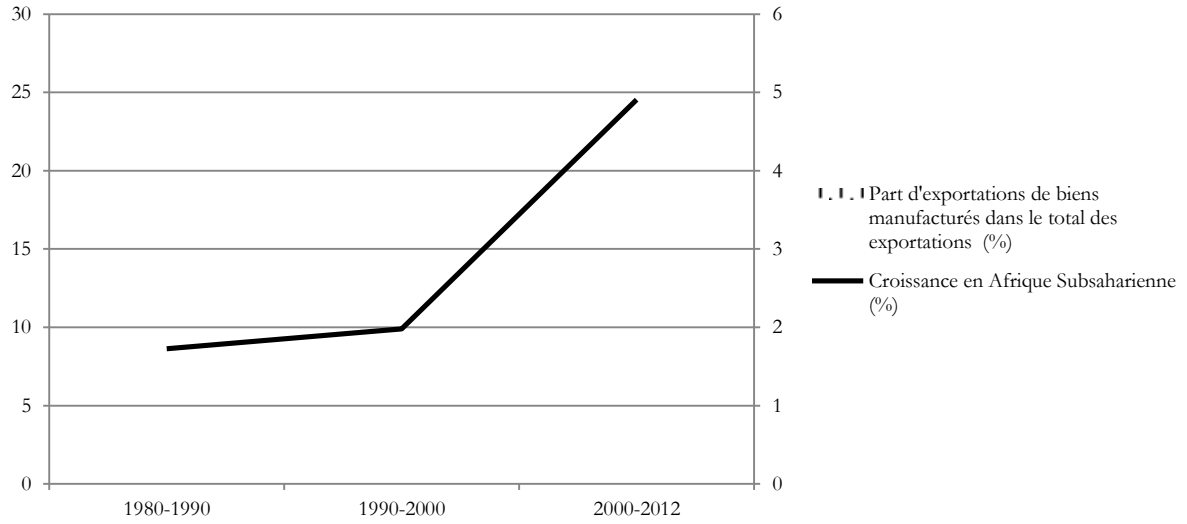
[10] Pour reprendre l'expression de Young (2012) ou de la *Commission on Growth and Development* (2008).

FIGURE 2 – Part des exportations de biens manufacturés dans le total des exportations



Note : construction de l'auteur à partir des données de la Banque mondiale (2015).

FIGURE 3 – Évolutions de la croissance et des exportations de biens manufacturés



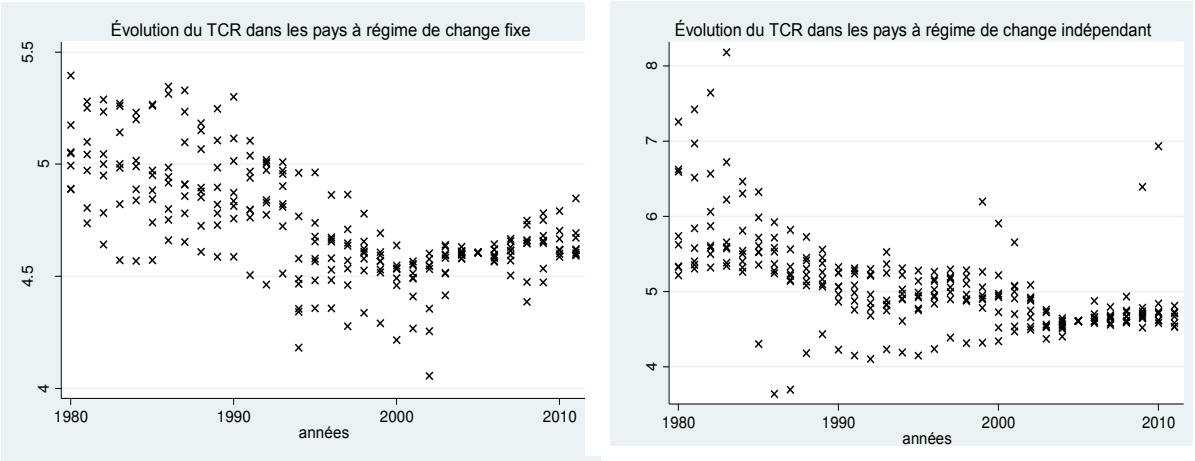
Note : construction de l'auteur à partir des données de la Banque mondiale (2015).

Dans cette perspective de croissance tirée par l'ouverture, la prise en compte des mésalignements prend tout son sens et une attention spéciale peut être accordée à l'hétérogénéité des cadres institutionnels régissant le change dans les pays d'ASS. L'observation de l'évolution des TCR de ces pays fait apparaître une tendance commune orientée à la baisse sur les trois dernières décennies (*Cf.* **Figure 4**). Cette tendance apparaît aussi bien dans les pays à régime de change fixe que dans ceux à régime de change indépendant[11], même si elle semble un peu moins forte dans le premier groupe de pays, où le log(TCR) passe en moyenne de 5 au début des années 1980 à 4,5 dans la décennie 2000, que dans le second où log(TCR) passe en moyenne de 6 à 4,5. Compte

[11] Dans notre échantillon, les pays à régime de change dit « indépendant » sont ceux qui n'appartiennent pas à une union monétaire. On retrouve notamment : l'Afrique du Sud, le Burundi, la R.D Congo, la Gambie, le Ghana, le Malawi, la Sierra Leone, l'Ouganda et la Zambie.

tenu de la différence d'échelle des deux graphiques, on note en outre une dispersion plus faible des TCR au sein du groupe des pays à régime de change fixe.

FIGURE 4 - Évolution comparée des TCR dans les pays d'ASS[12]



Source : construction de l'auteur à partir des données de la Banque Mondiale (WDI, 2014).

Or, la nature du régime de change d'un pays est susceptible d'influer sur sa croissance à moyen-long terme soit directement, à travers son rôle dans l'absorption des chocs, soit indirectement, à travers son effet sur des déterminants de la croissance tels que l'investissement, le commerce extérieur ou le développement du secteur financier (Chang et Velasco, 1999 ; Rose et Van Wincoop, 2001). Par exemple, l'efficacité directe du régime de change fixe serait plus grande lorsque les chocs sont de nature monétaire, puisque ce dernier implique des interventions régulières de la Banque centrale sur les marchés, tandis que l'influence directe du régime de change flexible serait plus marquée lorsque ces chocs sont de nature réelle. De même, le régime de change fixe améliore la croissance de manière indirecte en réduisant l'incertitude macroéconomique traduite par la variabilité des taux d'intérêt et des taux de change (Dornbusch, 2001)[13] ou en réduisant les coûts de transaction associés aux échanges internationaux (Rose, 2000). À l'opposé, le régime flexible permettrait indirectement d'améliorer la croissance en réduisant la volatilité du produit global (Ramey et Ramey, 1995 ; Miles, 2006).

De façon particulière, la distinction des effets liés au régime de change adopté nous permet de focaliser sur le cas des pays de la Zone Franc (PAZF) qui ont récemment engagé un débat sur la sortie de l'union monétaire. En effet, la zone a connu une évolution en dents de scie sur le plan

[12] La variable représentée est le taux de change effectif réel (Base 100 en 2005).

[13] Même si la fixité des taux de change peut générer des pressions protectionnistes qui réduisent l'efficience d'un stock de capital donné, d'une part, et perturbent l'allocation des ressources entre les secteurs, d'autre part (Aizenman, 1994). Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) montrent d'ailleurs que le régime de change fixe exerce un effet négatif sur la croissance dans les pays émergents.

économique, depuis sa création officielle en 1945 lors des accords dits de Bretton-Woods[14]. En effet, une période faste après les indépendances, marquée par un taux de croissance moyen de 5%, a été suivie d'une crise à partir du milieu des années 1980[15] qui a légitimé la dévaluation monétaire de 1994 en tant qu'ultime recours face à l'impossibilité de juguler la crise. Si cette dévaluation a laissé entrevoir la reprise économique[16], l'avènement de l'euro en 1999 a finalement entraîné la résurgence des inquiétudes quant au devenir de la zone, remettant de fait la question de la sortie de l'union monétaire au premier plan. L'arrimage à l'euro aurait notamment favorisé une appréciation de 18,7% du franc CFA entre 2000 et 2010, contre seulement 6,6% entre 1994 et 1999 (Zafar, 2005 ; Couharde et al., 2013). Or, l'appréciation de l'euro sur la même période pourrait potentiellement situer le TCR du franc CFA au-dessus du niveau suggéré par les fondamentaux macroéconomiques, entraînant ainsi la détérioration du compte courant, la perte de compétitivité, et partant, la réduction de la croissance.

Mais d'un point de vue théorique, il n'est pas acquis que la surévaluation agirait selon le mécanisme précédent, même s'il fait quasiment l'objet d'un consensus dans la littérature (Aguirre et Calderón, 2005 ; Gala et Lucinda, 2006). Grekou (2015) montre par exemple que la surévaluation pourrait être bénéfique à travers son effet réducteur sur la dette libellée en devises. De même, des auteurs tels que Hausmann et al. (2005) ou encore Béreau et al. (2012) mettent en évidence l'effet positif de la sous-évaluation à travers l'amélioration de la compétitivité, tandis que d'autres soulignent à l'inverse qu'elle pourrait ne pas être profitable dans la mesure où l'arme du taux de change ne suffit pas à elle seule pour résoudre les problèmes de croissance liés par exemple à l'étroitesse des marchés domestiques ou à la faible diversification de la production Guillaumont -Jeanneney (1988).

Pour l'ensemble de ces raisons, il nous apparaît important de s'intéresser à la question de l'influence réelle des mésalignements du taux de change sur la croissance économique, et **nous défendons ici la thèse que l'apport du régime de change en termes de limitation des mésalignements est ambigu, mais dans un cas comme dans l'autre, la sous-évaluation n'exerce pas d'effet favorable sur la croissance économique en ASS.** Afin de démontrer cet argument, nous adoptons une démarche en deux étapes que nous présentons ci-après.

[14] La naissance officieuse de la Zone Franc remonte cependant à 1939, juste avant le début de la seconde guerre mondiale.
[15] En raison notamment de la détérioration des termes de l'échange d'environ 40%.
[16] Même si Galy et Hadjimichael (1997) estiment que cette reprise était fragile en raison des rigidités structurelles ou encore de la vulnérabilité de la zone aux chocs exogènes.

Démarche générale et organisation de la thèse

Cette thèse est logiquement structurée en deux grandes parties. La première, constituée de deux chapitres, porte sur la détermination des mésalignements du TCR et sur l'analyse de l'apport du régime de change dans la limitation de ces derniers.

Le premier chapitre focalise sur les outils d'analyse nécessaires à la construction de l'ensemble de notre démonstration. *En premier lieu*, nous nous intéressons à la variable taux de change en tant qu'élément central de notre démarche, puisque ses différents concepts définissent de façon générale la valeur d'une monnaie dont les fluctuations nous préoccupent. Précisément, nous revenons brièvement sur les modes de cotation (au certain et à l'incertain), ainsi que sur les différences entre indicateurs : nominaux et réels, internes et externes ou bilatéraux et effectifs, ceci afin de mettre en évidence la pertinence du concept de taux de change effectif réel (TCER) que nous retenons. Ce préalable nous permet alors de porter notre attention sur les déterminants de la valeur d'une monnaie, notamment les prix et les taux d'intérêt, et d'aborder la question essentielle de la gestion du taux de change au sein d'un régime de change. Cette question est en effet cruciale puisqu'elle se rapporte à celle du choix d'un régime approprié pour fournir un cadre institutionnel favorisant la croissance en fonction du contexte. Ainsi, nous rappelons les différents types de régimes de change, les critères de choix qui y sont associés, et les différentes contraintes liées à la gestion du taux de change.

En second lieu, nous revenons sur la controverse autour de la notion de taux de change d'équilibre (TCE), en tant que référence à partir de laquelle les mésalignements sont déterminés. Cette controverse naît du fait que l'évaluation du niveau d'équilibre des taux de change est peu évidente compte tenu de sa nature non directement observable et de la diversité des approches qui ont été développées à cette fin. Dans ces conditions, nous adoptons une double approche d'évaluation du TCE justifiée par les insuffisances de la théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) et ses prolongements, ainsi que sur les limites de l'approche dite du « taux de change d'équilibre fondamental ».

Le second chapitre est consacré à une série d'évaluations empiriques dont l'objectif est double. Le premier est celui de déterminer le TCE proprement-dit afin d'en déduire les mésalignements qui constitueront la variable d'intérêt dans la suite des estimations. Le second est celui d'évaluer l'apport du régime de change dans la limitation des mésalignements. *En premier lieu*, la détermination des mésalignements est subordonnée à l'évaluation du taux de change d'équilibre, inconnu par définition. C'est pour cette raison que nous retenons deux types d'approches : une approche dite « dynamique » parce qu'elle explicite clairement la transition du TCR du court au

moyen terme, puis du moyen au long terme ; et une approche dite « pragmatique » car elle se soumet aisément à l'évaluation empirique. Cette démarche présente elle-même un intérêt certain, puisqu'elle nous permettra d'envisager différentes techniques d'estimation sur le plan économétrique, et de procéder aux comparaisons des résultats obtenus tout au long de ce travail. Au sujet des techniques économétriques, nous effectuons plusieurs tests de stationnarité et de cointégration en panel dans le but de vérifier la présence d'éventuelles racines unitaires et l'existence d'une relation de long terme entre les variables retenues, tout en prenant simultanément en compte l'hypothèse d'une ou plusieurs ruptures structurelles dans les évolutions de ces variables. Nous appliquons alors trois techniques différentes pour estimer la relation de long terme entre le TCR et les fondamentaux retenus.

En second lieu, nous nous servons des estimations du TCE pour étudier l'effet du régime de change de deux manières différentes. La première consiste à inclure simplement une variable indicatrice du régime de change dans l'équation du TCE pour ensuite procéder à un test de comparaison des moyennes de mésalignements par groupes de pays. À l'opposé, la seconde méthode consiste à estimer l'équation du TCE en se conformant à la formalisation théorique qui ne prend pas en compte le régime de change, puis de construire ensuite une seconde équation à effets fixes individuels et temporels afin d'évaluer l'effet de ce dernier. Précisément, dans cette nouvelle équation, les mésalignements constituent la variable dépendante et celle-ci est expliquée, entre autres, par la variable indicatrice du régime de change. Dans l'ensemble, les résultats obtenus mettent en lumière quelques dissemblances des niveaux d'équilibre en fonction de l'approche théorique retenue. Dans ces conditions, la nature abstraite et non observable du TCE nous empêche de trancher réellement en faveur d'une approche ou d'une autre, ce d'autant que le test de comparaison des moyennes semble ne pas révéler de différences significatives entre les régimes de change quelle que soit l'approche retenue. Mais à l'inverse, la seconde méthode d'évaluation du rôle des régimes de change montre que le régime fixe est le moins efficace dans la limitation des mésalignements. En somme, nos résultats révèlent une indétermination quant à l'effet du régime de change, qu'il n'est pas possible de lever à ce stade. Nous proposons alors de prolonger la comparaison dans la seconde partie de la thèse.

La seconde partie de la thèse est également constituée de deux chapitres, tous dédiés à l'évaluation proprement dite de l'influence des mésalignements sur la croissance économique. Dans un premier temps, nous procédons à une analyse théorique qui servira, dans un deuxième temps, à ancrer les résultats que nous obtenons à l'étape de l'évaluation empirique.

Ainsi, ***le troisième chapitre*** est consacré à l'étude des mécanismes théoriques de transmission des mésalignements vers la croissance. Cette étape nous apparaît, elle-aussi, nécessaire puisqu'il

semble que la difficulté de l'exercice d'intégration formelle du TCR dans les analyses de la croissance fait que l'on peut observer qu'elles ne trouvent pas toujours explicitement de prolongement direct dans les applications empiriques que nous avons pu recenser. Dans ces conditions, l'on pourrait émettre une réserve sur l'influence effective des mésalignements et sur les mécanismes par lesquels elle transiterait. Pour le montrer, nous distinguons deux grands types d'analyses : celles qui sont fondées sur les sources traditionnelles de la croissance, que nous qualifions ici « d'orthodoxes », d'une part ; et celles qui proposent des approches originales, qualifiées « d'hétérodoxe », qui s'appuient sur des sources peu usuelles de la croissance, d'autre part. Les premières tentent notamment de démontrer la transmission des effets des mésalignements par le canal de l'investissement en capital (physique et humain). Mais cette explication semble à tout le moins partielle et nous a alors incité à proposer un cadre d'analyse fondé sur le rôle bénéfique des IDE, dont l'avantage est qu'il intègre plus ou moins explicitement l'effet d'un niveau du TCR correspondant à une surévaluation ou une sous-évaluation.

Les secondes approches, quant à elles, introduisent les hypothèses d'une transmission via l'allocation intersectorielle des ressources ou la mobilisation des capacités oisives de production. Elles montrent notamment le rôle bénéfique de la sous-évaluation lorsqu'il existe initialement une distorsion entre les secteurs exposé et abrité, ou encore lorsque le chômage existant crée une sous-utilisation de la force de travail dont la mobilisation permettrait d'accélérer la croissance. Mais dans les deux cas, le développement formel est suivi d'un essai de vérification empirique dont on voit qu'il ne constitue pas nécessairement le prolongement explicite de la réflexion théorique, compte tenu de la complexité de la formalisation ou simplement de l'indisponibilité des données. Plus généralement, on peut s'apercevoir que la conception et la démarche des évaluations empiriques diffèrent quelque peu du cadre formel théorique, ce qui pourrait expliquer que les deux types d'analyse ne convergent pas nécessairement vers le même résultat, d'où notre ultime interrogation au sujet de l'influence réelle des mésalignements sur la croissance et à laquelle nous tentons de répondre de manière empirique.

Le quatrième et dernier chapitre est donc logiquement dédié à l'analyse empirique de la relation entre les mésalignements et la croissance. Pour ce faire, nous employons différentes techniques économétriques qui prennent en compte l'incertitude sur les « vrais » déterminants de la croissance et le régime de change en vigueur. En guise d'approfondissement, nous procédons à une analyse comparative et de robustesse dont le but est de prendre en compte la dépendance interindividuelle des erreurs, la sensibilité des résultats aux mesures du TCE et des mésalignements, ou encore l'hypothèse d'une non-linéarité dans la relation entre les mésalignements et la croissance. *En premier lieu*, nous spécifions l'équation à estimer en identifiant

un ensemble de déterminants potentiels de la croissance à la lumière de la théorie et des travaux empiriques précédents. Dans la continuité, nous affinons cette spécification en procédant à la sélection formelle des déterminants pertinents au moyen des techniques récentes d'inférence bayésienne. En effet, toute spécification qui ignore l'incertitude sur les déterminants de la croissance est susceptible de causer des erreurs d'inférence, mettant ainsi en doute les résultats des estimations et les implications de politique économique qui en découlent. À l'issue de cette étape préliminaire, nous procédons alors à l'estimation proprement dite de l'équation de croissance au moyen d'une technique couramment employée par ailleurs pour le même type d'exercice.

En second lieu, nous effectuons une série d'estimations complémentaires dans le but de conforter les premiers résultats. En particulier, nous testons la sensibilité des résultats aux mesures alternatives du TCE et des mésalignements, ainsi qu'aux hypothèses de dépendance interindividuelle des erreurs et de linéarité de la relation sous-étude. D'une part, cette ultime étape de notre démarche générale est justifiée par plusieurs arguments tels que la nature abstraite du TCE que nous avons soulignée, l'intégration croissante des marchés ou l'omission de certaines variables importantes dans la spécification. D'autre part, il semble nécessaire d'envisager l'hypothèse d'une non-linéarité dans la relation sous-étude, au regard des différentes explications relatives aux mécanismes de transmission des mésalignements vers la croissance. Nous achevons donc notre analyse par l'estimation d'un modèle de transition lisse qui introduit la dette externe comme variable au travers de laquelle les mésalignements exercent une influence sur la croissance. Au final, nous montrons que l'effet bénéfique de la sous-évaluation sur la croissance est peu évident, puisque les coefficients obtenus à partir des méthodes linéaires sont non significatifs, et cet effet peut même devenir négatif au-delà d'un certain seuil d'endettement que nous déterminons au moyen des techniques non linéaires. Ce résultat semble donc indiquer que les solutions envisagées pour les pays asiatiques ne sont pas transposables au cas des pays africains.

PREMIÈRE PARTIE

DÉTERMINATION DES MÉSALIGNEMENTS ET ANALYSE DE L'APPORT DU RÉGIME DE CHANGE

L'évaluation de l'influence des mésalignements sur la croissance est subordonnée à la détermination de ces derniers, et à l'analyse de l'apport du régime de change en tant que cadre institutionnel permettant de promouvoir la croissance. De ce fait, la première partie de cette thèse est constituée des deux chapitres suivants :

Chapitre 1 - Les outils d'analyse du change et de ses mésalignements ;

Chapitre 2 - Le régime de change : un facteur de mésalignements ?

CHAPITRE 1

LES OUTILS D'ANALYSE DU CHANGE ET DE SES MÉSALIGNEMENTS

Introduction

La notion de taux de change a jusqu'à présent fait l'objet d'une abondante littérature théorique et empirique. Celle-ci tient ses origines des travaux pionniers de (Cassel, 1922) et (Nurkse, 1945) dont l'objectif commun était de déterminer les « bonnes » parités. C'est en 1944 lors de la signature des accords de Bretton Woods que la mission de surveillance de ces bonnes parités sera officiellement assignée au FMI (alors toute jeune institution) et que le système de change fixe sera instauré. Ce dernier était censé garantir une certaine stabilité des taux de change en luttant contre l'inflation, mais il a été caractérisé par des déviations de grande ampleur et de brusques ajustements.

Trente ans plus tard, les accords de Jamaïque (1976) viendront officialiser, non seulement la chute de ce système dit de « Bretton Woods », mais aussi la naissance du système de change flottant qui selon ses promoteurs devait permettre une convergence plus rapide des taux de change vers leurs niveaux d'équilibre. Pourtant, depuis son instauration, le système des changes flexibles a plutôt favorisé l'instabilité générale à travers des fluctuations grandissantes, et des crises de change récurrentes. Ces dernières ont alors donné aux théories du taux de change matière à un profond renouvellement, et parmi les problématiques qui sont au centre de l'attention générale, il semble que la question des désajustements du taux de change est de loin celle qui préoccupe le plus (notamment les pays en développement), en raison des distorsions de prix et du déséquilibre macroéconomique dont ils sont la cause. Or, l'évaluation de ces désajustements soulève elle-même deux principales interrogations liées à la définition et à la gestion du taux de change d'une part, et à la détermination du niveau dit « d'équilibre » des taux de change d'autre part.

De ce fait, il convient de présenter brièvement les différents concepts de taux de change, de manière à justifier le choix du concept que nous effectuons. Ce préalable permettra alors d'aborder les questions relatives à la gestion du taux de change au sein d'un régime de change et à la détermination du taux de change d'équilibre Ces différentes notions constituent les outils d'analyse dont nous nous servirons pour construire notre démonstration tout au long de cette thèse. Le chapitre est donc composé des deux sections suivantes :

I - La variable taux de change et sa gestion au sein d'un régime de change ;

II – La controverse au sujet du taux de change d'équilibre.

Section I - La variable taux de change et sa gestion au sein d'un régime de change

Le taux de change est au centre des échanges internationaux puisque ceux-ci sont déterminés par les conditions dans lesquelles les agents peuvent effectuer des comparaisons en passant d'une monnaie à une autre. Or en fonction des systèmes, les monnaies peuvent avoir des valeurs qui varient les unes par rapport aux autres, ce qui fait naître une préoccupation importante au sujet des conséquences de ces variations. Notre analyse nous amène donc à nous interroger au préalable sur la définition du taux de change en tant que variable qui indique la valeur d'une monnaie (A), et sur sa gestion en fonction des modes de fixation définis par le régime de change (B).

A. La variable taux de change

D'une manière générale, les variations de la valeur d'une monnaie et ses conséquences déterminent l'orientation de la politique économique puisque celles-ci définissent le rapport dans lequel les échanges s'effectuent ou simplement leur profitabilité, ce qui influence directement la croissance et le développement d'un pays. Il convient donc de s'intéresser à l'expression du taux de change en tant qu'indicateur de la valeur d'une monnaie (1) et aux déterminants de cette dernière (2).

1. Le taux de change comme indicateur de la valeur d'une monnaie

En tant que mesure de la valeur d'une monnaie, le taux de change peut être exprimé de différentes manières selon que l'on retienne par exemple une définition bilatérale ou multilatérale. Mais ici nous regroupons simplement les mesures ou les indicateurs : nominaux d'une part (a) et réels d'autre part (b). Nous montrons alors que les premiers se révèlent insatisfaisants pour notre analyse, contrairement aux seconds qui indiquent mieux le pouvoir d'achat relatif d'une monnaie ou plus généralement la compétitivité d'un pays.

a. Des indicateurs nominaux peu satisfaisants

On distingue deux types d'indicateurs : le cours de change nominal (i) et le taux de change effectif nominal (ii).

i. Le cours de change nominal

Le cours de change nominal désigne simplement le prix relatif d'une monnaie par rapport à une autre. Il s'établit sur le marché des changes sur la base de deux systèmes conventionnels inverses l'un de l'autre, à savoir : la *cotation à l'incertain et la cotation au certain*. Précisément, le cours de change

peut indiquer : soit le nombre d'unités de la monnaie nationale dont il faut disposer pour obtenir une unité de la monnaie étrangère, dans le premier cas ; soit le nombre d'unités de la monnaie étrangère que l'on peut obtenir à partir d'une unité de la monnaie nationale, dans le second cas. Ainsi, la hausse du cours de change traduit la dépréciation de la monnaie nationale en cotation à l'incertain, et *a contrario*, l'appréciation de cette monnaie en cotation au certain.

La référence au cours de change nominal pour les comparaisons internationales se révèle insatisfaisante car les variations de prix influencent l'évolution du pouvoir d'achat de chaque unité monétaire, ce qui introduit un biais systématique dans l'analyse. En outre, compte tenu du caractère multilatéral des échanges commerciaux, il importe de s'intéresser aux variations de la valeur d'une monnaie par rapport à celles de ses principaux partenaires commerciaux (Bahmani-Oskooee, 1995). C'est la raison pour laquelle la pratique consiste à déterminer un indice synthétique que l'on qualifie de « taux de change effectif » et qui correspond précisément à *« une moyenne pondérée des taux de change, calculée par rapport à une période de référence* » (Daumont et al., 1999 ; 146).

ii. Le taux de change effectif nominal

Le taux de change effectif nominal (TCEN) décrit « *[…] l'évolution moyenne des taux de change bilatéraux de la monnaie d'un pays par rapport aux monnaies de ses principaux partenaires ou concurrents commerciaux* », ce qui lui confère l'avantage d'une plus grande stabilité, comparé au cours de change nominal (bilatéral).

Sur le plan formel, son expression dépend du mode de cotation, mais surtout du type de moyenne utilisée (arithmétique ou géométrique). En effet, l'usage d'une moyenne arithmétique permet d'obtenir les indices *arithmétique* (TCEN1) et *harmonique* (TCEN2) suivants :

$$TCEN1_t = 100\sum_{i=1}^{n} k_j \bar{E}_{it} \qquad (1)$$

$$TCEN2_t = 100 / \sum_{i=1}^{n} k_j \bar{R}_{it} \qquad (2)$$

où, $\bar{R}_{it}$ et $\bar{E}_{it}$ sont les taux de change bilatéraux définis par rapport à une période de référence *0*. Précisément : $\bar{R}_{it} = \frac{R_{it}}{R_{i0}}$ et $\bar{E}_{it} = \frac{E_{it}}{E_{io}}$; avec R_{it}, le cours de change coté à l'incertain de la monnaie domestique par rapport à son $j^{ème}$ partenaire au temps t ; E_{it} est le cours coté au certain[17], et k_j

[17] On rappelle que ces deux cours de change sont liés par la relation inverse : $E_{it} = 1/R_{it}$.

désigne les coefficients de pondération[18]. Mais dans la pratique, ces deux indices sont peu indiqués puisque les interprétations qui en découlent divergent sensiblement. En effet, pour un pays qui échange avec deux partenaires (1 et 2) dans les conditions $\bar{R}_{1t} = 2$ ($\bar{E}_{1t} = 0.5$) pour le partenaire 1 et $\bar{R}_{2t} = 0.5$ ($\bar{E}_{2t} = 2$) pour le partenaire 2, alors l'indice TCEN1 indique une appréciation de 25% de la monnaie du pays considéré, quand l'indice TCEN2 révèle une dépréciation de 20% de la même monnaie[19], toutes choses égales par ailleurs.

À l'inverse, l'usage d'une moyenne géométrique permet de calculer deux indices équivalents ($TCEN3_t$) et ($TCEN4_t$)[20] à partir des formules suivantes :

$$TCEN3_t = 100\prod_{i=1}^{n}\bar{E}_{it}^{k_j} \quad (2)$$

$$TCEN4_t = 100 / \prod_{i=1}^{n}\bar{R}_{it}^{k_j} \quad (3)$$

La moyenne géométrique présente ainsi l'avantage d'éliminer l'asymétrie de traitement observée précédemment, raison pour laquelle elle est généralement employée dans la pratique. Mais quoi qu'il en soit, l'évolution du TCEN ne permet pas de rendre compte de la compétitivité extérieure du pays et du pouvoir d'achat de sa monnaie, d'où la pertinence des indicateurs réels.

b. La pertinence des indicateurs réels

Nous montrons la pertinence les indicateurs réels dans le cadre de ce travail, comparativement aux indicateurs nominaux. De même que précédemment, on distingue les cours de change réel d'une part (i) et le taux de change effectif réel d'autre part (ii).

i. Le cours de change réel

Le cours de change réel mesure la valeur d'une monnaie en termes de pouvoir d'achat des marchandises (et/ou services) d'une autre. Il correspond en d'autres termes au pouvoir d'achat relatif d'une monnaie, dont l'expression formelle diffère selon que l'on retient un mode de

---

[18] Une approximation des coefficients de pondération est donnée par les ratios des importations et/ou des exportations de chaque pays partenaire sur le total des importations et/ou des exportations de l'économie domestique. Quoi qu'il en soit, on a toujours : $\sum_{i=1}^{n} k_i = 1$. Voir l'annexe 1 de ce chapitre pour plus de détails sur le calcul des coefficients de pondération.

[19] En effet, on peut vérifier que $TCEN1_t = 100\left[(0,5\times 0,5)+(0,5\times 2)\right] = 125$ et $TCEN2_t = \frac{100}{1,25} = 80.$

[20] On vérifie bien que $TCEN3_t = TCEN4_t$ Puisque d'une part : $TCEN3_t = 100\prod_{i=1}^{n}\bar{E}_{it}^{k_i} = 100\prod_{i=1}^{n}\frac{1}{\bar{R}_{it}^{k_i}}$, et d'autre part : $TCEN4_t = \frac{100}{\prod_{i=1}^{n}\bar{R}_{it}^{k_i}} = 100\prod_{i=1}^{n}\frac{1}{\bar{R}_{it}^{k_i}}$.

définition « interne » ou « externe ». Précisément, le *taux de change réel interne* (Q_{int})[21] exprime le rapport du prix des biens non échangeables (P_{NE}) sur le prix des biens échangeables (P_E)[22], soit :

$$Q_{int} = \frac{P_{NE}}{P_E} \tag{4}$$

Si l'hypothèse de la loi du prix unique[23] est valide, cette mesure du taux de change réel reflète le pouvoir d'achat d'une monnaie et la compétitivité internationale d'un pays, car toute augmentation du taux de change réel (TCR) modifie l'allocation des ressources en faveur du secteur exposé[24] de manière à rendre les biens échangeables nationaux moins onéreux (Joly et al., 1998 ; Hinkle et Nsengiyumva, 1999).

Au TCR interne se confronte le « *taux de change réel externe* » (Q_{ext})[25]. Ce dernier correspond formellement au produit entre le taux de change nominal coté à l'incertain (R)et le rapport de l'indice des prix étrangers (P^*) sur celui des prix domestiques (P), comme l'indique l'équation (5).

$$Q_{ext} = R\frac{P^*}{P} \tag{5}$$

Il apparaît que le TCR externe reflète plus directement l'évolution de la compétitivité d'une économie[26], puisqu'un accroissement du taux de change réel traduit le renchérissement des biens étrangers par rapport aux biens domestiques (dépréciation réelle). Le TCR externe est donc un indicateur plus général, ce d'autant qu'il peut être relié à une distinction entre biens échangeables et non échangeables. En effet, une transformation logarithmique permet de réécrire l'équation (6) ainsi qu'il suit :

$$q_{ext} = r - (p^* - p) \tag{6}$$

---

[21] Cette définition du taux de change réel est employée par des auteurs comme Dornbusch (1980), Obstfeld et Rogoff (1996), ou encore Lane et Milesi-Ferretti (2004).

[22] Une pratique courante consiste à définir le TCR interne par l'inverse du rapport donné par la relation (4). Dans ce cas, une augmentation du TCR traduit le renchérissement des biens échangeables et donc la dépréciation de la monnaie nationale. Dans la suite de cette thèse, nous utiliserons alternativement les deux expressions afin de faciliter l'analyse des mécanismes ou simplement pour nous conformer à la notation de certains auteurs.

[23] La loi du prix unique stipule que la concurrence internationale conduit à l'égalisation des prix d'un même bien partout dans le monde. De ce point de vue, le prix des biens échangeables est déterminé sur le marché international et les entreprises nationales sont par conséquent « price-taker ».

[24] Le secteur abrité regroupe l'ensemble des biens non échangeables tandis que le secteur exposé est constitué de l'ensemble des biens échangeables. Il convient également de préciser qu'il existe plusieurs formulations du TCR interne qui dérivent de la décomposition du secteur exposé en termes de biens exportables et importables (Edwards, 1989).

[25] On précise que le TCR interne correspond à une définition de type « microéconomique », tandis que le TCR externe est l'expression d'une définition qualifiée de « macroéconomique ».

[26] Contrairement au taux de change réel interne qui ne reflète la compétitivité qu'en l'absence de tout obstacle aux échanges.

où les lettres en minuscules désignent les variables exprimées en logarithme. Si l'on considère que les paniers de référence nationaux et étrangers sont constitués à la fois de biens échangeables et non échangeables, alors les indices de prix domestique (p) et étranger (p^*) sont respectivement :

$$\begin{cases} p = (1-\alpha)\, p_E + \alpha\, p_{NE} \\ p^* = (1-\alpha^*)\, p_E^* + \alpha^*\, p_{NE}^* \end{cases} \quad (7)$$

où α et α^* désignent les parts des biens non échangeables dans les économies domestique et étrangère respectivement. En remplaçant les indices de prix de l'équation (6) par leurs équivalents de l'équation (7), on obtient :

$$q_{ext} = r - p_E^* + p_E - \left[\alpha^*(p_{NE}^* - p_E^*) - \alpha(p_{NE} - p_E)\right] \quad (8)$$

Cette nouvelle relation montre que le TCR comporte deux principales composantes : le prix relatif des biens échangeables des deux économies et l'écart entre les prix relatifs des biens non échangeables de ces pays, chacun étant pondéré par les parts respectives du secteur abrité. En termes simples, il existe une relation entre les deux définitions du TCR (sous l'hypothèse que la distinction entre les secteurs exposé et abrité est valide)[27].

Pourtant, la référence au TCR pose elle-aussi des problèmes liés à la construction de l'indicateur, car la désagrégation de l'économie en secteurs exposé et abrité n'est pas évidente[28]. Mais plus généralement, le TCR ne prend en compte que les échanges bilatéraux. Or, les relations économiques revêtent un caractère multilatéral, raison pour laquelle il convient de faire référence à la valeur relative d'une monnaie par rapport à celles de ses pays partenaires commerciaux. De ce fait, nous ferons recours au concept du taux de change effectif réel tout au long de ce travail pour les raisons que nous présentons ci-après.

ii. Le taux de change effectif réel

Le taux de change effectif réel (TCER) est une moyenne pondérée[29] des TCR bilatéraux entre un pays et ses principaux partenaires commerciaux. Il permet ainsi d'apprécier les variations du pouvoir d'achat d'une monnaie dans un intervalle de temps donné, ce qui fait de lui un indicateur

[27] Cette relation est proportionnelle si l'on admet que $\alpha = \alpha^*$.

[28] En effet, il n'est pas aisé de déterminer la proportion de chaque bien intermédiaire qui est incorporée dans un bien final produit ou consommé, même si des tentatives de catégorisation ont été effectuées à partir des données désagrégées de la production et de la consommation (De Gregorio Giovannini et Wolf, 1994), ou l'indice des prix de gros et l'indice des prix à la consommation pour approximer les prix du secteur exposé et du secteur abrité respectivement (Harberger, 1986).

[29] Les pondérations respectives sont les parts de chaque partenaire dans le commerce du pays considéré.

fiable de la compétitivité d'une économie. Son expression formelle s'obtient en corrigeant celle du TCEN par une approximation des variations des prix relatifs. Précisément :

$$TCER_t = 100\prod_{i=1}^{n}\left[\frac{\bar{E}_{it}}{\bar{P}_{it}}\right]^{\bar{k}_i} \qquad (9)$$

où $\bar{E}_{it}$ est l'indice du cours de change coté au certain de la monnaie du pays référence par rapport à son $i^{ème}$ partenaire ; $\bar{P}_{it}$ est le ratio de l'indice de prix du $i^{ème}$ partenaire à l'instant t, sur l'indice des prix domestiques au même instant[30] ; les $\bar{k}_i$ sont les coefficients de pondération normalisés de la devise du partenaire « *i* »[31].

Ainsi défini, un accroissement de $TCER_t$ traduit une appréciation de la monnaie domestique. Mais il faut préciser que les interprétations associées aux valeurs de cet indicateur dépendent des pondérations et des indices de prix utilisés dans le calcul. Des distorsions peuvent en effet être observées entre les TCER obtenus à partir d'indices de prix différents (Chinn, 2004 ; Benigno et Thoenissen, 2003). Dans ces conditions, il convient de les choisir en fonction de la définition du TCER que l'on retient[32] (Saayman, 2007). Les indices de prix les plus courants étant :

- L'indice des prix à la consommation : indiqué lorsqu'on s'intéresse aux comparaisons internationales des variations de prix (les niveaux de prix eux-mêmes ne peuvent être comparés puisque les pondérations diffèrent selon les pays). C'est l'indice le plus fréquemment utilisé, notamment pour les pays en développement pour lesquels l'indisponibilité des données est avérée. Mais, il est peu utile pour les analyses en termes de compétitivité, car son évolution est en lien avec celle de la demande globale, tandis que la compétitivité se rapporte plutôt à la production marchande et aux revenus qui en découlent.

- L'indice des prix de gros ou l'indice du prix des biens échangeables : indiqué lorsque l'on souhaite effectuer une comparaison de la compétitivité-prix des exportations d'un pays. Même si les biens concernés sont quelquefois homogènes (notamment les denrées agricoles) et sont soumis à la concurrence internationale qui limite les écarts de prix (Chou et Shih, 1998).

- Les coûts unitaires de la main-d'œuvre : indiqués lorsque l'on souhaite apprécier la compétitivité-coût d'une économie donnée. Ils présentent l'avantage d'une plus faible volatilité, comparés aux indices de prix des biens (Siregar et Rajan, 2006). Mais des contraintes non

[30] $\bar{E}_{it}$ et $\bar{P}_{it}$ sont calculés par rapport à la même période de référence.

[31] Il s'agit plus précisément de l'effet sur la balance commerciale domestique, d'une variation de 1% de chaque devise étrangère.

[32] Il est par exemple possible d'effectuer une distinction entre produits manufacturés et produits primaires afin d'obtenir des coefficients de pondération différents, selon le type de biens auquel on s'intéresse.

négligeables limitent son utilisation dans les analyses empiriques. D'une part, les données relatives au marché du travail sont très largement indisponibles dans la plupart des pays en développement. D'autre part, en l'absence de rigidités et d'asymétries d'information sur le marché du travail, le coût unitaire du travail réagit quasi-instantanément à toutes variations cycliques de la productivité. À cela s'ajoute le fait que cet indice ne tient compte que d'un seul facteur de production, ce qui pourrait laisser penser que les intensités capitalistiques sont identiques pour tous les pays (Harberger, 2004).

À ces indices s'ajoutent également : le déflateur du PIB, les termes de l'échange, le taux de salaire moyen, ou encore le coût unitaire dans l'industrie manufacturière.

En dépit des difficultés associées au calcul des pondérations et des indices de prix, le TCER semble être l'indicateur le plus adéquat car il permet une meilleure appréciation des conséquences économiques et sociales des fluctuations de la valeur d'une monnaie. Ces fluctuations sont toutefois orientées par des variables telles que les prix, l'inflation ou encore le taux d'intérêt, et qu'il convient d'étudier.

2. Les déterminants de la valeur d'une monnaie

Nous avons déjà expliqué que la nécessité d'évaluer les conséquences des fluctuations de la valeur d'une monnaie fait de la détermination du taux de change un enjeu de la politique économique. Nous nous intéressons par conséquent aux déterminants de la valeur d'une monnaie, parmi lesquels on distingue le niveau général des prix et l'inflation comme déterminants de long terme (a), ainsi qu'au taux d'intérêt comme déterminant de court terme (b).

a. Le niveau général des prix et l'inflation comme déterminants de long terme

L'influence du niveau des prix et de l'inflation est formellement décrite par la théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA). Dans sa formulation moderne, celle-ci repose sur l'idée de Gustave Cassel selon laquelle le pouvoir d'achat relatif d'une monnaie[33] détermine sa valeur. Pour traduire cette idée, deux versions de la PPA ont été développées : la version dite « absolue » (i), et la version dite « relative » (ii).

i. La version absolue de la parité des pouvoirs d'achat

Dans sa version absolue, la PPA repose sur l'idée que les comportements arbitragistes sur les marchés entrainent des ajustements qui conduisent à terme à l'égalisation des indices de prix domestique et étranger. En d'autres termes, un panier de biens devrait s'échanger contre la même quantité de monnaie partout dans le monde, lorsque celles-ci sont exprimées dans la même unité.

[33] C'est-à-dire la quantité de biens ou de services qu'elle permet d'obtenir dans son pays par rapport à l'étranger.

Formellement, le taux de change qui correspond au niveau de la PPA absolue ($R_{PPA_{abs}}$) est équivalent au rapport de l'indice de prix domestique (P) sur l'indice de prix étranger (P^*)[34]. Soit :

$$R_{PPA_{abs}} = \frac{P}{P^*} \qquad (10).$$

Exprimée de cette manière, la PPA implique nécessairement l'absence de coûts de transaction et d'entraves aux échanges, la substituabilité parfaite entre les biens domestiques et étrangers, l'égalité des coefficients de pondération utilisés dans le calcul des indices de prix, ou plus généralement la concurrence parfaite sur les marchés, qui implique elle-même l'élimination de toute opportunité d'arbitrage[35]. Ces diverses hypothèses ont conduit les économistes à élaborer une version moins restrictive de la PPA encore qualifiée de « version relative », et que nous présentons dans le paragraphe suivant.

ii. La version relative de la parité des pouvoirs d'achat

La version relative de la PPA intègre les coûts de transport, les obstacles aux échanges, ainsi que l'imperfection de l'information sur les marchés, et montre que l'égalité des niveaux de prix exprimés en monnaie commune est peu plausible. Dans ces conditions, la PPA est vérifiée si la variation du taux de change par rapport à une période de référence est équivalente à la variation relative des niveaux de prix domestique et étranger. Autrement dit, le taux de change défini par la PPA relative évolue ou s'ajuste de façon à compenser l'écart d'inflation entre les pays. Formellement, si la constante K représente l'ensemble des entraves à la concurrence pure et parfaite, le taux de change défini par la PPA relative ($R_{PPA_{rel}}$) s'écrit :

$$R_{R_{PPA_{rel}}} = K.\frac{P}{P^*} \qquad \text{ou encore} \quad r_{R_{PPA_{rel}}} = k + p - p^* \qquad (11)$$

où les écritures en minuscule désignent les variables en logarithmes. En considérant l'expression en logarithmes, si l'on calcule l'évolution du taux de change entre deux périodes 0 et 1 on obtient :

$$r_1 - r_0 = (p_1 - p_0) - (p_1^* - p_0^*) \cong \dot{p} - \dot{p}^* \qquad (12)$$

---

[34] Sous l'hypothèse que les périodes de référence et la composition des paniers de biens sont identiques pour les deux économies.

[35] Nous avons déjà indiqué que la PPA absolue résulte des comportements arbitragistes sur les marchés. En effet, tout écart du taux de change observé par rapport à la PPA implique des opportunités de gains pour les agents qui achètent alors des biens dans un pays pour les revendre à un prix plus élevé dans un autre. Le mécanisme se poursuit jusqu'à la disparition totale de ces opportunités et le taux de change tend alors vers la PPA.

On retrouve ainsi l'idée que l'évolution relative du taux de change correspond approximativement à l'écart entre les taux d'inflation[36].

Dans l'ensemble, la PPA est d'ordinaire considérée comme une théorie du taux de change nominal quelle que soit la version retenue. Mais il est plus commode de l'interpréter comme une théorie du taux de change réel puisqu'elle implique que le taux de change réel est constant. Précisément, dans le cas de la version absolue, elle implique simplement que le TCR est constant et toujours égal à 1 (Taylor et al., 2001). En effet, une transformation de l'équation (10) permet d'obtenir :

$$R_{PPA_{abs}} . \frac{P^*}{P} = 1 \qquad (13)$$

À l'opposé, le TCR de la version relative est constant mais pas nécessairement égal à 1 puisque la relation (12) peut aussi être exprimée de la manière suivante :

$$r_1 - (p_1 - p_1^*) = r_0 - (p_0 - p_0^*) \quad \text{c'est-à-dire} \quad TCR_1 = TCR_0 \qquad (14)$$

Si la PPA fait quasiment référence dans la littérature, le taux de change est toutefois susceptible de s'en écarter à court terme en raison notamment de l'évolution du taux d'intérêt.

b. Le taux d'intérêt : un déterminant de court terme

L'inégalité entre l'offre et la demande de devises sur le marché des changes génère des comportements arbitragistes dont l'objectif est d'obtenir un rendement toujours plus élevé. Il en résulte un principe simple qui stipule que pour un taux de change donné, le marché des changes est équilibré si les positions en différentes devises offrent un taux de rendement unique[37] : c'est le principe de la « parité des taux d'intérêt » (PTI). Cette dernière est généralement présentée en deux versions que sont la parité des taux d'intérêt couverte (i) et la parité des taux d'intérêt non couverte (ii).

i. La parité couverte des taux d'intérêt (PCTI)

Pour expliquer le rôle du taux d'intérêt dans la détermination du taux de change conformément à la version couverte de la PTI, considérons un agent qui a le choix entre la détention de monnaie nationale et la détention de devises, chacune rémunérée aux taux i et i^* respectivement. Pour placer ses avoirs à l'étranger, il doit au préalable convertir sa monnaie en devises au taux E, de sorte que chaque unité placée rapporte $E(1+i^*)$ à la période suivante. À cette échéance, il devra

[36] Mais une telle conclusion repose sur l'hypothèse forte de l'équilibre du cours de change à la période de référence.
[37] Sous les hypothèses de substituabilité parfaite des actifs nationaux et étrangers, d'absence de restrictions aux mouvements de capitaux, et de neutralité au risque.

reconvertir ses devises en monnaie nationale à un taux certain F qui correspond au taux de change sur le marché à terme. Son rendement espéré en monnaie nationale est alors égal à $E(1+i^*)/F$. Dans ces conditions, tout placement à l'étranger se révèle plus rentable si $E(1+i^*)/F > (1+i)$, ce qui entraine la baisse de la demande de monnaie nationale et sa dépréciation par voie de conséquence. Ainsi, l'absence d'opportunité d'arbitrage à l'équilibre implique que les rendements offerts par les différents placements sont équivalents, c'est-à-dire :

$$\frac{E(1+i^*)}{F} = (1+i) \tag{15}$$

Pour des taux d'intérêt faibles, on peut considérer que : $\lim_{i \to 0} 1+i = i$. En notant $e = \ln E$ et $f = \ln F$, l'expression (15) peut être réécrite de manière équivalente comme il suit :

$$i = i^* - (f - e) = i^* - \Delta f \tag{16}$$

où Δf est le taux d'appréciation anticipé de la monnaie nationale. Cette dernière expression représente alors la traduction concrète de la « parité des taux d'intérêt couverte », dans laquelle le terme « *couverte* » exprime simplement le fait que les agents sont couverts contre le risque de change. L'absence d'une couverture contre ce risque est envisagée dans la seconde version de la PTI, tel que nous l'expliquons dans le paragraphe suivant.

ii. La parité non couverte des taux d'intérêt (PNCTI)

Pour prendre en compte l'absence d'une couverture contre le risque de change, la PNCTI suppose que les agents se livrent à des opérations d'achat ou de vente de devises dans un contexte d'incertitude sur le cours futur de la monnaie nationale[38]. De ce fait, le taux de change à terme f est remplacé par le taux de change anticipé e^a, de sorte que l'intégration de ce dernier dans la relation (16) conduit facilement à la nouvelle relation suivante :

$$i = i^* - (e^a - e) \tag{17}$$

Plus simplement, cette égalité montre que le taux de conversion futur est $e^a = (i^* - i) + e$[39].

[38] Le marché des changes à terme est un marché de gré à gré sur lequel les opérations négociées à une date présente donnent lieu à une livraison différée, non pas de deux jours comme sur le marché au comptant, mais de 30 ou 90 jours par exemple.

[39] Hors commission prélevée par l'intermédiaire financier.

Dans l'ensemble, la vérification de la PNCTI sur le plan pratique fait débat car elle met en relation des variables inobservables telles que le taux de change anticipé ou la prime de risque que les agents averses au risque peuvent exiger pour des opérations sur les marchés au comptant (Driver et Westaway, 2005). En outre, certains travaux ont échoué à déterminer les conditions dans lesquelles les variations ex-post du taux de change résulteraient l'écart de taux d'intérêt, ou d'évaluer simplement la capacité de la relation de PTI à prévoir l'évolution des taux de change (McCallum, 1994 ; Lewis, 1995). Mais les tentatives plus récentes de MacDonald et Dias (2007) ou Hoffmann et MacDonald (2009) conduisent à des conclusions opposées.

Quoi qu'il en soit, l'analyse de l'évolution des taux de change demeure importante notamment dans les économies émergentes et en développement car lorsque le taux de change sert de point d'ancrage nominal, les mesures qui rentrent dans le cadre de la politique de change peuvent promouvoir la croissance en assurant la stabilité des prix à long terme et le développement financier. De ce fait, la décision de politique économique la plus importante concerne la gestion du taux de change nominal, c'est-à-dire le choix du régime de change puisque celui-ci gouverne le taux de change. C'est la raison pour laquelle nous revenons dans la sous-section suivante sur les différents modes de gestion du taux de change au sein d'un régime de change.

B. La gestion du taux de change au sein d'un régime de change

Le régime de change désigne l'ensemble des règles qui régissent l'intervention des autorités monétaires (la banque centrale notamment) sur le marché des changes, dans le but de définir la parité ou la valeur de sa monnaie. Cette intervention peut être : directe, si la banque centrale acquiert et cède des devises sur ce marché proprement dit ; ou : indirecte, si elle agit ailleurs que sur le marché des changes par exemple en échangeant des titres nationaux sur les marchés tiers de manière à influencer le comportement des agents privés. On définit ainsi deux régimes extrêmes que sont le « régime fixe », et le « régime flexible », entre lesquels il existe toutefois une variété de régimes plus large. Pour expliquer leurs implications en ce qui concerne la détermination de la valeur d'une monnaie, nous revenons brièvement sur la classification des régimes de change et les critères de choix qui y sont associés (1), avant de présenter, brièvement aussi, les contraintes qui sont liées à la gestion du taux de change au sein d'un régime de change donné (2).

1. Retour sur la classification et les critères de choix des régimes de change

Il convient de revenir sur les différentes classifications des régimes de change (a), afin de mieux présenter les principaux critères qui président au choix d'un régime de change (b), notamment dans les pays en développement.

a. La classification

D'une manière générale, la classification des régimes de change est une tâche complexe car il est apparu que les déclarations officielles des pays membres du Fonds Monétaire International (FMI) ne correspondent pas exactement à leurs agissements effectifs sur les marchés de change. De ce fait, on retrouve deux principaux types de classifications dans la littérature : la classification officielle ou « *De Jure* » (i) et les classifications non-officielles, dites « *De facto* » (ii).

i. La classification officielle

Dans le cadre de sa mission de surveillance de la politique de change de ses membres, le FMI a établi une première terminologie, entre 1975 et 1998, permettant de recenser les régimes de change sur la base des déclarations desdits membres. Celle-ci distinguait trois grandes catégories à savoir : l'arrimage ferme, l'arrimage souple et le flottement. Mais les divergences observées entre les déclarations officielles et les actions effectives des pays membres ont conduit le FMI à réviser sa terminologie afin d'intégrer l'évolution des pratiques desdits pays. Ainsi, depuis 1999 la nouvelle terminologie repose sur les analyses qualitatives et quantitatives de la politique de change et de la politique monétaire, lesquelles ont permis d'identifier huit types de régimes à savoir : le flottement indépendant ; le flottement géré sans annonce préalable sur la trajectoire du taux de change ; les bandes de fluctuations mobiles ; les parités mobiles ; l'arrimage à l'intérieur d'une bande de fluctuation ; les caisses d'émission et les régimes sans monnaie officielle distincte[40].

Pourtant, cette nouvelle classification présente elle aussi des limites liées notamment à l'absence de données historiques pour les années antérieures à 1999, ce qui réduit sa portée sur le plan empirique. D'où l'intérêt que certains auteurs ont porté à l'élaboration des classifications non officielles (voir par exemple Ghosh et al., 2013).

ii. Les classifications *de facto*

S'il existe plusieurs classifications comme celles de Bubula et Otker-Robe (2002) ou Bailliu et al. (2002), les plus employées dans la littérature empirique restent celles de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) et Reinhart et Rogoff (2004). Les premiers proposent d'améliorer la nouvelle classification du FMI à partir d'une analyse statistique exhaustive portant sur la volatilité des taux de change nominaux et les réserves de change.

Les seconds quant à eux intègrent les données de taux de change sur les marchés parallèles et introduisent de nouvelles catégories, notamment celle des régimes dits de « chute libre » (*freely*

[40] Dans l'annexe 2 de ce chapitre nous présentons un tableau récapitulatif contenant les principales caractéristiques de chacun de ces régimes de change.

falling) qui comprend les pays dont l'inflation annuelle est supérieure à 40%[41]. Précisément, leur classification comprend 14 types de régimes que l'on peut regrouper de façon sommaire en 5 grandes catégories, c'est ce que montre le **Tableau 4**.

Compte tenu de l'importance du taux de change pour la politique économique, le choix d'un régime de change approprié s'avère être crucial pour préserver la compétitivité et la stabilité macroéconomique d'une économie donnée. Il convient donc de présenter succinctement les critères qui régissent le choix d'un régime de change.

TABLEAU 4- Typologie des régimes de change d'après Reinhart et Rogoff (2004)

Catégories "brutes"	Type de régime de change
1	Sans monnaie officielle distincte
	Caisse d'émission
	Bande de fluctuation inférieure ou égale à ± 2% avec annonce préalable
	1) Arrimage *De facto*
2	Parité glissante avec annonce préalable
	Bande de fluctuation glissante inférieure ou égale à ±2% avec annonce préalable
	Parité glissante *De facto*
	Bande de fluctuation glissante inférieure ou égale à ±2% *De facto*
3	Bande de fluctuation supérieure ou égale à ± 2% avec annonce préalable
	Bande de fluctuation glissante *De facto* inférieure ou égale à ±5%
	Bande de fluctuation mobile inférieure ou égale à ±2%
	Flottement géré
4	Flottement libre
5	Régime de « chute libre »

Note : Extrait de Montiel (2011 ; pp. 14)

b. Les critères de choix d'un régime de change

Le processus qui aboutit au choix d'un régime de change correspond à une analyse de type « coûts-bénéfices » qui tient compte de l'environnement international et des caractéristiques propres au pays ou à la zone qui effectue ce choix. Ainsi, de nombreux critères indépendants ont été identifiés en pratique, mais la diversité de ces critères implique qu'un même régime de change ne saurait satisfaire tous les pays à tout moment (Frankel, 1999). Quoi qu'il en soit, nous

[41] Les auteurs indiquent que cette catégorie était intégrée à tort dans celle des régimes flottants, ce qui contribuait à surestimer le biais inflationniste en change flottant.

focalisons de manière non exhaustive sur deux critères : la vulnérabilité aux chocs (i) et l'influence de la politique de change sur le développement (ii)[42].

i. La vulnérabilité aux chocs

D'une manière générale, les économies doivent s'ajuster, c'est-à-dire réorganiser la structure des prix relatifs, à la suite des chocs qu'elles subissent car les prix et les salaires nominaux sont rigides à court terme. Cet ajustement tient ainsi compte de la nature du choc et du type de régime considéré. En effet, d'une part on distingue les chocs monétaires ou réels dont les effets sont liés à leurs origines respectives (marché des actifs ou marché des biens et services), les chocs transitoires ou permanents dont les effets dépendent de la durée, et les chocs externes qui proviennent des marchés d'actifs étrangers. D'autre part, l'analyse classique de l'ajustement en fonction des régimes de change aboutit à deux principales conclusions. Premièrement, les régimes fixes sont mieux adaptés lorsque les chocs sont de nature nominale puisque la politique monétaire est exclusivement dédiée à la défense de la parité de la monnaie, de sorte que la production et la demande agrégée soient préservées. Deuxièmement, le choix d'un régime de change flexible est fondé lorsque les chocs réels et externes prévalent[43] car il permet d'en atténuer les répercussions sur l'économie réelle en favorisant la variation des prix relatifs sans modifier le niveau de la production nationale. Il en résulte que les régimes intermédiaires ont la particularité de présenter une partie des avantages de chacun des deux régimes extrêmes, de sorte que les économies les plus fragiles ont un intérêt à les adopter (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005).

Mais le critère de vulnérabilité aux chocs n'est pas l'unique élément à considérer. L'adoption d'un régime de change dépend également des objectifs du pays considéré, notamment en matière de développement. C'est la raison pour laquelle nous consacrons le paragraphe suivant à l'analyse brève de l'effet de la politique de change sur le processus de développement.

ii. L'influence de la politique de change sur le processus de développement

Plus que le régime de change en lui-même, la politique de change dans son ensemble peut favoriser le développement d'un pays si elle tient compte de l'efficacité de la structure de production, ou de l'opportunité d'accélérer le processus d'intégration commerciale et financière avec les partenaires, ou encore si elle évalue les gains en termes de réduction de l'inflation suite à

[42] D'autres critères tels que la théorie des zones monétaires optimales ou celle du « *currency mismatch* » peuvent être considérés, mais celles-ci dépassent le cadre de cette présentation succincte. Pour mémoire, le *currency mismatch* désigne l'effet de bilan généré par les engagements en devises des agents publics et privés.

[43] Il peut s'agir par exemple de la contraction de la demande, des catastrophes naturelles ou de la détérioration des termes de l'échange, de l'accroissement des taux d'intérêt à l'international ou encore de la fuite des capitaux.

un changement de régime de change. Plus précisément, la politique de change peut jouer un rôle dans le processus de développement en assurant : l'observabilité du taux de change réel, la réduction des coûts de transaction et la stabilisation de l'inflation.

Premièrement, l'expérience récente des pays asiatiques a révélé le bénéfice associé à la stratégie de développement entrainé par les exportations de produits manufacturés, et ce grâce à la sous-évaluation des monnaies qui assure leur compétitivité. De ce point de vue, le niveau réel du taux de change devrait être clairement observé sur les marchés mondiaux de façon à fournir un signal approprié sur les prix relatifs (Montiel, 2011). Deuxièmement, le choix d'un régime de change définit le niveau des ressources déployées pour le maintien d'une parité ou pour la réduction de l'incertitude liée à la volatilité du taux de change. De ce fait, l'efficacité d'une option peut être déterminée à l'issue d'une opération de minimisation des coûts, qui s'apparentent ici à des taxes sur le commerce international. Troisièmement et enfin, l'orientation de la politique monétaire est étroitement liée à la politique de change car lorsque la Banque centrale n'intervient pas directement sur le marché des changes pour défendre la parité de sa monnaie, sa politique monétaire n'a pas d'influence sur le niveau du taux de change puisqu'elle est entièrement dédiée à l'atteinte des objectifs internes, notamment la stabilité des prix et de l'activité. À l'opposé, lorsqu'elle intervient sur le marché des changes, sa politique monétaire est entièrement dédiée à l'atteinte de cet objectif. Nous reviendrons toutefois sur ce dernier point lorsque nous aborderons la question des contraintes liées à la gestion du taux de change dans le paragraphe suivant.

2. Les contraintes liées à la gestion du taux de change

Les contraintes liées à la gestion du taux de change sont essentiellement de nature temporelle. Elles relèvent précisément du court terme (a) et du moyen-long terme (b).

a. Les contraintes de court terme

Nous distinguons deux principales contraintes à court terme : la peur du flottement liée à la volatilité du taux de change (i) et la trinité impossible (ii).

i. La peur du flottement liée à la volatilité du taux de change

Grâce à l'analyse de l'évolution des réserves de change, des agrégats monétaires et des taux d'intérêt, Calvo et Reinhart (2002) ont mis en lumière la « peur du flottement » des pays en développement due à la volatilité accrue des taux de change en régimes flexibles. En effet, le taux de change est assimilable à un prix d'actif et en tant que tel, il est influencé par les flux financiers de court terme eux-mêmes engendrés par les phénomènes de spéculation, de contagion ou de

panique, d'où sa nature volatile. Cette dernière génère alors de l'incertitude car elle est susceptible d'accroître les taux d'intérêt et les coûts de transaction, lesquels constituent des entraves aux échanges commerciaux à l'international.

ii. La trinité impossible

À court terme, une contrainte importante dans la gestion du taux de change est liée à l'impossibilité de concilier la parfaite mobilité des capitaux, l'autonomie monétaire et la fixité du taux de change. C'est également ce que l'on appelle : la « trinité impossible » ou le triangle des incompatibilités de Mundell. Elle exprime simplement l'idée que les autorités ne peuvent choisir que deux options parmi les trois possibles, ce qui définit donc les conditions d'arbitrage entre la politique monétaire et la politique de change à court terme.

Toutefois, certains auteurs comme Bhagwati (1998) avancent qu'il n'y a pas de raisons a priori de supposer la mobilité parfaite du capital[44] puisque la restriction aux flux de capitaux est susceptible d'atténuer les effets ou réduire les risques liés aux crises monétaires, notamment dans les économies dont les secteurs bancaires sont plus vulnérables.

À ces contraintes s'ajoutent celles qui relèvent du moyen ou du long terme et que nous présentons dans le paragraphe suivant.

b. Les contraintes de moyen - long terme

Dans la mise en œuvre de sa politique de change à long terme, la Banque centrale est contrainte de respecter deux principes qui sont liés à l'ancrage nominal et la solvabilité budgétaire, d'une part (i), mais aussi à la variabilité (de long terme) du taux de change, d'autre part (ii).

i. L'ancrage nominal de l'économie et la solvabilité budgétaire

La définition de l'ancrage nominal de l'économie est une préoccupation importante pour la Banque centrale, car cette dernière indique la variable qui détermine le niveau moyen des prix en termes de monnaie nationale. En effet, si l'on conçoit que l'équilibre général de l'économie détermine l'ensemble des prix relatifs, alors en fixant un prix d'un bien en monnaie nationale, la définition de l'ancrage nominal permet de définir l'ensemble des prix de l'économie. De ce fait, le choix d'un régime de change détermine implicitement la variable d'ancrage nominal. En régime de change fixe le taux de change est la variable d'ancrage, tandis qu'en régime flexible celle-ci correspond plutôt à l'offre de monnaie ou à une combinaison de variables nominales. Dans ce dernier cas, l'objectif de l'ancrage peut être le ciblage d'un taux de croissance des agrégats que

[44] Il convient en effet de noter que la notion de « l'impossible trinité » repose sur les hypothèses de substituabilité parfaite entre les actifs domestiques et étrangers, et celle de l'absence de restrictions aux mouvements de capitaux.

sont les indicateurs de la masse monétaire (M1 et M2) ou les réserves de change. Mais un objectif plus couramment poursuivi par les banques centrales ces dernières années est celui du ciblage de l'inflation par un engagement institutionnel quant à un objectif quantitatif précis et explicite.

Au regard de ce qui précède, on peut penser que le choix de la variable d'ancrage nominal influence d'une certaine manière la conduite de la politique budgétaire puisque l'une des conditions de solvabilité du secteur public est que le niveau de l'inflation reste compatible avec la contrainte budgétaire inter temporelle. En effet, les potentiels créanciers jugent ce secteur solvable si la valeur actuelle des surplus primaires futurs et des revenus du seigneuriage est au moins égale au montant actuel de la dette. Or, l'évolution des surplus futurs dépend nécessairement de la conjoncture et donc de l'inflation.

En somme, en définissant un taux de variation de l'ancre nominale, les autorités déterminent également le niveau de long terme de l'inflation en fonction duquel elles prévoient l'ajustement endogène du déficit budgétaire et des autres grandeurs nominales. Mais l'ajustement des grandeurs réelles comme le TCR reste une source de préoccupation car la variabilité de ce dernier à long terme est potentiellement à l'origine de l'instabilité de l'activité, au même titre que la volatilité.

ii. La variabilité du taux de change réel

La variabilité de long terme du taux de change réel, plus communément appelée « mésalignement »[45], est une préoccupation importante notamment pour les pays en développement car lorsqu'elle correspond à une surévaluation de la monnaie, elle est à la fois associée à l'instabilité des déficits commerciaux, à une crise monétaire et à l'atonie de la croissance (Ghura et Grennes, 1993 ; Razin et Collins, 1997 ; Kaminsky et al., 1998).

Nous ne fournissons pas plus de détails sur ce dernier aspect pour le moment car le second chapitre de ce travail y est largement consacré. Dans cette perspective, un autre aspect essentiel à souligner est celui qui porte sur le taux de change d'équilibre en tant que référence à partir de laquelle les mésalignements sont déterminés. Ce taux de change d'équilibre a fait l'objet d'une littérature importante depuis les travaux de Cassel (1922), mais il est encore à ce jour au centre d'une controverse sur laquelle il convient de revenir afin de justifier le choix des approches retenues dans ce travail.

[45] Nous reviendrons plus en détail sur le sens de ce terme, central à notre analyse. Mais précisons d'ores et déjà que les mésalignements désignent des déviations soutenues du TCR par rapport à son niveau d'équilibre défini par les fondamentaux de l'économie.

Section II – La controverse au sujet du taux de change d'équilibre

Nous avons déjà indiqué que la détermination des mésalignements est subordonnée à la connaissance du niveau d'équilibre du taux de change, mais le choix d'une approche d'évaluation de ce taux d'équilibre est peu évident compte tenu de sa nature abstraite et de la multitude de modèles théoriques qui ont été proposés à cet effet. Dans ces conditions, nous adoptons ici une double approche qui repose sur les concepts du « taux de change réel naturel » (*Natural Real Exchange Rate* ou NATREX) et du « taux de change d'équilibre comportemental » (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate* ou BEER). Ce choix se fonde d'une part sur les insuffisances de la parité des pouvoirs d'achat et ses tentatives de prolongement en tant que relation de détermination du taux de change d'équilibre (A), et d'autre part sur les limites de l'approche du « taux de change d'équilibre fondamental » (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate* ou FEER) dans la classe des modèles formant l'approche globale dite de l'équilibre macroéconomique sous-jacent (B).

A. Les insuffisances de la PPA dans la détermination du taux de change d'équilibre

Plusieurs critiques ont été formulées à l'encontre de la PPA. En particulier, les interventions officielles, la spéculation sur le marché des changes, les anticipations rationnelles, l'hétérogénéité des agents ou simplement les politiques structurelles mises en œuvre, peuvent être à l'origine des écarts durables susceptibles d'être observés entre le taux de change et le niveau défini par la PPA. Dans l'ensemble, on peut distinguer les critiques fondées sur les limites de la loi du prix unique d'une part (1), et celles qui portent sur les tentatives mitigées de prolongement de cette approche (2).

1. Les critiques fondées sur les limites de la loi du prix unique

La théorie de la PPA est fondée sur l'idée que véhicule la loi du prix unique, selon laquelle le prix d'un panier de biens devrait être identique dans les économies domestique et étrangère une fois que les monnaies sont exprimées dans la même unité. Mais elle est critiquée en raison du caractère idéal des hypothèses, d'une part (a), et du peu d'évidence des tentatives de vérifications empiriques, d'autre part (b).

a. Le caractère idéal des hypothèses

La loi du prix du prix unique n'est justifiée que si l'on admet l'absence de coûts de transaction ainsi que la substituabilité parfaite des biens (i), et si l'on formule un ensemble d'hypothèses restrictives sur la composition des paniers de biens représentatifs de la consommation (ii).

i. L'absence de coûts de transaction et la substituabilité parfaite des biens

À l'évidence, toute activité économique a un coût, même si celui-ci n'est pas directement perçu par le bénéficiaire de cette activité. Les économistes ont ainsi coutume de dire qu'il n'existe pas de « repas gratuit ». De ce fait, l'hypothèse d'absence de coûts de transaction semble peu réaliste car les échanges de biens sont en général limités par des entraves telles que les barrières non tarifaires, les quotas ou les contingentements. L'existence de ces coûts implique donc qu'il existe une marge minimale à l'intérieur de laquelle les arbitrages ne se déclenchent pas puisqu'ils se traduiraient par une perte[46].

En outre, l'hypothèse de substituabilité parfaite des biens semble elle aussi peu réaliste en raison des pratiques monopolistiques ou oligopolistiques qui autorisent la différenciation des biens. À cela s'ajoute le problème de la composition des paniers de biens représentatifs de la consommation et de leurs pondérations, c'est ce que nous expliquons dans le paragraphe suivant.

ii. La composition des paniers de biens représentatifs de la consommation

La loi du prix unique suppose que le prix d'un bien est identique dans les économies domestique et étrangère[47]. La généralisation de cette loi dans le cadre de la PPA conduit à supposer que les paniers de biens domestique et étranger sont eux-aussi identiques. Or, la composition de ces paniers diffère selon les pays puisque les habitudes de consommation varient fortement d'une région à l'autre et les décisions de production en tiennent compte (Bergstrand, 1991). Pourtant, Summers et Heston (1991) ont tenté d'élaborer un panier de bien commun à tous les pays pour estimer la PPA sur longue période, notamment en développant le « projet de comparaisons internationales » (*International Comparison Programme* ou ICP). Mais Sarno et Taylor (2002) estiment que cette base de données est peu utile sur le plan pratique car les intervalles de temps sont de taille importante et il existe un grand nombre de données non renseignées pour la plupart des pays. À cela s'ajoute le fait que la loi du prix unique exclut de l'analyse les biens qui par nature sont non échangeables[48].

En somme, la validité de la loi du prix unique en tant que fondement théorique de la PPA est contestée d'un point de vue théorique ce qui a motivé un certain nombre d'évaluations empiriques.

---

[46] Il convient toutefois de souligner que si les coûts de transaction sont constants, la PPA dans sa version relative pourrait être validée.

[47] L'exemple des « burgernomics » (l'indice du prix du Big Mac) publié par le journal *The Economist* montre que la loi du prix unique et la PPA ne sont pas vérifiées dans les faits.

[48] Un bien est considéré comme non échangeable, soit du fait de la distance géographique (les services domestiques par exemple), soit du fait d'un coût de transport trop important (le bâtiment par exemple).

b. Des vérifications empiriques peu concluantes

La controverse autour de la validité de la PPA a surtout été entretenue par les tentatives peu concluantes de vérifications empiriques, parmi lesquelles on peut observer une évolution liée aux développements de l'économétrie. On distingue ainsi les études menées jusqu'à la fin des années 1990 (i) et les travaux plus récents qui sont proposés depuis le début des années 2000 (ii).

i. Les études menées jusqu'à la fin des années 1990

Parmi les contributions les plus importantes de cette période on note celles de Isard (1977) ou Richardson (1978) qui montrent que les déviations à la PPA sont larges et persistantes notamment dans les pays industrialisés. De même, Parsley et Wei (1996) ou Engel et Rogers (1996) prouvent l'existence d'un différentiel de prix sensible d'une ville ou d'un pays à l'autre[49] et l'expliquent notamment par la distance géographique. En outre, les travaux de Feenstra (1995) ou Feenstra et Kendall (1997) ont mis en lumière l'influence des coûts de transport dans l'échange international. Sercu et al. (1995) montrent d'ailleurs que la proportionnalité de certains coûts de transport, appelés « coûts icebergs », crée littéralement un intervalle de déviation à la PPA, à l'intérieur duquel le bénéfice marginal de l'arbitrage est inférieur à son coût. De ce point de vue, la question de l'opportunité de l'arbitrage aux extrémités de cet intervalle est implicitement une question de seuils.

Par ailleurs, Krugman (1986) a développé la théorie dite du « *Pricing To Market* » (PTM) pour expliquer les déviations de long terme à la PPA. Pour lui, la différence de prix d'un même bien sur plusieurs marchés s'explique par les comportements oligopolistiques et notamment par la délivrance de plusieurs licences d'exploitations par types de marchés. On peut également signaler l'étude de Froot et al. (1995) qui explique les déviations à la PPA par les facteurs institutionnels au premier rang desquels se trouvent les régimes de change.

ii. Les études menées depuis le début des années 2000

Depuis le début des années 2000, les développements de l'économétrie ont permis d'envisager les vérifications empiriques de la PPA sur séries longues (Taylor, 2002 ; Kim et Moh, 2010), grâce notamment aux tests de racines unitaires en panel (Wu et Wu, 2001 ; Wu et al., 2011), ou encore à travers des modèles de séries temporelles prenant en compte la non-linéarité dans l'ajustement à la PPA (Coakley et Fuertes, 2001 ; Imbs et al., 2003). Ces différentes orientations sont motivées par le fait qu'il n'existe que deux démarches de validation de la PPA en pratique (Sarno, 2005). La première consiste à étudier les variations du taux de change nominal et des prix relatifs afin

[49] Engle et Rogers signalent entre autres que le différentiel de prix est accru par un « effet de frontières ».

d'identifier d'éventuelles évolutions conjointes dans le long terme (relation de cointégration). La deuxième consiste à analyser la tendance du TCR afin de déterminer sa stationnarité et l'existence de mécanismes de retour à un équilibre stable[50].

Mais les différents résultats obtenus n'ont pas permis de réfuter les précédents puisque certains comme Engel (2000) ou Lopez et al. (2005) ont rejeté les hypothèses de stationnarité et/ou de cointégration pour les économies développées[51], tandis que d'autres ont eu tendance à réhabiliter la PPA, à tout le moins dans le long terme (Coe et Serletis, 2002 ; Serletis et Gogas, 2004 ; Juvenal et Taylor, 2008 ; Beckmann, 2013).

Dans l'ensemble, il apparaît que seuls les pays industrialisés ont retenu l'attention des théoriciens et des praticiens. Or, on peut raisonnablement supposer que le comportement du TCR dans les pays en développement n'obéit pas nécessairement aux mêmes logiques que dans les économies développées. En effet, la part des biens non échangeables entrainerait une déviation permanente du TCR et un écart structurel à la PPA (Egert et Halpern, 2006). C'est la raison pour laquelle des approches alternatives ont été proposées pour tenter de pallier les limites de la PPA.

2. Les tentatives de prolongement de la PPA

À l'évidence, les premières évaluations empiriques de la PPA n'ont pas confirmé les attentes théoriques. Elles ont plutôt mis en évidence des écarts persistants entre les niveaux de prix. Dans ces conditions, Balassa (1964) et Samuelson (1964) ont séparément proposé une explication fondée sur le différentiel de productivité (a), mais par la suite, une nouvelle conception en termes d'équilibre des « flux et des stocks » a été introduite pour expliquer les écarts à la PPA dans un contexte d'intégration financière croissante (b).

a. L'hypothèse de Balassa-Samuelson

Balassa (1964) et Samuelson (1964) ont été les précurseurs des analyses visant à prolonger la PPA, en mettant en avant la nécessité de prendre en compte le biais de productivité pour expliquer les déviations à la PPA. Plus précisément, les écarts à la PPA résulteraient d'après eux des différences de productivité relative entre pays, lesquelles sont liées aux niveaux de développement. Pour résumer leur contribution, nous distinguons d'une part l'idée sous-jacente (i) et la dérivation formelle d'autre part (ii).

[50] En effet, la stationnarité du TCR est cohérente avec la version relative de la PPA. De ce point de vue, le TCR peut être considéré comme un indicateur fiable des déviations par rapport à la PPA.
[51] Au passage ils mettent en lumière les problèmes de construction de ces tests ou leur sensibilité au nombre de retards inclus dans les spécifications.

i. L'idée sous-jacente

L'hypothèse de Balassa et Samuelson traduit simplement l'idée que dans une petite économie ouverte et à deux secteurs (exposé et abrité), si l'on admet que le prix des biens échangeables obéit à la PPA absolue, alors l'amplification du processus de rattrapage technologique se traduit par des gains de productivité. Ceux-ci sont concentrés exclusivement dans le secteur exposé et entrainent de fait une hausse des salaires dont on peut supposer qu'elle se diffuse sur l'ensemble de l'économie en raison de l'égalisation des salaires entre les secteurs. Mais dans le secteur abrité, la hausse des salaires n'est pas compensée par une augmentation correspondante de la productivité, d'où les répercussions sur les prix[52]. Précisément, l'indice des prix à la consommation augmente plus rapidement dans l'économie considérée ce qui contribue à l'appréciation de la monnaie nationale : c'est également ce qu'on appelle « l'effet Balassa-Samuelson en évolution»[53]. Ce mécanisme peut aussi être décrit de manière plus formelle en s'inspirant des présentations de Froot et Rogoff (1995) ou Égert (2005) .

ii. La dérivation formelle

Considérons une petite économie ouverte à deux secteurs, ouvert (E) et abrité (NE), dans un cadre néoclassique avec parfaite mobilité du capital, le taux d'intérêt étant donné de manière exogène. Pour chacun des deux secteurs, la fonction de production s'exprime de la manière suivante :

$$Y_j = A_j.(L_j)^{\theta_j}.(K_j)^{(1-\theta_j)} \quad \text{avec} \quad j = E, NE \tag{18}$$

où Y_j représente le niveau de la production domestique ; A_j est la productivité totale des facteurs ; L_j est le travail ; θ_j est la part du travail dans la production et K_j est le capital. Les conditions de maximisation du profit dans chaque secteur conduisent aux expressions suivantes du salaire (w) et du taux d'intérêt (i)[54] :

$$\begin{cases} w = \log \theta_E + a_E + (1-\theta_E)(k_E - l_E) \\ w = (p_{NE} - p_E) + \log \theta_{NE} + a_{NE} + (1-\theta_{NE})(k_{NE} - l_{NE}) \end{cases} \tag{19}$$

---

[52] Le mécanisme décrit suppose cependant que la productivité s'accroit plus rapidement dans le secteur exposé.

[53] Quelques fois appelé « effet Harrod-Balassa-Samuelson » ou « effet Ricardo-Balassa-Samuelson ». Il existe une autre déclinaison de ce mécanisme appelée « effet Balassa en niveau ». Elle stipule que pour les pays en développement (PED) la productivité est généralement plus faible comparée à celle des pays développés ce qui explique le niveau plus faible des salaires. Ainsi, les prix des biens non échangeables et les indices de prix agrégés seraient également plus faibles dans les PED, si l'on fait les hypothèses d'exogénéité des prix dans le secteur ouvert et d'égalisation des salaires entre secteurs.

[54] On rappelle que ces conditions établissent l'égalisation du produit marginal du travail et du salaire d'une part, ainsi que celle du produit marginal du capital et du taux d'intérêt réel d'autre part. Par ailleurs, l'hypothèse d'égalisation des salaires entre secteurs implique que les salaires du secteur abrité sont donnés de manière exogène.

$$\begin{cases} i = \log(1-\theta_E) + a_E - \theta_E (k_E - l_E) \\ i = (p_{NE} - p_E) + \log(1-\theta_{NE}) + a_{NE} - \theta_{NE} (k_{NE} - l_{NE}) \end{cases} \quad (20)$$

où toutes les lettres minuscules indiquent que les variables sont prises en logarithmes. Après différenciation totale du système[55], on obtient les nouvelles expressions suivantes :

$$\begin{cases} \hat{w} = \hat{a}_E + (1-\theta_E)(\hat{k}_E - \hat{l}_E) \\ \hat{w} = (\hat{p}_{NE} - \hat{p}_E) + \hat{a}_{NE} + (1-\theta_{NE})(\hat{k}_{NE} - \hat{l}_{NE}) \end{cases} \quad (21)$$

$$\begin{cases} \hat{a}_E - \theta_E (\hat{k}_E - \hat{l}_E) = 0 \\ (\hat{p}_{NE} - \hat{p}_E) + \hat{a}_{NE} - \theta_{NE} (\hat{k}_{NE} - \hat{l}_{NE}) = 0 \end{cases} \quad (22)$$

où les lettres marquées de l'exposant ($\hat{}$) représentent les taux de croissance des variables considérées. Les solutions du modèle sont finalement obtenues à partir des équations 21 et 22 et s'écrivent de la manière suivante :

$$\begin{cases} (\hat{k}_E - \hat{l}_E) = (\hat{k}_{NE} - \hat{l}_{NE}) = w = \dfrac{\hat{a}_E}{\theta_E} \\ (\hat{p}_{NE} - \hat{p}_E) = \left(\dfrac{\theta_{NE}}{\theta_E}\right).(\hat{a}_E - \hat{a}_{NE}) \end{cases} \quad (23)$$

Le système 23 exprime l'égalité entre le salaire et les taux de variation du ratio capital-travail de chacun des secteurs d'une part, et montre que les variations internes de prix relatifs sont uniquement déterminées par les facteurs d'offre d'autre part. Il s'agit du mécanisme de transmission interne de l'effet Balassa-Samuelson (Égert, 2005). Ainsi, il est possible de déterminer la différence de prix relatifs entre deux pays en adoptant une démarche analogue. Cette différence s'écrit alors comme il suit[56] :

$$(\hat{p}_{NE} - \hat{p}_E) - (\hat{p}_{NE}^{*} - \hat{p}_E^{*}) = (\hat{a}_E - \hat{a}_{NE}) - (\hat{a}_E^{*} - \hat{a}_{NE}^{*}) \quad (24)$$

Exprimée de cette manière, l'équation (24) traduit plus directement l'effet Balassa-Samuelson en évolution, en montrant formellement que le différentiel de productivités relatives détermine les disparités d'évolutions des prix relatifs. Pourtant, ce mécanisme semble peu évident à vérifier sur le plan empirique. En effet, il a fait l'objet d'un consensus dans un premier temps (De Gregorio Giovannini et Wolf, 1994 ; Canzoneri et al., 1999). Mais il a moins fait l'unanimité par la suite car

[55] Les détails du calcul ne sont pas exposés ici dans un souci de concision. Le lecteur intéressé pourra toutefois se référer à Égert (2005) ou Sarno et al. (2003).
[56] On néglige le terme θ_{NE}/θ_E .

plusieurs travaux ont mis en évidence un effet faiblement significatif (Flek et al., 2003 ; Mihaljek et Klau, 2008 ; Borgersen et King, 2011).

En somme, les insuffisances des premières analyses fondées sur la PPA ont donné naissance aux approches en termes d'équilibre des « flux et des stocks » qui intègrent de nouveaux déterminants du taux de change liés au contexte d'intégration financière croissante et de libéralisation des mouvements de capitaux.

b. Les approches en termes d'équilibre des « flux » et des « stocks »

Au cours des années qui ont précédé le flottement généralisé des monnaies, la tendance en matière de détermination des taux de change a été marquée par les modèles de type keynésien fondés sur des approches en termes d'équilibre de flux et de stocks. C'est par exemple le sens des travaux de Mundell (1963) et Fleming (1962)[57] qui constitue aussi ce que l'on appelle l'approche du cours de change par la balance des paiements[58]. Sans revenir explicitement sur leur modèle, nous présentons les modèles monétaires à prix flexibles et rigides ainsi que sur les modèles dits « d'équilibre de portefeuille » (i), lesquels sont fondés sur la relation de parité des taux d'intérêt et considèrent que le taux de change est assimilable au prix relatif d'un actif financier procédant d'une confrontation entre différents stocks. Cette présentation nous permettra alors de mettre en lumière les insuffisances de toutes les tentatives de prolongement de la PPA (ii), lesquelles ont été révélées par les travaux de Meese et Rogoff (1983).

i. Les principaux modèles

Nous présentons successivement le modèle à prix flexibles, le modèle à prix rigides et le modèle d'équilibre de portefeuille.

Le modèle à prix flexibles suppose la substituabilité parfaite entre les actifs domestiques et étrangers, la parfaite mobilité des capitaux, la stabilité des fonctions de demande de monnaie domestique et étrangère, et la vérification de la PPA à chaque période (Taylor, 1995). Aussi, il exprime l'idée que le taux de change est déterminé par la valeur courante des stocks de monnaie ainsi que par l'offre et la demande de monnaie dans le pays domestique et le pays étranger. En d'autres termes, le taux de change est un prix relatif déterminé par l'équilibre sur le marché de la

[57] Ils montrent que le change est déterminé non seulement par les flux commerciaux mais aussi par les flux financiers, dans le contexte d'une petite économie ouverte non soumise aux restrictions des flux de capitaux. En effet, les flux de capitaux permettent de financer le déficit ou d'absorber l'excédent de la balance courante. En particulier, l'expansion budgétaire provoque la hausse des taux d'intérêt, favorise l'entrée de capitaux et l'appréciation du change. Il en résulte alors une perte de compétitivité à l'exportation qui ramène la demande agrégée à son niveau d'équilibre.

[58] Dans sa version courante, le modèle montre que le cours de change réalise l'équilibre de la balance des paiements en changes flexibles. Par contre, en changes fixes, la balance des paiements n'est pas nécessairement en équilibre puisque dans ce cas, ce sont les prix qui réalisent l'ajustement.

monnaie. À ce titre, la dépréciation du change peut résulter non seulement de l'accroissement de l'offre de monnaie, mais également de l'accroissement du différentiel de taux d'intérêt $(i^* - i)$[59]. Alors qu'une appréciation de change procède d'une augmentation relative du revenu réel domestique[60]. Une démonstration formelle de ce mécanisme est présentée dans l'annexe 3 de ce chapitre.

Le modèle à prix rigides d'obédience keynésienne et plus connu sous la dénomination « *modèle de surréaction ou de surajustement du taux de change* » (Dornbusch, 1976). Il repose sur l'hypothèse d'une lenteur dans l'ajustement des prix sur les marchés, mais intègre également les anticipations rationnelles et la PPA à long terme. L'idée sous-jacente est que le taux de change est à court terme plus volatile que ses déterminants macroéconomiques (l'offre de monnaie, le taux d'intérêt et les prix). Ainsi, son niveau ne dépend pas du commerce international mais réagit plutôt à la suite d'une variation de l'offre de monnaie, comme nous le montrons dans l'annexe 4 de ce chapitre.

Le modèle d'équilibre de portefeuille étend ou prolonge le cadre d'analyse du modèle à prix rigides en introduisant dans l'analyse une contrainte de liquidité à laquelle font face les agents qui opèrent un choix entre les biens (ou les services) et les actifs financiers. De cette manière, les chocs monétaires ou du marché obligataire affectent le taux de change via le taux d'intérêt en tant que variable d'ajustement sur les deux marchés pris simultanément. En outre, le modèle d'équilibre de portefeuille propose d'intégrer l'imparfaite substituabilité entre les actifs domestiques et étrangers, laquelle peut résulter de la fiscalité, l'instabilité politique ou encore le risque de change[61]. L'ensemble du modèle est formellement décrit dans l'annexe 5 du chapitre.

Sur le plan pratique, plusieurs travaux ont tenté d'évaluer la portée des modèles monétaire et de portefeuille, ce qui a permis de mettre en évidence un certain nombre d'insuffisances que nous relevons brièvement dans le paragraphe suivant.

ii. La remise en cause des tentatives de prolongement de la PPA

D'un point de vue empirique, les modèles monétaires et de portefeuille se sont révélés peu satisfaisant, notamment au cours de la première moitié des années 1980. On peut par exemple

[59] Cette conclusion oppose le modèle à prix rigides de celui de Mundell-Fleming. En effet, si l'on admet dans le premier cas que le taux d'intérêt est le prix qui résulte de la confrontation sur le marché de la monnaie, de l'offre et la demande de monnaie, alors sa chute entraine, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la demande de monnaie et l'appréciation de cette dernière. Par contre le modèle Mundell-Fleming prévoit qu'une réduction du taux d'intérêt limite les entrées de capitaux et déprécie le change.

[60] En effet, l'augmentation du revenu réel accroit la demande de monnaie qui à son tour réduit le taux d'intérêt.

[61] On précise que la rationalité des investisseurs les conduit à diversifier le risque potentiel induit par la variabilité du taux de change.

citer les travaux de Frankel (1982) pour le modèle à prix flexibles, ou encore ceux de Edison et Pauls (1993) pour le modèle à prix rigides. Pour évaluer la pertinence de ces modèles, Meese et Rogoff (1983) ont estimé leur capacité prédictive en comparant les prévisions hors échantillon qui en découlent avec celles d'un simple modèle de marche aléatoire. Plus précisément, ils comparent les différentes erreurs quadratiques moyennes (RMSEs[62]) et prouvent ainsi l'incapacité des modèles existant à prévoir la trajectoire des taux de change mieux que le modèle de marche aléatoire (*Cf.* **Tableau 5**).

TABLEAU 5 - Erreurs quadratiques moyennes à l'horizon de six mois (Meese et Rogoff, 1983)

Cours de change	Marche aléatoire	Cours à terme	Modèle monétaire à prix flexibles	Modèle hybride (monétaire et portefeuille)
Dollar-mark	8,71	12,03	9,64	9,95
Dollar-yen	11,58	13,94	13,38	11,94
Dollar-livre	6,45	8,88	8,90	9,08
Taux effectif du dollar	**6,09**	**6,49**	**7,07**	**7,11**

Cette conclusion est d'ailleurs confortée par différents auteurs qui ont tenté d'améliorer la capacité prédictive des modèles à travers des spécifications dynamiques, ou encore des méthodes à changement de régimes (Koedijk et Schotman, 1990 ; Mac Donald et Taylor, 1992).

La remise en cause de Meese et Rogoff a alors ouvert la voie à deux types d'analyse. D'abord, une modélisation d'obédience microéconomique dont l'objectif était de prendre en compte le rôle des anticipations, de l'hétérogénéité des agents ou encore de la source d'information dans la formation des taux de change. C'est le cas des modèles avec asymétrie d'information, rationalité limitée ou rationalité mimétique (Orlean, 1987). Ensuite, une nouvelle classe de modèles fondée sur les travaux pionniers de Meade (1951) et Swan (1968) a été introduite. On parle aussi de « *l'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent ou de l'équilibre interne-externe* ». C'est cette dernière approche qui est adoptée dans le cadre de ce travail.

B. L'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent

À la différence des approches précédentes, celle-ci ne focalise pas uniquement sur l'équilibre d'un marché déterminé (tel que celui des biens ou de la monnaie), mais au contraire sur la détermination de l'équilibre macroéconomique global (interne et externe), à travers la définition des parités d'équilibre qui autorisent l'évaluation de l'ampleur des mésalignements. Elle s'est vulgarisée depuis les travaux pionniers de Williamson (1983) qui ont introduit le concept du « taux de change d'équilibre fondamental (*FEER*[63]) » et à la suite duquel ont été développés les

[62] « *Root Mean Square errors* ». Elle est obtenue par la racine carrée de l'écart quadratique moyen et mesure la déviation de la prédiction par rapport à la valeur réelle.
[63] *Fundamental Equilibrium Exchange Rate.*

concepts du « taux de change d'équilibre comportemental (*BEER*[64])», ou encore du « taux de change réel naturel (*NATREX*[65]) ». Seul le premier concept retient notre attention dans la suite de ce chapitre car les deux derniers, que nous appliquons dans le cadre de ce travail, feront l'objet d'un développement complet dans le chapitre 2. Dans cette perspective, nous définissons au préalable l'équilibre au sens de l'approche considérée (1) et nous nous intéressons ensuite à ses fondements (2).

1. La définition de l'équilibre

D'une manière générale, la définition de l'équilibre est une préoccupation centrale de la science économique parce qu'elle permet de « *décrire des situations dont l'économiste ne prétend pas qu'elles se réalisent toujours, mais qui lui servent de référence pour étudier les situations concrètes »* (D'autume, 2001; p. 389). Sans être exhaustif sur cet aspect, nous distinguons ici la définition macroéconomique de l'équilibre (a) et sa définition en fonction de l'horizon temporel (b).

a. La définition macroéconomique

Dans l'analyse macroéconomique traditionnelle, l'équilibre correspond à une situation d'absence de gaspillage, toute la production de plein emploi ayant été consommée ou investie. Il procède en d'autres termes de l'ajustement des quatre agrégats que sont : la production, la consommation, l'investissement et la masse monétaire. Toutefois, les conditions de réalisation de cet équilibre et ses caractéristiques diffèrent selon les paradigmes. On peut ainsi distinguer les conceptions néoclassique et postkeynésienne d'une part (i), et le concept de l'équilibre interne-externe d'autre part (ii).

i. Les conceptions néoclassique et postkeynésienne

L'approche néoclassique établit l'interdépendance entre différents marchés par le biais du marché du travail. Les niveaux de production, de prix, ainsi que le taux de salaire, sont alors déduits du niveau de l'emploi de sorte que si l'économie est en situation de plein-emploi, sa position d'équilibre est également dite optimale. Par contre, l'approche postkeynésienne s'attache à représenter l'équilibre issu de l'interdépendance des marchés via le modèle IS-LM. Précisément, la relation (IS) définit les niveaux de revenu et de taux d'intérêt pour lesquels le marché des biens et services se trouve en situation d'équilibre, tandis que la relation (LM) définit pour les mêmes

[64] *Behavioural Equilibrium Exchange rate.*
[65] *Natural Real Exchange Rate.*

variables, les niveaux qui assurent l'équilibre sur le marché de la monnaie. Ainsi, la confrontation des deux courbes définies par ces relations permet de déterminer l'équilibre global[66].

ii. Le concept de l'équilibre interne-externe

L'approche de l'équilibre interne-externe, développée par le FMI, consiste à définir le taux de change compatible avec la réalisation simultanée des équilibres interne et externe de l'économie. Le premier (l'équilibre interne) correspond à une situation de croissance potentielle accompagnée d'un taux de chômage équivalent au NAIRU[67]. Autrement dit, sa réalisation transite par le marché du travail et repose sur la relation entre la production potentielle et le taux de change réel[68]. Mais on peut également assimiler l'équilibre interne à celui du marché des biens non échangeables[69], c'est par exemple ce que font des auteurs comme Hinkle et Montiel (1999) ou Hinkle et Nsengiyumva (1999). Le second équilibre (l'équilibre externe) résulte quant à lui de la dynamique des paiements extérieurs induite par la relation positive entre l'activité et le taux de change réel. Il correspond en d'autres termes à la soutenabilité du compte courant, laquelle empêche l'explosion de la dette ou un défaut de paiement vis-à-vis de l'extérieur.

Bien qu'elle fasse l'unanimité, cette conception de l'équilibre macroéconomique reste partielle puisqu'elle n'intègre pas l'horizon temporel (Driver et Westaway, 2005).

b. La définition de l'équilibre selon l'horizon temporel

Pour intégrer la dimension temporelle dans la détermination de l'équilibre, considérons comme Clark et MacDonald (1998) que le TCR est déterminé à chaque instant t par un vecteur de fondamentaux Z_t, un vecteur de facteurs transitoires T_t et des perturbations aléatoires ε_t. Cette relation s'exprime formellement de la manière suivante :

$$r_t = \beta' Z_t + \theta' T_t + \varepsilon_t \qquad (25)$$

où β et θ sont des vecteurs de paramètres. Ainsi exprimée, cette relation permet de définir quatre types d'équilibre :

---

[66] L'on pourrait toutefois rajouter une troisième relation de détermination de l'emploi et/ou du chômage car, dans sa formulation la plus simple, le modèle autorise une inadéquation entre niveaux de production et d'offre de travail quand bien même l'équilibre serait réalisé. Cette hypothèse constitue le fondement même de toute l'analyse keynésienne justifiant l'interventionnisme de l'État.

[67] *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*.

[68] En effet, suite à la dépréciation du TCR, les prix internes à la consommation s'accroissent, entrainant avec eux les salaires et les coûts nominaux du travail. Or, la hausse des salaires n'est pas compensée par une hausse subséquente de la productivité, le coût réel du travail est alors plus élevé ce qui provoque la réduction de la demande de travail et donc la hausse du chômage.

[69] Ce qui suppose implicitement que les termes de l'échange exogènes équilibrent instantanément le marché des biens échangeables.

- *L'équilibre de court terme*, qui correspond à une situation dans laquelle les fondamentaux du TCR ont atteint leurs niveaux courants c'est-à-dire après que les effets perturbateurs et aléatoires des facteurs spéculatifs se sont dissipés. En situation de déséquilibre, seules les variations du taux de change dit « d'équilibre courant » permettent l'ajustement et le retour à l'équilibre (Williamson, 1983). Précisément, le taux de change d'équilibre de court terme s'exprime de la manière suivante :

$$r_t^{CT} = \beta' Z_t + \theta' T_t \qquad (26)$$

- *L'équilibre de moyen terme*, qui prévaut lorsque l'ajustement des prix, des salaires et de la position extérieure nette[70] s'est achevé, au moins partiellement. C'est donc une situation qui correspond à la réalisation des équilibres interne et externe puisque l'ajustement des prix permet d'atteindre le niveau d'output potentiel, tandis que l'ajustement de la position extérieure nette est cohérent avec la soutenabilité du compte courant. Le taux de change d'équilibre s'exprime alors de la manière suivante :

$$r_t^{MT} = \beta' Z_t \qquad (27)$$

- *L'équilibre de long terme*, encore qualifié d'équilibre « stock-flux », correspond à une situation dans laquelle il n'y a plus de tendance endogène au changement (Milgate, 2008). En effet, à long terme les stocks de capital ou de richesse sont fixés et la position extérieure nette s'est stabilisée de manière cohérente avec le niveau de développement du pays. Cet équilibre se traduit par l'équation suivante :

$$r_t^{LT} = \beta' \bar{Z}_t \qquad (28)$$

où $\bar{Z}_t$ indique le niveau de long terme des fondamentaux.

- *L'équilibre de très long terme,* qui indique l'achèvement du processus de rattrapage technologique, lequel implique nécessairement l'égalisation des prix à l'échelle mondiale et donc la validation de la PPA.

Toutefois, il convient de relever que ce cadre d'analyse est simplificateur car peu d'attention est prêtée à l'identification des fondamentaux pertinents selon l'horizon temporel[71]. Mais qu'à cela ne tienne, il suffit à la présentation des fondements de l'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent.

[70] Elle correspond globalement à la différence entre l'actif et le passif d'une économie vis-à-vis de l'extérieur.
[71] Une formalisation détaillée est proposée par Bénassy-Quéré et al. (2008).

2. Les fondements de l'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent

Deux sous-approches constituent le socle de l'approche plus globale dite de l'équilibre macroéconomique sous-jacent. Il s'agit de l'approche fondatrice du FMI d'une part (a) et d'autre part, de l'approche dite « statique » constituée notamment des modèles du « taux de change d'équilibre fondamental » (FEER[72]) et du « taux de change d'équilibre désiré » (DEER[73]).

a. L'approche conceptrice du FMI

Elle est fondée sur l'idée que l'équilibre comptable de la balance des paiements est déterminé par la relation qui lie le TCR au compte courant. C'est la raison pour laquelle cette approche a quelquefois été considérée comme une théorie du compte courant. Formellement, l'équilibre de la balance des paiements est exprimé par la relation suivante :

$$S - I = CA = -KA \tag{29}$$

où S désigne l'épargne ; I représente l'investissement ; CA est le solde du compte courant, et KA représente le solde du compte de capital. L'équation (29) permet alors d'estimer le TCR d'équilibre en trois étapes : le choix d'une cible de compte de capital, la détermination du compte courant sous-jacent et le calcul du TCR compatible avec la cible de compte de capital (Mac Donald, 2000 ; Dvornak et al., 2005). Mais la procédure peut également se résumer en deux étapes si l'on considère le choix d'une cible de compte de capital comme un jugement de valeur[74].

Ces deux étapes sont formellement explicitées par Borowski et Couharde (2003) pour qui le compte courant correspond à la somme de la balance commerciale (B) et des revenus de transferts nets (TN) c'est-à-dire :

$$CA = B + TN = \left(P.X - P.R.M\right) + TN \tag{30}$$

Les revenus de transferts sont par hypothèse indépendants des mouvements du TCR. De ce fait, la relation entre le compte courant et le TCR est examinée à travers la balance commerciale $\left(dCA = dB = d\left(P.X - P.R.M\right)\right)$. Les équations d'exportation et d'importation peuvent ainsi être exprimées de la manière suivante :

---

[72] *Fundamental Equilibrium Exchange Rate.*
[73] *Desired Equilibrium Exchange Rate.*
[74] Une tentative de formalisation est tout de même proposée par Williamson et Mahar (1998) et Isard et al. (2001). Alternativement, le compte de capital soutenable est souvent mesuré par une moyenne des soldes courants sur plusieurs périodes.

$$\begin{cases} X = X_0.Y_e^{\eta_x}.R^{\varepsilon_x} & x = \dfrac{dX}{X} = \eta_x.y_e + \varepsilon_x.r \quad (31) \\ M = M_0.Y^{\eta_m}.R^{-\varepsilon_m} & m = \dfrac{dM}{M} = \eta_m.y - \varepsilon_m.r \quad (32) \end{cases}$$

où X et M, représentent les exportations et les importations ; X_0 et M_0 représentent les exportations et les importations autonomes ; Y et Y_e expriment le niveau de l'output domestique et étranger respectivement ; η_x , η_m, ε_x et ε_m représentent les élasticités commerciales. La différenciation du système précédent permet alors de déterminer les variations du solde courant en termes de biens importés, sous l'hypothèse d'absence de comportement de marge[75]. Précisément :

$$\begin{aligned} \frac{dCA}{P.R.M} = \frac{dB}{P.R.M} &= \frac{1}{\mu}\left(\frac{CA - CA^*}{P_y.Y}\right) = \frac{1}{\mu}\left(ca - ca^*\right) \\ &= \tau.\frac{dX}{X} - \frac{dR}{R} - \frac{dM}{M} = \tau.x - r - m \end{aligned} \quad (33)$$

où $\mu = P.R.M/P_y.Y$ indique la part des importations dans le PIB ; P_y représente le prix des importations ; ca représente le solde courant observé en fin de chaque période (en pourcentage du PIB) ; ca^* est une mesure du compte courant d'équilibre et $\tau = P.X/P.R.M$ représente le ratio des exportations sur les importations.

Finalement, la relation qui lie le TCR aux soldes courants instantané et soutenable, est déduite des équations (31), (32) et (33). Elle s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned} r &= \frac{1}{\mu\left(\tau.\varepsilon_x + \varepsilon_m - 1\right)}\left[\left(ca - ca^*\right) + ogr\right] \qquad \text{avec} \quad ogr = \mu\left(\eta_m.y - \tau.\eta_x.y_e\right) \\ &= \beta.\left[\left(\overline{ca} - ca^*\right)\right] \end{aligned} \quad (34)$$

où β est un paramètre et $\overline{ca} = ca + ogr$ représente le solde courant soutenable. Ainsi exprimée, l'équation précédente montre que si l'output atteint son niveau potentiel dans les deux pays, alors les variations du TCR sont telles que le solde courant soutenable correspond au solde d'équilibre. On en déduit que le TCR est nécessairement en équilibre dans une telle situation ($r = 0$).

L'approche pionnière du FMI a fait l'objet de plusieurs extensions au premier rang desquelles on retrouve l'approche dite statique.

[75] Ce qui signifie en d'autres termes que le prix des exportations est supposé être indépendant des fluctuations du TCR (Borowski et Couharde, 2003).

b. L'approche statique : le FEER et le DEER

Le modèle le plus célèbre de cette approche est sans doute celui du « taux de change d'équilibre fondamental » (FEER), développé par Williamson (1983, 1985) et rebaptisé par Bayoumi et al. (1994) qui préfèrent parler de « taux de change d'équilibre désiré » (DEER) en raison du fait que la détermination du taux de change d'équilibre (i) procède de la réalisation d'un ensemble de conditions macroéconomiques souhaitables ou « désirées »[76] à moyen terme[77]. De ce fait, la mise en application du modèle pose quelques problèmes sur le plan pratique (ii).

i. La détermination du taux de change d'équilibre

Sur le plan formel, le FEER/DEER est déterminé par l'équation du solde soutenable du compte courant (ca^{st}) suivante[78] (Wren-Lewis, 1992) :

$$ca^{st} = -\alpha.r - \beta.\bar{y} + \beta^{*}.\bar{y}^{*} - i.\overline{nfa} \qquad \text{avec } \alpha, \beta \text{ et } \beta^{*} > 0 \tag{35}$$

où ca^{st} représente le niveau structurel du compte courant à moyen terme[79] ; $\bar{y}$ et $\bar{y}^{*}$ sont les valeurs désirées des revenus réels domestiques et étrangers qui servent de proxy aux demandes globales ; $i.\overline{nfa}$ est le stock net d'actifs réels détenus par le pays domestique ; i est le taux d'intérêt domestique et $\overline{nfa}$ est la position extérieure nette réelle désirée. Les coefficients α, β et β^{*} représentent la sensibilité du compte courant respectivement aux variations du taux de change réel, de l'output domestique et de l'output étranger[80]. Mais cette spécification pose quelques problèmes de mise en œuvre sur le plan pratique comme nous l'expliquons dans le paragraphe suivant.

ii. Quelques difficultés de mise en œuvre

Bien qu'elle soit jugée simple et transparente[81], la méthode d'estimation du taux de change d'équilibre *FEER/DEER* est peu évidente à mettre en application. En effet, elle transite non seulement par la détermination du niveau de production potentielle (équilibre interne), mais

---

[76] Notamment en ce qui concerne les niveaux de solde courant et d'emploi. Il convient aussi de préciser que le *FEER* (alternativement *DEER*) ne résulte pas simplement de la concomitance des équilibres internes et externes, il participe également de la réalisation de ces derniers ex-ante (Bayoumi et al., 1994).

[77] Le moyen terme indique l'achèvement d'une période temporelle allant de 4 à 6 ans. C'est l'horizon pour lequel les variations de compétitivité se reflètent sur le solde commercial, la production ayant atteint son niveau potentiel.

[78] Les indices temporels sont ignorés pour simplifier la notation.

[79] Les flux de capitaux spéculatifs sont exclus de cette définition compte tenu de l'horizon de moyen terme retenu.

[80] À première vue, la spécification du FEER/DEER semble ne pas accorder de rôle explicite à la politique budgétaire. Cette apparence est toutefois trompeuse car la politique budgétaire influence le solde courant à court terme à travers les variations du taux de change d'une part et celles de l'écart entre l'output et l'output potentiel d'autre part. Or ces deux canaux de transmission sont effectivement pris en compte dans la spécification.

[81] Ces caractéristiques permettent de tester la sensibilité du taux de change obtenu aux spécifications alternatives (Bayoumi et al., 1994).

également par le choix du solde courant dit « soutenable » (équilibre externe). Ce qui peut poser trois problèmes en pratique :

- Premièrement, la détermination de la production potentielle nécessite de « *connaître les tendances longues de la population active, de la productivité du travail et le niveau du taux de chômage d'équilibre. Or, pour chacune de ces variables, il existe des divergences d'ordre théorique […] et empirique*». Deux méthodes sont tout de même retenues à cet effet : la décomposition de la série des taux de croissance du PIB en composantes transitoire et tendancielle[82] ou alors le recours à la théorie économique, bien que la part de l'arbitraire soit importante dans ce dernier cas Thibault et al. (1998; p. 182).

- Deuxièmement, le choix d'une cible de compte courant est nécessairement effectué de manière *ad hoc* car il n'existe pas un niveau unique de compte courant soutenable (Williamson, 1994). On peut en effet supposer que dans une perspective d'équilibre global de la balance des paiements, le compte courant est lui aussi équilibré à chaque période[83]. Mais il est également possible d'isoler un ensemble de flux longs du compte de capital en considérant que ceux-ci sont liés à des cessions/acquisitions d'actifs de maturité longue[84]. De plus, l'on pourrait considérer que les flux de capitaux liés à la cible de compte courant appropriée sont obtenus par la différence entre l'épargne nette du secteur privé $(S-I)$ et le déficit du secteur public $(G-T)$ comme le montre l'équation suivante[85] :

$$(X-M)=(S-I)-(G-T) \tag{36}$$

- Troisièmement et enfin, le service de la dette du pays considéré introduit un effet d'hystérèse dans le modèle. En effet, si l'on suppose une situation initiale en équilibre, alors toute appréciation du change réel détériore le solde du compte courant et accroît le déficit extérieur ainsi que le service de la dette. Le retour à l'équilibre initial nécessite alors la dépréciation du change, mais celle-ci s'avère plus importante au final en raison de la contrainte de paiement liée au service de la dette.

En somme, toutes ces caractéristiques, font que le modèle FEER/DEER est très souvent considérée, par Williamson en premier (1994, pp.181), comme une approche « *normative* » et

[82] Les techniques les plus courantes sont le filtre Hodrick-Prescott ou la décomposition Beveridge-Nelson.

[83] En régime de change flexible, quel que soit le niveau du solde courant à court terme nécessitant des mouvements de capitaux, l'ajustement automatique du taux de change permet de stabiliser ces derniers. En régime de change fixe par contre, il n'est pas souhaitable de corriger certains mouvements de capitaux éphémères à court terme car les réserves de change constituent un stock de sécurité destiné à prévenir toute variation instantanée du compte de capital.

[84] Cette approche pose toutefois un problème important lié au fait qu'elle ne permet pas d'éliminer certains flux de court terme qui résultent par exemple de la spéculation sur la chute des taux d'intérêts de long terme.

[85] Williamson (1994, p. 184) note que cette approche est quelque peu contradictoire. En effet, la détermination du déficit public pose implicitement le problème de la contrainte budgétaire inter temporelle selon lequel toute décision d'emprunter dans le présent entraîne une augmentation des impôts et par suite un excédent courant dans le futur.

« *statique* », et ce d'autant plus que la dynamique d'ajustement à l'équilibre n'est pas clairement spécifiée. Cet argument motive donc notre choix pour les approches NATREX et BEER dont nous effectuons une présentation détaillée dans le second chapitre.

* * *

Conclusion

Ce chapitre était consacré à la présentation des outils d'analyse nécessaires à la construction de notre démonstration. Nous avons d'abord présenté les multiples concepts de taux de change, qui offrent différentes représentations de la valeur d'une monnaie. Il s'agit des cours de change nominaux/réels, et des taux de change bilatéraux/effectifs. Parmi ces concepts, le taux de change effectif réel apparaît comme le plus pertinent dans le cadre de ce travail, compte tenu du fait qu'il facilite l'appréciation des conséquences économiques et sociales des fluctuations de la valeur d'une monnaie. Or, la nécessité d'apprécier ou d'évaluer ces conséquences fait de la détermination des taux de change un enjeu de la politique économique, raison pour laquelle nous nous sommes intéressés aux déterminants que sont le niveau général des prix, l'inflation ou encore le taux d'intérêt.

Ce préalable nous a permis d'aborder ensuite la question relative à la gestion du taux de change au sein d'un régime de change, puisque la politique de change peut promouvoir la croissance en assurant la stabilité des prix à long terme ou en favorisant le développement financier. Ainsi, après avoir brièvement évoqué l'existence des classifications officielles et *De facto*, nous avons rappelé qu'un même régime de change ne saurait convenir à tous les pays et à tout moment. De ce fait, le choix d'un régime de change doit tenir compte de la vulnérabilité de l'économie aux chocs, ainsi que de l'influence de la politique de change dans le processus de développement. Dans ces conditions, la gestion du taux de change est généralement contrainte par la peur du flottement ou la trinité impossible, à court terme ; et l'ancrage nominal de l'économie, la solvabilité budgétaire ou la variabilité du taux de change réel, à moyen-long terme. Ce dernier aspect est alors celui qui retient notre attention, et nous amène logiquement à la question du taux de change d'équilibre dont la détermination fait toujours l'objet d'une controverse, compte tenu de sa nature abstraite et non directement observable.

Au terme de ce chapitre, il apparaît que la détermination du taux de change d'équilibre est un exercice complexe, à en juger par les multiples approches qui ont été proposées dans la littérature. Toutefois, la classe des modèles dits de l'équilibre macroéconomique « sous-jacent » semble la mieux indiquée, en raison des insuffisances de la PPA et de ses prolongements, à laquelle s'ajoute l'incapacité des modèles monétaire et de portefeuille à prévoir l'évolution des taux de change mieux qu'un simple processus de marche aléatoire (Meese et Rogoff, 1983). Dans cette classe de modèles, nous retenons particulièrement les concepts NATREX et BEER, au regard de leur nature : « dynamique », pour le premier ; et « pragmatique », pour le second. Ces derniers nous permettront alors de comparer systématiquement les résultats des différentes estimations envisagées tout au long de ce travail.

Annexes du chapitre

Annexe 1 – Les coefficients de pondération nécessaires au calcul du TCER

Les coefficients de pondération peuvent représenter une part k_j^x des exportations du pays de référence en direction d'un pays « j », ou encore une part k_j^m des importations de ce pays en provenance du pays « j ». Formellement on a :

$$k_j^x = \frac{X_j}{\sum_{j=1}^{n} X_j} \tag{1.1}$$

$$k_j^m = \frac{M_j}{\sum_{j=1}^{n} M_j} \tag{1.2}$$

où $\sum_{j=1}^{n} X_j$ et $\sum_{j=1}^{n} M_j$ représentent respectivement le total des exportations et le total des importations dans le pays de référence. On obtient un indice du TCEN pondéré, respectivement par les exportations et par les importations.

Pour étudier l'effet des flux commerciaux globaux sur les variations du change, les coefficients sont plus souvent calculés grâce à une moyenne arithmétique simple des parts d'exportations et d'importation, ou encore à partir d'une moyenne pondérée des deux tel qu'il suit :

$$k_i = \frac{1}{2}\left[k_i^x + k_i^m\right] \qquad \text{ou} \qquad k_i = \alpha_x k_i^x + \alpha_m k_i^m \tag{1.3}$$

où α_x et α_m sont les parts respectives des exportations et des importations dans le commerce extérieur du pays considéré. Formellement :

$$\alpha_x = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{\sum_{j=1}^{n} X_j + \sum_{j=1}^{n} M_j} \qquad \text{et} \qquad \alpha_m = \frac{\sum_{i=1}^{n} M_i}{\sum_{j=1}^{n} X_j + \sum_{j=1}^{n} M_j} \tag{1.4}$$

En pratique, on obtient en général $\sum_{i=1}^{n} k_i < 1$ compte tenu du fait que l'on ne retient que les principaux partenaires commerciaux, c'est-à-dire ceux dont les échanges sont les plus importants dans le total des échanges du pays considéré. En guise d'alternative, on procède en général à une normalisation des coefficients de pondération[86].

---

[86] Il suffit de poser : $\overline{k_i} = \frac{k_i}{\sum_{i=1}^{n} k_i}$. On peut alors aisément vérifier que $\sum_{i=1}^{n} \overline{k_i} = 1$.

Annexe 2

TABLEAU 6– Présentation des régimes de change

Catégories	Régimes de change	Caractéristiques principales	Pays concernés	Avantages	Inconvénients
Régimes flottants	**Flottement pur**	Le taux de change est déterminé librement sur le marché de change. Il n'y a aucune intervention de la banque centrale, la politique monétaire est indépendante et peut être employée pour stimuler l'activité.	Pays industrialisés et petites économies émergentes, relativement fermées au commerce international mais complétement intégrées sur les marchés de capitaux mondiaux, et dont la production est diversifiée.	Capacité d'absorption des chocs asymétriques ; Pas d'obligations de détenir des réserves de change; Attaques spéculatives et crises de change absentes.	Volatilité extrême à court terme ; Possibilité de mésalignement du taux de change ; Biais Inflationniste en cas de politique monétaire discrétionnaire.
	Flottement légèrement administré	Le taux de change est déterminé sur le marché de change. La banque centrale intervient occasionnellement pour limiter les fluctuations excessives. Mais elle peut également user de la politique monétaire pour stimuler l'activité.			
Régimes intermédiaires	**Flottement administré**	La banque centrale intervient activement sur le marché des changes sans annonce préalable quant au niveau du taux de change. Ses actions peuvent être directes ou indirectes (par l'intermédiaire des taux d'intérêt), stérilisées ou non. La politique monétaire reste un outil de la politique économique.	Économies émergentes et autres pays développés possédant un secteur financier développé et poursuivant un objectif de discipline macroéconomique.	Absorption partielle des chocs en raison de la flexibilité limitée ; Maintien de la stabilité et de la compétitivité si les autorités monétaires sont crédibles ; Faible vulnérabilité aux crises de change.	Manque de transparence en raison de l'absence des critères d'intervention clairs, ce qui pourrait générer de l'incertitude et un manque de crédibilité des autorités ; Réserves de change importantes.
	Bandes glissantes larges	Les autorités définissent une bande large à l'intérieur de laquelle le taux de change fluctue autour d'un cours central régulièrement ajusté à un taux fixe prédéfini qui permet de préserver la compétitivité.			

Note : Construction de l'auteur inspirée de Yagci (2001).

Annexe 2 – (suite)

Régimes à ancrage souple	**Bandes glissantes étroites**	Le taux de change est maintenu à l'intérieur d'une bande étroite mais fluctue autour d'une parité de référence qui est ajustée périodiquement à un taux prédéfini, pour préserver la compétitivité.	Pays en développement, faiblement intégrés sur les marchés financiers internationaux, avec une faible profondeur financière, peu de crédibilité des autorités monétaires et dont la production et la structure des exportations sont peu diversifiées.	Maintien de la stabilité et de la compétitivité en cas de crédibilité de l'ancrage ; Faibles taux d'intérêt ; Permet aux pays à forte inflation de la modérer en réduisant les anticipations.	Crises de change si le pays est ouvert aux marchés de capitaux ; Favorise l'endettement externe ; Réserves de change importantes ; Faible capacité d'absorption des chocs.
	Parités glissantes	Le taux de change est périodiquement modifié à un taux fixe prédéfini ou en réponses aux fluctuations de l'activité.			
	Parité fixe	Le taux de change est arrimé à taux fixe à une devise ou à un panier de devises. Ce taux est révisable périodiquement (dévaluation ou réévaluation) lorsque les mésalignements sont de grande ampleur. La Banque centrale doit défendre la parité de sa monnaie à travers des interventions directes sur le marché des changes. Le degré d'autonomie de la politique monétaire est faible.			
Régimes à ancrage dur	**Caisses d'émission**	La monnaie nationale est adossée à une devise à un taux fixe et ne s'échange contre aucune autre devise. Ce système permet donc la circulation de deux monnaies dans le pays domestique. La politique monétaire est totalement inopérante.	Pays marqués par une instabilité monétaire historique, une forte inflation, un manque de crédibilité des autorités, et qui par conséquent ont besoin d'un ancrage solide pour assurer la stabilité monétaire.	Crédibilité de la politique monétaire ; Facilite la désinflation ; Faibles coûts de transaction et taux d'intérêt stables ; Élimination du biais d'inflation en raison de l'absence d'une politique monétaire discrétionnaire.	La banque centrale abandonne son rôle de prêteur en dernier ressort ; Aucune capacité d'absorption des chocs. Ils sont intégralement absorbés par le secteur réel ; Difficultés d'abandon du régime.
	Union monétaire/ dollarisation.	Une monnaie commune, une devise ou la monnaie d'un autre pays est utilisée comme monnaie de référence. L'ensemble des pays de l'union renoncent à l'usage de la politique monétaire.	Pays dont les échanges commerciaux avec l'extérieur sont importants ;		

Note : Construction de l'auteur inspirée de Yagci (2001).

Annexe 3 - Formalisation du modèle à prix flexibles

Nous utilisons ici la notation de Taylor (1995). Soit m la demande de monnaie qui s'exprime en fonction du revenu réel y, du niveau des prix p et du taux d'intérêt nominal i, toutes les variables étant exprimées en logarithme à l'exception du taux d'intérêt[87]. Les équations de demande de monnaie des économies domestique et étrangère s'écrivent de la manière suivante :

$$\begin{aligned} m &= p + \rho.y - \eta.i \\ m^* &= p^* + \rho^*.y^* - \eta^*.i^* \end{aligned} \qquad (4.1)$$

Les variables marquées d'un astérisque représentent celles de l'économie étrangère. Sous l'hypothèse que la PPA est vérifiée à chaque instant, on a :

$$r = p - p^* \qquad (4.2)$$

où r est le logarithme du taux de change coté à l'incertain. Étant donnés les prix (qui déterminent l'offre de monnaie), et la relation de PPA, on peut déduire que le taux de change est lui-même déterminé par l'offre relative de monnaie. En effet, à partir des équations (4.1) et (4.2), on peut écrire :

$$r = m - m^* - \rho.y + \rho^*.y^* + \eta.i - \eta^*.i^* \qquad (4.3)$$

Par souci de simplification, on admet que $\rho = \rho^*$ et $\eta = \eta^*$, de sorte que l'équation (4.3) puisse également s'écrire comme il suit :

$$r = (m - m^*) - \rho(y - y^*) + \eta(i - i^*) \qquad (4.4)$$

Cette nouvelle expression fait apparaître plus explicitement les déterminants du taux de change d'après le modèle à prix flexible. Ils résultent précisément des conditions d'équilibre sur six marchés[88] ramenés à un seul en vertu de la loi de Walras[89].

[87]Les indices temporels sont négligés dans un souci de simplification.

[88] Il s'agit des marchés : des biens et services, du travail, de la monnaie, des changes, ainsi que des marchés obligataires domestique et étranger.

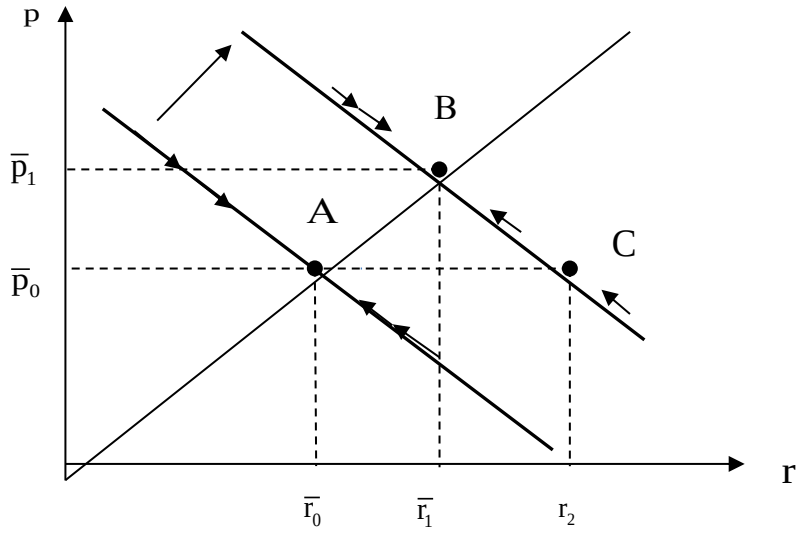
[89] La loi de Walras stipule que dans un système à n marchés, si $n-1$ d'entre eux sont en équilibre, alors le $n^{ième}$ l'est également. Le lecteur intéressé pourra consulter Taylor (1995) p. 22, pour plus de détails sur l'équilibre dans le modèle à prix flexibles.

Annexe 4 - Le modèle à prix rigides : illustration

Pour illustrer simplement le mécanisme décrit par le modèle à prix rigides, supposons que l'offre de monnaie augmente (voir **Figure 5**) de sorte que l'on observe une hausse des prix de $\overline{p}_0$ à $\overline{p}_1$, et une hausse équivalente du cours de change de $\overline{r}_0$ à $\overline{r}_1$ (dépréciation) en vertu de la neutralité de la monnaie inspirée de la dichotomie classique. Le point d'équilibre devrait alors se déplacer A vers B. Mais à court terme, la rigidité des prix empêche que ce déplacement s'effectue de manière instantanée. En effet, suite à l'augmentation de la quantité de monnaie le taux de change se déprécie instantanément et plus que proportionnellement à la variation monétaire en passant de $\overline{r}_0$ à r_2 [90]. L'économie se situe de ce fait, au point d'équilibre instable C. Dans le temps, la lenteur dans l'ajustement des prix entraine alors l'appréciation progressive du taux de change et ramène l'économie à une situation d'équilibre stable (point B).

En somme, suite à l'expansion monétaire, la dépréciation du change à long terme ($\overline{r}_0$ - $\overline{r}_1$) est précédée d'une dépréciation plus importante à court terme ($\overline{r}_0$ - r_2). On parle aussi de la « *surréaction* » ou du « *surajustement* » du taux de change à court terme.

FIGURE 5 – Illustration du mécanisme de surajustement du taux de change



Source – Construction de l'auteur à partir de Taylor (1995) p. 28.

[90] Notons que selon certains auteurs, la rigidité des prix à court terme pourrait aussi se traduire par une variation simultanée des taux de change nominaux et réels (Mark, 1990 ; Rogers et Jenkins, 1995).

Annexe 5 - Le modèle d'équilibre de portefeuille : présentation et illustration

Dans sa représentation simplifiée, le modèle traduit l'idée que dans un contexte de flexibilité du taux de change, les comptes courant et de capital sont caractérisés par des variations exactement inverses l'une de l'autre[91], de sorte que l'équilibre des paiements extérieurs à long terme est exprimé par la variation du compte de courant, c'est-à-dire :

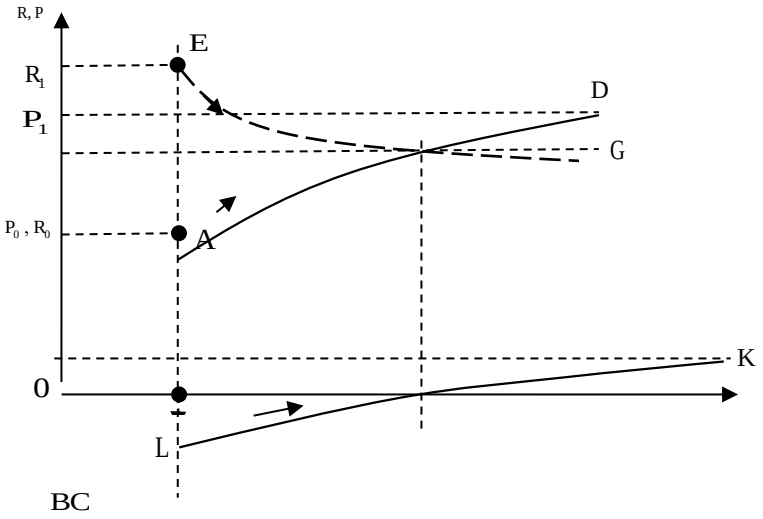
$$CC = BC(R) + i^{*}.F \qquad (6.1)$$

où CC, BC, et F représentent respectivement le solde du compte courant, le solde de la balance commerciale[92] et le stock net de créances sur l'extérieur détenu par le secteur privé domestique[93], le terme $i^{*}.F$ représente ainsi le montant des intérêts perçus. On peut alors envisager l'analyser des effets de la détention d'actifs étrangers sur la détermination du taux de change (*Cf.* **Figure 6**). En suivant Sarno et Taylor (2002), supposons des anticipations statiques à long terme et considérons une opération d'achat de titres domestiques financée par une expansion monétaire à une période initiale t_0 caractérisée par l'équilibre de la balance des paiements. Cette opération entraine la baisse du taux d'intérêt et la hausse du prix des actifs domestiques, elle-même est à l'origine d'une réorientation des préférences en faveur des actifs étrangers. La conséquence immédiate est alors l'excès d'offre sur le marché des changes et la dépréciation de la monnaie domestique (de R_0 à R_1), de sorte que le gain de compétitivité améliore le solde commercial (d'un montant HL) sous l'hypothèse de validité de la condition de Marshal-Lerner[94] et en négligeant les mécanismes d'ajustement décrits par la courbe en J[95]. Dans ces conditions, le compte courant devient excédentaire et le retour à l'équilibre transite par la cession d'une partie des actifs étrangers des investisseurs dans le but de stabiliser leurs portefeuilles[96], entrainant de fait l'appréciation du TCR (courbe EG) et la dégradation du solde commercial qui devient même déficitaire (courbe LK). Par ailleurs, les prix domestiques se stabilisent dans le temps (courbe AD), de même que le compte courant. Au final, l'effet net d'un

[91] Le surplus du compte courant est compensé par un déficit du compte de capital de même importance.
[92] On rappelle que le solde commercial dépend positivement du TCR. Une dépréciation implique donc un gain de compétitivité et une amélioration de la balance commerciale.
[93] Sous l'hypothèse que le pays considéré est un créancier net.
[94] La condition de Marshall-Lerner stipule qu'une dévaluation du taux de change engendre une amélioration de la balance commerciale si la somme en valeurs absolues des élasticités prix du commerce est strictement supérieure à 1.
[95] La courbe en J illustre la dynamique du solde commercial après une dévaluation sous l'action de deux effets contraires : un effet prix et un effet revenu. Le premier prévaut directement à la suite de la dévaluation et traduit le renchérissement des importations qui contribue au creusement du déficit commercial. Le deuxième quant à lui intervient après un délai via la modification des prix relatifs qui influe positivement sur les exportations.
[96] On rappelle que dans ce cas de figure les anticipations sont statiques. Par conséquent il n'y a pas de rôle pour la spéculation et les agents n'espèrent pas tirer profit de leurs positions sur le marché des changes.

achat massif de titres est similaire à celui d'une expansion monétaire dans le modèle à prix rigides[97].

FIGURE 6– Dynamique du modèle d'équilibre de portefeuille



Source – Construction de l'auteur à partir de Sarno et Taylor(2002)

[97] Il s'agit d'une dépréciation à long terme ($R_0 - R_2$) précédée d'une surréaction à court terme ($R_1 - R_2$). Il faut toutefois noter que dans le modèle d'équilibre de portefeuille, cette surréaction ne provient pas uniquement de la rigidité des prix à court terme.

CHAPITRE 2

LE RÉGIME DE CHANGE : UN FACTEUR DE MÉSALIGNEMENTS ?

Introduction

Le choix d'un régime de change constitue l'une des décisions de politique économique les plus importantes pour les pays en développement, au regard de ses implications en termes de performances macroéconomiques. L'évaluation de ces performances a donné naissance à une littérature qui a notamment porté sur des analyses en termes de coûts et bénéfices de la fixité[98] (ou de la flexibilité), mais aussi sur le concept d'ancrage nominal dans un contexte d'inflation forte. Mais de nouveaux critères de choix tels que la variabilité du TCR ont été proposés par des auteurs comme Mongelli (2002), puisque le comportement du TCR au sein d'un régime de change est au cœur des préoccupations des décideurs de la politique économique, liées elles-mêmes à la valeur globale de la monnaie et aux crises qu'elle peut générer. De ce fait, la détermination des taux de change d'équilibre et des désajustements qui s'y rapportent revêt un intérêt particulier pour les banques centrales et les institutions financières, ce d'autant que cette détermination permettrait le réalignement des monnaies et la résorption des déséquilibres globaux résultant de l'instabilité du contexte économique mondial (Saadaoui, 2013).

En effet, il est nécessaire d'évaluer les désajustements du TCR, c'est-à-dire les phases de surévaluation et de sous-évaluation que l'on qualifie aussi de « mésalignements », car ils sont susceptibles de modifier l'allocation des ressources, de perturber la formation des prix de même que les décisions d'investissement, et par ce biais, de compromettre la croissance. Dans ces conditions, la limitation des mésalignements constitue elle aussi un enjeu de la politique économique dont le choix du régime de change peut être l'un des déterminants. C'est la raison pour laquelle ce chapitre est consacré à l'analyse empirique de la relation entre le régime de change et les mésalignements.

D'un point de vue théorique, le choix d'un régime de change flexible pour un pays en développement se traduit par la sensibilité des flux de capitaux à la spéculation[99], aux mouvements de panique ou aux comportements moutonniers. Par conséquent, le comportement du TCR à court et moyen terme est similaire à celui d'un prix d'actif, et ne correspond pas nécessairement au niveau des fondamentaux. En d'autres termes, le taux de change est susceptible de générer sa propre dynamique sur l'horizon considéré[100], et la question de l'ampleur des mésalignements devient cruciale dès lors que les facteurs spéculatifs et transitoires ne sont pas résorbés (Dubas, 2009). À l'opposé, le choix d'un régime de change fixe est généralement associé

[98] Cf. théorie des zones monétaires optimales.
[99] Il convient de préciser que la spéculation pourrait avoir un effet favorable si elle ramenait le taux de change à son niveau d'équilibre. Mais selon Krugman (1993), l'efficacité de la spéculation n'est pas prouvée d'un point de vue empirique.
[100] C'est la raison pour laquelle Williamson (1985) a une position mitigée sur l'effet bénéfique du régime de change flexible qu'il juge viable mais pas nécessairement désirable.

à l'appréciation graduelle de la monnaie arrimée dès lors que l'inflation est supérieure à celle du pays qui émet la monnaie ancre. C'est notamment ce que révèlent les études de Goldfajn et Valdes (1999) ou encore Coudert et Couharde (2009). Cette appréciation peut engendrer la surévaluation globale de la monnaie, aboutissant de fait à une crise de change comme cela a été le cas pour la Zone Franc en 1994, le Mexique en 1995, ou encore l'Argentine en 2001 et 2014[101].

Pourtant, sur le plan empirique, les différents résultats en présence ne semblent pas établir clairement la supériorité d'un régime de change sur un autre. Holtemöller et Mallick (2013) montrent par exemple que les mésalignements sont moins volatils quand le régime de change est relativement flexible, confirmant ainsi le résultat de Hoffmann (2007) qui suggère que les régimes flexibles sont plus appropriés pour les économies en développement. À l'inverse, pour Hausmann et al. (1999) ou Calvo et Reinhart (2002), le régime de change flexible peut contribuer à amplifier les chocs, alors que pour Dubas (2009) les régimes intermédiaires sont les mieux adaptés pour les économies en développement, au moins du point de vue de la faible ampleur des mésalignements. En somme, aucun régime de change ne semble être optimal pour tous les pays et à tout instant comme le remarquait déjà Frankel (1999). En dépit de cela, des auteurs comme Bordo (2003) soulignent que le choix du régime approprié devrait surtout reposer sur l'évidence empirique de sa performance en comparaison des autres régimes. De ce fait, le présent chapitre voudrait apporter des éléments d'appréciation supplémentaires sur la relation entre le régime de change et les mésalignements, en focalisant particulièrement sur les performances du régime de change fixe pratiqué par les pays africains de la zone Franc.

Dans cette perspective, il convient de déterminer au préalable le taux de change d'équilibre duquel les mésalignements seront déduits. Mais des auteurs comme Aguirre et Calderón (2005) soulignent que les méthodes de détermination des taux de change d'équilibre ne font guère l'unanimité en raison de l'incertitude quant au choix des fondamentaux appropriés d'une part, et de l'approche théorique adéquate d'autre part. C'est la raison pour laquelle nous adoptons deux approches théoriques qui permettront de prouver la qualité générale des résultats obtenus. Cette étape préliminaire permettra à son tour d'évaluer de manière empirique l'influence du régime de change fixe. Le chapitre est donc constitué des deux sections suivantes :

I - La détermination du taux de change réel d'équilibre et des mésalignements ;

II - Évaluations empiriques de l'importance du régime de change dans la limitation des mésalignements.

[101] Pour mémoire, l'État argentin a dû se déclarer en cessation de paiement lors de ces années, sa dette extérieure ayant atteint les montants de 132 et 539 milliards de dollars respectivement.

Section I – La détermination du taux de change réel d'équilibre et des mésalignements

La détermination des mésalignements est subordonnée à l'évaluation du niveau d'équilibre des taux de change, raison pour laquelle il convient de porter une attention particulière à l'approche du taux de change d'équilibre à retenir, d'autant plus que son caractère idéal fait de lui un concept difficile à saisir. De ce fait, nous retenons deux types d'approches : une approche théorique dite « dynamique » (A) car elle s'attache à rendre compte de l'évolution du TCR du court terme au long terme, et une approche économétrique dite « pragmatique » (B), car elle se soumet aisément à l'évaluation empirique.

A. L'approche dynamique : le taux de change réel naturel (NATREX)

L'approche NATREX repose sur un cadre théorique formel qui se décline en deux versions d'une manière générale : une version standard ou « structurelle » et une version adaptée pour les petits pays, l'intuition théorique sous-jacente restant identique quelle que soit la version. Nous présentons les fondements de cette approche (1) en mettant en lumière les difficultés pratiques inhérentes à l'estimation de la version structurelle. Ces dernières nous permettent alors de justifier le choix de la seconde version (2).

1. Fondements théoriques

Le concept du NATREX[102], introduit par Stein, (1997), correspond au taux de change qui assure l'équilibre de la balance des paiements en l'absence des facteurs cycliques et spéculatifs, le taux de chômage étant à son niveau du NAIRU[103]. Autrement dit, le NATREX est compatible avec la réalisation simultanée à long terme des équilibres interne et externe de l'économie[104]. Pour le déterminer, le point de départ de l'analyse est l'idée qu'à long terme tout excès de l'investissement par rapport à l'épargne nationale est financé par l'emprunt externe, de sorte que l'équilibre du marché réel coïncide avec l'équilibre externe de l'économie via les variations du taux de change réel. Formellement, cette idée est traduite par l'équation fondamentale de marché suivante :

$$I - S + CC = 0 \qquad (1)$$

où I représente l'investissement social ; S est l'épargne sociale ; et CC représente le compte courant. L'équation (1) montre alors qu'en partant d'une situation d'équilibre à la période initiale ($S - I = CC$), tout choc externe qui crée une différence négative entre l'épargne et

[102] *Natural Real Exchange Rate.*
[103] *Non Accelerating Inflation rate of Unemployment.*
[104] On rappelle que l'équilibre interne correspond à une situation de croissance non-inflationniste tandis que l'équilibre externe est associé à la soutenabilité du compte courant à moyen et long terme.

l'investissement entraine de fait des entrées de capitaux. Ces dernières entrainent à leur tour l'appréciation réelle de la monnaie ainsi que la détérioration du compte courant jusqu'au retour à la situation d'équilibre initial. Le taux de change réel est donc la variable qui réalise l'ajustement à l'équilibre de long terme[105].

Ce raisonnement simple constitue le fondement de l'approche NATREX en général, à partir duquel les deux déclinaisons susmentionnées ont été élaborées. Nous présentons avant tout la formalisation de la dynamique du TCR, afin de mettre en lumière les difficultés de sa mise en application, ce qui nous permettra par la suite de justifier notre choix pour la seconde déclinaison.

a. La prise en compte de la dynamique dans la version standard du modèle

La version structurelle du NATREX repose sur l'idée que la trajectoire du TCR peut être décomposée en fonction des trois horizons de court, moyen et long terme. À court terme, le taux de change réel d'une période donnée (q) dépend du stock de capital K, du stock de la dette D et des flux de capitaux spéculatifs Ω. À moyen terme, le TCR d'équilibre n'est pas influencé par les flux de capitaux spéculatifs, il dépend uniquement des stocks (capital et dette) et des fondamentaux F qui déterminent leurs variations. À plus long terme, la stabilisation des stocks implique que le taux de change d'équilibre dépend uniquement des fondamentaux. Par conséquent, le taux de change est constant et converge vers son niveau défini par la parité des pouvoirs d'achat (PPA)[106]. Formellement, la dynamique du TCR est décrite par la relation suivante :

$$q = \left\{E(K, F, \Omega / Z) - NATREX^{MT}\right\} + \left\{NATREX^{MT} - NATREX^{LT}\right\} + \left\{NATREX^{LT}\right\} \quad (2)$$

où $\left\{E(K, F, \Omega / Z) - NATREX^{MT}\right\}$ et $\left\{NATREX^{MT} - NATREX^{LT}\right\}$ représentent les dynamiques du taux de change réel du court terme vers le moyen terme, et du moyen terme vers le long terme respectivement. Dans la pratique, cette décomposition est explicitée par un ensemble d'équations macroéconomiques aux fondements microéconomiques détaillés selon les auteurs. Nous présentons ici une formalisation simplifiée qui s'appuie sur les travaux de Detken et al. (2002) ou encore Belloc et Federici (2010). Le point de départ est encore la relation (1), qui peut être transformée de manière à exprimer le solde du compte courant en proportion du revenu ainsi qu'il suit :

$$\frac{CC}{Y} = 1 - \left[\frac{C}{Y} + \frac{I}{Y}\right] \quad (3)$$

[105] Le taux d'intérêt réel ne peut jouer le rôle de variable d'ajustement en raison de l'hypothèse de parfaite mobilité des capitaux à long terme qui fait de lui une variable exogène.
[106] Dans ces conditions, on peut dire que l'approche NATREX se situe dans le prolongement de la PPA.

où C et Y représentent la consommation et le revenu national respectivement. En négligeant les transferts courants, de manière à établir l'égalité du compte courant et de la balance commerciale ($CC \equiv BC$), on peut poser le système d'équations comportementales suivant :

$$\begin{cases} \frac{I}{Y} = f_1\left(R, \frac{K}{Y}, \hat{A}, r\right) = \alpha_0 - \alpha_1 R - \alpha_2 \frac{K}{Y} + \alpha_3 \hat{A} - \alpha_4 r & (4) \\ \frac{C}{Y} = f_2\left(r, \frac{K}{Y}, \frac{D}{Y}\right) = \beta_0 - \beta_1 r + \beta_2 \frac{K}{Y} - \beta_3 \frac{D}{Y} & (5) \\ \frac{BC}{Y} = f_3(tot) = \gamma_0 + \gamma_1 tot - \gamma_2 R & (6) \end{cases}$$

où R est le taux de change réel ; K est le stock de capital ; $\hat{A}$ est un facteur de productivité ; r est le taux d'intérêt réel ; D est la position extérieure nette et tot représente l'indice des termes de l'échange. $\alpha_0, ..., \alpha_4, \beta_0, ..., \beta_3$, γ_0 et γ_1 sont des coefficients positifs.

Dans ce système, l'équation (4) exprime la relation inverse qui lie l'investissement, le taux de change effectif réel, le stock de capital et le taux d'intérêt réel. En effet, toute diminution du taux d'intérêt décourage l'épargne au profit de l'investissement. Dans le même temps, la dépréciation de la monnaie domestique entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une diminution du taux d'intérêt en vertu de la relation de parité des taux d'intérêt[107]. De manière analogue, l'équation (5) traduit d'une part l'effet négatif qu'exercent le taux d'intérêt réel et le stock de la dette sur la consommation, et la relation positive qui lie le stock de capital à la consommation d'autre part. L'équation (6), quant à elle, décrit la relation qui lie le TCR et les termes de l'échange au solde de la balance commerciale.

b. Les difficultés pratiques inhérentes à la spécification des conditions de l'équilibre

Pour spécifier les conditions de réalisation de l'équilibre macroéconomique, c'est-à-dire la dynamique du modèle, l'hypothèse centrale est l'égalisation à moyen terme des taux d'intérêt réels domestique et étranger. Les équations (7), (8) et (9) expriment formellement cette condition, à laquelle s'ajoute celle de l'équilibre emploi-ressource pour les variables de stocks :

$$\begin{cases} r = r^* & (7) \\ D - D_{-1} = -CC & (8) \\ K = (1-\delta)K_{-1} + I & (9) \end{cases}$$

où r^* est le taux d'intérêt réel mondial ; CC est le solde du compte courant, et δ est le taux de dépréciation du capital.

[107] À offre constante d'actifs, une baisse de la demande d'actifs libellés en monnaie nationale entraîne, toutes autres choses égales par ailleurs, un déplacement vers la gauche de la courbe de demande d'actifs qui provoque la dépréciation de la monnaie nationale.

À plus long terme, l'hypothèse de stabilisation des stocks implique que le stock de capital (K) et le montant total de la dette externe (D) s'accroissent au même rythme que le PIB[108]. Cette condition conduit alors aux relations (10) et (11)[109] suivantes :

$$\begin{cases} \frac{D}{Y} = -\left[\frac{1+g}{g}\right]\frac{CC}{Y} & (10) \\ \frac{K}{Y} = \left[\frac{1+g}{\delta+g}\right]\frac{I}{Y} & (11) \end{cases}$$

où g est le taux de croissance de long terme de l'économie. En somme, l'ensemble des trois systèmes d'équations précédents permet d'obtenir une équation formelle du taux de change d'équilibre NATREX, dotée d'un fondement microéconomique détaillé, en fonction de l'horizon temporel considéré. Mais ces trois systèmes dévoilent également les principales difficultés qui sont associées à l'application empirique pour les pays que nous étudions. En effet, outre la disponibilité limitée des données pour des séries telles que la consommation nationale et les taux d'intérêts réels, la construction d'un indicateur du stock de capital reposerait sur des hypothèses fortes, notamment en ce qui concerne le taux de dépréciation. Dans ces conditions, toute mesure du taux de change d'équilibre fondée sur la version structurelle serait sans doute imprécise. De ce fait, nous faisons appel à une version alternative qui prend en compte les caractéristiques des petites économies ouvertes[110], mais aussi les difficultés liées à l'indisponibilité des données pour les pays en développement[111]. Cependant, la formalisation que nous proposons ici est une variante construite en combinant les modèles de Lim et Stein (1995) et Bouoiyour et al. (2004), dans le but de justifier le recours au TCER comme substitut du TCR interne.

2. Le NATREX pour les petits pays : un choix fonctionnel

Nous présentons successivement la démarche qui aboutit à l'expression formelle du TCR interne d'équilibre (a) et la méthode qui permet de lier ce dernier au taux de change effectif réel dont nous nous servons dans l'ensemble des estimations (b).

a. La démarche de détermination du taux de change interne d'équilibre

Le point de départ de cette version alternative est la définition du taux de change réel « interne » donnée par la relation (12). Elle exprime le prix relatif des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables (Hinkle et Montiel, 1999).

---

[108] En d'autres termes, les ratios capital/PIB et dette/PIB restent constants.

[109] Ces relations sont obtenues à partir des équations 8 et 9 dès lors qu'on considère les équations de long terme suivantes : $D = (1+g)D_{-1}$ et $K = (1+g)K_{-1}$.

[110] Pour ces pays, on considère que la distinction entre biens échangeables et non échangeables reste valide.

[111] Cette indisponibilité décuple la difficulté de soumettre la modélisation théorique complexe à l'épreuve de la mise en évidence empirique.

$$e = \frac{P_N}{P_T} \tag{12}$$

avec e[112] le taux de change réel interne (P_T, P_N) représentent respectivement le prix des biens échangeables et celui des biens non échangeables. De même que pour la version structurelle, l'ajustement à l'équilibre se réalise sur le double plan interne et externe. D'une part, l'équilibre sur le plan interne est atteint lorsque le marché des biens non échangeables est lui-même en équilibre[113]. Formellement, si l'on suppose que l'offre des biens non échangeables en situation de plein emploi (y_N) est une fonction du taux de change réel interne (e) et du facteur de productivité (ρ), alors cet équilibre s'écrit :

$$\begin{cases} y_N(e,\rho) = c_N + g_N = (1-\theta)e.c + g_N \\ avec, \dfrac{\partial y_N}{\partial e} > 0; \dfrac{\partial y_N}{\partial \rho} < 0 \end{cases} \tag{13}$$

où c_N est la consommation de biens non échangeables ; g_N représente les dépenses du gouvernement en biens non échangeables ; c est la consommation totale privée mesurée en termes de biens échangeables, et θ est la part de la consommation de biens échangeables dans la consommation totale. Cette équation montre que l'offre des biens non échangeables s'accroît suite à l'appréciation réelle de la monnaie nationale et qu'elle diminue suite à l'amélioration de la productivité (voir dérivées partielles premières).

D'autre part, l'équilibre externe résulte de l'ajustement du compte courant, tel que défini par l'approche de l'équilibre des stocks à long terme (Khan et Lizondo, 1987). Précisément, le surplus du compte courant qui dérive de cette approche s'exprime par l'équation (14) suivante :

$$\begin{cases} \dot{f} = b + z + r.f = y_T(e,\rho) - g_T - \theta.c + z + r.f \\ avec \dfrac{\partial y_T}{\partial e} < 0; \dfrac{\partial y_T}{\partial \rho} > 0 \end{cases} \tag{14}$$

où f est le stock net d'actifs étrangers, b est la balance commerciale, z représente le montant total net de l'aide extérieure, r est le taux de rendement réel des actifs étrangers exprimés en termes de biens échangeables et g_T représente les dépenses du gouvernement en biens échangeables. L'équation (14) montre que l'augmentation de l'offre des biens échangeables résulte de la dépréciation réelle au plan interne, ou de l'amélioration de la productivité (voir dérivées partielles premières).

---

[112] On rappelle que l'augmentation de e correspond à une appréciation réelle et vice versa. En effet, l'augmentation de la production de biens échangeables engendre la baisse de leur prix avec pour conséquence l'appréciation réelle au plan interne.

[113] On suppose que les termes de l'échange sont exogènes et assurent à chaque instant la réalisation de l'équilibre du marché des biens échangeables.

La condition de soutenabilité à long terme du compte courant ($CC = 0$), permet de déterminer le taux de change d'équilibre en posant l'égalité à zéro du membre de droite de l'équation (14), de manière que l'on ait : $b = y_T(e, \rho) - g_T - \theta.c = -[z + r.f]$. Sachant que sur le plan interne le taux de change réel est soutenable à long terme si les dépenses de consommation privée (c) sont elles-mêmes soutenables, il vient que le système d'équation décrivant l'équilibre s'écrit :

$$\begin{cases} y_T(e, \rho) - g_T - \theta.c - b = 0 \\ y_N(e, \rho) = (1-\theta)e.c + g_N \end{cases} \quad (15)$$

La résolution du système (15) aboutit à l'expression formelle du taux de change réel interne d'équilibre (e^*), soit :

$$e^* = \frac{\theta[y_N(e, \rho) - g_N]}{(1-\theta)[y_T(e, \rho) - g_T + [z + r.f]]} \quad \text{ou} \quad e^* = f(\bar{g}_N, \overset{+}{g}_T, \overset{+}{[z + r.f]}, \bar{\rho}) \quad (16)$$

Bien que la relation (16) dévoile explicitement les déterminants du taux de change d'équilibre de long terme[114], elle omet cependant des fondamentaux majeurs tels que les termes de l'échange ou encore la politique commerciale. De ce fait, elle peut encore être reformulée, suivant Baffes et al. (1999), en considérant que le prix relatif des biens non échangeables (e) est une fonction du prix relatif des biens exportables (e_X) et importables (e_M), dont l'expression est :

$$e = (e_X)^{\sigma}.(e_M)^{1-\sigma} \quad (17)$$

où $e_X = \bar{S}.P_X^* / P_N$ et $e_M = \bar{S}.P_M^* / P_N$. Avec $\bar{S}$, le taux de change nominal coté à l'incertain ; P_X^* le prix mondial des exportations et P_M^* le prix mondial des importations. En admettant qu'il existe des distorsions aux échanges dus à la politique commerciale, alors le rapport $\frac{P_X}{P_M}$ peut aussi s'écrire :

$$\frac{P_X}{P_M} = \eta.\frac{P_X^*}{P_M^*} = \eta.\tau \quad (18)$$

où η et τ représentent les mesures de politique commerciale et les termes de l'échange externes respectivement. En combinant les équations (16) et (18) il vient :

$$e^* = f(\overset{+}{g}_N, \overset{-}{g}_T, \overset{+}{[z + r.f]}, \overset{+}{\rho}, \overset{-}{\eta}, \overset{?}{\tau}) \quad (19)$$

L'équation (19) indique que l'appréciation réelle de la monnaie nationale résulte de l'augmentation de la dépense publique en biens non échangeables, ou de l'amélioration de la productivité, ou encore de l'augmentation de la variable $[z + r.f]$. En effet, l'augmentation de la dépense publique

[114] Les signes au-dessus de chaque variable correspondent à ceux des dérivées partielles respectives.

en biens non échangeables est équivalente à une hausse de la demande qui accroît le prix de ces biens ; de même, l'amélioration de la productivité dans le secteur ouvert réduit l'offre des biens non échangeables dont le prix s'accroît en conséquence ; de façon similaire, la variable $[z+r.f]$ génère l'appréciation réelle. Il convient de préciser que cette variable correspond au solde de la balance commerciale à l'équilibre, conformément à l'approche de l'équilibre des stocks. Mais lorsque l'équilibre n'est pas réalisé, elle correspond plutôt à la différence entre le solde du compte courant et le solde de la balance commerciale. Dans ces conditions, l'accroissement des transferts en provenance de l'étranger (augmentation de $[z+r.f]$) génère l'appréciation réelle de la monnaie en raison, par exemple, de la réduction des incitations à la production dans le secteur des biens échangeables (Rajan et Subramanian, 2011).

À l'inverse, l'augmentation des dépenses publiques en biens échangeables et les mesures d'ouverture commerciale causent la dépréciation réelle de la monnaie nationale via la hausse du prix des biens échangeables. Par ailleurs, l'effet des termes de l'échange externes sur le prix des biens échangeables est indéterminé a priori.

b. Le lien entre le taux de change réel interne et le taux de change effectif réel

Pour estimer l'équation (19), il ne semble pas indiqué de substituer le taux de change effectif réel (TCER) au taux de change réel interne (TCR), au regard des définitions que nous avons rappelées dans le chapitre 1. Pour pallier la contrainte liée à l'indisponibilité des données, une solution possible consiste à introduire de manière *ad hoc* le prix relatif des biens non échangeables dans le vecteur des déterminants du TCER comme c'est par exemple le cas dans les travaux de Clostermann et Schnatz (2000) ou Dufrénot et al. (2008). Mais nous adoptons ici une démarche différente qui montre formellement que le passage d'un concept de taux de change à l'autre s'effectue au moyen d'un ajustement par les termes de l'échange. En effet, l'expression du TCER peut être décomposée de manière à retrouver une formulation similaire à celle de l'équation (19). Formellement, soit TCR_t^j le taux de change réel bilatéral entre un pays et son partenaire j, TCR_0^j ce même taux à la période de référence, et θ_j la part du partenaire j dans le total des échanges du pays considéré, le TCER est donné par la relation (20) :

$$TCER = \prod_{j=1}^{N} \left[\frac{TCR_t^j}{TCR_0^j} \right]^{\theta_j} \qquad \text{avec} \quad \sum_j \theta_j = 1 \tag{20}$$

avec $TCR^j = \frac{S^j.P}{P^j}$; S^j, P et P^j représentent respectivement le taux de change nominal coté au certain, le prix des biens domestiques et celui des biens étrangers. On peut encore écrire :

$$TCR^{j} = \frac{S^{j}.P_{T}}{P_{T}^{j}}.\frac{\left(P_{N}/P_{T}\right)^{(1-\alpha)}}{\left(P_{N}^{j}/P_{T}^{j}\right)^{(1-\beta)}} \tag{21}$$

sachant que P et P^{j} peuvent être exprimés en fonction des prix des biens échangeables et non échangeables ainsi qu'il suit :

$$\begin{cases} P = (P_{T})^{\alpha}.(P_{N})^{1-\alpha} \\ P^{j} = (P_{T}^{j})^{\beta}.(P_{N}^{j})^{1-\beta} \end{cases} \tag{22}$$

En supposant que $P_{T} \equiv P_{X}$ et $P_{T}^{j} \equiv P_{M}^{j}$, la relation (21) devient :

$$TCR^{j} = \frac{S^{j}.P_{X}}{P_{M}^{j}}.\frac{\left(P_{N}/P_{T}\right)^{(1-\alpha)}}{\left(P_{N}^{j}/P_{M}^{j}\right)^{(1-\beta)}} \tag{23}$$

où P_{M}^{j} est le prix des importations du pays considéré en provenance de son partenaire j ; Supposons que $P_{N}^{j}/P_{M}^{j} = 1$ en suivant Lim et Stein (1995), et introduisons la relation (23) dans la formule du TCER (20). La nouvelle expression du TCER est alors :

$$TCER = P_{X}.\left(P_{N}/P_{T}\right)^{(1-\alpha)} \prod_{j=1}^{N}\left[\frac{S^{j}}{P_{M}^{j}}\right]^{\theta_{j}} = \frac{TCEN.P_{X}}{\left(P_{M}\right)_{eff}}.e^{(1-\alpha)} \tag{24}$$

où $TCEN$ est le taux de change effectif nominal ; $TCEN.P_{X}$ un indice synthétique du prix unitaire des exportations du pays considéré, et $\left(P_{M}\right)_{eff}$ un indice synthétique du prix unitaire des importations de ce pays. Finalement, nous obtenons la relation (25) suivante :

$$TCER \equiv TOT.e^{(1-\alpha)} \tag{25}$$

où TOT désigne les termes de l'échange. À partir de cette expression finale, la détermination du NATREX de long terme s'effectue en deux étapes. La première consiste à estimer l'indicateur du prix relatif d'équilibre des biens non échangeables $e^{*(1-\alpha)}$, en fonction des fondamentaux indiqués dans l'équation (19). À cet effet, nous posons précisément : $\ln e^{(1-\alpha)} = \ln TCER - \ln TOT$. La seconde étape, quant à elle, consiste à déterminer le NATREX de long terme, à partir de l'équation (26) :

$$\ln \overline{e^{(1-\alpha)}} = \ln TCER - \ln \overline{TOT} \tag{26}$$

où $\overline{TOT}$ désigne le niveau d'équilibre des termes de l'échange.

Dans l'ensemble, on peut remarquer que dans leurs constructions, les deux versions du NATREX n'intègrent pas explicitement le rôle du régime de change qui constitue pourtant l'objet de cette analyse. C'est la raison pour laquelle nous proposons de le prendre en compte de manière empirique dans la section 2 de ce chapitre, en estimant une équation simple dont la

variable dépendante est l'indicateur des mésalignements dérivés de l'approche NATREX et l'indicateur du régime de change est la variable d'intérêt. Quoi qu'il en soit, l'approche NATREX demeure importante pour notre analyse puisqu'elle nous permet d'obtenir une mesure du taux de change d'équilibre (dont le « vrai » niveau est inconnu), en justifiant explicitement le rôle des fondamentaux retenus. Mais la complexité de sa construction théorique fait que son évaluation empirique s'avère quelque peu délicate et ce d'autant plus que la disponibilité limitée des données réduit le nombre de possibilités. Dans ces conditions, il convient de recourir à une deuxième approche, plus pragmatique en ceci qu'elle se soumet plus aisément à l'épreuve de l'évaluation empirique.

B. L'approche économétrique : le taux de change d'équilibre comportemental (BEER)

Nous présentons avant tout les fondements théoriques de l'approche (1) et nous montrons ensuite que la simplicité de la formalisation théorique pose implicitement la question du choix des fondamentaux (2).

1. Les fondements théoriques

L'approche économétrique que nous retenons est celle du taux de change d'équilibre comportemental (ou *BEER*[115]) développé par Clark et MacDonald (1998). Contrairement aux autres modèles de la même classe (le FEER et le NATREX[116] par exemple), il s'attache surtout à rendre compte de l'évolution des taux de change de manière empirique.

Le point de départ de l'analyse est la condition d'équilibre sur le marché des changes, définie par la relation de parité non couverte des taux d'intérêt (PNCTI). Formellement, pour un horizon de maturité des titres « $t+k$ » et sous l'hypothèse de neutralité au risque, l'absence d'arbitrage à équilibre se traduit par la relation suivante :

$$E_t\left(\Delta s_{t+k}\right) = -\left(i_t - i_t^*\right) \tag{27}$$

avec s_t le logarithme du taux de change nominal coté à l'incertain; i_t le taux d'intérêt nominal domestique; i_t^* le taux d'intérêt nominal étranger; Δ l'opérateur différence et E l'espérance mathématique. L'intégration du différentiel d'inflation anticipée $E_t\left(\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*\right)$ conduit à la relation entre variables réelles (28) suivante :

---

115 *Behavioural Equilibrium Exchange Rate.*

116 On rappelle que les modèles du taux de change d'équilibre : fondamental (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate : FEER)* ; comportemental (*BEER*) ; et naturel (*Natural Real Exchange Rate : NATREX*), font partie de la classe des modèles dits de « l'équilibre sous-jacent ».

$$q_t = E_t\left(q_{t+k}\right) + \left(r_t - r_t^*\right) \tag{28}$$

avec $r_t = i_t - E_t\left(\Delta p_{t+k}\right)$ le taux d'intérêt réel ex ante ; $q_t = s_t + p_t - p_t^*$ le taux de change réel ex ante. L'équation (28) signifie que le taux de change courant q_t est déterminé par le taux de change anticipé de la période $t+k$: $E_t\left(q_{t+k}\right)$, et le différentiel de taux d'intérêt $\left(r_t - r_t^*\right)$. Toutefois, $E_t\left(q_{t+k}\right)$ est interprété comme la composante de long terme du taux de change réel, résultant de l'influence des valeurs espérées des fondamentaux de moyen et de long terme. De ce fait, en posant $\bar{q}_t = E_t\left(q_{t+k}\right)$, l'équation (28) devient :

$$q_t = \bar{q}_t + \left(r_r - r_t^*\right) \tag{29}$$

En somme, l'approche BEER exprime le taux de change observé comme la somme d'une composante systématique ($\bar{q}_t$) et du différentiel de taux d'intérêt réel. Mais pour déterminer les mésalignements, une autre façon de traduire le principe de l'approche consiste à considérer qu'il existe un ensemble (Z_{1t}) de variables fondamentales qui influencent le comportement du taux de change réel (TCR) de long terme, et un ensemble (Z_{2t}) de variables fondamentales dont les effets relèvent du moyen terme. Dans ces conditions, l'expression formelle du TCR observé (q_t) est la suivante :

$$q_t = \beta_1' Z_{1t} + \beta_2' Z_{2t} + \alpha' T_t + \varepsilon_t \tag{30}$$

où T_t est un vecteur de facteurs transitoires (ou de court terme), et ε_t un terme d'erreur. L'expression (30) permet alors de faire la distinction entre le TCR observé (q_t) et le niveau courant du taux de change d'équilibre (q_t'). Ce dernier correspond au taux de change qui prévaut lorsque les effets des facteurs cycliques et transitoires se dissipent. En d'autres termes, il correspond au niveau de q_t donné uniquement par les variables Z_{1t} et Z_{2t}, soit :

$$q_t' = \beta_1' Z_{1t} + \beta_2' Z_{2t} \tag{31}$$

La différence (cm_t) entre le TCR observé (q_t) et son niveau courant (q_t') est considérée comme le « *mésalignement courant* » :

$$cm_t = q_t - q_t' = q_t - \beta_1' Z_{1t} + \beta_2' Z_{2t} = \alpha' T_t + \varepsilon_t \tag{32}$$

L'équation (32) montre implicitement que la détermination des mésalignements est étroitement liée à la question du choix des fondamentaux du TCR. De ce fait, nous effectuons un choix éclairé par la littérature empirique, en tenant compte de la contrainte liée à la disponibilité des données.

2. La question du choix des fondamentaux

Les choix de fondamentaux diffèrent en général d'une étude à l'autre. Mais si ces différences résultent en général de la prise en compte du niveau de développement des économies considérées, il semble cependant que certains fondamentaux font quasiment l'unanimité dans la pratique. Nous distinguons alors le cas des économies développées (a) de celui des économies en développement (b) pour montrer que les choix que nous effectuons (c) respectent l'orthodoxie.

a. Le cas des économies développées et émergentes

Dans ce premier cas, on peut avant tout relever que les termes de l'échange, la position extérieure nette et la productivité[117] sont les fondamentaux qui ont permis à Clark et MacDonald (1998) de conclure à la surévaluation du dollar américain entre 1980 et 1986. Ils montrent par ailleurs que l'ampleur de la dépréciation de la fin des années 1980 est étroitement liée au choix du niveau d'équilibre des fondamentaux tels que la position extérieure nette (qui a été calibrée à son niveau de l'année 1980).

Contrairement aux auteurs précédents, Clostermann et Schnatz (2000) ont retenu le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables[118], le prix du baril de pétrole brut, le différentiel de taux d'intérêt, ainsi qu'un indicateur de politique budgétaire afin de déterminer le niveau d'équilibre d'un euro « fictif » construit sur la période 1975 à 1998. De même, Maeso-Fernandez et al. (2002) retiennent le différentiel de taux d'inflation, la position extérieure nette, la productivité ou encore le prix du baril de pétrole, pour confirmer la sous-évaluation de l'euro du début des années 2000. Plus récemment, (Dufrénot et al. (2008) ont étudié la dynamique d'ajustement induite par les mésalignements des taux de change européens, en focalisant sur le type de cointégration qui lie ces derniers à leurs fondamentaux. Ils retiennent alors le ratio du prix des biens non échangeables sur celui des biens échangeables, les termes de l'échange, la position extérieure nette, le différentiel de taux d'intérêt, une mesure du déficit public rapporté au PIB, et un indicateur du coin fiscal qui capte l'influence de la boucle prix-salaire sur le TCR via le coût unitaire de la main d'œuvre.

---

[117] L'indicateur de productivité est obtenu par le rapport de l'indice des prix à la consommation sur celui des prix aux producteurs.

[118] L'intégration de cette variable, qui représente une mesure du TCR interne, est effectuée de manière *ad hoc*. Nous montrons par la suite comment la prise en compte de cette variable peut s'effectuer de manière formelle.

Bénassy-Quéré et al. (2009) retiennent quant à elles la position extérieure nette, les termes de l'échange et un indicateur de productivité. Ce choix leur permet de montrer la complémentarité des trois approches du taux de change d'équilibre que sont la PPA, le FEER et BEER, à partir du cas du taux de change effectif euro-dollar. Cette conclusion n'est pas partagée par Lòpez-Villavicencio et al. (2012) qui analysent le lien temporel entre les modèles BEER et FEER construits grâce aux mêmes fondamentaux. L'évaluation porte cette fois sur 17 pays industrialisés et émergents, et montre que des dissemblances existent notamment dans le court terme[119]. Le même choix de fondamentaux est également effectué par Béreau et al. (2010, 2012) pour évaluer la pertinence de l'hypothèse de non-linéarité de la dynamique d'ajustement du TCR d'une part, et le lien entre les mésalignements du TCR et la croissance économique, d'autre part. Des travaux similaires comme ceux de Couharde et Sallenave (2013) ou Allegret et Sallenave (2014)[120] s'appuient sur un plus petit nombre de déterminants, notamment la position extérieure nette et l'écart relatif de productivité.

Quelques choix plus atypiques ont été effectués dans des travaux comme ceux de Aflouk et al. (2010) ou encore Holtemöller et Mallick (2013). Les premiers comparent les mésalignements du TCR pour les pays émergents et industrialisés à partir des fondamentaux tels que le taux d'ouverture de l'économie auquel s'ajoutent des indicateurs de l'avantage comparatif dans l'industrie manufacturière, de la spécialisation régionale, de l'ouverture financière relative et du régime de change. Les seconds, quant à eux, montrent que le degré de mésalignement décroît avec celui de flexibilité du taux de change, en déterminant le taux de change d'équilibre grâce au fondamentaux que sont : le taux d'ouverture de l'économie, le PIB réel, les termes de l'échange, le solde primaire du compte courant et des indicateurs du régime et des crises de change.

Un cas particulier intéressant est celui des travaux consacrés exclusivement à la Chine, car celle-ci a très souvent été tenue pour responsable du déséquilibre commercial qui lui est favorable à l'échelle mondiale. C'est dans ce contexte que l'étude de Wang et al. (2007) a suscité la controverse, car en retenant des fondamentaux tels que l'offre de monnaie, les avoirs extérieurs de la Banque centrale chinoise, et une mesure de la productivité, ils ont montré que le yuan chinois (ou renminbi) s'écarte très peu de son sentier d'équilibre de long terme, la marge de fluctuation étant très étroite. En outre, ils avancent que la politique de change de la Banque centrale chinoise ne jouerait pas un rôle significatif dans le surplus commercial réalisé par le pays. You et Sarantis (2012) analysent quant eux la sous-évaluation du yuan entre 1986 et 2010, à partir

[119] Toutefois, les auteurs soulignent que ces dissemblances tendent à s'estomper dans le long terme.
[120] En résumé, l'objectif de ces travaux est d'évaluer les effets des mésalignements du dollar, de l'euro et du renminbi, sur leurs économies respectives, mais également sur celles de leurs partenaires commerciaux.

des fondamentaux que sont : les termes de l'échange effectifs, les facteurs démographiques, et les contraintes de liquidité, comme déterminants significatifs de l'offre de monnaie. Leurs résultats confirment alors la sous-évaluation entre 1986 et 2010, mais dans une proportion moindre que celle relevée par ailleurs dans la littérature.

La particularité des autres pays asiatiques avancés a également fait l'objet de plusieurs analyses empiriques. On peut noter la contribution de Zhang (2006) qui évalue le niveau d'équilibre du taux de change de Hong-Kong entre 1984 et 1998, pour montrer que la monnaie nationale a été surévaluée entre le troisième trimestre de 1993 et le deuxième trimestre de 1995. Les fondamentaux retenus à cet effet sont les termes de l'échange, l'ouverture commerciale, et l'investissement privé. Aux quatre fondamentaux précédents, Mac Donald (2004) associe l'écart de production[121] comme proxy de la croissance potentielle, et la consommation aussi bien privée que publique. Il détermine ainsi les mésalignements de la monnaie Singapourienne entre 1983 et 2003, lesquels mettent en lumière une phase de sous-évaluation en moyenne après 1998. De la même manière, l'étude de Jongwanich (2008) consacrée au cas de la Thaïlande sur la période allant de 1970 à 2000, met en exergue plusieurs périodes de surévaluation[122] (notamment entre 1984-1985 et 1990-1996).

b. Le cas des économies en développement

Dans ce deuxième cas, on peut distinguer les travaux qui concernent l'Amérique latine de ceux qui portent sur les économies africaines. D'une part, on peut relever les contributions de Mulder et Baldi (2004) ou encore Montiel (2007) pour les travaux sur l'Amérique Latine. De façon générale, ces auteurs retiennent des fondamentaux tels que la productivité, les dépenses publiques, les termes de l'échange, la position extérieure nette, le taux d'ouverture de l'économie ou encore le régime de change fixe. Les premiers arrivent ainsi à confirmer l'impact du régime de change[123], tandis que les seconds analysent l'évolution relative de la compétitivité des pays considérés.

D'autre part, pour les pays africains, on note les contributions pionnières de Devarajan et Hinkle (1994) ou encore Devarajan (1997), dont les choix de fondamentaux sont quasiment identiques à ceux des travaux de Montiel (2007). On note également l'étude de Iimi (2006) qui s'appuie sur les fondamentaux que sont : la productivité, la position extérieure nette, la prime de risque et le

[121] Il s'agit précisément de l'écart relatif de production de Singapour par rapport à celui de ses partenaires commerciaux.
[122] La surévaluation aurait atteint les 12% en 1996 avant la période de crise.
[123] Mulder et Baldi (2004) montrent en effet que le régime de change est un déterminant important du taux de change, non seulement en raison de sa contribution à la stabilité des prix des biens échangeables, mais aussi de par sa qualité de facteur d'attraction des flux de portefeuille. Ces derniers exercent une pression à la hausse sur la demande entraînant de fait l'accroissement du prix des biens non échangeables.

différentiel de taux d'intérêt réel. Ce choix lui permet alors de détecter les phases de sous-évaluation et de surévaluation du « pula » botswanais entre 1985 et 2004. Coleman (2008) estime quant à lui le degré de mésalignement de 12 pays de la zone Franc avec comme fondamentaux : le solde commercial rapporté au PIB, le taux d'ouverture de l'économie, les termes de l'échange, les dépenses publiques et l'investissement rapporté au PIB pour capter l'influence d'une variation de l'offre domestique ou la possibilité d'un progrès technologique. Les résultats révèlent des disparités d'évolutions entre les pays étudiés et permettent à l'auteur d'émettre un doute sur l'opportunité de la fixité du taux de change de la zone. Ce résultat est confirmé par Abdih et Tsangarides (2010) qui étudient le comportement du TCR dans les deux sous-ensembles monétaires de la zone Franc (CEMAC et UEMOA), en retenant les termes de l'échange, les dépenses publiques, la productivité, l'investissement et le taux d'ouverture de l'économie. Elbadawi et al. (2012) associent aux déterminants précédents les taxes sur les biens non échangeables et les flux d'aide au développement, dans le but d'étudier la relation qui lie ces derniers aux mésalignements et à la croissance des pays d'Afrique subsaharienne. Le même ensemble de fondamentaux est également retenu par Gnimassoun (2014) ou encore Coulibaly et Gnimassoun (2013)[124].

En somme, cette brève revue de littérature montre que certaines variables retenues dans l'évaluation des taux de change d'équilibre font quasiment l'objet d'un consensus, en dépit des niveaux de développement différents des économies considérées. À la lumière de cette littérature, nous effectuons alors notre choix de fondamentaux tel que décrit dans le paragraphe suivant.

c. Les fondamentaux retenus dans l'analyse

Dans le cadre de ce travail, nous supposons l'égalité des taux d'intérêt réels à moyen terme[125], de sorte que le taux de change d'équilibre de moyen et long terme (BEER) soit uniquement déterminé par les fondamentaux retenus dans l'équation (33) :

$$\mathrm{BEER}_{it} = \alpha.\mathrm{Open} + \beta.\mathrm{Nfa}_{it} + \delta.\mathrm{Prod}_{it} + \gamma.\mathrm{Gov}_{it} + \omega.\mathrm{Tot}_{it} + \theta.\mathrm{Reg1} + \rho.\mathrm{Reg2} \qquad (33).$$

De manière plus explicite, les fondamentaux retenus dans l'équation (33) sont :

[124] Le premier montre que les évolutions de la monnaie ancre ne sont pas à l'origine des mésalignements du franc CFA. Les seconds étudient l'optimalité de la zone Franc en tant qu'union monétaire à l'aune du critère des mésalignements du TCR. Ils montrent que l'union monétaire d'Afrique de l'ouest (UEMOA) est la plus homogène et peut être étendue en incluant des pays comme le Ghana ou la Gambie.

[125] Au regard de certains travaux empiriques comme ceux de Couharde et al. (2013) ou encore Coulibaly et Gnimassoun (2013), il semble que le différentiel de taux d'intérêt n'est pas une variable pertinente dans les analyses portant sur les pays d'Afrique Subsaharienne, raison pour laquelle elle ne figure pas parmi les fondamentaux retenus. Toutefois, nous avons testé plusieurs spécifications avec le différentiel de taux d'intérêt. Celui-ci ne s'étant pas révélé significatif, nous l'avons exclu de la liste des fondamentaux.

- le taux d'ouverture de l'économie (*Open*), qui reflète l'influence de la politique commerciale du pays considéré. Son influence sur le TCER est a priori indéterminée. D'une part, l'ouverture commerciale peut provoquer l'appréciation réelle de la monnaie nationale via l'amélioration du compte courant. Mais d'autre part, une ouverture commerciale plus forte favorise la modération de la hausse des prix domestiques qui entraîne elle-même la dépréciation réelle la monnaie nationale (Goldfajn et Valdes, 1999). Cette relation est confirmée dans les travaux empiriques de Dufrénot et Yehoue (2005) ou Mongardini et Rayner (2009), raison pour laquelle nous nous attendons à ce que l'ouverture commerciale exerce un effet négatif sur le TCER ;

- la position extérieure nette en proportion du PIB (*Nfa*), associée à l'écart entre l'épargne et l'investissement domestiques. Pour les pays débiteurs comme ceux d'ASS, toute dégradation de la position extérieure nette devrait engendrer des intérêts sur le paiement de la dette ; l'amélioration de la balance commerciale via la dépréciation réelle est alors requise pour générer des exportations nettes positives et favoriser le retour de l'équilibre (Lee et al., 2008). Ce mécanisme est plus communément nommé : « *l'effet de transfert* » (Obstfeld et Rogoff, 1995 ; Lane et Milesi-Ferretti, 2004). En vertu de ce mécanisme, la variable *Nfa* devrait être affectée d'un coefficient positif ;

- la productivité relative (*Prod*), qui permet de capter l'effet Balassa-Samuelson. À titre de rappel, ce dernier traduit le phénomène d'appréciation réelle qui résulte d'un accroissement de la productivité dans le secteur exposé, comparativement au reste du monde[126]. Pour obtenir une bonne approximation de cet indicateur, la pratique courante consiste à utiliser les données sur la productivité du travail dans les secteurs ouvert et abrité (De Gregorio Giovannini et Krueger, 1994). Mais ces données sont généralement indisponibles pour les pays en développement, ce qui conduit Baffes et al. (1999) à utiliser un proxy défini par le rapport du PIB par travailleur d'un pays donné, sur le PIB par travailleur de l'OCDE. Pourtant, la non-significativité de ladite variable pour l'ensemble des estimations conduit les auteurs à la retirer de la spécification finale. C'est la raison pour laquelle nous suivons Lane et Milesi-Ferretti (2004) en construisant notre indicateur de productivité à partir des données sur le PIB réel par tête de la manière suivante :

$$\mathrm{Prod}_{it} = \frac{\mathrm{PIB}_{\text{réelpartête}_{it}}}{\mathrm{PIB}_{\text{réelpartête}_{OCDE;it}}} \tag{34}$$

Cette variable est positivement liée au TCR si l'on s'en tient à l'hypothèse de Balassa-Samuelson.

[126] Sous les hypothèses de concurrence pure de parfaite et de mobilité des facteurs de production d'un secteur à l'autre.

- les dépenses finales de consommation du gouvernement (*Gov*), dont l'effet dépend de leur composition en termes de biens échangeables et non échangeables. Mais si l'on s'en tient à Froot et Rogoff (1995), on peut considérer que ces dépenses portent majoritairement sur l'acquisition des biens non échangeables. Dans ces conditions, l'accroissement des dépenses entraîne une hausse de la demande de ces biens, ce qui génère la hausse de leur prix relatif et l'appréciation réelle de la monnaie. Les études empiriques de De Gregorio et al. (1994) ou Chinn (1999) confirment cette relation, raison pour laquelle nous nous attendons à ce que cette variable soit associée à un coefficient positif ;

- les termes de l'échange (*Tot*), définis comme le rapport du prix des exportations sur celui des importations. Leur influence sur le TCR est indéterminée a priori. D'une part, la hausse des termes de l'échange peut entraîner l'augmentation du volume des exportations, l'amélioration du solde commercial et finalement l'appréciation réelle de la monnaie nationale. D'autre part, l'amélioration du prix des exportations peut générer l'accroissement du niveau général des prix, de sorte que l'effet de revenu précédent est supplanté par un effet de substitution en faveur des biens importés (qui deviennent moins onéreux), entraînant de fait la dépréciation réelle. Toutefois, les travaux empiriques comme ceux de Dufrénot et Yehoue (2005) soulignent généralement la supériorité de l'effet revenu[127]. De ce fait, le coefficient associé à cette variable devrait être positif.

- le régime de change fixe, dont l'effet est pris en compte par la variable indicatrice $\mathrm{Reg1}$. Précisément, $\mathrm{Reg1}=1$ pour un pays à un régime de change fixe. L'introduction d'une variable indicatrice dans l'équation du taux de change d'équilibre a aussi été proposée par certains auteurs tels que Mulder et Baldi (2004) ou Carrera et Restout (2008). D'un point de vue théorique, cette variable devrait être associée à un coefficient positif qui traduit l'appréciation réelle générée par la fixité du change. En effet, dans l'hypothèse d'un choc persistant et négatif sur la production, un pays à régime de change fixe est contraint de défendre une parité dont le niveau ne reflète plus celui des fondamentaux à partir desquels elle a été fixée. Pour défendre cette parité, la banque centrale est contrainte de limiter les sorties de capitaux à travers des opérations qui accroissent la masse monétaire si celles-ci ne sont pas stérilisées. Il s'ensuit une hausse des prix domestiques qui conduit à l'appréciation de la monnaie. Sur le plan pratique, nous comparons l'influence de la fixité à celle d'un régime de référence représenté par la variable $\mathrm{Reg2}$ [128]. Formellement,

[127] Cet effet est également qualifié d'«effet de dépense » par Baffes et al. (1999).
[128] Il faut noter qu'en régime de change flexible l'appréciation réelle n'est pas garantie puisque dans ce cas particulier c'est le taux de change nominal qui permet l'ajustement.

$Reg2 = 1$ pour les pays de notre échantillon qui n'appartiennent pas à un régime de change fixe[129].

En somme, l'approche économétrique nous permettra d'évaluer plus aisément le niveau du taux de change d'équilibre et des mésalignements à partir des fondamentaux que nous avons identifiés, lesquels sont d'ailleurs justifiés sur le plan théorique par l'approche NATREX. Compte tenu de ces justifications théoriques et au regard de la simplicité relative de l'approche BEER, nous en faisons notre référence pour les estimations qui interviendront tout au long de cette thèse. L'approche NATREX constituera quant à elle une alternative qui permettra de conforter ou non nos analyses, puisque le caractère idéal du taux de change d'équilibre implique que la meilleure méthode de détermination est simplement inconnue. Dans l'immédiat, ces deux approches nous permettent, dans la section suivante, d'effectuer une comparaison de la performance du régime de change fixe avec celle d'un régime de référence, en termes de formation des mésalignements.

Section 2 – Évaluations empiriques de l'importance du régime de change dans la limitation des mésalignements

Conformément à ce qui précède, nous procédons à deux séries d'estimations dans le cadre de l'évaluation empirique. La première repose sur l'indicateur de référence du taux de change d'équilibre, obtenu par l'approche BEER, et à partir duquel nous procédons à une comparaison des mésalignements en fonction du régime de change. La seconde, quant à elle, repose sur l'indicateur alternatif obtenu par l'approche NATREX, lequel nous permettra de confirmer la fiabilité générale des estimations précédentes et d'envisager une analyse comparative de l'influence du régime de change en fonction de l'indicateur retenu. Dans cette perspective, nous présentons successivement la démarche générale de cette analyse (A) et les résultats qui en découlent (B).

A. La démarche générale

La démarche générale consiste simplement à évaluer le niveau d'équilibre du taux de change à partir d'une méthode économétrique principale (1), puis à tester la robustesse ou la sensibilité des résultats au choix de la technique d'estimation (2).

[129] L'introduction de deux variables indicatrices dans une équation sans constante est équivalente à la spécification d'une équation avec constante et une seule variable indicatrice.

1. L'évaluation principale : mise en œuvre et choix de la méthode économétrique

Nous présentons avant tout la procédure de mise en œuvre des estimations (a) qui porte sur la construction et l'analyse descriptive des variables, ainsi que sur la répartition des pays de notre échantillon selon l'appartenance à un régime de change fixe. Cette étape de préparation nous permet de sélectionner la méthode économétrique qui nous paraît appropriée pour les estimations proprement dites.

a. Mise en œuvre des estimations

Sur le plan pratique, l'ensemble des estimations porte sur un échantillon de 16 pays d'Afrique subsaharienne, pour la période allant de 1980 à 2011. Les données sont issues des bases de données de la Banque Mondiale et du FMI, mais l'indisponibilité des certaines séries nous impose l'utilisation de proxys appropriés. En particulier, nous ne pouvons distinguer les dépenses du gouvernement en biens échangeables, des dépenses de ce dernier en biens non échangeables. Par conséquent, nous considérons uniquement la variable « dépenses finales de consommation du gouvernement », mesurée en proportion du PIB. De même, l'indicateur de la politique commerciale est le taux d'ouverture de l'économie mesuré par le rapport du total des exportations et des importations sur le PIB. En outre, l'indicateur de productivité est calculé à partir de la formule (8) qui exprime le rapport du PIB réel par tête d'un pays sur celui des pays de l'OCDE. Cette mesure de la productivité est similaire à celle employée par Baffes et al., (1999) pour le cas de la Côte-d'Ivoire et du Burkina-Faso. Il faut cependant rappeler que compte tenu des difficultés liées à la construction de cet indicateur, il est courant dans la littérature de considérer le PIB par tête des États-Unis comme une mesure approximative de la productivité du reste du monde (Coudert, 1999), mais il nous semble que cette démarche introduit une difficulté supplémentaire en raison du fait qu'elle ne considère pas l'importance des différents partenaires d'un pays donné dans les échanges commerciaux. Pour l'estimation du taux de change d'équilibre par l'approche NATREX, la variable `[z+r.f]`, renommée « *TRANS* » ci-après, est obtenue par la différence entre le solde courant et le solde commercial à chaque période ; les termes de l'échange externes sont ceux des économies avancées[130] et le niveau d'équilibre des termes de l'échange d'équilibre est obtenu au moyen d'un filtre Hodrick-Prescott[131]. Une analyse descriptive

[130] On rappelle que les termes de l'échange externes interviennent déjà dans la spécification théorique du modèle. Sur le plan pratique, le choix des termes de l'échange des économies avancées est un choix par défaut imposé par la disponibilité limitée des données.

[131] En suivant les recommandations de Ravn et Uhlig (2002), nous fixons la valeur du paramètre de lissage à 6.25 pour des données annuelles. Cette méthode de décomposition des séries n'est cependant pas l'unique. Un résultat similaire peut être obtenu à partir des techniques proposées par Gonzalo et Granger (1995), Baxter et King (1999) ou encore Christiano et Fitzgerald (2003).

de l'ensemble des variables retenues[132] ainsi que des corrélations, nous semble utile à une meilleure compréhension des résultats que nous présenterons. D'une part, les statistiques descriptives (**Tableau 21** en annexes du chapitre) semblent indiquer une certaine homogénéité pour notre variable d'intérêt (*TCER*). En effet, on observe qu'en moyenne la valeur de l'indice varie entre 4,5 et 5,5. À l'inverse, les écarts-types associés aux variables *OPEN*, *GOV* et *TOT* révèlent des disparités pour certains pays, à l'exemple de la Guinée Équatoriale ou de l'Afrique du Sud dont les écarts-types sont respectivement de 1.04 et 0.09 pour la variable *GOV* (la moyenne des autres pays se situe autour de 0.2). De manière similaire, on observe aussi que l'introduction des variables *NFA* et *TRANS* en proportion du PIB est une source potentielle de nuisance pour les estimations, puisque les moyennes et/ou les écarts-types présentent cette fois des disparités plus marquées. En effet, la variable *TRANS* par exemple a une valeur moyenne de -11,48 pour le Gabon, tandis que cette moyenne est plutôt de 93,63 pour le Lesotho. De même, les écarts-types de la variable *NFA* varient fortement (5,08 pour la RCA et 30.76 pour la Sierra Leone à titre illustratif). Dans l'ensemble, l'existence de ces disparités semble constituer un argument supplémentaire en faveur de la démarche économétrique particulière que nous adoptons dans cette première partie.

D'autre part, l'analyse des corrélations entre les variables (**Tableau 7**) montre que le sens des corrélations significatives est globalement conforme aux attentes théoriques. En particulier, l'amélioration des termes de l'échange ainsi que l'accroissement de la productivité exercent une influence positive sur le TCER, tandis que l'augmentation de la position extérieure nette et l'ouverture commerciale exercent l'effet contraire.

TABLEAU 7- Matrice des Corrélations

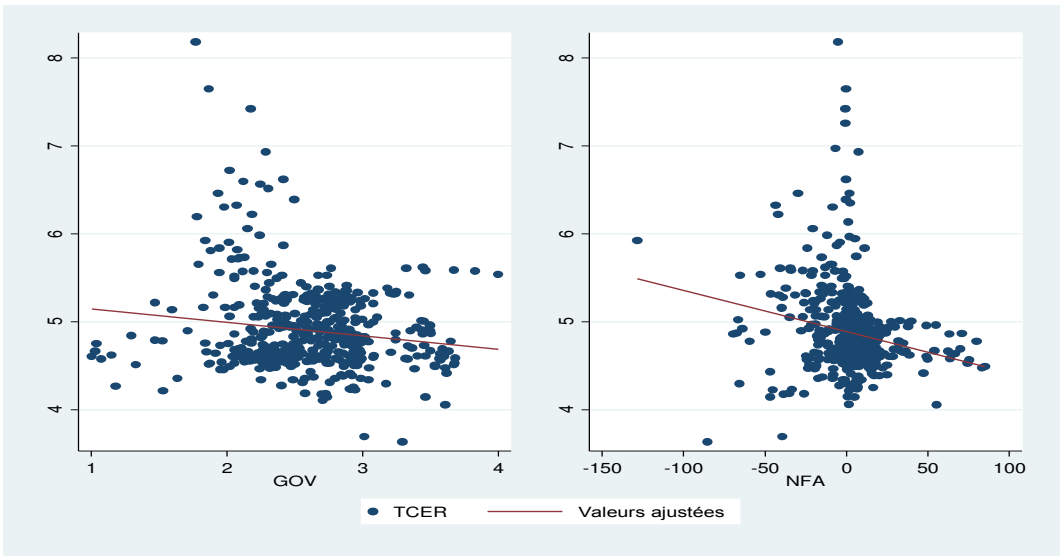
	TCER	***OPEN***	***TOT***	***GOV***	***NFA***	***PROD***	***TRANS***
TCER	1						
OPEN	-0.1896	1					
TOT	0.3055	-0.2576	1				
GOV	-0.0564	0.4065	-0.0012	1			
NFA	-0.1300	0.3185	-0.1548	0.1432	1		
PROD	0.1236	0.0852	0.2578	0.0426	-0.1213	1	
TRANS	-0.0154	0.4795	-0.1796	0.3839	0.5842	-0.2379	1

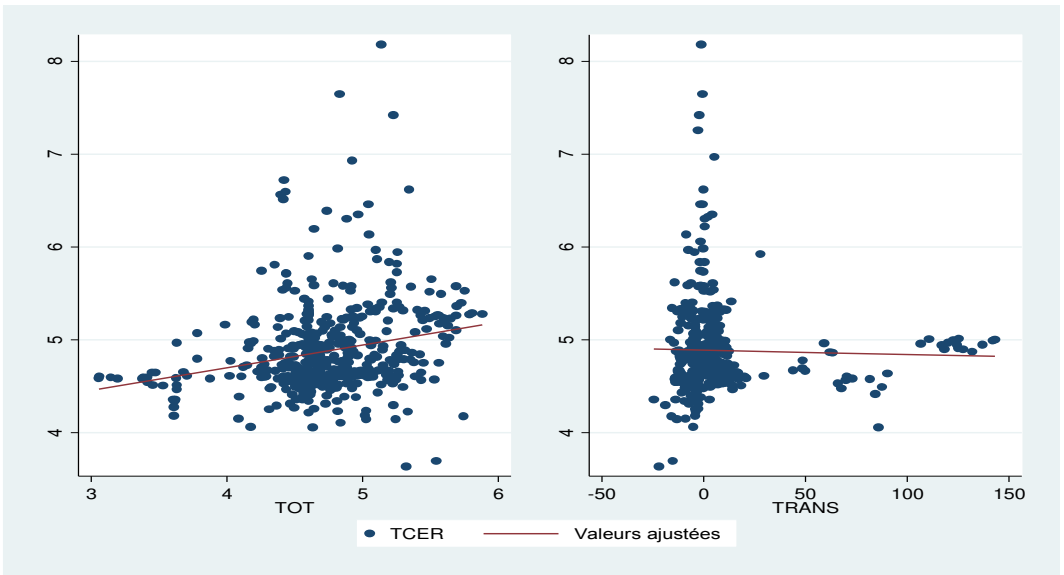
Note : Construction de l'auteur à partir des données de la Banque Mondiale (WDI, 2013) et du Fonds Monétaire International (IFS, 2012).

[132] On précise que toutes les variables considérées par la suite sont exprimées en logarithmes, à l'exception de la position extérieure nette et de la variable *Trans* qui sont exprimées en proportion du PIB.

FIGURE 7- Le TCER et ses fondamentaux







Afin d'illustrer les brèves conclusions de cette analyse de corrélation, nous représentons dans la **Figure 7** les nuages de points ajustés pour chaque déterminant du TCER. Dans l'ensemble, les pentes des droites de régressions confirment les relations théoriques envisagées. En particulier, on retrouve d'une part la relation négative entre le TCER et des déterminants tels que l'ouverture commerciale ou encore les dépenses de consommation du gouvernement. D'autre part, on retrouve aussi la relation positive associée aux fondamentaux tels que la productivité ou encore les termes de l'échange.

Outre la description des variables individuelles que nous avons effectuée ci-avant, il convient de présenter la méthode de répartition que nous avons adoptée afin de tester l'influence du régime de change fixe sur l'évolution du TCER. En effet, notre répartition est différente de la classification officielle du FMI qui distingue huit types de régimes de change, regroupés eux-mêmes en régimes de changes : fixes, intermédiaires et flottants. Précisément, nous avons opté pour un regroupement simple qui considère d'une part, les pays à régime de change fixe de la zone Franc et de l'aire monétaire commune ; et d'autre part, les pays dont le régime de change est différent du régime fixe (ancrage souple, flottement géré ou libre). Ces pays constituent ainsi le groupe de contrôle encore qualifié de « groupe de pays à régime indépendant ». La constitution précise des groupes de pays est donnée dans **Tableau** .

TABLEAU 8 – Répartition des pays en fonction du régime de change

Groupes	Noms des pays
Groupe de pays appartenant à un régime de change fixe	Cameroun, République Centrafricaine, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinée Équatoriale, Lesotho, Togo
Groupe de pays à régime de change indépendant	Burundi, Congo, Gambie, Ghana, Malawi, Nigéria, Sierra Leone, Ouganda, Zambie, Afrique du Sud

Note : Construction de l'auteur.

Deux principales raisons motivent cette répartition. D'abord, la disponibilité des données ne nous permet pas de considérer un éventail plus large de régimes de change à travers des classifications *de facto* comme celle de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003). En dépit de cette contrainte, notre regroupement reste cohérent avec la classification dite « brute » de Reinhart et Rogoff (2004). Ensuite, il nous permet de focaliser sur le cas particulier de la zone Franc et d'éclairer ainsi les débats sur la sortie de l'union monétaire et sur la solution de régionalisation monétaire.

À l'issue de cette phase préparatoire, nous choisissons l'estimateur du « *Pooled Mean Group* » pour l'estimation principale compte tenu de ses caractéristiques que nous présentons dans le paragraphe suivant.

b. La méthode économétrique principale : le « Pooled Mean Group »

Le choix de cette méthode d'estimation est motivé par les avantages qu'elle offre d'un point de vue pratique. D'une part, l'estimateur du *Pooled Mean Group* (PMG) permet un traitement efficace des panels dynamiques, notamment ceux pour lesquels le nombre d'observations temporelles T est aussi grand que celui des individus N[133] (Pesaran et al., 1999). D'autre part, il offre la possibilité d'estimer une relation de long terme entre différentes variables, sans précautions préalables au sujet de la stationnarité ou même l'existence d'une relation de cointégration entre ces dernières. Pour ce faire, l'estimation est fondée sur l'hypothèse que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs, peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant identiques[134].

En empruntant la notation de Pesaran et al. (1999), nous exposons ci-après le principe de la méthode de manière formelle. Soit un échantillon de N individus observés sur T périodes, avec $(N,T) \in \mathbb{N} \times \mathbb{N}$. On considère le modèle $ARDL(p,q,q,....,q)$[135] suivant :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}^{'} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (35)$$
$$i = 1, 2...., N; t = 1, 2, ..., T$$

où X_{it} est une matrice de variables explicatives de format $(k \times 1)$; μ_i représente les effets fixes individuels ; les λ_{ij} sont des coefficients affectés aux variables dépendantes individuelles retardées ($y_{i,t-j}$), et $\delta_{ij}^{'}$ est une matrice de scalaires de format $(1 \times k)$.

L'équation (35) peut être reformulée afin d'obtenir une représentation à correction d'erreurs exprimée par l'équation (36) :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i^{'} X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^{*} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (36)$$

En empilant toutes les observations pour chaque individu « i », l'équation (41) est équivalente à l'équation (37) suivante :

---

[133] Il convient de préciser qu'il existe un grand nombre d'estimateurs en panels dynamiques que l'on peut classer en trois groupes de façon générale. Le premier est celui des panels composés d'un petit nombre d'individus (N) pour un grand nombre de périodes (T). Dans ce cas, le modèle ARDL ou la méthode SUR sont appropriés pour les estimations. Le deuxième groupe est celui des panels dont la dimension individuelle est plus grande que la dimension temporelle. Dans ce cas, des estimateurs classiques tels que les effets fixes dynamiques ou les GMM sont appropriés. Le dernier groupe concerne les panels dont la taille individuelle est aussi grande que la dimension temporelle.

[134] L'égalité des coefficients à long terme est justifiée si l'on valide des hypothèses théoriques telles que l'absence d'arbitrage ou encore le rattrapage technologique à long terme.

[135] *Auto Regressive Distributed Lags* .

$$\Delta \mathbf{y}_{i} = \phi_{i}\mathbf{y}_{i,-1} + \mathbf{X}_{i}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{i}} + \sum_{j=1}^{p-1}\lambda_{ij}^{*}\Delta \mathbf{y}_{i,-j} + \sum_{j=0}^{q-1}\Delta \mathbf{X}_{i,-j}\boldsymbol{\delta}_{\mathbf{ij}}^{*} + \mu_{i}\boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (37)$$

où $\mathbf{y}_{i} = (y_{i1}, y_{i2}, ..., y_{iT})'$ est une matrice de format $(T \times 1)$, $\mathbf{X}_{i} = (X_{i1}, ..., X_{iT})'$ une matrice de format $(T \times k)$, et $\boldsymbol{\tau} = (1,1,...,1)'$ est une matrice de format $(T \times 1)$. Les hypothèses ci-après sous-tendent le modèle décrit par l'équation (37) :

- Les perturbations ε_{it} sont des bruits blancs indépendamment et identiquement distribués. Elles sont également indépendantes des régresseurs X_{it}.

- L'équation 37 est stable. Ceci impose qu'on ait $\phi_{i} < 0$, c'est-à-dire que les racines du polynôme opérateur $\sum_{j=1}^{p}\lambda_{ij}z^{j}$ se situent en dehors du cercle unité, traduisant de fait l'existence d'une relation de long terme entre les variables en niveau. Cette relation s'exprime par l'équation suivante :

$$y_{it} = -\left(\beta_{i}' / \phi_{i}\right) X_{it} + \eta_{it} \quad (38)$$

où η_{it} est un processus stationnaire.

- Il y a homogénéité des coefficients dans le long terme[136] . À court terme cependant, les coefficients peuvent différer selon les individus. Formellement, à long terme on a :

$$\boldsymbol{\theta}_{\mathbf{i}} = \boldsymbol{\theta} = -\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{i}} / \phi_{i} \quad (39)$$

Sous les trois précédentes hypothèses, l'équation (37) peut encore être écrite de la manière suivante :

$$\Delta \mathbf{y}_{\mathbf{i}} = \phi_{i}\Gamma_{\mathbf{i}}(\boldsymbol{\theta}) + \mathbf{W}_{\mathbf{i}}\mathbf{K}_{\mathbf{i}} + \varepsilon_{i} \quad (40)$$

où, $\Gamma_{\mathbf{i}}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{y}_{\mathbf{i,-1}} - \mathbf{X}_{\mathbf{i}}\boldsymbol{\theta}$ est le terme à correction d'erreur, $\mathbf{W}_{\mathbf{i}} = (\Delta \mathbf{y}_{i,-1}, ..., \Delta \mathbf{y}_{i,-p+1}, \Delta \mathbf{X}_{i,-1}, ..., \Delta \mathbf{X}_{i,-q+1}, \boldsymbol{\tau})$ et $\mathbf{K}_{\mathbf{i}} = (\lambda_{i1}^{*}, ..., \lambda_{i,p-1}^{*}, \boldsymbol{\delta}_{i0}^{*'}, ..., \boldsymbol{\delta}_{i,q-1}^{*'}, \mu_{i})'$.

L'estimation du modèle, notamment des coefficients de long terme, s'effectue par la méthode du maximum de vraisemblance à partir de la fonction de vraisemblance suivante (Pesaran et al., 1999) :

$$\ell(\gamma) = -\frac{T}{2}\sum_{i=1}^{N}\ln 2\pi\sigma_{i}^{2} - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{\sigma_{i}^{2}}(\Delta \mathbf{y}_{\mathbf{i}} - \phi_{i}\Gamma_{\mathbf{i}}(\boldsymbol{\theta}))' \mathbf{D}_{i}(\Delta \mathbf{y}_{\mathbf{i}} - \phi_{i}\Gamma_{\mathbf{i}}(\boldsymbol{\theta})) \quad (41)$$

où $\mathbf{D}_{i} = \mathbf{I}_{T} - \mathbf{W}_{i}\left(\mathbf{W}_{i}'\mathbf{W}_{i}\right)^{-1}\mathbf{W}_{i}^{-1}$, $\gamma = \left(\boldsymbol{\theta}', \boldsymbol{\Phi}', \boldsymbol{\sigma}'\right)$ $\boldsymbol{\Phi}' = \left(\phi_{1}, \phi_{2}, ..., \phi_{N}\right)'$, et $\boldsymbol{\sigma}' = \left(\sigma_{1}^{2}, \sigma_{2}^{2}, ..., \sigma_{N}^{2}\right)'$.

[136] En d'autres termes, les coefficients sont tous égaux à long terme.

Les estimateurs des coefficients de court et de long terme, ainsi que des coefficients d'ajustement sont obtenus en maximisant la fonction de log-vraisemblance (41) par rapport à γ. Le processus de maximisation se déroule de manière itérative en partant d'une valeur initiale $\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(0)}$ de $\boldsymbol{\theta}$, qui permet de déterminer les estimateurs des coefficients d'ajustement et des variances individuelles. Ces derniers permettent, à leur tour, de calculer une nouvelle valeur $\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(1)}$ et ainsi de suite jusqu'à l'obtention du maximum.

À l'issue des estimations, nous testons la robustesse des résultats au choix de la méthode économétrique en appliquant deux méthodes alternatives que nous présentons en détails dans le paragraphe suivant.

2. La robustesse des estimations au choix de la méthode économétrique

Afin de conforter les résultats obtenus par l'estimateur du *Pooled Mean Group,* nous proposons deux méthodes alternatives dont l'objectif est également d'estimer les relations de long terme dans le contexte des panels dynamiques. Il s'agit précisément de la méthode des moindres carrés dynamiques et celle des moindres carrés complètements modifiés, mais leur application requiert au préalable que l'on procède aux tests de racine unitaire et cointégration. Nous présentons alors brièvement les tests préalables retenus (a), avant de présenter les méthodes alternatives proprement dites (b).

a. Les tests de racine unitaire et de cointégration

Contrairement au cas de l'estimateur PMG, les estimations qui reposent sur les méthodes alternatives précédentes doivent nécessairement être précédées par la démarche classique qui consiste à vérifier la présence de racines unitaires et l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Cependant, la double dimension individuelle et temporelle des données de panels complique la mise en œuvre de ces tests, notamment en raison du problème lié à l'hétérogénéité individuelle. Pour prendre en compte différents hypothèses sur la structure de la racine unitaire et de la cointégration, nous procédons à plusieurs tests dont la description formelle est fournie ci-après en fonction du type de test.

i. Les tests de racine unitaire

De manière générale, on distingue deux principaux types de tests de racine unitaire sur données de panels. Les tests de première génération dont l'hypothèse sous-jacente est l'absence de dépendance interindividuelle, et les tests de seconde génération qui relâchent cette hypothèse. En effet, l'indépendance interindividuelle est peu plausible dans le cadre des études macroéconomiques pour lesquelles des évolutions conjointes des économies sont souvent

observées[137]. Dans le doute, une pratique courante dans la littérature consiste à procéder simultanément aux deux types de tests, raison pour laquelle nous suivons la même démarche en effectuant deux tests de racine unitaire de 1ère génération (Maddala et Wu, 1999 ; Im et al., 2003), puis un test de seconde génération (Pesaran, 2007), et deux tests de 3e génération (Clemente et al., 1998 ; Lee et Strazicich, 2003) dont le but est de prendre en compte la présence de ruptures structurelles.

- **Le test de Maddala et Wu (1999)**

Il porte sur un modèle à effets fixes et sans trend, tel que décrit par l'équation (42) :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{z=1}^{p_i} \beta_{i,z} \Delta y_{i,t-z} + \varepsilon_{i,t} \quad (42)$$

La démarche de Maddala et Wu (MW ci-après) consiste à tester l'hypothèse nulle de racine unitaire $H_0 : \rho_i = 0$ pour tout $i = 1,..., N$, contre l'hypothèse alternative $H_1 : \rho_i < 0$ pour tout $i = 1,..., N_1$ et $\rho_i = 0$ pour tout $i = N_1 + 1,..., N$. En d'autres termes, l'hypothèse alternative teste l'absence de racine unitaire pour certains individus du panel et non pour l'ensemble d'entre eux[138]. Pour procéder au test sur le plan pratique, MW (1999) considèrent le cadre d'analyse des séries temporelles et proposent le principe qui consiste à combiner les p-values (π_i) des N tests individuels. Ainsi, sous l'hypothèse d'indépendance interindividuelle, ils proposent la statistique de test définie par :

$$P_{MW} = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(\pi_i) \sim \chi^2(2N) \quad (43)$$

Dans le même sens, Choi (2001) propose une extension du test pour les échantillons de taille N plus importante. La nouvelle statistique de test est donnée par la relation (44).

$$Z_{MW} = \frac{\sqrt{N}\left\{N^{-1} P_{MW} - E\left[-2\ln(\pi_i)\right]\right\}}{\sqrt{Var\left[-2\ln(\pi_i)\right]}} \quad (44)$$

[137] C'est par exemple le cas des études sur la convergence ou encore sur la parité des pouvoirs d'achat, comme le soulignent Hurlin et Mignon (2005).

[138] Il est à noter que cette caractéristique constitue le principal point de dissemblance entre le test MW et celui de Levin et Lin (LL, 1992). Ces derniers supposent en effet l'homogénéité du panel à travers l'unicité du paramètre associé à la variable autorégressive.

Or, d'après la relation (43) : $P_{MW} \sim \chi^2(2N)$. Ceci implique que : $E\left[-2\ln(\pi_i)\right]=2$ et $Var\left[-2\ln(\pi_i)\right]=4$[139]. Par conséquent on peut encore écrire :

$$Z_{MW} = -\frac{\sum_{i=1}^{N}\left[\ln(\pi_i)+1\right]}{\sqrt{N}} \tag{45}$$

Cette dernière expression correspond à la moyenne standardisée des N *p-value*s individuelles.

- **Le test de Im, Pesaran et Shin (2003)**

En considérant le modèle hétérogène précédent, Im, Pesaran et Shin (IPS ci-après) proposent la statistique t_bar_{NT} obtenue à partir des N statistiques individuelles du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF ci-après). Formellement, cette statistique est donnée par l'équation (46) suivante :

$$t_bar_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(\pi_i, \beta_i) \tag{46}$$

Autrement dit, la statistique de IPS correspond à la moyenne des statistiques de ADF sur l'ensemble de l'échantillon. Par conséquent, lorsque la taille de ce dernier tend vers l'infini, on peut montrer que la statistique t_bar_{NT} converge vers une distribution normale.

Toutefois, lorsque la dimension temporelle T est fixe, il n'est pas approprié de déterminer la valeur standardisée de t_bar_{NT} en cas de corrélation des résidus car les moments de la distribution de Dickey-Fuller (DF ci-après) dépendent des paramètres de nuisance β_i. Dans ce contexte, la solution la plus pratique consiste à calculer la statistique standardisée t_bar_{NT} à partir des moments des statistiques individuelles $t_{iT}(\pi_i, 0)$, déterminées sous l'hypothèse nulle[140]. Ainsi, la nouvelle statistique obtenue, notée W_{tbar}, s'exprime de la manière suivante :

$$W_{tbar} = \frac{\sqrt{N}\left[t_bar_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT}(\pi_i, 0) \mid \rho_i = 0\right]\right]}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var\left[t_{iT}(\pi_i, 0) \mid \rho_i = 0\right]}} \tag{47}$$

Cette statistique converge vers une distribution normale, sous l'hypothèse nulle, tant que le rapport N/T est fini, positif et constant[141].

---

[139] En effet, si $P_{MW} \sim \chi^2(2N)$, alors : $-2\ln(\pi_i) \sim \chi^2(2)$. Par conséquent, l'espérance mathématique et la variance exprimées ci-dessus correspondent bien à ceux d'une distribution du chi 2 à deux degrés de liberté.

[140] On rappelle que l'hypothèse nulle du test est $\rho_i = 0 \;\; \forall \;\; i = 1, \ldots, N$.

[141] En outre, IPS (2003) montrent que la statistique W_{tbar} est également efficace pour les échantillons de petite taille.

- **Le test CIPS de Pesaran (2007)**

Afin de prendre en compte la dépendance potentielle entre les individus (ou groupes) d'un échantillon, le test CIPS propose de modifier les régressions de DF et ADF en rajoutant pour chaque série, les moyennes individuelles des variables retardées et en différence première. Sous l'hypothèse que les résidus sont non corrélés, l'équation à estimer pour le i[ème] individu est donnée par la relation (48) :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + v_{i,t} \tag{48}$$

avec $\bar{y}_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} y_{i,t-1}$, $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \Delta y_{i,t}$ et $v_{i,t} = \gamma \theta_t + \varepsilon_{i,t}$. $\theta_t \sim i.i.d(0,1)$ étant le facteur commun inobservable.

De la même manière que IPS (2003), le test s'appuie sur les $t-statistiques$ individuelles associées à ρ_i, et notées « CADF »[142], pour construire la statistique moyenne « CIPS » suivante :

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} CADF_i \tag{49}$$

Une version tronquée de cette statistique est également calculée, afin de prendre en compte l'effet potentiellement nuisible des valeurs aberrantes. Elle est notée « CIPS* », et s'exprime ainsi qu'il suit :

$$CIPS^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_i^*(N,T) = \frac{1}{N} \sum CADF^* \tag{50}$$

où $CADF^*$ est définie par : $t_i^*(N,T) = \begin{cases} K_1 & si\ t_i(N,T) \le K_1 \\ t_i(N,T) & si\ K_1 < t_i(N,T) < K_2 \\ K_2 & si\ t_i(N,T) \ge K_2 \end{cases}$ (51)

Les valeurs des paramètres de troncature K_1 et K_2 varient selon que le modèle estimé comporte ou non une constante. Toutefois, quel que soit le modèle retenu, elles sont définis de sorte que :

$$P(K_1 < t_i(N,T) < K_2) \approx 1 \tag{52}$$

Par ailleurs, il convient de préciser que cette démarche peut être modifiée afin de prendre en compte le cas de l'autocorrélation des résidus. Dans cette perspective, la nouvelle statistique individuelle CADF est alors obtenue à partir de la régression (53) :

[142] « *Cross Sectionally Augmented Dickey-Fuller* ».

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} d_{i,j} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{i,j} \Delta y_{t-j} + \mu_{i,t} \quad (53)$$

En dépit de leur utilisation répandue dans la littérature, les tests de première et de deuxième génération présentés ci-avant sont peu performants lorsque les séries étudiées comportent une ou plusieurs ruptures structurelles (Rappoport et Reichlin, 1989 ; Perron, 1997 ; Lumsdaine et Papell, 1997). En effet, ces tests ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire lorsque l'évolution d'une série semble être marquée par un changement brutal ou graduel à partir d'une date donnée. Cette date pouvant correspondre, par exemple, aux différents krachs boursiers (1929, 2007), au choc pétrolier (1973), ou plus particulièrement à la dévaluation du franc CFA (1994). Dans le cadre de notre analyse, nous prenons en compte cette hypothèse grâce aux approches de troisième génération. Parmi elles, on peut distinguer celles qui proposent des tests individuels, de celles qui proposent des tests en panel.

Toutefois, dans la pratique, la complexité de l'exercice impose très souvent de procéder aux deux types de test[143]. En effet, les tests individuels pratiqués sur données de panel peuvent introduire une interrogation supplémentaire quant à la stationnarité de la série globale dans le cas où il rejette l'hypothèse nulle pour certains individus de l'échantillon. À l'inverse, le test portant sur l'ensemble de l'échantillon ne permet pas de déterminer les dates de ruptures de chacune des séries individuelles. Pour l'ensemble de ces raisons, nous procédons au test individuel de Clemente et al. (1998), et au test en panel de Lee et Strazicich (2003).

- **Le test de racine unitaire individuel avec double rupture structurelle (Clemente Montañés et Reyes, 1998)**

Pour pallier les insuffisances des tests de première et seconde génération, plusieurs approches ont été proposées, notamment à travers les travaux de Zivot et Andrews (1992), Perron et Vogelsang (1992), Im et Lee (2001), ou encore Carrion-i-Silvestre et al. (2005) pour ne citer que ceux-là. Dans le cadre de notre analyse, nous adoptons la démarche de Clemente et al. (CMR ci-après) qui permet d'estimer les dates de rupture structurelle optimales, pour chaque unité individuelle de notre échantillon et pour chaque variable susceptible d'exhiber une rupture structurelle.

De manière formelle, la démarche de CMR est une extension de celle de Vogelsang et Perron (1992) au cas d'une double rupture structurelle, raison pour laquelle le test repose sur les hypothèses :

[143] Comme c'est par exemple le cas dans les travaux de Couharde et Sallenave (2013).

$$H_0 : y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \text{ [144]} \quad (54)$$

Contre

$$H_1 : y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + e_t \quad (55)$$

où DTB_{it} et DU_{it}, $(i = 1, 2)$ sont deux variables indicatrices définies par :

$$DTB_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = TB_i + 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad DU_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } t > TB_i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (56)$$

où TB_1 et TB_2 correspondent aux dates de rupture. Au regard de ces hypothèses, le test proprement dit porte sur le paramètre autorégressif associé à deux types de spécifications. La première suppose que le changement de tendance de la série en niveau survient de manière graduelle. Elle est aussi notée : IO (pour « *Innovationnal Outlier* »), et s'exprime par l'équation (57) :

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + D_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (57)$$

La seconde quant à elle suppose que le changement ou la rupture affecte instantanément le niveau des séries étudiées. Elle est également notée : AO (pour « *Additive Outlier* »), et s'écrit de la manière suivante :

$$\tilde{y}_t = \rho \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} w_{1i} DTB_{1t-i} + \sum_{i=0}^{k} w_{2i} DTB_{2t-i} \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (58)$$

- Test de racine unitaire en panel avec deux ruptures structurelles (Lee et Strazicich, 2003)

À la différence de CMR (1998), Lee et Strazicich (2003) proposent de tester l'existence d'une rupture structurelle à la fois sous l'hypothèse nulle et sous l'hypothèse alternative. Leur analyse est fondée sur le fait que le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire avec rupture structurelle peut aboutir à la conclusion abusive d'une stationnarité avec rupture, alors que la série est plutôt non stationnaire avec une rupture structurelle. Pour illustrer leur approche, ils considèrent la représentation suivante :

$$\begin{cases} y_t = \delta' Z_t + X_t \\ X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (59)$$

[144] L'unique différence enre l'hypothèse nulle de CMR (1998) et celle de Vogelsang et Perron (1992) est le terme : $\delta_2 DTB_{2t}$.

où Z_t est un vecteur de variables exogènes qui permet de prendre en compte les changements structurels. Deux types de modèles sont alors considérés : d'un côté, le modèle « A » ou « modèle de crash », qui suppose une rupture brutale de la variable en niveau sous l'hypothèse alternative. Si l'on note T_{Bj} la date de rupture avec $j = 1, 2$, alors le modèle est décrit par le système suivant :

$$Z_t = \left[1, t, D_{1t}, D_{2t}\right]' \quad \text{avec} \quad D_{jt} = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad \delta' = \left(\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4\right)$$

(60)

De l'autre côté, le modèle « C » suppose un changement à la fois en niveau et en tendance sous l'hypothèse alternative. Il est décrit par le système (61) :

$$Z_t = \left[1, t, D_{1t}, D_{2t}\ DT_{1t}, DT_{2t}\right]' \quad \text{avec} \quad DT_{jt} = \begin{cases} t - T_{Bj} & \text{si } t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{61}$$

De cette manière, la présence d'une rupture structurelle est prise en compte à la fois sous l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\beta = 1$) et sous l'hypothèse alternative ($\beta < 1$). Le test proprement dit est effectué à partir de la régression suivante :

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \tag{62}$$

où $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, avec $\tilde{\delta}$ qui représente les coefficients de la régression de Δy_t sur ΔZ_t, et $\tilde{\psi}_x$ qui représente l'estimateur du maximum de vraisemblance de $\psi_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$.

Après avoir présenté les tests de racine unitaire que nous allons effectuer, nous poursuivons cette phase préliminaire en présentant les différents types de tests de cointégration que nous appliquons.

ii. Les tests de cointégration

Depuis les travaux de Engle et Granger (1987), Johansen (1991) ou encore Phillips (1991), l'étude et l'estimation des relations de long terme (ou de cointégration) constituent l'un des principaux centres d'intérêt de l'analyse des séries temporelles et des données de panel. Pour le cas particulier des données de panel, l'analyse est compliquée par la difficulté de combiner les statistiques individuelles, mais aussi par la prise en compte de l'hétérogénéité du panel. Mais comme pour les tests de racine unitaire, on peut distinguer trois grandes approches. D'abord, une approche dite de « première génération » qui repose sur l'étude de la stationnarité des résidus d'une régression. Ensuite, une approche dite de « seconde génération » qui regroupe les analyses fondées sur l'estimation d'une équation à correction d'erreur. La troisième approche, enfin, prend en compte

l'existence d'une ou plusieurs ruptures structurelles. Pour les besoins de notre analyse, nous effectuons les trois types de tests : celui de Pedroni (1999) pour la première génération ; celui de Westerlund (2007) pour la seconde génération et celui de Gregory et Hansen (1996) pour la troisième génération.

- **Le test de Pedroni (1999)**

Il permet de tester la cointégration en supposant l'hétérogénéité du panel. Précisément, il repose sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables d'intérêt, pour chaque unité individuelle du panel considéré. De manière analogue, l'hypothèse alternative traduit l'existence d'un vecteur de cointégration pour chaque unité individuelle du panel, avec la possibilité que ce dernier ne soit pas identique pour l'ensemble des individus[145].

Formellement, l'équation de cointégration est donnée par la relation (63) :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \sum_{j=1}^{M} \beta_{ji} x_{ji,t} + e_{i,t} \qquad (63)$$

avec M le nombre de variables exogènes incluses dans la régression. À partir de cette relation, Pedroni (1999) a étudié la distribution asymptotique de sept statistiques de test différentes[146], parmi lesquelles on retrouve 4 estimateurs de type « *within* » et trois de type « *between* »[147]. La conséquence immédiate est que la spécification de l'hypothèse alternative diffère légèrement d'un type d'estimateur à l'autre, l'hypothèse nulle étant identique dans tous les cas. En effet, en notant ρ_i le coefficient autorégressif individuel, l'estimateur *within* a pour hypothèse alternative : $H_1 : \rho_i = \rho < 1$, tandis que sous l'estimateur *between* on a : $H_1 : \rho_i < 1$.[148]

De manière plus précise, les quatre statistiques de type *within* sont[149] :

- la statistique non paramétrique du ratio de variances: $Z_{\hat{\upsilon}N,T} \equiv \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1}$ (64)

[145] Il est effectivement peu évident de justifier l'homogénéité du vecteur de cointégration dans la pratique. D'autant que du point de vue technique, supposer à tort l'homogénéité de ce vecteur peut aboutir à l'impossibilité de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

[146] Pedroni (1999) montre que ces statistiques sont performantes et présentent un avantage comparatif pour l'étude des échantillons de petite taille.

[147] On rappelle que les termes « *within* » et « *between* » renvoient aux opérateurs intra-individuels et interindividuels respectivement. Ils permettent de déterminer les moyennes individuelles et les écarts à celles-ci.

[148] D'après cette équation, l'estimateur *between* permet de considérer l'hétérogénéité du panel, en ceci qu'il ne suppose pas une valeur unique du paramètre autorégressif sous l'hypothèse alternative.

[149] Le lecteur intéressé pourra consulter Pedroni (1999) pp. 658-660, pour plus de détails sur la construction de ces statistiques.

- la statistique non paramétrique de type « ρ » de Phillips-Perron :

$$Z_{\hat{\rho}N,T^{-1}} \equiv \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_{i} \right) \tag{65}$$

- la statistique non paramétrique de type « t » de Phillips-Perron :

$$Z_{tN,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_{i} \right) \tag{66}$$

- la statistique paramétrique de type « t » de Dickey-Fuller augmenté :

$$Z_{tN,T}^{*} \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*2} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t}^{*} \tag{67}$$

Quant aux statistiques de type *between*, on distingue:

- la statistique non paramétrique de type « ρ » de Phillips-Perron :

$$\tilde{Z}_{\hat{\rho}N,T^{-1}} \equiv \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_{i} \right) \tag{68}$$

- la statistique non paramétrique de type « t » de Phillips-Perron :

$$\tilde{Z}_{tN,T} \equiv \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\sigma}_{i}^{2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_{i} \right) \tag{69}$$

- la statistique paramétrique de type « t » de Dickey-Fuller augmenté :

$$\tilde{Z}_{tN,T}^{*} \equiv \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{s}_{i}^{*2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} \tag{70}$$

Pour l'ensemble de ces estimateurs, les termes L_{11i}^{-2}, σ_i^2 et s_i^2 représentent respectivement un paramètre de nuisance, la variance individuelle contemporaine et la variance individuelle de long terme.

- Le test de Westerlund (2007)

Contrairement à l'approche précédente, ce test permet de déterminer l'existence ou non d'un mécanisme à correction d'erreur à partir de l'une des équations du système (71) :

$$\begin{cases} \Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i \left(y_{i,t-1} - \beta_i' x_{i,t-1} \right) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \\ \text{ou encore} \\ \Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda_i' x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \end{cases} \quad (71)$$

où le facteur d_t est tel que $d_t = 0$ pour un modèle sans composante déterministe ; $d_t = 1$ pour un modèle avec constante ; et $d_t = (1, t)'$ pour un modèle avec trend et constante. De plus, $\lambda_i' = -\alpha_i \beta_i'$, avec α_i le paramètre à correction d'erreur[150]. Si ce dernier est négatif, alors il existe bien un mécanisme à correction d'erreur qui prouve la stabilité de la relation $y_{i,t-1} - \beta_i' x_{i,t-1}$, c'est-à-dire l'existence d'une relation de cointégration entre les variables y_{it} et x_{it}.

De façon analogue, un moyen de tester la cointégration consiste à poser l'hypothèse nulle d'absence de cointégration $H_0 : \alpha_i = 0 \quad \forall i$, avec une hypothèse alternative qui diffère selon que l'on suppose ou non l'homogénéité du panel. En effet, sous la condition d'homogénéité de l'échantillon, l'hypothèse alternative est $H_1 : \alpha_i = \alpha < 0, \quad \forall i$. À l'opposé, la condition d'hétérogénéité implique : $H_1 : \alpha_i < 0$ pour au moins un individu (i). Cette nouvelle spécification permet, elle-aussi, de calculer 4 statistiques dont deux relèvent de la dimension « *between* » et deux autres de la dimension « *within* ». Dans le premier cas, pour obtenir lesdites statistiques, il suffit d'estimer l'une des équations (71) par les MCO de manière à calculer les valeurs $\hat{u}_{it}$ telles que :

$$\hat{u}_{it} = \sum_{j=-q_i}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{it} \quad (72)$$

Ces dernières permettent à leur tour d'estimer les valeurs $\hat{\alpha}_i$ et finalement d'obtenir les deux statistiques suivantes :

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \qquad \text{et} \qquad G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)} \quad (73)$$

où $SE(\hat{\alpha}_i)$ représente l'écart-type de $\hat{\alpha}_i$; $\hat{\alpha}_i(1)$ représente le rapport des variances de long terme estimées, correspondant à $\hat{u}_{it}$ et Δy_{it} respectivement.

[150] On précise que ce paramètre à correction d'erreur détermine précisément la vitesse à laquelle le système revient à son niveau d'équilibre ($y_{i,t-1} - \beta_i' x_{i,t-1}$), à la suite d'un choc.

Dans le second cas, la démarche consiste à effectuer une projection des erreurs de l'équation (71) en régressant Δy_{it} et $y_{i,t-1}$ sur la composante d_t et les valeurs retardées et/ou avancées de Δy_{it} et Δx_{it}. On obtient ainsi les estimateurs du coefficient à correction d'erreur (α) et de son écart-type.

$$\hat{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \frac{1}{\hat{\alpha}_i(1)} \tilde{y}_{i,t-1}^2 \Delta \tilde{y}_{it} \quad \text{et} \quad SE(\hat{\alpha}) = \left(\left(\hat{S}_N^2 \right) \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \tag{74}$$

avec $\hat{S}_N^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \hat{\alpha}_i / \hat{\alpha}_i(1)$. Par suite, les statistiques de test sont obtenues à l'aide des formules suivantes :

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \qquad \text{et} \qquad P_\alpha = T\hat{\alpha} \tag{75}$$

- **Un test de cointégration en panel avec ruptures structurelles (Gregory et Hansen, 1996)**

Tout comme dans le cas des tests de racine unitaire, les tests de cointégration de première et seconde géneration peuvent rejeter abusivement l'hypothèse alternative en cas de présence d'une rupture structurelle. Pourtant, à la suite de Gregory et al. (1996), Gregory et Hansen (1996) ont montré que la probabilité de rejeter l'hypothèse de cointégration est plus faible si le modèle sous-jacent prend en compte l'hypothèse d'une ou plusieurs ruptures structurelles.

Formellement, ils supposent la spécification simplifiée suivante :

$$y_{1t} = \mu + \alpha' y_{2t} + e_t \tag{76}$$

où y_{2t} est un vecteur I(1) de taille *m*, et e_t un terme d'erreur. L'existence d'une rupture dans la série y_{1t} peut se traduire par une variation de μ et/ou par une variation des paramètres de pente du vecteur α. La prise en compte d'une rupture structurelle s'effectue en définissant une variable dichotomique $\varphi_{t\tau}$ telle que :

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{si } t > [n\tau] \end{cases} \tag{77}$$

où $\tau \in (0,1)$ désigne le paramètre de localisation de la rupture, et $[.]$ désigne la partie entière de $n\tau$. La variable $\varphi_{t\tau}$ permet ainsi de spécifier les trois modèles de tests que sont :

- le modèle « C » avec changement de la constante :

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha' y_{2t} + e_t \quad (78)$$

- le modèle « C/T) » avec trend et changement de la constante :

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha' y_{2t} + e_t \quad (79)$$

- le modèle « C/S » avec changement de régime :

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1' y_{2t} + \alpha_2' y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t \quad (80)$$

Comme l'indiquent Gregory et Hansen (1996), pour tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, on peut adopter la démarche classique[151] à condition que la date de rupture soit connue a priori. Pourtant, rien ne justifie que ce soit le cas en pratique, raison pour laquelle ils proposent une séquence de test qui permet de détecter la cointégration, sans information au sujet de la date de rupture[152].

Il convient par ailleurs de noter que des travaux plus récents ont permis d'étudier la question de la cointégration en présence de rupture structurelle. C'est par exemple le cas des travaux de Carrion-i-Silvestre et al. (2005) ou encore Persyn et Westerlund (2008). Mais, nous retenons ici la procédure de Gregory et Hansen (1996) pour sa simplicité de mise en œuvre.

b. Les Méthodes d'estimation alternatives

Nous présentons successivement la méthode des moindres carrés dynamiques (i) et celle des moindres carrés complètements modifiés (ii).

i. Les Moindres carrés dynamiques en panel

Kao et Chiang (1997, 2000) ou encore Mark et Sul (2003) ont proposé une généralisation en panel de la méthode originale des MCO dynamiques (DOLS)[153] initialement proposée par Stock et Watson (1993), pour le cas des séries temporelles[154]. Le but ultime de cette méthode est l'estimation des paramètres d'une relation de long terme entre différentes variables macroéconomiques, c'est-à-dire l'estimation du vecteur de cointégration qui les lie. À cette fin, la démarche consiste simplement à inclure aux côtés des variables explicatives d'une régression

[151] Celle-ci consiste à estimer les résidus de la relation de cointégration par les MCO, afin d'en étudier la stationnarité.
[152] Nous ne présentons pas les détails ici, mais le lecteur intéressé pourra consulter Gregory et Hansen (1996) pp. 104-106.
[153] Dynamic Ordinary Least Squares.
[154] À la suite de Kao et Chiang (2000), Mark et Sul (2003) montrent que les estimateurs des vecteurs de cointégration en séries temporelles, tels que celui de Stock et Watson (1993), présentent de faibles propriétés asymptotiques lorsque l'échantillon considéré est de taille importante.

classique[155], les valeurs avancées et retardées de ces dernières en différences premières, dans le but d'éliminer les nuisances liées à l'endogénéité et à la corrélation interindividuelle.

Formellement, en respectant la notation de Mark et Sul (2003) on considère un modèle à effets fixes dont la représentation triangulaire est donnée par les équations (81) et (82) :

$$y_{1it} = \alpha_i + \gamma' x_{it} + \mu_{it} \tag{81}$$

$$\Delta x_{it} = \nu_{it} \tag{82}$$

où $\left(y_{it}, x_{it}^{'}\right)^{'} = \mathbf{Y}_{it}$ est un vecteur de dimension $(k+1)$. Si l'on suppose que les μ_{it} sont corrélés avec au moins p_i retards ou avances de ν_{it}, alors un moyen d'éliminer une telle nuisance consiste à effectuer la projection suivante :

$$\mu_{it} = \sum_{j=-p_i}^{p_i} \varphi_{i,j}^{'} \nu_{it-j} + \eta_{it} = \sum_{j=-p_i}^{p_i} \varphi_{i,j}^{'} \Delta x_{it-j} + \eta_{it} \tag{83}$$

où $\varphi_{i,j}^{'}$ représente le vecteur de taille $(k+1)$ des coefficients projetés. En introduisant la relation (83) dans la relation (81), il vient :

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma' x_{it} + \sum_{j=-p_i}^{p_i} \varphi_{i,j}^{'} \Delta x_{it-j} + \eta_{it} \tag{84}$$

Dans ces conditions, l'estimateur du vecteur de coefficients $\beta = (\gamma', \varphi_1^{'}, ..., \varphi_N^{'})$ par les MCO est efficace et converge asymptotiquement vers une loi normale, tout comme l'estimateur du maximum de vraisemblance (Mark et Sul, 2003). Toutefois, la correction des MCO obtenue par la technique de Kao et Chiang (2000) est sensible au nombre de décalages introduits dans la spécification. C'est la raison pour laquelle nous procédons à une correction alternative grâce à la méthode dite des « moindres carrés complètement modifiés ».

ii. Les moindres carrés complètement modifiés

À la suite de Phillips (1995) ou encore Pedroni (2000), Kao et Chiang (2000) proposent une généralisation en panel de l'estimateur des moindres carrés complètement modifiés (FMOLS)[156]. De même que pour la méthode précédente, l'objectif est l'estimation d'une relation de cointégration par correction du biais asymptotique qui caractérise les MCO[157]. Pour ce faire, le

[155] La particularité de la méthode en panel réside dans le fait que les variables explicatives doivent nécessairement être du même ordre d'intégration $d \geq 0$. Autrement dit, elles ne sont pas tenues d'être stationnaires.
[156] *Fully Modified Ordinary Least Squares*.
[157] Le lecteur intéressé pourra consulter Kao et Chiang (2000, p. 6) pour une expression formelle de ce biais asymptotique.

point de départ est la définition d'un vecteur d'innovations $w_{it} = \left(\mu_{it}, \nu_{it}^{'}\right)^{'}$ qui respecte la condition des erreurs de (Phillips, 1995; p. 1030). De cette manière, on définit la matrice Ω des variances covariances de long terme associée aux équations (81) et (82), donnée par :

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E\left(w_{ij} w_{i0}^{'}\right) = \begin{bmatrix} \Omega_{\mu} & \Omega_{\mu\nu} \\ \Omega_{\nu\mu} & \Omega_{\nu} \end{bmatrix} \tag{85}$$

Ainsi, pour corriger l'estimateur des MCO, on définit les nouvelles variables suivantes :

$$\begin{cases} \mu_{it}^{+} = \mu_{it} - \Omega_{\nu\mu}\Omega_{\nu}^{-1}\nu_{it} \\ \hat{\mu}_{it}^{+} = \mu_{it} - \hat{\Omega}_{\nu\mu}\hat{\Omega}_{\nu}^{-1}\nu_{it} \\ \hat{y}_{it}^{+} = y_{it} - \hat{\Omega}_{\nu\mu}\hat{\Omega}_{\nu}^{-1}\nu_{it} \end{cases} \tag{86}$$

où le signe « ˆ » désigne l'estimateur efficace de la variable considérée. Par suite, la correction de l'équation (81) est exprimée par la relation suivante :

$$\hat{y}_{it}^{+} = \alpha_i + \gamma' x_{it} + \mu_{it} - \hat{\Omega}_{\nu\mu}\hat{\Omega}_{\nu}^{-1}\nu_{it} \tag{87}$$

En somme, les méthodes économétriques alternatives nous permettent de confirmer la qualité générale des estimations principales. L'ensemble des résultats est présenté dans la section suivante.

B. Résultats de l'évaluation empirique

Deux types de résultats sont présentés dans cette sous-section, conformément à la démarche que nous avons adoptée. Les premiers portent sur la détermination de notre indicateur de référence du taux de change d'équilibre (BEER) et sur l'évaluation de l'influence du régime de change fixe (1). Les seconds, quant à eux, dérivent de l'estimation de l'indicateur alternatif (NATREX) et de l'évaluation de robustesse quant à l'influence du régime de change fixe (2).

1. Détermination de l'indicateur de référence et évaluation de l'influence du régime de change fixe

Nous estimons l'indicateur de référence du taux de change d'équilibre par la méthode économétrique principale (a) et nous testons la sensibilité des résultats au choix de la méthode économétrique (b).

a. L'estimation du taux de change d'équilibre par la méthode PMG

L'estimation du taux de change d'équilibre par la méthode PMG, présentée dans le **Tableau 9**, fournit des résultats globalement cohérents avec nos attentes théoriques. En effet, l'accroissement de 1 % du taux d'ouverture de l'économie génère une dépréciation réelle de 0.15%. Cette relation négative est aussi mise en évidence par des auteurs comme Dufrénot et Yehoue (2005)[158]. De même, l'existence d'un effet de type Balassa-Samuelson est également confortée par nos résultats puisque l'amélioration de la productivité dans le secteur exposé entraine l'appréciation de la monnaie nationale (0.28%). Cet effet est confirmé par ailleurs, dans les travaux empiriques de Chinn (1999), Coudert (1999) ou encore Elbadawi et al. (2012). En outre, l'amélioration des termes de l'échange (1%) entraîne l'appréciation réelle de 0.26% de la monnaie, ce qui confirme la supériorité de l'effet de dépenses mis en évidence par ailleurs dans les travaux de Bouoiyour et al. (2004) ou encore Coudert et al. (2013).

TABLEAU 9 - Estimations du taux de change d'équilibre (BEER)

Variables	**Pooled Mean Group (PMG)** ARDL (1,1,2,1,1,1,1,1)
Taux d'ouverture de l'économie	-0.15** (-2.19)
Productivité	0.28** (4.55)
Dépenses du gouvernement	-0.24** (-2.31)
Position extérieure nette	-0.005** (-1.96)
Termes de l'échange	0.26*** (3.46)
Reg1 (régime fixe)	5.58*** (11.26)
Reg2 (régime flottant)	5.99*** (11.65)
Coefficient d'ajustement	-0.11** (-2.00)

Source : construction de l'auteur. *, ** et *** indiquent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1%.

À l'opposé, notre estimation met en évidence l'existence d'un effet négatif des dépenses de consommation du gouvernement, c'est-à-dire que l'accroissement de ces dépenses déprécie la monnaie locale contrairement à ce que suggère la littérature (Mongardini et Rayner, 2009 ; Coulibaly et Gnimassoun, 2013). En effet, cette littérature conclut généralement que l'augmentation des dépenses du gouvernement entraîne l'appréciation réelle, sous l'hypothèse que celles-ci sont principalement destinées à l'acquisition des biens non échangeables. Mais notre résultat paraît cohérent si l'on considère que, pour les pays étudiés, l'augmentation des dépenses du gouvernement ne se traduit pas nécessairement par des variations en termes d'offre et de demande de biens non échangeables, car ladite dépense est également captée par une certaine classe privilégiée dont la consommation est orientée vers les produits de luxe et de haute

[158] Dufrenot et Yehoue, 2005) observent 0,2% de dépréciation.

technologie[159]. Il convient en outre de préciser qu'un résultat similaire a été obtenu par auteurs comme Bouakez et Eyquem (2015). Dans le même sens, l'effet de la position extérieure nette est négatif contrairement à nos attentes théoriques et aux résultats obtenus par plusieurs auteurs comme Aydin (2010) ou encore Elbadawi et al. (2012)[160]. Précisément, notre résultat montre que 1% d'amélioration de la position extérieure nette génère 0.005% de dépréciation réelle de la monnaie locale, en raison par exemple, de la préférence nationale pour les biens échangeables étrangers. En effet, si cette préférence est avérée, un transfert en direction du pays domestique génère un effet de richesse susceptible d'accroître la demande des biens échangeables étrangers, dépréciant de fait la monnaie nationale.

Par ailleurs, les coefficients des variables indicatrices associées au régime de change sont significatifs et semblent indiquer que le régime fixe a moins tendance à apprécier la monnaie nationale puisque le coefficient de Reg1 (5.58) est légèrement inférieur à celui de Reg2 (5.99)[161]. L'appréciation générée par le régime de change fixe est confirmée par ailleurs dans des travaux comme ceux de Mulder et Baldi (2004) ou Carrera et Restout (2008). Ces auteurs montrent que les régimes fixes *de jure* ou *de facto* tendent à apprécier la monnaie nationale. Cependant, leurs modèles ne comportent qu'une seule variable indicatrice et pas de terme constant, ce qui empêche la comparaison avec d'autres types de régime de change. C'est la raison pour laquelle nous poursuivons l'évaluation de l'influence du régime de change fixe en comparant les mésalignements du TCR pour chaque groupe de pays identifié (*Cf.* Supra).

Mais avant de procéder à cette évaluation, nous prouvons la qualité générale de cette première estimation en calculant les critères d'information AIC et BIC pour plusieurs spécifications significatives (**Tableau 10**).

TABLEAU 10– Sélection de la meilleure spécification PMG

Critères d'information	**Spécifications significatives**		
	ARDL (1,1,2,1,1,1,1,1)	*ARDL (1,3,3,1,1,1)*	*ARDL (1,1,1,1,3,1,1)*
AIC	-986.7505*	-679.807	-901.1081
BIC	-933.771*	-642.6848	-855.6886

Source : Calculs de l'auteur. * indique la valeur la plus faible des critères retenus.

Cette démarche simple montre que la distribution des retards de notre spécification (*ARDL (1,1,2,1,1,1,1,1)*) est la meilleure car elle permet de minimiser les critères d'information retenus.

[159] En effet, l'agence Transparency International montre que la dépense publique fait l'objet de détournements massifs à des fins d'enrichissement personnel. Le lecteur intéressé pourra consulter les indices de perception de la corruption (IPC) des années 2013 et 2014 (le classement est disponible en ligne à l'adresse : www.transparency.org/cpi).

[160] Pour information, chez Elbadawi et al. (2012), la valeur du coefficient considéré est de 0.0037.

[161] On peut s'interroger sur la nécessité d'introduire deux variables indicatrices dans le modèle, mais cette démarche ne pose aucun problème sur le plan technique. Dans la suite de cette section, nous montrons que des résultats identiques peuvent être obtenus en incluant une seule variable indicatrice et une constante

Toutefois, nous approfondissons l'analyse en prouvant la robustesse des résultats précédents au choix de la méthode économétrique.

b. La robustesse de l'estimation au choix de la méthode économétrique

La méthode PMG précédente nous a permis de déterminer une mesure du taux de change d'équilibre défini par l'approche BEER. Nous montrons que les résultats obtenus sont robustes au choix de la méthode économétrique. Précisément, nous estimons à présent ce taux de change d'équilibre par les méthodes DOLS et FMOLS. Pour ce faire, nous effectuons au préalable les tests de racine unitaire et de cointégration.

i. Résultats des tests de racine unitaire et de cointégration

D'une part, les résultats des tests de racine unitaire de première et seconde génération montrent qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les variables en niveaux (**Tableau 11** et **Tableau 12**). La transformation desdites variables en différences premières permet alors de rejeter cette hypothèse, à l'exception de la variable *DNFA*. De plus, la stationnarité des variables en niveau est confirmée par le test individuel de troisième génération (**Tableau 22** en annexes du chapitre).

TABLEAU 11 – Tests de racine unitaire de 1ère génération

	Test de Maddala et Wu (1999)			**Test de IPS (2003)**		
	Variables en niveau					
	Retards	Sans trend	Avec trend	*Retards*	Sans trend	Avec trend
TCER	1	0.053	0.009**	1	0.048**	0.154
	2	0.147	0.453	2	0.105	0.432
PROD	1	0.089	1.000	1	0.029**	1.00
	2	0.042**	1.000	2	0.008**	1.00
NFA	1	0.160	0.028**	1	0.603	0.066
	2	0.958	0.296	2	0.789	0.068
TOT	1	0.480	0.885	1	0.694	0.825
	2	0.00**	0.010**	2	0.603	0.764
OPEN	1	0.171	0.008**	1	0.019**	0.012**
	2	0.441	0.012**	2	0.078	0.019
GOV	1	0.066	0.111	1	0.052	0.048**
	2	0.245	0.733	2	0.165	0.417
	Variables en différences premières					
	Retards	Sans trend	Avec trend	*Retards*	Sans trend	Avec trend
D.TCR ; D.OPEN ; D.PROD ; D.GOV; D.TOT ; D.NFA	1, 2	0.00**	0.00**	1, 2	0.00**	0.00**

NOTE : Dans ce tableau, les valeurs indiquées représentent les *p-values*. ** indiquent qu'au seuil de 5%, on ne peut rejeter l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire

TABLEAU 12 – Tests de racine unitaire de 2ème génération

Test CIPS de Pesaran (2007)			
Variables en niveau	*Retards*	Sans trend	Avec trend
TCER	1	0.016**	0.461
	2	0.117	0.810
PROD	1	0.000**	0.004**
	2	0.009**	0.339
NFA	1	0.070	0.593
	2	0.667	0.985
TOT	1	0.242	0.018**
	2	0.708	0.202
OPEN	1	0.001**	0.092
	2	0.032**	0.450
GOV	1	0.046**	0.021**
	2	0.526	0.823
Variables en différences premières	*Retards*	Sans trend	Avec trend
D.TCR ; D.OPEN D.PROD ; D.GOV; D.TOT	1, 2	0.00**	0.00**
D.NFA	1, 2	0.00**	0.289

NOTE : Dans ce tableau, les valeurs indiquées représentent les *p-values*. ** indiquent qu'au seuil de 5%, on ne peut rejeter l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire

Toutefois, on peut concevoir de façon intuitive que l'évolution de la variable TCER soit marquée par des ruptures brutales en raison notamment de la dévaluation de 1994 pour les pays de la Zone Franc. Dans ce cas, les conclusions des tests de racine unitaire précédents sont peu fiables. C'est la raison pour laquelle nous procédons au test de troisième génération en panel pour cette variable, à laquelle nous associons la variable *DNFA* car le test de Pesaran (2007) révèle qu'elle n'est pas stationnaire en différence première. Le test de Lee et Strazicich (2003) présenté dans l'annexe 2 confirme qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire malgré la présence de ruptures structurelles pour les deux variables considérées. Cette conclusion lève donc définitivement le doute sur l'ordre d'intégration des variables considérées, invalide l'hypothèse de la PPA pour le TCER et justifie l'attention que nous avons porté au problème de ruptures structurelles à travers l'application des tests de troisième génération.

D'autre part, les tests de cointégration de 1ère et 2e génération (**Tableau 13**) rejettent unanimement l'hypothèse nulle d'une relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux. À l'inverse, le test de troisième génération de Gregory et Hansen (**Tableau 14**) montre que l'on ne peut rejeter cette hypothèse au seuil de 1%, d'autant que le test est effectué pour différentes combinaisons de variables sans modification de la conclusion finale. De ce fait, nous considérons que nos variables sont bien liées par la relation de cointégration déjà mise en évidence précédemment par la méthode PMG. En somme, les différents résultats des tests de cointégration prouvent, eux-aussi, la pertinence de la prise en compte des ruptures structurelles dans l'analyse.

TABLEAU 13 – Test de cointégration de 1ère et 2éme génération

Variable dépendante : *TCER*			**Variables indépendantes:** *PROD, NFA, TOT, OPEN, GOV*		
Test de Pedroni (1999)			**Test de Westerlund (2007)**		
Statistique de test	**Panel**	**Group**	**Statistique de test**	**Coefficient**	**Probabilité robuste**
v	-1.311	…	G_t	-1.019	1.00
ρ	2.279	3.758	G_a	-3.177	1.00
t	-1.1	-0.886	P_t	0.551	1.00
adf	-0.412	0.697	P_a	0.374	1.00

Note : L'hypothèse nulle des deux tests est l'absence de cointégration pour l'ensemble de l'échantillon. Les statistiques G_t et G_a testent l'hypothèse alternative de cointégration pour au moins un individu, tandis que P_t et P_a testent la cointégration pour l'ensemble de l'échantillon. La probabilité robuste est obtenue par bootstrap pour prendre en compte la corrélation interindividuelle.

TABLEAU 14 – Tests de cointégration avec rupture structurelle (Gregory et Hansen, 1996)

Variable dépendante : *TCER*		
Variables indépendantes	**Statistique minimale de test**	**Date de rupture minimale**
PROD, NFA, TOT, OPEN	-7.821	1984 (Nigéria)
PROD, NFA, TOT, GOV	-7.535	1991 (Ghana)
PROD, NFA, TOT, TRANS	-7.846	2005 (Ghana)
PROD, OPEN, TOT, TRANS	-7.631	1996 (Ghana)

Note : L'hypothèse nulle du test est l'absence de cointégration pour l'ensemble de l'échantillon. Pour effectuer le test, nous sélectionnons le nombre de retards optimal par la procédure dite « general-to-specific », puis nous effectuons l'estimation sur la base du modèle sans trend avec changement de régime (C/S). La statistique obtenue est à comparer aux seuils critiques de -6.920 et -6.410 respectivement à 1% et 5%.

Les différents tests de racine unitaire et de cointégration précédents nous permettent de spécifier de manière appropriée les équations à estimer par les méthodes DOLS et FMOLS. Les résultats issus de ces estimations sont présentés dans le paragraphe suivant.

ii. Résultats des méthodes économétriques alternatives

Les méthodes d'estimation alternatives que nous avons appliquées aboutissent dans l'ensemble à des résultats homogènes et cohérents avec les précédents (voir **Tableau 15**).

TABLEAU 15 - Estimations Alternatives du taux de change d'équilibre (BEER)

Variables	**Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)**	**Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)**
Productivité	0.044*	0.035**
	(1.84)	(2.26)
Position extérieure nette	-0.022***	-0.003*
	(-3.11)	(-1.74)
Termes de l'échange	0.106*	0.144***
	(1.86)	(4.35)
Taux d'ouverture de l'économie	-0.099**	-0.129***
	(-2.49)	(-4.90)
Dépenses du gouvernement	-0.478*	0.018
	(-1.78)	(0.65)
Dummy régime fixe	-0.262***	-0.181***
	(-5.15)	(-5.43)
Constante	5.043***	4.879***
	(12.78)	(20.27)

Source : calculs de l'auteur. *, ** et *** indiquent la significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

En effet, pour chacune de ces méthodes on retrouve le coefficient positif de l'indicateur de productivité qui traduit l'existence de l'effet Balassa-Samuelson. L'accroissement de la position

extérieure nette semble bien générer la dépréciation réelle puisque les élasticités associées sont respectivement de -0.022% et -0.003%, ce qui accrédite notre hypothèse sur la préférence nationale de biens étrangers. L'effet de dépenses lié à l'amélioration des termes de l'échange et l'influence négative de l'ouverture commerciale sont également confirmés et corroborent les résultats obtenus par ailleurs par Dufrénot et Yehoue (2005) ou Goldfajn et Valdes (1999). *A contrario*, la relation avec les dépenses de consommation du gouvernement est moins évidente puisque le coefficient associé est faiblement significatif pour la méthode DOLS et non significatif pour la méthode FMOLS. Néanmoins, le signe négatif obtenu dans le premier cas corrobore notre hypothèse sur le détournement d'une partie de ces dépenses. La variable indicatrice du régime de change fixe, quant à elle, confirme également le résultat de la méthode PMG. En effet, elle indique que ce régime engendre moins d'appréciation réelle (entre 4.698% et 4.781%) que le régime de référence (entre 4.879% et 5.043%).

En somme, toutes nos estimations du taux de change d'équilibre de référence convergent vers des résultats identiques. De ce fait, nous pouvons procéder au calcul des mésalignements et envisager l'évaluation de l'influence du régime de change fixe telle que décrite dans le paragraphe suivant.

c. L'influence du régime de change fixe en termes de mésalignements

Afin d'évaluer l'effet spécifique du régime de change fixe, nous proposons de comparer statistiquement les mésalignements des pays à régime de change fixe à ceux des pays appartenant au groupe de contrôle, conformément à la classification que nous avons effectué. Pour ce faire, une première étape consiste à déterminer les mésalignements du TCR pour chacune des trois méthodes économétriques précédentes, à partir de la formule suivante :

$$\mathrm{mis}_{\mathrm{BEER}} = \frac{\mathrm{TCER} - \mathrm{BEER}}{\mathrm{BEER}} \qquad (88).$$

On rappelle que TCER désigne le taux de change effectif réel et BEER correspond au taux de change réel d'équilibre de référence. À titre illustratif, nous présentons dans le **Tableau 16** les pourcentages moyens de mésalignements, par pays et par groupes identifiés. À l'observation, ce tableau ne révèle pas de différences notables entre les moyennes individuelles par groupes. En outre, les résultats des méthodes DOLS et FMOLS sont quasiment similaires, mais ils diffèrent sensiblement des résultats de la méthode PMG notamment pour des pays comme le Togo, le Lesotho ou encore le Malawi. Cette différence n'est toutefois pas inquiétante au regard de la cohérence d'ensemble des autres résultats et de la nature abstraite du taux de change d'équilibre.

TABLEAU 16 - Pourcentage moyen de mésalignements par pays et par groupes

Pays à régime de change fixe	**BEER**		
	PMG	**DOLS**	**FMOLS**
Cameroun	-0.015	-0.557	-1.271
Centrafrique	5.51	0.491	-0.413
Gabon	-5.67	-2.603	-2.890
Guinée-Équatoriale	-1.66	-2.901	-1.851
Côte-d'Ivoire	-3.07	1.624	0.823
Togo	11.54	1.187	1.349
Lesotho	24.06	4.789	4.390
Pays hors régime de change fixe			
Afrique du Sud	-6.24	-2.692	-2.908
Burundi	5.58	-0.691	-0.479
R.D Congo	14.04	8.495	9.268
Gambie	4.69	2.903	4.260
Ghana	3.91	3.475	4.773
Malawi	8.07	1.244	2.324
Sierra Leone	1.48	-2.032	-2.135
Ouganda	1.28	-1.655	-0.685
Zambie	-9.43	-9.150	-8.615

Source : Calculs de l'auteur.

Dans la seconde étape, nous procédons à un test de comparaison des moyennes de groupes pour chacune des méthodes économétriques (PMG, DOLS et FMOLS). L'hypothèse nulle du test est l'absence de différence significative entre le régime de change fixe et le groupe de contrôle. Si l'on note $\overline{X}_0$ et $\overline{X}_1$ les moyennes empiriques respectives du régime de change fixe et du groupe de contrôle, alors le test s'effectue à partir de la formule suivante :

$$t = \frac{\left(\overline{X}_0 - \overline{X}_1\right)}{\sqrt{\frac{\overline{S}_0^2}{n_0} + \frac{\overline{S}_1^2}{n_1}}} \tag{89}$$

où $\overline{S}_0^2$ et $\overline{S}_1^2$ sont les variances empiriques respectives du régime de change fixe et du groupe de contrôle ; n_0 et n_1 correspondent aux tailles des deux sous-échantillons. Les résultats, présentés dans le **Tableau 17**, ne laissent pas apparaître une différence significative entre les deux groupes considérés. Le régime de change fixe n'engendrerait pas plus de mésalignements qu'un autre régime de change ou serait simplement neutre au regard de l'évolution des fondamentaux macroéconomiques. D'une certaine manière, ce résultat est peu surprenant si l'on se réfère à l'analyse empirique de Flood et Rose (1995) qui montre que les modèles de taux de change basés

uniquement sur les fondamentaux macroéconomiques sont peu fiables car certains de ces fondamentaux, comme la monnaie ou la production, varient peu d'un régime de change à l'autre.

TABLEAU 17 – Test de comparaison des moyennes

	Moyenne			Écart-type		
	PMG	**DOLS**	**FMOLS**	**PMG**	**DOLS**	**FMOLS**
Pays à régime de change fixe (Fixe)	3.39	0.063	-1.048	11.41	5.88	4.51
Pays à régime de change indépendant (Contrôle)	3.32	-0.977	-1.125	10.72	9.94	9.80
Hypothèse alternative : Différence de moyenne	**Probabilité**					
	PMG		**DOLS**		**FMOLS**	
Fixe - Contrôle < 0	0.472		0.904		0.541	
Fixe - Contrôle # 0	0.944		0.192		0.917	
Fixe - Contrôle > 0	0.528		0.096		0.458	

Source : calculs de l'auteur.

Pourtant, les résultats empiriques récents ne convergent pas dans ce sens. Au contraire, grâce à une démarche similaire à la nôtre, appliquée à un échantillon de 108 économies émergentes et en développement, Coudert et Couharde (2009) ont montré que le régime de change fixe est caractérisé par une surévaluation plus importante comparé aux régimes intermédiaires et flottants. Mais leur conclusion n'est pas entièrement partagée par Dubas (2009) qui étudie 102 économies développées et en développement, et montre que les régimes fixes sont plus efficaces que les régimes flexibles dans la limitation des mésalignements, mais moins que les régimes intermédiaires. C'est dire que le débat empirique sur l'influence réelle du régime fixe reste ouvert. De ce fait, nous proposons de tester la robustesse de notre résultat en adoptant la démarche de Dubas (2009) à partir de notre indicateur alternatif du taux de change d'équilibre.

2. Estimation de l'indicateur alternatif et analyse comparative de l'influence du régime de change fixe

Pour évaluer la pertinence de notre résultat précédent, nous procédons à une analyse comparative en deux étapes. Premièrement, nous déterminons le taux de change d'équilibre NATREX par la méthode PMG (a). Deuxièmement, nous estimons une équation simple dans laquelle le mésalignement est expliqué par le régime de change et quelques variables de contrôle (b).

a. L'estimation proprement dite du taux de change d'équilibre NATREX

Les résultats obtenus à l'issue de la première étape (**Tableau 18**) sont cohérents dans l'ensemble et correspondent aux résultats précédents du taux de change d'équilibre BEER. Précisément, l'ouverture croissante de l'économie déprécie la monnaie nationale. Le coefficient associé diffère

cependant en amplitude par rapport aux modèles précédents[162]. Mais l'introduction d'un plus grand nombre de retards dans la spécification nous semble être à l'origine de cette différence. L'effet Balassa-Samuelson est également confirmé (0.16% d'appréciation), de même que l'effet négatif des dépenses de consommation du gouvernement qui engendre une dépréciation réelle de 0.53%.

TABLEAU 18 – Estimation du taux de change d'équilibre NATREX

Fondamentaux	**Pooled Mean Group (PMG)** ARDL (1,1,2,3,2,1)
Taux d'ouverture de l'économie	-0.81*** (-7.46)
Productivité	0.16*** (3.33)
Dépenses du gouvernement	-0.53*** (-3.66)
Termes de l'échange externes	1.04*** (7.84)
Trans	0.02** (2.16)
Coefficient d'ajustement	-0.11*** (-2.69)

Source : calculs de l'auteur. *, ** et *** indiquent la significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

En outre, l'amélioration des termes de l'échange externes apprécie la monnaie nationale en termes réels, car elle accroît le revenu national en termes de biens importés et génère un effet de dépenses qui augmente la demande de l'ensemble des biens (Baffes et al., 1999). La variable *Trans*, quant à elle, est associée à un coefficient positif (0.02) qui traduit l'effet pervers de l'aide sur la production des biens échangeables (Rajan et Subramanian (2011).

De même que précédemment, nous justifions le choix de la spécification ARDL retenue en calculant les critères d'information pour plusieurs spécifications significatives. Le **Tableau 19** montre alors que la spécification retenue (ARDL (1, 1, 2, 3, 2, 1)) est bien celle qui minimise lesdits critères.

TABLEAU 19 – Sélection de la meilleure spécification PMG

Critère d'information	**Spécifications significatives du modèle NATREX**		
	ARDL (1, 1, 2, 3, 2, 1)	*ARDL (1, 1, 2, 3, 2, 1)*	*ARDL (1, 1, 2, 3, 4, 1)*
AIC	-404.61*	-378.92	-393.51
BIC	-362.56*	-366.83	-351.88

Source : calculs de l'auteur. * indique la valeur la plus faible des critères retenus.

Pour comparer l'ensemble des résultats obtenus dans l'estimation du taux de change d'équilibre, nous représentons graphiquement ces différents niveaux d'équilibre par groupe de pays identifiés. Les **Figure 8** Figure **9** confirment alors que nos résultats sont globalement cohérents, même si l'on peut noter des écarts importants par méthode d'estimation, notamment pour des pays tels que la Guinée Équatoriale, le Lesotho ou encore la Sierra Leone. Mais ces pays sont également

[162] L'effet de l'ouverture commerciale est -0,81% pour l'approche NATREX, contre -0.15% pour l'approche BEER. Pour mémoire, Dufrenot et Yehoue (2005) trouvent 0,2% de dépréciation.

ceux qui ont connu des conflits civils ou des périodes importantes d'instabilité politique. Par conséquent la difficulté d'estimer le taux de change d'équilibre peut résulter d'une plus grande indisponibilité des données ou simplement du manque de fiabilité des données existantes.

FIGURE 8 – Taux de change d'équilibre estimés (pays à régime de change fixe)

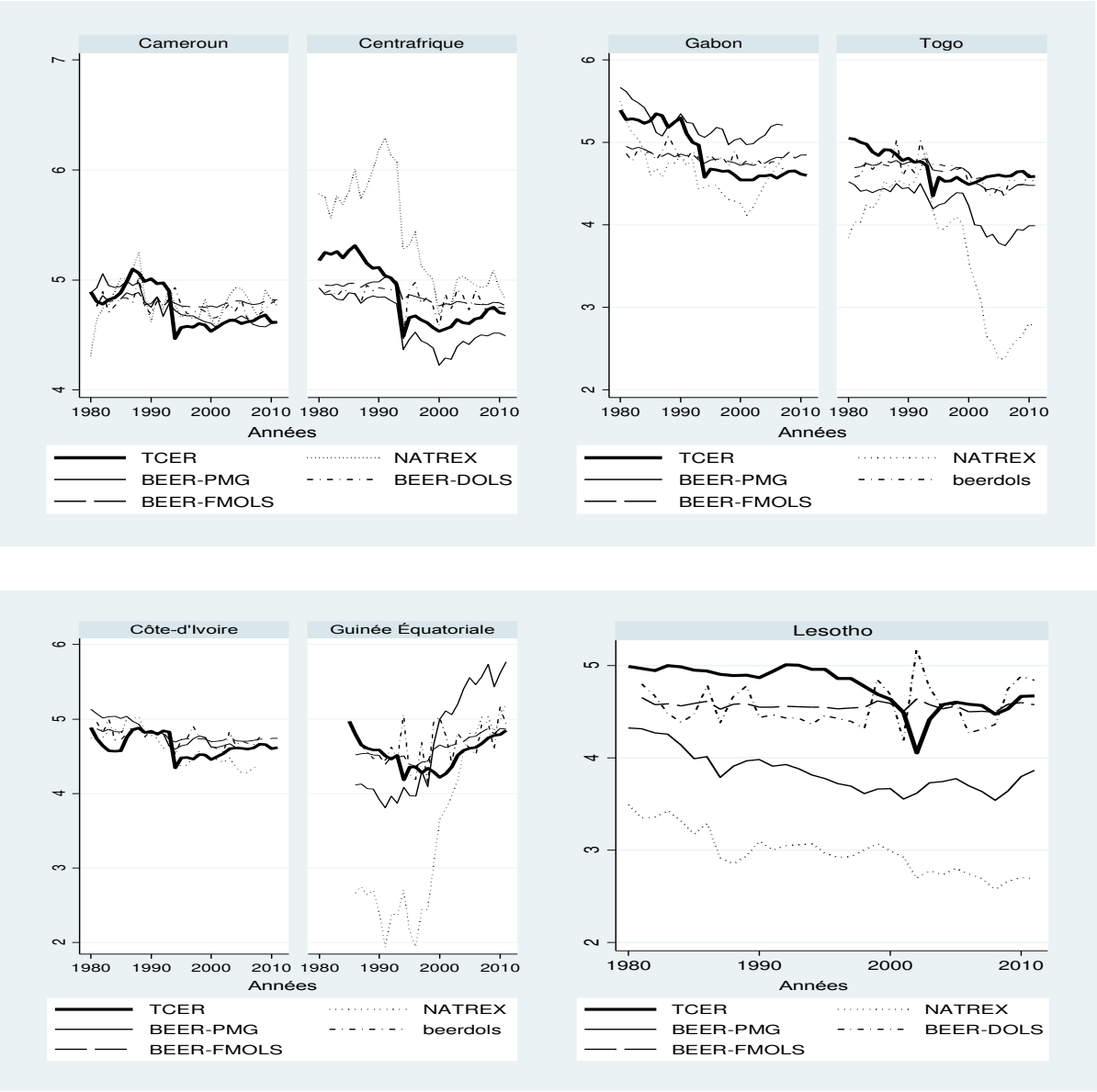
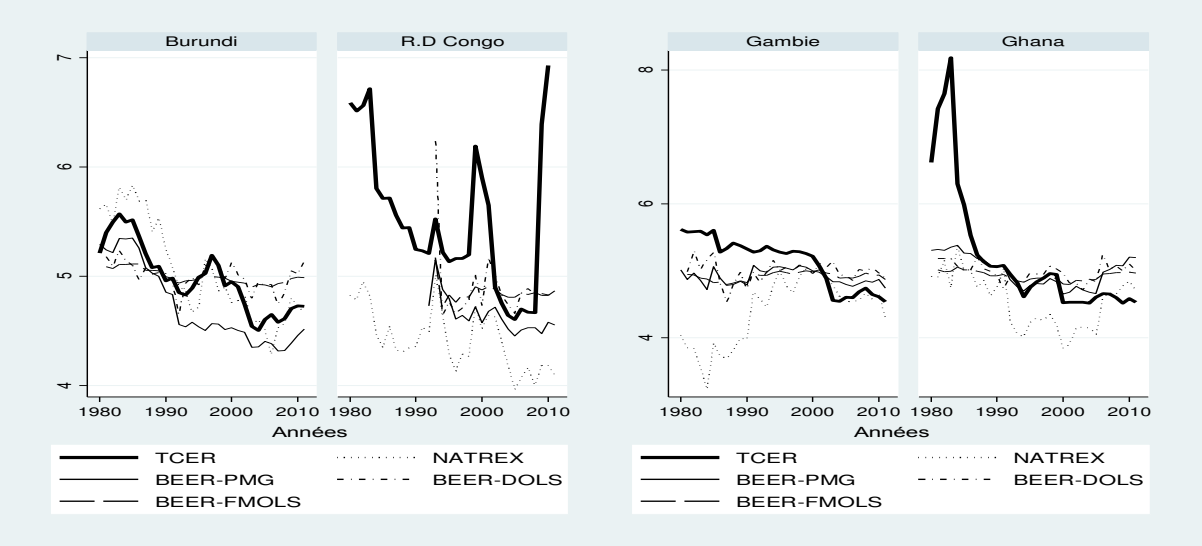
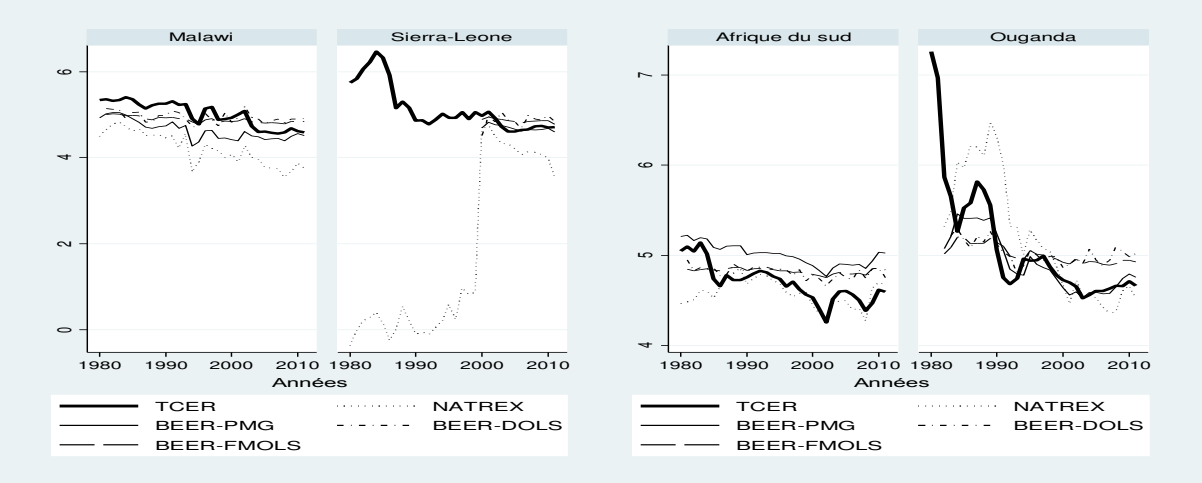
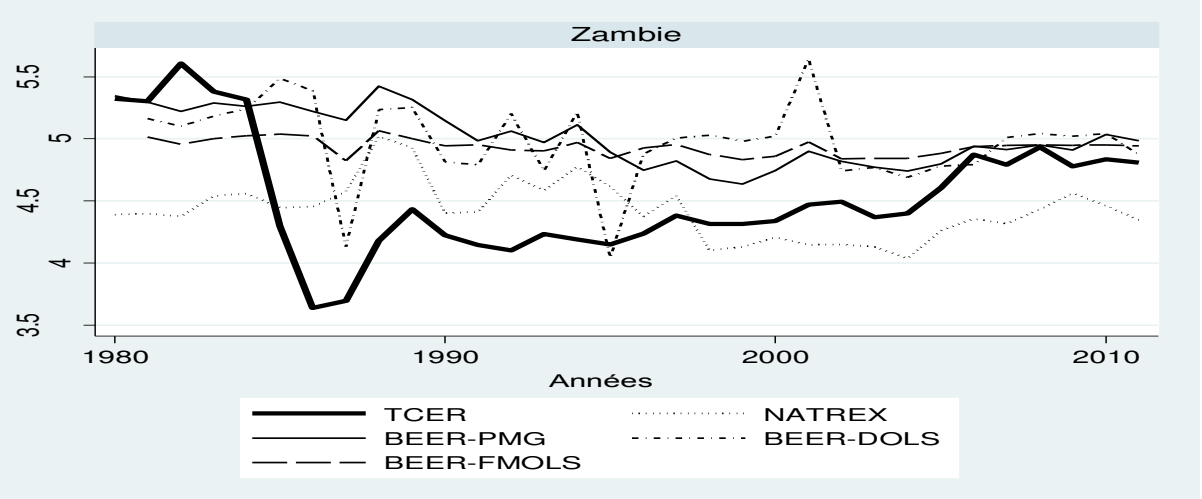


FIGURE 9 – Taux de change d'équilibre estimés (groupe de contrôle)







b. Une analyse comparative de l'influence du régime de change fixe

Après avoir estimé l'indicateur alternatif du taux d'équilibre, nous évaluons empiriquement la corrélation entre les mésalignements et le régime de change fixe. Pour ce faire, nous déterminons d'abord lesdits mésalignements à partir de la formule suivante :

$$\text{Mis}_{\text{NATREX}} = \frac{\text{TCER} - \text{NATREX}}{\text{NATREX}} \tag{90}$$

Ensuite, pour déterminer la contribution du régime fixe à la formation de ces mésalignements, nous supposons que la sous-évaluation et la surévaluation correspondent à des situations sous-optimales. De ce fait, notre variable d'intérêt est la valeur absolue du mésalignement, à partir de laquelle nous estimons l'équation simplifiée suivante :

$$\left|\text{Mis}_{\text{NATREX}}\right| = a_i + b_t + \alpha \text{Reg1} + \text{DEVFIN} + \varepsilon_{it} \tag{91}$$

où a_i représente l'ensemble des effets fixes individuels, b_t représente l'ensemble des effets fixes temporels ; ε_{it} est un terme d'erreur gaussien ; Reg1 est la variable indicatrice du régime de change fixe et DEVFIN représente le niveau développement financier. Ce dernier est un déterminant de la stabilité des taux de change et devrait, par conséquent, être associé à de plus faibles mésalignements (Dubas, 2009). En d'autres termes, le coefficient associé à cette variable devrait être négatif. Sur le plan pratique, nous suivons King et Levine (1993) en considérant qu'un proxy approprié est la quantité de monnaie et de quasi monnaie en proportion du PIB (M2). Les résultats issus d'une estimation robuste sont présentés dans le **Tableau 20**, omission faite des variables muettes individuelles et temporelles.

TABLEAU 20 – Régime de change fixe et mésalignement absolu

Variable	*Coefficient*	*t de Student*
Régime fixe	0,102***	6,03
Développement financier	-0,121***	-2,76
Constante	0,134***	6,32
Test de Normalité des résidus	***Skewness*** 0.00***	***Kurtosis*** 0.00***

Note : calculs de l'auteur. *** désignent la significativité à 1%.

Ce tableau montre que le régime de référence (groupe de contrôle) est associé à un coefficient de 0.134, tandis que le régime de change fixe est associé à un coefficient de 0.102. En d'autres termes, il y a 0.102% de mésalignements en plus dans le régime de change fixe. Par ailleurs, la variable du développement financier est affectée du signe attendu au regard de la théorie, ce qui montre l'effet bénéfique du développement financier dans la limitation des mésalignements. La

robustesse de cette estimation est confirmée par le test de normalité (fin de tableau) qui montre que l'asymétrie et l'aplatissement de la série des résidus sont conformes à ceux de la distribution normale au seuil de 1%.

Dans l'ensemble, ce nouveau résultat est cohérent avec celui de Coudert et Couharde (2009) puisqu'il révèle une amplification des mésalignements plus importante pour le régime de change fixe[163]. Il y a également une conformité avec le résultat de Dubas (2009) qui révèle que le régime fixe est plus performant que le régime flexible mais moins que les régimes intermédiaires en matière de limitation des mésalignements[164]. En effet, notre groupe de contrôle contient à la fois des pays à régime intermédiaire comme le Burundi, et des pays à régime de change flexible comme l'Afrique du Sud.

* * *

[163] On rappelle que Coudert et Couharde (2009) montrent qu'en régime fixe la surévaluation est plus importante de 5.3% à 12.3% pour la classification LYS, et de 8.7% à 18.4% pour la classification RR. Les sigles LYS et RR désignent les classifications de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005), et Reinhart et Rogoff (2004) respectivement.
[164] Pour Dubas (2009), les régimes intermédiaire et fixe présentent respectivement 0.87% et 0.40% de mésalignements en moins par rapport au régime de référence (2.84).

Conclusion

L'objectif de chapitre était, d'une part, de déterminer le taux de change d'équilibre et d'en déduire une mesure des mésalignements, afin d'évaluer, d'autre part, l'importance du régime de change dans la limitation de ces derniers. Pour déterminer le taux de change d'équilibre, nous avons retenu les approches NATREX et BEER en raison de leurs natures « dynamique » et « pragmatique » respectives. En effet, la première explicite clairement la dynamique du TCR du court terme au moyen terme, et du moyen terme au long terme, en justifiant au passage le rôle des fondamentaux retenus dans l'analyse. La seconde, quant à elle, repose moins sur un cadre théorique, ce qui rend son application empirique plus aisée, ce d'autant que le choix des fondamentaux de cette approche est cohérent avec celui de l'approche NATREX. Sur le plan économétrique, la démarche consistait à appliquer une méthode principale (le PMG) et à confirmer les résultats qui en découlent avec ceux de deux méthodes alternatives (DOLS et FMOLS). Pour ce faire, il était nécessaire de procéder à une série de tests de stationnarité et de cointégration, en tenant compte de l'éventualité d'une ou plusieurs ruptures structurelles dans les séries individuelles ou sur l'ensemble du panel.

Cette étape préliminaire a alors permis d'envisager l'évaluation de l'importance du régime de change, et deux démarches distinctes ont été adoptées à cet effet, compte tenu des contraintes imposées par la spécification théorique des modèles NATREX et BEER. Précisément, la spécification formelle du premier n'intègre pas explicitement le rôle du régime de change, tandis que celle du second modèle confère une plus grande souplesse, en autorisant des choix de fondamentaux *ad hoc*. Par conséquent, la spécification traditionnelle du modèle BEER est augmentée par deux variables indicatrices du régime de change. C'est la raison pour laquelle nous procédons, dans ce cas, à un test simple de comparaison des moyennes, tandis que dans le cas du modèle NATREX, nous estimons une équation dans laquelle les mésalignements déterminés forment la variable dépendante. Celle-ci étant expliquée par le régime de change, le développement financier et un ensemble de variables muettes individuelles et temporelles.

Au terme de ce chapitre, il apparaît que les approches BEER et NATREX ne convergent pas nécessairement, en termes d'ampleur des mésalignements, notamment pour des pays comme la Guinée Équatoriale, le Lesotho ou encore la Sierre-Leone. L'observation semble révéler que les pays dans lesquels les divergences sont les plus marquées sont aussi ceux qui ont connu des conflits civils importants. Ces derniers peuvent être à l'origine de l'indisponibilité ou du peu de fiabilité des données, desquels peuvent alors résulter des difficultés d'estimation empirique, exacerbées par la complexité de la spécification théorique du NATREX notamment. De ce fait,

nous avons retenu l'approche BEER comme méthode de référence dans l'évaluation des mésalignements.

Quoi qu'il en soit, la double évaluation de l'importance du régime de change fondée sur les approches précédentes, ne permet pas d'aboutir à des résultats convergents. En effet, le test de comparaison des moyennes montre qu'il n'y a pas de différence significative entre les régimes de change identifiés. En d'autres termes, le régime fixe ne serait pas caractérisé par une surévaluation plus importante que le régime de référence. *A contrario*, l'estimation alternative révèle que le régime de change fixe serait associé à un pourcentage de mésalignements plus important. Dans ces conditions, il nous est impossible de trancher en faveur d'un résultat ou d'un autre, au regard du fait que l'approche du taux de change d'équilibre la plus adéquate est inconnue. Cependant, l'ambigüité qui dérive de ces résultats justifie que l'on prolonge la comparaison entre les indicateurs BEER et NATREX dans la seconde partie de cette thèse, consacrée à l'évaluation proprement dite de l'influence des mésalignements sur la croissance économique.

Annexes du chapitre

TABLEAU 21- Statistiques descriptives individuelles des variables considérées

Pays	*Statistiques*	*TCER*	*OPEN*	*PROD*	*GOV*	*TOT*	*TRANS*	*NFA*
Burundi	*Moyenne*	4.98	3.29	-4.80	2.72	4.96	8.85	6.22
	Maximum	5.57	3.68	-3.71	3.45	5.69	19.85	18.53
	Minimum	4.50	2.95	-5.62	2.06	4.45	2.24	-2.63
	Écart-type	0.31	0.17	0.64	0.42	0.34	5.15	5.38
Cameroun	*Moyenne*	4.74	3.43	-3.23	2.38	4.56	-3.49	1.33
	Maximum	5.10	3.83	-2.45	2.70	5.01	1.19	17.00
	Minimum	4.47	2.87	-3.80	2.16	4.17	-7.52	-8.08
	Écart-type	0.18	0.23	0.47	0.16	0.24	2.05	7.71
R.C.A	*Moyenne*	4.86	3.18	-4.10	2.51	5.07	6.23	6.03
	Maximum	5.31	3.53	-3.31	2.86	5.69	7.91	18.38
	Minimum	4.49	2.74	-4.64	1.85	4.41	3.95	-0.09
	Écart-type	0.28	0.18	0.47	0.32	0.50	1.10	5.08
Congo R.D	*Moyenne*	5.52	3.72	-4.69	2.19	4.54	.	-12.04
	Maximum	6.93	4.35	-2.87	3.08	4.99	.	7.65
	Minimum	4.61	2.80	-5.65	1.47	3.98	.	-65.01
	Écart-type	0.68	0.39	0.87	0.36	0.24	.	15.10
Côte-d'Ivoire	*Moyenne*	4.64	4.12	-3.20	2.45	5.01	-9.41	-3.62
	Maximum	4.89	4.42	-2.06	2.90	5.56	-4.49	15.81
	Minimum	4.34	3.74	-3.70	1.87	4.35	-13.40	-24.43
	Écart-type	0.14	0.18	0.45	0.37	0.27	2.43	12.00
Guinée Équatoriale	*Moyenne*	4.54	4.70	-2.65	2.27	4.26	8.38	0.30
	Maximum	4.97	5.31	-0.45	3.68	5.45	29.63	38.76
	Minimum	4.18	3.84	-4.36	1.01	3.45	-24.52	-25.84
	Écart-type	0.21	0.30	1.39	1.03	0.71	16.97	21.29
Gabon	*Moyenne*	4.88	4.26	-1.41	2.59	5.07	-11.48	4.29
	Maximum	5.40	4.53	-0.49	3.25	5.88	-6.10	19.79
	Minimum	4.55	3.91	-1.94	2.12	4.52	-16.23	-6.40
	Écart-type	0.32	0.15	0.41	0.30	0.39	2.71	6.38
Gambie	*Moyenne*	5.14	3.78	-3.81	2.63	4.63	5.11	-1.00
	Maximum	5.62	4.43	-3.18	4.00	5.21	14.07	20.55
	Minimum	4.54	3.04	-4.41	1.96	4.41	-14.21	-52.66
	Écart-type	0.37	0.41	0.39	0.54	0.14	6.04	20.31
Ghana	*Moyenne*	5.21	3.97	-3.82	2.35	4.85	3.02	0.64
	Maximum	8.18	4.54	-3.15	2.73	5.34	10.39	15.65
	Minimum	4.52	3.23	-4.59	1.77	4.49	-2.29	-20.35
	Écart-type	0.98	0.33	0.43	0.20	0.22	3.16	10.25
Lesotho	*Moyenne*	4.77	4.98	-3.92	3.36	4.55	93.63	47.57
	Maximum	5.01	5.21	-3.37	3.68	4.88	143.00	84.80
	Minimum	4.06	4.77	-4.34	2.55	4.15	44.12	13.11
	Écart-type	0.23	0.11	0.24	0.34	0.14	31.76	21.90
Malawi	*Moyenne*	5.01	4.00	-4.68	2.78	4.77	1.02	-1.79
	Maximum	5.40	4.33	-3.88	3.45	5.30	9.15	15.19
	Minimum	4.56	3.72	-5.26	2.49	4.38	-10.77	-18.37
	Écart-type	0.30	0.16	0.40	0.20	0.28	5.30	8.88
Sierra Leone	*Moyenne*	5.14	3.50	-4.41	2.24	4.36	1.65	-28.64
	Maximum	6.46	4.24	-3.20	2.66	4.61	27.96	10.48
	Minimum	4.61	2.56	-5.13	1.84	4.12	-10.09	-128.22
	Écart-type	0.54	0.39	0.52	0.20	0.17	6.48	30.76
Afrique du Sud	*Moyenne*	4.70	3.76	-1.77	2.93	4.70	-3.51	3.69
	Maximum	5.14	4.20	-1.14	3.08	5.04	-2.23	17.30
	Minimum	4.26	3.48	-2.39	2.66	4.58	-5.42	-5.02
	Écart-type	0.21	0.18	0.31	0.09	0.11	0.85	7.17
Togo	*Moyenne*	4.70	4.14	-4.12	2.55	4.27	5.28	10.74
	Maximum	5.05	4.41	-3.14	3.11	4.93	10.47	20.49
	Minimum	4.36	3.24	-4.58	2.13	3.06	2.43	-0.88
	Écart-type	0.18	0.25	0.40	0.26	0.71	2.37	6.36
Ouganda	*Moyenne*	5.11	3.30	-4.41	2.44	4.94	6.19	3.85
	Maximum	7.26	3.94	-3.63	2.82	5.75	12.39	23.33
	Minimum	4.52	2.32	-4.96	1.94	4.53	-2.89	-21.36
	Écart-type	0.67	0.40	0.37	0.23	0.37	3.51	12.40
Zambie	*Moyenne*	4.54	4.10	-3.76	2.89	5.03	-7.89	-19.39
	Maximum	5.61	4.43	-2.67	3.46	5.74	0.75	10.06
	Minimum	3.64	3.79	-4.39	2.25	4.47	-21.97	-85.01
	Écart-type	0.48	0.16	0.51	0.30	0.31	5.19	26.11

Note : Construction de l'auteur à partir des données de la Banque Mondiale (WDI, 2013) et du Fonds Monétaire International (IFS, 2012). Les variables sont exprimées en logarithme ou en proportion du PIB.

TABLEAU 22 – Tests de racine unitaire de 3ème génération

Variables en niveau	Test individuel de Clemente et al. 1998											
	TCER		**PROD**		**NFA**		**TOT**		**OPEN**		**GOV**	
Pays	**t-statistique**	***Dates de rupture***	**t-statistique**	***Dates de rupture***	**t-statistique**	***Dates de rupture***	**t-statistique**	***Dates de rupture***	**t-statistique**	***Dates de rupture***	**t-statistique**	***Dates de rupture***
Cameroun	-0,878	*1985, 1991*	-5,007	*1991,1996*	-2,946	*1987,2003*	-6,079**	*2001,2005*	-4,422	*2002*	-3,375	*2003*
Centrafrique	-2,421	*1991, 1995*	-4,15	*1991,1995*	-2,545	*1991,2000*	-6,07**	*1995,1999*	-1,749	*1989,1991*	-5,711**	*1992,2004*
Côte-d'Ivoire	-1,156	*1986, 1991*	-4,412	*1985,1991*	-5,162	*1995,2003*	-3,154	*1990,2001*	-4,337	*2001*	-4,888	*1994*
Guinée-Équatoriale	-4,829	*1991, 2003*	-3,423	*1998,2004*	-3,611	*1996,2003*	-3,639	*2000,2006*	-3,408	*1992*	-5,431	*1996,2001*
Gabon	-6,837**	*1991, 1995*	-2,156	*1988*	-5,357	*1986,2004*	-4,154	*1987,2007*	-3,76	*1985,199*	-3,234	*1990,2001*
Togo	-5,048	*1991*	-4,522	*1990*	-5,03	*1993,2001*	-2,427	*1998,2002*	-2,18	*1991,1995*	-6.627**	*1985,1995*
Afrique du Sud	-5,96**	*1986, 1997*	-1,792	*1987,1995*	-4,014	*2003*	-3,342	*2005*	-1,616	*1997,2003*	-2.703	*1986*
Lesotho	-1,274	*1997, 2000*	-1,231	*2005*	-4,968	*1994*	-6,965**	*1985,2004*	-5,275	*1989*	-0,747	*1984,1988*
Burundi	-3,714	*1987, 2000*	-4,16	*1989,1995*	-4,217	*1990,1999*	-1,131	*1986,1997*	-5,436	*2004*	-5,493**	*1989,2004*
R.D Congo	-5,592**	*1985*	-3,031	*1991,1996*	-8,873**	*1995,2006*	-4,262	*2000*	-4,441	*2003*	-1,473	*2005*
Gambie	-5,114	*1985, 2004*	-3,16	*2000*	-0,404	*1989*	-0,957	*1985*	-4,19	*1992,2003*	-4,466	*1982,1995*
Ghana	-5,889**	*1985, 1991*	-3,19	*1989,2007*	-2,613	*1992,2003*	-3,589	*1990,2003*	-4,039	*1998*	-5,136	*1988*
Malawi	-6,85**	*1991, 2002*	-3,766	*1985,1991*	-4,023	*1992*	-4,357	*1989,1999*	-7,027	*1988,2005*	-1,637	…
Sierra Leone	-6,151**	*1988*	-1,543	*1982,1987*	-2,02	*1984,1997*	-3,195	*2004*	-5,572**	*1994,2001*	-3.586	*1995*
Ouganda	-4,673	*1990*	-4,367	*1990*	-4,136	*1994,2*	-0,68	*1988,1999*	-3,426	*1987,1993*	-3.606	*1993*
Zambie	-5,304	*1982, 2003*	-3,469	*1991,2005*	-4,721	*1992*	-2,274	*1988*	-4,453	*1992,1995*	-2.999	*1991,2005*

Test LM en panel de Lee et Strazicich (2003)			
Variables	**Nombre maximal de Retards**	**Coefficient de S(-1)**	**Statistique LM**
TCER	6	-1.3075	-3.7237
D.NFA	0	-0.6557	-2.9911

Note : Dans ce tableau, ** indiquent qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire avec changement structurel. Le test individuel est effectué à partir du modèle à structure additive, avec *kmax* = 5. Ainsi, au seuil de 5%, les statistiques calculées sont à comparer à la valeur tabulée correspondant à 5,490. Quant au test en panel, il est effectué à partir du modèle « C », avec la procédure dite : « General-to-specific » de Perron (1989) et Ng et Perron (1995). La statistique calculée est donc à comparer aux valeurs : -5,823 ; -5,286 et -4,989, pour les seuils critiques de 1%, 5% et 10% respectivement.

DEUXIÈME PARTIE

ÉVALUATION DE L'INFLUENCE DES MÉSALIGNEMENTS SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE

La seconde partie de cette thèse est entièrement dédiée à l'évaluation proprement dite de l'influence des mésalignements sur la croissance économique. Cette évaluation peut être envisagée sur le double plan théorique et empirique, c'est la raison pour laquelle nous proposons les deux chapitres suivants :

Chapitre 3 – Des mécanismes théoriques à l'analyse empirique ;

Chapitre 4 – Une application au cas de l'Afrique Subsaharienne.

CHAPITRE 3

DES MÉCANISMES THÉORIQUES À L'ANALYSE EMPIRIQUE

Introduction

Après avoir déterminé le taux de change d'équilibre dont nous avons déduit les mésalignements, nous consacrons ce chapitre à l'étude des mécanismes de transmission de ces mésalignements vers la croissance, afin d'ancrer solidement les résultats obtenus dans le dernier chapitre, c'est-à-dire expliquer précisément les éléments de similitude ou de dissemblance avec les résultats précédents. Cette étape nous semble d'autant plus importante que la littérature s'enrichit au fil du temps par de nombreuses contributions à la fois théoriques et empiriques, mais il semble que la difficulté de l'exercice de formalisation qui caractérise les premières, d'une part, fait que l'on peut observer qu'elles sont parfois peu en lien avec les évaluations empiriques, d'autre part.

En effet, l'intégration du TCR (et des mésalignements) dans l'analyse de la croissance est un exercice complexe, pourtant négligé de prime abord, puisque les modèles de croissance néoclassique et endogène focalisent traditionnellement sur les sources potentielles que sont : la concurrence, la diffusion technologique, l'épargne ou encore l'investissement en capital au sens large. Ce n'est qu'à partir d'une date récente que certains auteurs ont tenté d'accorder un rôle central au TCR (Rodrik, 2008 ; Gala, 2008 ; Razmi et al., 2012), et il nous semble que l'on peut distinguer, d'une part, les contributions fondées sur l'analyse traditionnelle de la croissance que nous qualifions aussi d'analyse « orthodoxe» et, d'autre part, celles qui proposent des approches originales conçues autour des sources non usuelles de la croissance, ce que nous qualifions aussi d'analyse « hétérodoxe ». Dans l'ensemble, ces deux catégories d'analyse apparaissent comme complémentaires en ceci qu'elles n'offrent pas une vision unifiée sur les mécanismes à travers lesquels le TCR et sa variabilité à long terme agissent sur la croissance, mais elles convergent cependant vers un résultat identique, notamment celui de l'effet bénéfique de la sous-évaluation. Pourtant, les vérifications empiriques censées être fondées sur ces analyses théoriques diffèrent sensiblement dans leur démarche et ne convergent pas nécessairement vers un résultat unique, au point de mettre quelquefois en évidence une ambiguïté dans la relation étudiée.

Dans ces conditions, on pourrait émettre une réserve sur l'influence effective des mésalignements et sur les mécanismes par lesquels elle transiterait. C'est la raison pour laquelle il convient d'effectuer une synthèse critique des explications qui ont été proposées, en commençant par les contributions théoriques pour évoluer progressivement vers les vérifications empiriques et les interprétations qui en découlent. Précisément, nous montrons dans un premier temps la complémentarité des hypothèses fondées sur les analyses orthodoxes, à l'exemple des modèles proposés par Briones (2001) et Gala (2008) auxquels nous associons une tentative d'explication que nous avons formulée sur la base d'un modèle de croissance endogène avec diffusion du progrès technologique. Ensuite, nous montrons que les approches alternatives, qui focalisent

notamment sur des sources telles l'allocation intersectorielle des ressources (Rodrik, 2008) ou la mobilisation des capacités oisives de production (Razmi et al., 2012) et que nous qualifions d'hétérodoxes, permettent d'approfondir l'analyse théorique de la relation étudiée, bien qu'elles ne trouvent pas toujours formellement leur prolongement direct dans les applications empiriques que nous avons pu recenser. Le chapitre est donc constitué des deux sections suivantes :

I – La complémentarité des modèles fondés sur les analyses orthodoxes de la croissance ;

II – De l'approfondissement des analyses hétérodoxes à la différence de la démarche empirique.

Section I – La complémentarité des modèles fondés sur les analyses orthodoxes de la croissance

Les modèles néoclassique de croissance et de croissance endogène[165] ont traditionnellement mis en avant des sources potentielles telles que la concurrence, la diffusion technologique, l'épargne ou encore l'investissement en capital au sens large. De fait, certaines variables comme le taux de change réel ont été absentes de l'analyse ou même des recommandations de politique économique qui en sont ressorties. Mais plus récemment, la littérature a été enrichie par des travaux dont l'objectif était de lui accorder un rôle central, qui transite néanmoins par les sources usuelles de la croissance identifiées dans ce que nous qualifions d' « analyses orthodoxes ». Ces approches aboutissent chacune à des conclusions cohérentes, mais non exclusives, puisqu'elles n'explicitent que partiellement l'influence du TCR et sa variabilité de long terme. Pour justifier cet argument, nous présentons successivement les hypothèses d'une transmission des mésalignements à la croissance via : l'accumulation du capital humain (A) ; et l'accumulation du capital physique (B).

A. L'hypothèse de la transmission via l'accumulation du capital humain

Afin de présenter les éléments qui justifient cette hypothèse, nous revenons avant tout sur un pan de la théorie de la croissance endogène en explicitant sommairement le rôle de l'accumulation du capital (A), ce qui nous permettra d'établir simplement la relation qui lie le TCR à la croissance économique via l'accumulation du capital humain (B).

1. Retour sur le rôle de l'accumulation du capital dans l'analyse de la croissance

Dans ce paragraphe, nous revenons de façon brève sur un pan de la théorie de la croissance pour montrer l'effet bénéfique de l'accumulation du capital sur la croissance. À cet effet, on considère une économie ouverte dans laquelle le capital physique et le capital humain sont obtenus au moyen d'une fonction de production unique. Cette production est destinée à l'investissement en capital ou à la consommation. Dans ces conditions, les contraintes à l'investissement brut en capital[166] établies dans le cadre de référence (a), influencent le processus de croissance via le déséquilibre entre les niveaux de capital physique et humain (b).

[165] On rappelle que la théorie de la croissance endogène a impulsé un nouvel essor dans l'analyse de la croissance à partir du milieu des années 1980, grâce aux travaux de Romer (1986) et Lucas (1988) pour ne citer que ceux-là. Le but de cette approche était d'expliquer la croissance par des facteurs internes au modèle, permettant de fait de dépasser la limite principale du modèle néoclassique dans lequel la croissance par tête à long terme dépend du progrès technique exogène.

[166] Les contraintes d'investissement en capital au sens large doivent notamment être positives ou nulles.

a. Le cadre de référence

Soit une fonction de production de type Cobb-Douglas caractérisée par des rendements d'échelle constants en capital physique (K) et humain (H) :

$$Y = AK^{\alpha}.H^{1-\alpha} = AK^{\alpha}.(h.L)^{1-\alpha} \qquad \text{avec} \quad 0 \le \alpha \le 1 \qquad (1)$$

où h est la quantité de capital humain du travailleur représentatif[167], et L est le nombre de travailleurs supposé constant par commodité[168]. Par hypothèse, on considère que h et L sont parfaitement substituables. En conséquence, seule la qualité moyenne h détermine le stock de capital humain H, permettant ainsi d'éviter la décroissance des rendements pour un nombre donné de travailleurs.

L'équilibre emploi-ressources de l'économie est exprimé par la relation (2) suivante :

$$Y = AK^{\alpha}.H^{1-\alpha} = C + I_K + I_H \qquad (2)$$

où C est la consommation; I_K et I_H représentent l'investissement brut en capital physique et humain respectivement. On considère la fonction d'utilité instantanée du ménage[169] représentatif suivante :

$$u(C) = \left(C^{1-\theta} - 1\right)(1-\theta)^{-1} \qquad \text{avec} \quad \theta > 0 \quad \text{et } u(C) = \ln C \text{ si } \theta = 1 \qquad (3)$$

Sous l'hypothèse que les deux stocks de capital se déprécient au même taux constant[170] δ, les contraintes d'accumulation qui leur sont associées s'expriment de la manière suivante:

$$\begin{cases} \dot{K} = I_K - \delta K \\ \dot{H} = I_H - \delta H \end{cases} \qquad (4)$$

Ainsi, la maximisation de l'utilité des ménages sous les contraintes d'accumulation et de ressources permet d'établir trois conditions de premier ordre dont la première conduit à l'équation d'Euler suivante[171] :

---

[167] C'est en d'autres termes un indicateur de la « qualité » du travailleur représentatif.

[168] On suppose également que le taux de croissance de la population est nul.

[169] La fonction d'utilité inter temporelle du ménage est donnée par l'expression : $U = \int e^{-\rho t} u_t(C)\, dt$.

[170] On précise que la dépréciation du capital humain correspond aux pertes liées à la mortalité ou à la détérioration des savoir-faire, considération faite des bénéfices issus de l'expérience.

[171] Le Hamiltonien associé à ce programme de maximisation s'écrit : $J = u(C).e^{-\rho t} + \nu.(I_K - \delta K) + \mu.(I_H - \delta H) + \omega.\left(AK^{\alpha}.H^{1-\alpha} - C - I_K - I_H\right)$. Où ν, μ et ω sont les multiplicateurs de Lagrange associés aux différentes contraintes. Le taux de croissance de la consommation s'obtient alors à travers les conditions de premier ordre, et en imposant l'égalité de $\dot{\nu}$ et $\dot{\mu}$ à $\partial J / \partial K$ et $\partial J / \partial H$ respectivement.

$$\gamma_C = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta}\left[\alpha.A\left(\frac{K}{H}\right)^{-(1-\alpha)} - \delta - \rho\right] = \frac{1}{\theta}\left[r_{net} - \rho\right] \quad (5)$$

où ρ est le taux d'escompte psychologique et $r_{net} = \alpha.A(K/H)^{-(1-\alpha)} - \delta$ est le rendement net du capital physique. Les deux autres conditions de premier ordre, quant à elles, permettent de poser l'égalité entre le produit marginal net du capital physique et celui du capital humain, soit : $\alpha A.(K/H)^{-(1-\alpha)} - \delta = (1-\alpha)A.(K/H)^{\alpha} - \delta$. De cette égalité découle le ratio du capital physique sur le capital humain (z) suivant :

$$z = \frac{K}{H} = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} \quad (6)$$

Puisque ce ratio est constant, le taux de croissance de la consommation de la relation (5) peut encore s'exprimer comme il suit :

$$\gamma^*_C = \frac{1}{\theta}\left[A\alpha^{\alpha}.(1-\alpha)^{1-\alpha} - \delta - \rho\right] \quad (7)$$

Cette dernière équation montre alors que les taux de croissance du produit, du capital physique et humain sont constants et tous égaux à celui de la consommation à l'état régulier. En effet, K et H ont le même rendement[172] et déterminent la production (équation 2), ainsi que l'évolution de consommation (équation 5). De ce fait, à l'état stationnaire on peut écrire :

$$\gamma^*_Y = \gamma^*_C = \gamma^*_K = \gamma^*_H \quad (8)$$

En somme, les modèles de croissance à un ou deux types de capital aboutissent à une conclusion identique en termes d'évolution des variables à l'état stationnaire. Pourtant, dans le cas du modèle à deux stocks de capital, l'ajustement à l'état régulier s'effectue de manière différente selon le type de déséquilibre initial entre ces derniers. C'est ce que nous montrons dans le paragraphe suivant afin de mieux illustrer, par la suite, le rôle du TCR par le biais du prix relatif du capital humain.

b. L'effet du déficit en capital dans l'ajustement à l'état régulier

Nous envisageons ici l'analyse de l'ajustement à l'état régulier à travers la modification du ratio des stocks de capital z. En effet, la constance de ce ratio à l'état régulier (équation 6) implique l'ajustement immédiat des deux stocks de capital durant la transition, c'est-à-dire lorsque ce ratio

[172] Dans un contexte de réversibilité parfaite du capital au sens large, il semble logique d'admettre l'égalité des rendements qui suppose elle-même des taux de croissance identiques pour les deux types de stock de capital. Pour mémoire, on parle de réversibilité d'un stock de capital lorsque celui-ci peut être converti en unités équivalentes d'un autre type de capital ou en biens de consommation.

s'écarte de la valeur $\alpha/(1-\alpha)$. L'ajustement s'effectue par l'accroissement d'un stock de capital et la réduction correspondante de l'autre de manière à préserver le stock total constant. Mais, l'hypothèse de réversibilité du capital implique la possibilité que l'investissement en une forme de capital s'effectue à un taux positif infini, tandis qu'elle s'effectue à un taux négatif (infini) pour l'autre forme de capital, ce qui parait peu réaliste. Par conséquent, il convient de reconsidérer la solution du cadre de référence précédent en imposant les conditions de non-négativité : $I_K \geq 0$ et $I_H \geq 0$[173]. Trois cas peuvent alors être envisagés en fonction de la valeur initiale du ratio K_0/H_0 (i et ii) et de l'existence de coûts d'ajustements du capital humain (iii).

i. Le déficit en capital physique : $K_0/H_0 < \alpha/(1-\alpha)$

Dans ce premier cas de déficit en capital physique, l'ajustement requiert la réduction de H et une augmentation de K. Compte tenu de la contrainte de non-négativité de l'investissement, la réduction de H implique simplement $I_H = 0$ et $\dot{H}/H = -\delta$ conformément à l'équation (4). Autrement dit, les agents s'aperçoivent du déficit en capital physique et sont contraints de laisser le capital humain se déprécier au taux exogène δ, puisqu'ils ne peuvent pas réduire leur investissement en capital[174].

Or, durant la transition, les taux de croissance de K et Y (γ_K et γ_Y) sont positifs et décroissants en raison de la convergence vers l'état régulier[175]. Dans ces conditions, le ratio K/H augmente de façon monotone dans le temps[176], entrainant la baisse du taux de rendement du capital physique de laquelle résulte la réduction du taux de croissance de la consommation γ_C.

En somme, lorsque le ratio K/H est inférieur à sa valeur d'état régulier, il détermine le taux de croissance de la production par une relation inverse, c'est-à-dire que le taux de croissance est d'autant plus élevé que le ratio K/H est éloigné de sa valeur d'état régulier[177].

ii. Le déficit en capital humain : $K_0/H_0 > \alpha/(1-\alpha)$

De manière analogue, quand la période initiale est caractérisée par un déficit en capital humain, la contrainte de non-négativité de l'investissement impose cette fois $I_H = 0$ et K se déprécie au

[173] Ces conditions traduisent simplement l'impossibilité de désinvestir.

[174] Ils ne respecteraient pas alors la contrainte de non-négativité de l'investissement ($I_H \geq 0$).

[175] On rappelle qu'à l'état régulier tous les stocks de capital croissent au même rythme que la production et la consommation.

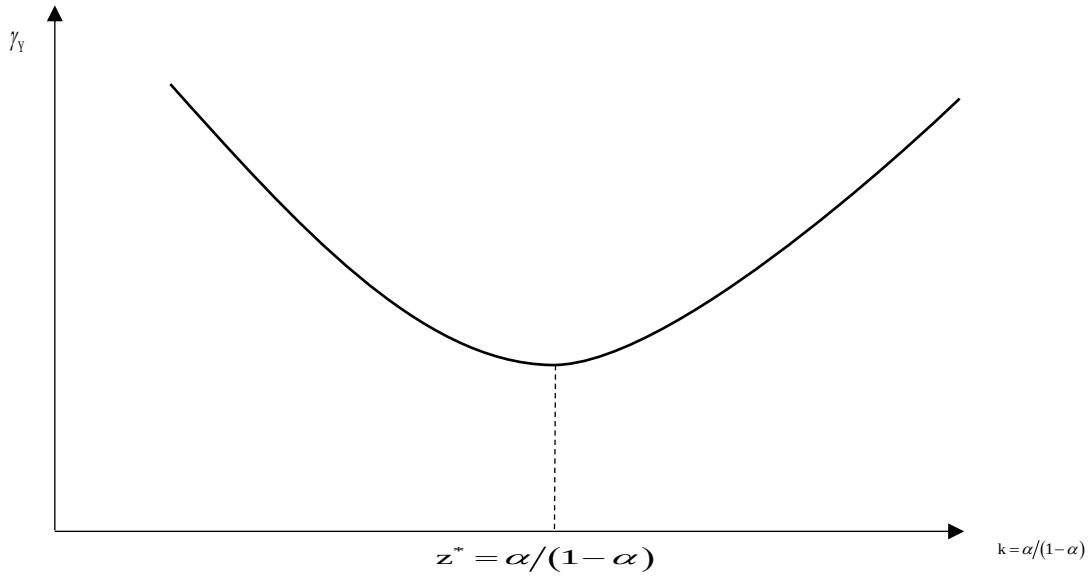
[176] Cette augmentation est due à deux effets non exclusifs : celui de la décroissance du stock de capital humain à un taux exogène δ et/ou celui de l'augmentation à taux décroissant du stock de capital physique.

[177] À titre illustratif, dans la réalité la faible valeur du ratio K/H peut provenir d'une guerre ou d'une catastrophe naturelle qui endommage le stock de capital physique de manière plus importante.

taux exogène δ. Le capital humain et la production croissent à taux décroissants vers leur valeur d'état régulier γ^*. La baisse de K et/ou la hausse de H implique que le ratio K/H décroit durant la transition, entrainant de fait la baisse du taux de rendement du capital humain et finalement la réduction du taux de croissance de la consommation. Ce résultat indique donc que le taux de croissance de la production et le ratio K/H sont positivement liés, lorsque ce dernier est supérieur à sa valeur d'état régulier.

Dans l'ensemble, l'évolution du taux de croissance de la production en fonction des valeurs du ratio K/H correspond à un « effet de balancier » (Barro et Sala-i-Martin, 1995) dont la **Figure 10** ci-dessous fournit une illustration.

FIGURE 10 – Accumulation du capital et taux de croissance du produit



Source : Barro et Sala-I-Martin (1995) p.198

Le troisième cas qu'il convient de considérer, à présent, dérive des deux premiers car il introduit simplement l'hypothèse d'un coût d'ajustement du capital humain.

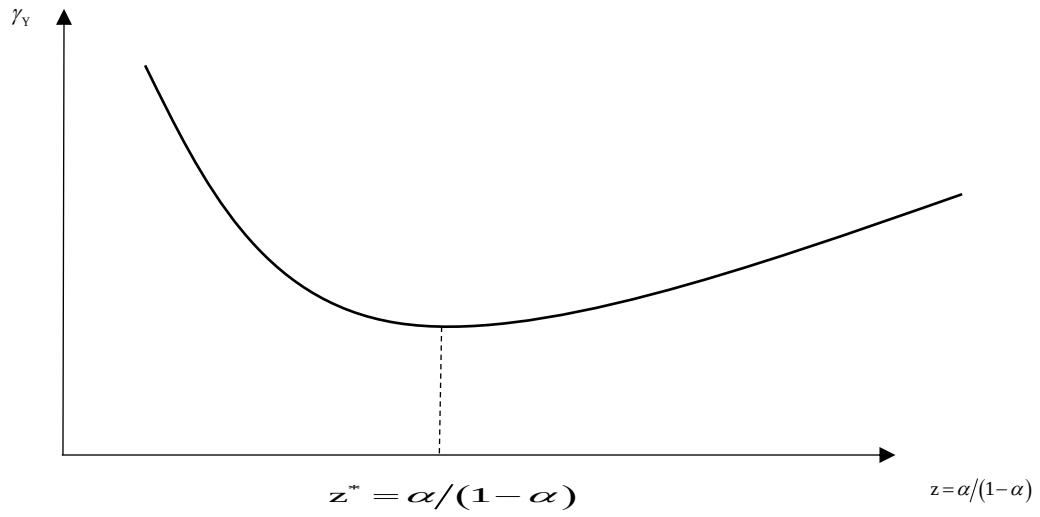
iii. Déséquilibre du ratio de capital et coûts d'ajustement du capital humain

L'existence des coûts d'ajustement liés à la mise en place du capital pourrait expliquer le déficit en un type de capital et ses effets dissymétriques sur le taux de croissance du produit. Effectivement, ces coûts empêchent la convergence instantanée des stocks de capital et de la production en économie ouverte, même sous les hypothèses de perfection des marchés de capitaux et d'horizon infini de planification. En distinguant le capital physique du capital humain, on peut admettre que l'ajustement du second est plus important en raison du temps relativement long nécessaire à

l'apprentissage et à l'expérience. De ce fait, toute tentative de modification rapide du stock de capital humain est vouée à l'échec[178].

Une conséquence immédiate de ce postulat est que l'abondance relative de H implique des investissements plus importants en capital physique et l'accroissement de la production. *A contrario*, l'abondance relative de K n'entraine pas de modification importante de H en raison de la lenteur dans son ajustement à l'équilibre. L'effet sur la croissance de la production est alors de moindre importance que dans le cas précédent. En conséquence, la situation représentée par la figure 1 doit être modifiée en considérant une pente beaucoup moins forte lorsque le ratio K/H est supérieur à sa valeur d'état régulier $\alpha/(1-\alpha)$: c'est ce qu'illustre la **Figure 11**.

FIGURE 11 – Coût d'ajustement du capital humain et taux de croissance du produit



Source : Barro et Sala-I-Martin (1995) p.199

Comme nous l'avons déjà souligné, l'analyse orthodoxe de la croissance a peu considéré le rôle du TCR dans la dynamique transitoire de l'économie. Or, il semble que l'on puisse envisager qu'il influence la convergence asymptotique du ratio K/H via les variations de la rentabilité et du prix du capital humain. Nous procédons alors à la description des mécanismes sous-jacents possibles, à partir du cadre de référence présenté ci-avant et en simplifiant la formalisation proposée par Briones (2001)[179].

[178] En effet, l'accélération du processus d'éducation conduirait à la décroissance des rendements, avec pour conséquence la baisse du retour sur investissement et finalement la réduction de la production.
[179] Nous négligeons notamment l'endettement et le taux de croissance de la population, par souci de simplification. L'inclusion de ces paramètres ne modifie en rien la conclusion du modèle quant à l'effet du TCR.

2. Le rôle du TCR par le biais du prix relatif du capital humain

Pour expliquer formellement les effets de l'appréciation et/ou la dépréciation d'une monnaie, Briones (2001) a proposé de prendre en compte le rôle du TCR dans un modèle de croissance, via le prix relatif du capital humain. À cet effet, il suppose un déficit relatif du capital physique afin de prendre en compte la spécificité des pays en développement[180], ce qui lui permet de déterminer l'expression formelle du taux de croissance du ratio $z = K/H$ et indirectement celle du taux de croissance de la production (a). La suite de la démarche consiste à définir un prix et un taux de croissance pour les unités de capital humain, de manière à introduire finalement le TCR dans le modèle et d'en évaluer les effets sur l'évolution de la production (b).

a. La détermination du taux de croissance du ratio des stocks de capital

La démarche de détermination du taux de croissance du ratio des stocks de capital tient compte du fait que pendant la transition, ce ratio est inférieur à sa valeur d'état stationnaire $\left(z = K/H < \alpha/(1-\alpha)\right)$, et le capital humain se déprécie au taux exogène δ ($I_H = 0$). De ce fait, en combinant les équations (2) à (5), on obtient le système suivant[181] :

$$\begin{cases} \dfrac{\dot{C}}{C} = \dfrac{1}{\theta}\left[A\alpha.z^{-(1-\alpha)} - \delta - \rho \right] \\ \dfrac{\dot{K}}{K} = A z^{-(1-\alpha)} - \dfrac{C}{K} - \delta \end{cases} \tag{9}$$

Sachant que :

$$\begin{cases} x = C/K \;\Rightarrow\; \dot{x}/x = (\dot{C}/C) - (\dot{K}/K) \\ z = K/H \;\Rightarrow\; \dot{z}/z = (\dot{K}/K) - (\dot{H}/H) = (\dot{K}/K) + \delta \end{cases} \tag{10}$$

le système (9) peut être réécrit en fonction de z et x comme il suit :

$$\begin{cases} \dfrac{\dot{z}}{z} = A z^{-(1-\alpha)} - x \\ \dfrac{\dot{x}}{x} = -\left[1 - \dfrac{\alpha}{\theta}\right].A z^{-(1-\alpha)} + x + \Psi \end{cases} \tag{11}$$

où $\Psi = -\left[\delta\left(\dfrac{1}{\theta} - 1\right) + \dfrac{\rho}{\theta}\right]$. Le système d'équations différentielles (11) détermine l'évolution de l'ensemble des variables de l'économie, mais il ne possède pas de solution linéaire. De ce fait, la

[180] Mais l'on pourrait émettre une réserve sur la pertinence de cette hypothèse, car on peut tout aussi bien penser que le capital humain est relativement moins abondant que le capital physique dans les pays en développement, en raison de la faiblesse de la formation liée par exemple à la faible alphabétisation, ou encore en raison de la faible productivité du travail due à l'exposition plus grande aux épidémies.

[181] Pour obtenir la seconde équation de ce système, il suffit de consolider les deux équations d'accumulation (4) et de remplacer Y par $AK^{\alpha}.H^{1-\alpha} = AK.z^{-(1-\alpha)}$.

résolution du système est effectuée par une approximation log-linéaire[182] au voisinage de l'état régulier ($z = z^*$ et $x = x^*$), dont nous présentons les grandes étapes dans l'annexe 1 de ce chapitre. On montre ainsi que le sentier d'évolution de z durant la transition est donné par :

$$\log[z_t] = \left(1 - e^{-\beta t}\right)\log[z^*] + e^{-\beta t}.\log[z_0] = e^{-\beta t}\left(\log\left[\frac{z_0}{z^*}\right]\right) + \log[z^*] \qquad (12)$$

où l'indice 0 indique la période initiale, et :

$$2\beta = \left[\frac{r^*}{z^*} - x^*\right] + \left[\left(\frac{r^*}{z^*} - x^*\right)^2 + 4\,r^* x^* \frac{(1-\alpha)}{\theta}\right]^{1/2} \qquad (13)$$

Si l'on dérive l'équation (12) par rapport au temps, alors il apparaît que le taux d'accroissement de z est d'autant plus élevé que le ratio z_0 est inférieur à la valeur de l'état stationnaire z^*. Il en va de même pour le taux de croissance du produit dont on déduit l'expression de manière analogue à celle de l'équation (12)[183]. La détermination des taux de croissance de z et y permet d'envisager l'introduction du TCR dans l'analyse grâce à la définition d'un prix relatif pour le capital humain, comme nous le montrons dans le paragraphe suivant.

b. L'introduction du TCR dans l'analyse à travers le prix du capital humain

On peut montrer que l'évolution du ratio z entraine une modification du comportement du TCR en définissant un prix pour les unités de capital humain. Pour ce faire, il convient avant tout de rappeler l'argument de Barro et sala-I-martin (1995) qui stipule que si les unités de capital humain étaient tarifées à un prix de marché, alors il évoluerait de concert avec le ratio z à mesure que ce dernier tend vers sa valeur d'état régulier.

Dans ces conditions, la rentabilité totale associée à la détention d'une unité de capital humain (c'est-à-dire la somme du « rendement de dividende » et du gain en capital[184]) est égale au rendement marginal du capital physique. Formellement, si l'on note p_H le prix d'une unité de capital humain en suivant Briones (2001), alors la relation précédente se traduit par :

---

[182] On parle d'approximation log-linéaire car on approxime une fonction semi logarithmique par son développement limité de Taylor à l'ordre 1. Rappelons que pour une fonction quelconque, si l'on effectue un développement limité à l'ordre 1, on parle d'approximation « linéaire » ou « affine ». Ceci revient à approcher la fonction par l'équation de sa tangente (en négligeant le reste du développement).

[183] En effet, la fonction de production donnée par l'équation (1) met en relation la production au stock de capital disponible. Par transformation triviale, cette expression met également en relation la production au ratio z.

[184] Si le capital humain est considéré comme un actif quelconque, alors sa rentabilité est donnée par la formule du rendement d'une action, c'est-à-dire la somme du « rendement de dividende » et du gain en capital. Pour mémoire, les dividendes correspondent à une partie des bénéfices reversés sous forme de revenus aux actionnaires. Leur rendement est obtenu par le rapport du montant versé sur le cours de l'action.

$$r_K = \frac{\dot{P}_H}{P_H} + \frac{R_H}{P_H} \qquad (14)$$

où le terme $\dot{P}_H / P_H$ est le gain en capital et R_H / P_H est le rendement du dividende. Notons que le « dividende » correspond ici au produit marginal du capital humain r_H, car le bénéfice associé à une unité de capital humain est entièrement reversé à son acquéreur.

À partir de la définition précédente, il est possible d'établir une relation log-linéaire entre le prix du capital humain et le ratio z grâce une approximation du même type que celle de l'équation (12). De cette manière, on met en évidence le lien positif entre le taux d'accroissement du prix du capital humain et l'écart entre le ratio z initial (z_0) et celui de l'état stationnaire (z^*). Or, le taux de croissance du produit dépend également de z_0 et z^*. Par conséquent, on peut établir le lien entre le prix du capital humain, le différentiel du ratio z et le taux de croissance du produit par tête. Au final, on arrive à montrer que la croissance à taux décroissant du produit pendant la transition implique aussi la croissance à taux décroissant du prix relatif du capital humain. C'est cette dernière implication qui permet d'introduire le TCR dans l'analyse.

À cet effet, il faut nécessairement relâcher l'hypothèse d'unicité du bien produit dans l'économie pour considérer cette fois un bien échangeable intensif en capital physique, et un bien non-échangeable intensif en capital humain[185]. Dans ces conditions, l'augmentation de la rentabilité (et du prix) du capital humain durant la transition engendre la hausse du coût marginal de production du bien non échangeable et finalement de son prix. En définissant ici le TCR comme le rapport du prix des biens échangeables sur celui des biens non échangeables (considéré comme exogène[186]), il apparaît que ce dernier est lui aussi lié au différentiel du ratio z, et il peut ainsi il y avoir un rôle pour le taux de change durant la transition. Précisément, l'augmentation de la rentabilité du capital humain durant la transition entraine d'une part l'appréciation réelle et l'augmentation à taux décroissant du produit.

En somme, le modèle de croissance proposé par Briones (2001) attribue un rôle au TCR à travers la modification du prix du capital humain. Si l'argument est intéressant d'un point de vue intuitif, il reste difficile à traduire sur le plan formel car l'introduction du TCR dans l'analyse impose des hypothèses simplificatrices qui allègent ce cadre formel. L'extension du cadre d'analyse constitue alors une alternative puisqu'elle permet d'apporter une explication complémentaire en focalisant

[185] Il convient de préciser que cet argument a déjà été avancé par des auteurs tels que Bhagwati (1984) ou encore De Gregorio et al. (1994).
[186] Pour une petite économie ouverte, dans un cadre concurrentiel, et qui ne peut donc influencer la formation du prix du bien échangeable à l'international.

sur d'autres sources de la croissance telles que l'investissement au sens large. C'est ce que nous montrons dans la sous-section suivante.

B. L'hypothèse de la transmission via l'investissement en capital au sens large

Les approches qui sont fondées sur le rôle de l'investissement en capital au sens large tentent également d'intégrer les effets de la surévaluation et de la sous-évaluation dans l'analyse. Gala (2008) propose par exemple d'expliquer l'influence des mésalignements à travers l'investissement interne (1). Mais cette explication semble à tout le moins partielle, ce qui nous a alors incité à proposer un cadre d'analyse fondé sur le rôle bénéfique des IDE (2), lequel permet d'envisager explicitement l'analyse du rôle de la sous-évaluation et de la surévaluation.

1. L'influence des mésalignements à travers l'investissement interne

Gala (2008) a tenté de distinguer les deux types de mésalignements en proposant une approche qui soutient que la transmission de leurs effets à la croissance s'effectue par le canal de l'investissement (et indirectement celui de la productivité). Mais on peut remarquer que cette distinction apparaît de manière plus évidente dans le cadre de l'explication analytique (a) et moins dans le cadre de la démonstration formelle (b).

a. L'explication analytique

Le point de départ de l'argumentation est la définition du TCR. Précisément, si l'on retient le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables, alors le renchérissement de ces derniers entraine la hausse des salaires dans l'ensemble des secteurs[187] et la surévaluation de la monnaie, à niveau de productivité donné. Il en résulte une baisse des marges des entreprises, ainsi que du taux d'investissement, qui provoque à son tour le déplacement de l'épargne et l'endettement pour financer la consommation, faisant peser de fait la menace d'une crise de la balance des paiements d'autant plus grande que la dynamique de la dette devient insoutenable. En outre, en rognant la profitabilité des investissements des entreprises du secteur ouvert dans lequel les rendements de la technologie sont croissants, la surévaluation entraine une réallocation sous-optimale des ressources en faveur du secteur abrité dans lequel les rendements du travail sont décroissants, ce qui affecte la dynamique de la productivité dans l'ensemble des secteurs (Gala, 2008 p. 275).

À l'inverse, la sous-évaluation favorise l'emploi et l'investissement à travers la hausse du taux d'utilisation des capacités productives induite par les exportations. Elle contribue également à une

[187] Sous l'hypothèse d'égalisation des salaires à travers les secteurs, sachant que dans le secteur abrité les salaires dépendent du prix et pas de la productivité.

meilleure allocation de la force de travail entre les secteurs, ce qui protège l'économie du syndrome hollandais[188]. En effet, la compétitivité induite par la sous-évaluation agit comme un stimulant pour le développement d'un secteur ouvert indépendant des ressources naturelles, et écarte donc le spectre de la désindustrialisation résultant du syndrome hollandais. En d'autres termes, la sous-évaluation réelle accroît la production nationale et l'emploi dans l'ensemble des secteurs de l'économie, en promouvant la compétitivité des biens manufacturés sur les marchés mondiaux. Mais la démonstration de ce mécanisme est moins évidente sur le plan formel comme nous le montrons dans le paragraphe suivant.

b. La démonstration formelle

La démonstration formelle est largement fondée sur le cadre de référence à la Kalecki[189] développé par Bhaduri et Marglin (1990). Ce dernier comporte une fonction d'épargne agrégée et une fonction d'investissement, avec pour variables le taux d'utilisation des capacités de production, le taux de marge des investisseurs et le salaire réel. Les deux fonctions définissent alors un modèle macroéconomique dans lequel l'épargne et l'investissement réagissent aux variations du salaire réel engendrées par le TCR. Afin d'expliciter les mécanismes formels, nous présentons successivement les hypothèses de départ (i) et la prise en compte du TCR (ii).

i. Les hypothèses de départ

Les hypothèses de départ portent particulièrement sur la fonction d'épargne. Précisément, elle dépend du taux d'épargne fixe (s), de la proportion (h) du revenu des investisseurs dans le revenu potentiel (Y^*), et de l'utilisation des capacités de production (z)[190], sous l'hypothèse que les ménages consomment la totalité de leur revenu. En normalisant la production potentielle à 1 ($Y^* = 1$), on obtient l'expression suivante de l'épargne :

---

[188] À titre de rappel, le terme « syndrome hollandais » a été introduit par le magazine *The Economist* dans les années 1970, pour désigner la chute de la croissance aux Pays-Bas suite à la découverte et l'exploitation d'un important gisement de gaz naturel. Ce phénomène, que l'on qualifie aussi de malédiction des ressources naturelles, s'explique par l'afflux des capitaux et l'appréciation conséquente du TCR qui pénalisent les autres entreprises exportatrices et favorisent la surexploitation des ressources. Cette surexploitation finit par épuiser lesdites ressources et conduit ainsi à la stagnation durable de l'activité. Mais il faut souligner que l'expérience récente de certains pays tels que le Canada, la Norvège, L'Australie ou encore le Botswana, a montré que cette malédiction n'est pas systématique. Il semble qu'un moyen efficace de s'en prémunir réside dans la réponse politique et institutionnelle forte que doivent apporter les autorités pour limiter les comportements de rente et le clientélisme notamment. Le lecteur intéressé pourra consulter Arezki et al. (2012) pour d'amples détails sur ce point précis.

[189] À titre informatif, Michal Kalecki (1899–1970) était un économiste polonais à qui il a très souvent été reconnu la paternité des théories développées par Keynes. Il n'aura toutefois pas connu le même succès que ce dernier en raison du fait que ses publications ont essentiellement été rédigées en polonais ou en français. La plupart de ses contributions théoriques sont fondées sur un cadre d'analyse simple à deux d'agents : les capitalistes qui réalisent du profit et les travailleurs qui ne disposent que du salaire qu'ils consomment entièrement. Ses premières analyses n'accordaient en outre aucun rôle au secteur public et à l'échange international.

[190] L'utilisation des capacités de production est définie par le rapport de la production effective (Y) à la production potentielle (Y^*).

$$S = s.h.z \tag{15}$$

Pour déterminer la part du revenu des investisseurs (h), on suppose que le niveau des prix est défini par la relation :

$$p = (1+m)b.w \tag{16}$$

où p est le prix ; m est le taux de marge rapporté aux coûts de production ; w est le salaire nominal et b est un indicateur inverse de productivité. On pose : $1/b = Y/N$, avec Y le revenu global et N le nombre de travailleurs. Dès lors, la part du revenu des travailleurs dans le revenu global $\left(W/pY\right)$ est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{W}{p.Y} = \frac{w.N}{p.Y} = \frac{b.w}{p} = \frac{1}{1+m} \tag{17}$$

Par suite, la part du revenu des investisseurs dans le revenu global est :

$$h = 1 - \frac{W}{p.Y} = \frac{m}{1+m} \tag{18}$$

En somme, à niveau de productivité donné, le salaire et le taux de marge sont liés par une relation inverse (relation 17). Ce dernier s'accroît avec les revenus des investisseurs à mesure que le salaire se réduit (relation 18). À partir de ces hypothèses, la prise en compte du TCR et de son influence est à présent envisageable.

ii. La prise en compte du TCR

Les équations (17) et (18) montrent que les salaires et les profits dépendent du taux de marge. Or, si l'on admet que le panier du consommateur est constitué à la fois de biens échangeables et non échangeables, alors on peut considérer que le coût de la vie dépend de la composition de ce panier, c'est-à-dire du TCR[191]. De ce fait, les salaires et les profits dépendent eux-aussi du TCR, en plus des autres facteurs tels que la productivité.

Pour établir clairement les mécanismes par lesquels le TCR agit, le raisonnement consiste cette fois à faire évoluer progressivement la fonction d'investissement du modèle de manière à considérer au final le cadre d'une économie ouverte. Précisément, la fonction d'investissement en économie fermée ne dépend que du profit des investisseurs, c'est-à-dire :

$$I = I(h) \quad \text{avec} \quad \frac{\partial I}{\partial h} = I_h > 0 \tag{19}$$

[191] On rappelle que nous avons retenu la définition interne du taux de change réel.

Dans ces conditions, l'équilibre sur le marché des biens ($I = S$) correspond à : $s.h.z = I(h)$, ce qui permet d'obtenir la variation des capacités d'utilisation en fonction du profit des investisseurs, et dont l'expression est :

$$\frac{\partial z}{\partial h} = \frac{(I_h - sz)}{s.h} \tag{20}$$

Ce taux d'utilisation est croissant si l'élasticité des investissements à la variation du profit est positive[192]. En effet, la baisse du salaire réel accroît la marge des investisseurs, stimule l'investissement, la demande agrégée et finalement l'utilisation des capacités de production.

Avant de procéder à l'analyse en économie ouverte, il convient d'introduire une fonction d'investissement augmentée qui dépend du profit des investisseurs et du taux d'utilisation des capacités de production : $I = I(h, z)$ avec $I_h > 0$ et $I_z > 0$. Cette nouvelle spécification modifie l'équilibre du modèle qui se caractérise dès lors par la relation (21)[193] suivante :

$$\frac{\partial z}{\partial h} = \frac{I_h - sz}{sh - I_z} \tag{21}$$

Sous l'hypothèse que $(s.h - I_z) > 0$[194], les conclusions restent identiques aux précédentes dans le cas d'une fonction d'investissement à une variable.

On peut dès à présent étudier le cas d'une économie ouverte qui échange les quantités X_e (exportations) et X_m (importations), sachant que les montants en monnaie domestique des exportations et des importations sont donnés par : $E = p.X_e$ et $M = R.pX_m$, où R est le TCR défini, cette fois, par le rapport : $R = e.p^*/p$, où e est le taux de change nominal coté à l'incertain et p^* le prix des biens étrangers. À partir de ces relations, on peut définir les élasticités du commerce suivantes :

$$\eta_e = \frac{dX_e}{dR} \cdot \frac{R}{X_e} \tag{22}$$

---

[192] Ce qui impose $I_h > s.z$ et donc $\partial z / \partial h > 0$ car le produit $s.h$ est toujours positif.

[193] Pour obtenir cette relation, on considère que la fonction d'investissement $I(h, z)$ est homogène de degré 1. Par application du théorème d'Euler, on peut ainsi écrire : $I(h, z) = h.I_h + z.I_z$. La variation de l'utilisation des capacités productives à l'équilibre est obtenue en posant : $s.h.z = h.I_h + z.I_z$ et par suite : $z = h.I_h/(sh - I_z)$.

[194] Cette condition implique simplement que l'épargne ($I_h - sz$) est plus sensible que l'investissement ($sh - I_z$) à la variation du taux d'utilisation des capacités de production (Bhaduri et Marglin, 1990, P. 381).

$$-\eta_m = \frac{\partial X_m}{\partial R} . \frac{R}{X_m} \quad (23)$$

$$\eta_z = \frac{\partial X_m}{\partial z} . \frac{z}{X_m} \quad (24)$$

Si l'on suppose l'équilibre initial de la balance commerciale ($E_0 = M_0$), alors en combinant les équations 22 à 24 et après différenciation totale[195], on obtient l'équation suivante :

$$dE - dM = z.g\left(\eta_e + \eta_m - 1\right).\left(dR/R\right) - \eta_z.g.dz \quad (25)$$

où g est la proportion initiale des exportations et des importations dans le revenu global. Toujours dans les conditions de l'équilibre, l'égalité emploi ressources en économie ouverte conduit à poser la relation (26) :

$$s.h.z + M = I(h, z) + E \quad (26)$$

En différenciant l'équation (26), puis en y introduisant la relation (25), on obtient finalement une nouvelle expression qui traduit l'effet d'une dévaluation sur le taux d'utilisation des capacités de production :

$$dz = \frac{1}{\left(g.\eta_z + s.h - I_z\right)} . \left[\left(I_h - s.z\right) dh + g.z\left(\eta_e + \eta_m - 1\right) \frac{dR}{R} \right] \quad (27)$$

où $\left(g.\eta_z + s.h - I_z\right) > 0$. D'une part, le terme $\left(I_h - s.z\right)$ exprime l'effet d'une dévaluation à travers la variation de la part de profit h. En effet, la dévaluation améliore la compétitivité mais réduit le salaire réel dans l'économie domestique, ce qui accroît les profits[196]. D'autre part, le terme $\eta_e + \eta_m - 1$ représente la condition usuelle de Marshall-Lerner-Robinson qui exprime l'effet de la dévaluation sur le solde commercial à travers les variations de prix à l'international. Précisément, si l'effet de l'amélioration de la compétitivité supplante celui de l'inflation domestique après une dévaluation, alors : $\eta_e + \eta_m > 1$ c'est-à-dire que l'effet final sur le solde commercial est positif.

En somme, en réduisant le salaire réel et en augmentant les profits, la dévaluation accroît le taux d'utilisation des capacités de production, ce d'autant plus que l'économie est ouverte sur

[195] Voir démonstration dans l'annexe 2. On rappelle que pour une fonction de plusieurs variables, la différentielle totale est donnée par la relation : $df(x_1, x_2, ..., x_n) = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial f}{\partial x_i} . dx_i$.

[196] Toutefois, il faut noter que cet effet est ambigu car l'effet de la dévaluation sur les profits dépend également de la variation des prix domestiques et donc des salaires nominaux. La hausse de ces derniers peut ainsi annuler l'accroissement de la part des profits dans le revenu global.

l'extérieur (accroissement de g). Mais, en démontrant l'effet d'une variation du TCR, la formalisation précédente n'intègre pas l'effet d'un niveau du TCR correspondant à une surévaluation ou à une sous-évaluation. Nous avons tenté de pallier cette limite en proposant une analyse qui focalise sur le rôle particulier de l'investissement direct étranger.

2. Un cadre d'analyse fondé sur le canal des investissements directs étrangers

Jusqu'ici nous avons envisagé le rôle du TCR dans le processus de croissance à travers l'accumulation du capital au sens large. Mais, l'accumulation ne suffirait pas à elle seule pour créer les conditions d'une croissance de long terme, car celle-ci se heurte inéluctablement à la baisse des rendements. Or, Barro et Sala-I-Martin (1995) montrent qu'en endogénéisant le progrès technique (notamment à travers l'investissement en R&D), il est possible d'envisager une accumulation à des rendements constants, de manière à favoriser la croissance de long terme. Cet argument nous incite à proposer une explication de la transmission des effets des mésalignements à partir d'un modèle de croissance de type « leader-suiveur » construit à l'origine par Barro et Sala-I-Martin (1995). L'idée sous-jacente est que la croissance du pays suiveur tend à rattraper celle du pays leader car les coûts liés à l'adaptation des nouvelles technologies sont moins élevés que ceux de l'innovation et dépendent des mésalignements du TCR au moment de la décision d'investissement. Pour expliquer les mécanismes, nous présentons d'abord les fondements d'un modèle de croissance avec diffusion du progrès technique (a). Cette étape préalable nous permet ensuite d'étudier le rôle bénéfique de l'IDE et l'influence des mésalignements (b).

a. La croissance via la diffusion du progrès technique : fondements théoriques

Nous présentons ici un modèle à deux pays de type « leader-suiveur ». Notons (1) le pays leader et (2) le pays suiveur, en suivant Barro et Sala-I-Martin (1995). Les nouvelles découvertes dans le pays 1 servent à la production des biens finals dans ce pays. À l'inverse, le pays 2 adapte les nouvelles technologies découvertes dans le pays 1, en tenant compte de son environnement. À l'international, ces biens finals s'échangent à un prix commun aux deux pays. Les biens intermédiaires, quant à eux, sont fournis par le pays 1 qui détient ainsi le monopole de production. Ils ne sont disponibles dans le pays 2 que si les conditions d'adaptation au nouvel environnement sont réunies.

Par hypothèse, nous supposons que cet ajustement s'opère à travers les IDE moyennant un coût d'adaptation qui dépend du TCR. Cette supposition nous semble plausible pour deux principales raisons. Premièrement, dans un contexte d'imperfection des marchés de capitaux, la variabilité du taux de change à court ou à long terme peut créer des opportunités d'arbitrage et générer un effet

de richesse. De ce fait, si des investisseurs nationaux et étrangers souscrivent à l'acquisition d'un actif domestique, alors la dépréciation de la monnaie domestique confère un avantage aux seconds investisseurs qui en profitent pour accroître leur demande alors que les premiers ne sont pas incités à surenchérir (Froot et Stein, 1991). Deuxièmement, si l'on s'en tient à Hasnat (1999), il existe bien une relation entre la variabilité du TCR et les IDE, mais il convient de distinguer la variabilité de court terme (la volatilité), de la variabilité de long terme (les mésalignements). La seconde étant plus susceptible d'exercer une influence sur les IDE puisqu'ils correspondent à des engagements de long terme de la part des investisseurs étrangers. Pour expliciter formellement les mécanismes à l'œuvre, nous présentons brièvement le processus de diffusion du progrès technique du pays leader (i) vers le pays suiveur[197] (ii), en distinguant le comportement des deux pays.

i. L'innovation et la production dans le pays leader[198]

Conformément aux analyses pionnières de Dixit et Stiglitz (1977), ou encore Romer (1990), la fonction de production dans le pays 1 (Y_1) s'exprime de la manière suivante :

$$Y_1 = A_1.L_1^{1-\alpha}.\sum_{j=1}^{N_1}\left(X_{1j}\right)^{\alpha} \quad , \quad 0<\alpha<1 \tag{28}$$

où A_1 est un facteur de productivité qui peut prendre en compte divers aspects tels que la fiscalité, les droits de propriété ou encore le niveau technologique ; L_1 représente le facteur travail ; X_{1j} est la quantité du facteur de type « j » qui est employée dans la production. La forme séparable additive de $\left(X_{1j}\right)^{\alpha}$ traduit simplement le fait que la productivité marginale d'un facteur intermédiaire j ne dépend pas de celle d'un facteur intermédiaire quelconque j' ; N_1 est le nombre de biens intermédiaires qui ont été découverts dans le pays 1.

Par commodité, on suppose que la quantité agrégée de travail est constante et que les innovations ont des produits marginaux décroissants, avec des rendements d'échelle constants. Le coût de production d'un facteur intermédiaire X_{1j} est normalisé à 1. En outre, l'auteur d'une découverte conserve le monopole perpétuel sur la production et la distribution du bien intermédiaire considéré. Dans ces conditions, on peut montrer que le prix de monopole correspond à $1/\alpha$. À

[197] On suppose que le leader est une économie développée, et le suiveur est un pays en développement, ce qui permet de simuler le cadre des relations de type « nord-sud ».

[198] Compte tenu du poids que représente la démonstration des résultats qui sont présentés dans toute cette section, nous n'en présenterons pas les détails. Le lecteur intéressé pourra toutefois consulter le chapitre 6 de Barro et Sala-I-Martin (1995) qui pose les bases de cette analyse.

l'équilibre, ce prix est équivalent au produit marginal du facteur intermédiaire X_{1j}, de sorte que l'on puisse déterminer la quantité de chaque type de facteur par la formule :

$$X_{1j} = (A_1)^{1/(1-\alpha)} . \alpha^{2/(1-\alpha)} . L_1 \quad (29)$$

De même, puisque le coût de production est normalisé à 1, le profit issu de la vente du j-ième bien est donné par :

$$V_{1j} = (P_j - 1) . X_{1j} \quad (30)$$

Cette équation exprime aussi la condition de rentabilité de l'innovation qui voudrait que son prix unitaire P_j soit supérieur au coût marginal de production η, normalisé à 1. En substituant P_j et X_{1j} par leurs expressions respectives dans l'équation (30), on obtient la nouvelle expression suivante :

$$V_{1j} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) L_1 . A_1^{1/(1-\alpha)} . \alpha^{2/(1-\alpha)} \quad (31)$$

Connaissant cette expression, on peut introduire la « condition de libre entrée » qui stipule que chaque agent a accès au marché de l'innovation dès lors qu'il paie le coût η lié à la R&D. Cette condition implique nécessairement : $V_{1j} = \eta$ [199] quelle que soit la période t. On en déduit que sous la condition de libre entrée, la valeur actualisée du profit du j-ième producteur (V_{1j}/r_1) correspond au coût d'une innovation. Par suite, le taux de rendement de l'innovation dans le pays 1 (r_1) s'exprime de la manière suivante :

$$r_1 = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \frac{L_1}{\eta} . A_1^{1/(1-\alpha)} . \alpha^{2/(1-\alpha)} \quad (32)$$

En supposant que l'utilité du ménage représentatif est toujours donnée par l'expression 3, l'optimisation de la consommation des ménages conduit à l'expression classique du taux de croissance de la consommation dans le pays 1 (γ_1) :

$$\gamma_1 = \frac{\dot{C}_1}{C_1} = \frac{1}{\theta}\left[\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \frac{L_1}{\eta} . A_1^{1/(1-\alpha)} . \alpha^{2/(1-\alpha)} - \rho\right] \quad (33)$$

[199] En effet, considérer que $V(t) > \eta$ revient à admettre que les ressources allouées à la R&D sont infinies, ce qui semble peu réaliste. De même, poser $V(t) < \eta$ implique que la R&D n'est pas rentable et qu'elle n'attire aucune ressource.

Par hypothèse, on suppose que les paramètres θ et ρ sont communs aux deux pays et le pays 1 est toujours à son état régulier, c'est-à-dire celui dans lequel toutes les variables de l'économie (Y_1, N_1 et C_1) croissent au taux constant γ_1. Ces conditions résument le processus de production dans le pays 1 et servent de base à la description du processus d'adaptation dans le pays 2.

ii. L'adaptation de la technologie et la production dans le pays suiveur

La détermination des grandeurs qui définissent l'évolution de l'économie dans le pays 2 est analogue à celle du pays 1. En particulier, la fonction de production Y_2 s'exprime de la manière suivante :

$$Y_2 = A_2 . L_2^{1-\alpha} . \sum_{j=1}^{N_2} \left(X_{2j} \right)^{\alpha} \tag{34}$$

où $N_2 \leq N_1$ est le nombre de biens intermédiaires disponibles dans le pays 2[200]. Les paramètres A_2 et L_2 sont définis de la même manière que précédemment, mais ils peuvent différer des valeurs A_1 et L_1 de manière à traduire l'hétérogénéité des politiques économiques nationales.

En outre, le processus d'adaptation dans le pays 2 est quasiment similaire au processus d'innovation mis en place dans le pays 1 puisque ce dernier réalise à la fois les innovations et les adaptations, obtenant de fait le monopole sur la distribution des biens découverts[201]. Toutefois, les adaptations sont réalisées moyennant un coût de transfert, noté ν[202], inférieur au coût de l'innovation ($0 < \nu < \eta$).

Tout comme dans le cas du pays 1, le prix de chaque bien intermédiaire correspond au prix du monopole ($1/\alpha$) et la quantité de chaque type de facteur est déterminée par l'expression (35) suivante :

$$X_{2j} = \left(A_2 \right)^{1/(1-\alpha)} . \alpha^{2/(1-\alpha)} . L_2 \tag{35}$$

---

[200] Par hypothèse, le pays 1 ne peut imiter le pays 2 et ce dernier ne fait aucune découverte préalable. De ce fait, le nombre N_2 est considéré comme un sous-ensemble de N_1. Mais on est contraint d'admettre que les agents du pays 2 savent comment produire au moins une variété de bien intermédiaire, faute de quoi la spécification de la fonction de production impliquerait que la production nationale est nulle si le producteur représentatif n'a pas accès à toutes les variétés de biens intermédiaires (Barro et Sala-I-Martin, 1995 ; p. 301). Cette remarque est également valable pour le pays 1.

[201] On pourrait envisager l'hypothèse d'un monopole qui décline progressivement, dans le cas où le monopoleur dispose d'un brevet qui tombe dans le domaine public après un laps de temps T. Mais cette hypothèse ne modifierait pas les conclusions principales du modèle.

[202] Il convient de noter que le coût de transfert peut varier en fonction de plusieurs facteurs tels que le taux d'absorption de la nouvelle technologie Griliches (1957) ou encore le niveau du capital humain (Nelson et Phelps, 1966). Ces derniers avancent notamment que l'abondance de capital humain dans le pays d'accueil a tendance à réduire le coût du transfert d'une innovation.

Par suite, la condition de libre entrée implique que le rendement r_2 lié à l'adaptation de la technologie s'exprime de la manière suivante :

$$r_2 = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\frac{L_2}{\nu}.A_2^{1/(1-\alpha)}.\alpha^{2/(1-\alpha)} \tag{36}$$

On admet que r_2 est différent de r_1 ($r_2 \neq r_1$) en raison de l'imperfection des marchés de capitaux. De plus, r_2 n'est pas nécessairement constant car, si le coût d'adaptation est moins élevé que celui de l'innovation, le pays 2 épuise à terme le nombre de technologies susceptibles d'être adaptées, entrainant de fait la baisse des rendements de l'adaptation.

Connaissant l'expression de r_2, le taux de croissance du pays 2 s'exprime finalement comme il suit :

$$\gamma_2 = \frac{1}{\theta}\left[\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\frac{L_2}{\nu}.A_2^{1/(1-\alpha)}.\alpha^{2/(1-\alpha)} - \rho\right] \tag{37}$$

La comparaison des taux de croissance γ_2 et γ_1 montre alors que le pays suiveur croit plus vite que le pays leader si le coût de transfert est suffisamment inférieur au coût de l'innovation[203]. En d'autres termes :

$$\gamma_2 > \gamma_1 \qquad \text{si} \qquad \frac{\nu}{\eta} < (L_2/L_1).(A_2/A_1)^{\frac{1}{1-\alpha}} \tag{38}$$

Cependant, la croissance plus rapide du pays 2 implique aussi que le nombre de nouveaux biens intermédiaires dont il dispose croit plus vite que celui du pays 1. Lorsque ces biens sont en quantités égales dans les deux pays, la croissance du pays suiveur ne peut clairement plus dépasser celle du pays leader. Dans ces conditions, on peut considérer que le modèle implique une forme de convergence des taux de croissance des deux pays, même si la dynamique transitoire du pays suiveur n'est pas complétement décrite. Qu'à cela ne tienne, nous pouvons à présent analyser le rôle de l'IDE à travers l'action unique du pays 1, ce qui permettra par la suite d'introduire les mésalignements du TCR comme déterminants du coût du transfert ou d'adaptation d'une nouvelle technologie.

[203] Ou alternativement si le coût de transfert est légèrement plus faible que celui de l'innovation mais avec des paramètres A et L identiques.

b. Le rôle bénéfique de l'IDE et l'influence des mésalignements

Après la détermination des taux de croissance dans les deux pays considérés, nous décrivons l'effet bénéfique de l'IDE (i) ainsi que l'influence des mésalignements sur la croissance à travers la variation du coût d'adaptation de la technologie (ii).

i. Le rôle bénéfique de l'IDE

Pour décrire le mécanisme, supposons l'ouverture aux IDE à une période initiale, de sorte que $N_2 < N_1$[204], et le taux de rendement de l'IDE correspond au taux de rendement de l'adaptation donné par la relation (36). Or, par hypothèse, le coût de l'adaptation est moins élevé que celui de l'innovation. On en déduit que le taux de rendement de l'IDE est de fait plus élevé que celui de l'innovation. En d'autres termes, l'IDE est plus attractif en termes de rémunération, ce d'autant que le modèle suppose l'absence de rendements décroissants. Dans ces conditions, les ressources liées à la production (ou l'innovation) sont orientées en priorité vers le pays 2. Mais la relation (38) montre que le retard du pays 2 se résorbe à mesure que le nombre de biens intermédiaires N_2 s'accroît et il s'ensuit alors une réallocation des ressources en faveur de la R&D afin d'augmenter le nombre N_1.

En somme, l'IDE augmente le nombre de biens intermédiaires disponibles dans le pays 2, sans affecter le paramètre de productivité A_2 de ce pays[205]. En outre, l'innovateur qui paie un coût équivalent à $\eta + \nu$[206] obtient en retour un rendement $\bar{r}_1$ plus élevé qu'en l'absence d'IDE. Ce rendement est donné par la relation (39) suivante :

$$\bar{r}_1 = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right).\alpha^{2/(1-\alpha)}\left[\frac{L_1.A_1^{1/(1-\alpha)} + L_2.A_2^{1/(1-\alpha)}}{\eta+\nu}\right] \qquad (39)$$

Ce taux de rendement correspond à celui de l'état régulier dans les deux pays, c'est-à-dire la situation dans laquelle toutes les grandeurs Y_1 , N_1 , C_1 ; Y_2 , N_2 et C_2 croissent au même taux $\bar{\gamma}_1$ donné par la condition d'Euler habituelle : $\bar{\gamma}_1 = (1/\theta)[\bar{r}_1 - \rho]$.

On peut donc déduire de ce qui précède que l'IDE améliore la situation initiale en éliminant deux principales défaillances de marché. D'une part, il supprime l'imperfection des marchés de

[204] Dans un souci de simplification, on néglige la possibilité que le pays 2 contrefasse les biens du pays 1.

[205] En effet, il semble difficile de concevoir que l'IDE affecte le paramètre A_2 si l'on considère que ce dernier représente l'influence des différentes politiques économiques nationales.

[206] Nous avons supposé que les producteurs du pays 1 ont le monopole exclusif sur la distribution de leur découverte en tant que bien intermédiaire dans la production du pays 2. Autrement dit, ils réalisent à la fois les innovations et les adaptations, lesquelles impliquent de fait un coût total correspondant à $\eta + \nu$.

capitaux qui engendrait l'écart entre les taux de rendement r_1 et r_2. D'autre part, il internalise l'ensemble des bénéfices issus de l'innovation et de l'adaptation, puisqu'en l'absence d'IDE le pays 2 peut se contenter d'adapter une technologie innovante et d'en tirer un bénéfice plus grand sans contrepartie reversée à l'auteur de la découverte. L'IDE élimine alors cette distorsion et améliore la croissance en permettant aux innovateurs de tirer profit de l'adaptation de leur technologie.

Toutefois, le modèle et les conclusions qui en découlent reposent jusqu'à présent sur l'hypothèse de rendements non décroissants dans l'innovation et l'adaptation. Cette hypothèse est plausible si l'on admet que le nombre de découvertes dans le pays 1 est infini, de sorte que le coût de la découverte n'augmente pas, d'une part, et que la contribution d'une innovation à la production ne diminue pas avec le nombre de biens intermédiaires déjà présents dans le pays, d'autre part (Romer, 1992). Mais pour analyser le rôle des mésalignements à travers l'IDE dans le pays 2, il nécessaire de relâcher cette hypothèse comme nous l'expliquons dans le paragraphe suivant.

ii. L'influence des mésalignements

Il semble que deux arguments justifient que l'on relâche l'hypothèse de non décroissance des rendements si l'on raisonne du point de vue du pays suiveur. Premièrement, l'ensemble des technologies susceptibles d'être adaptées est en tout point du temps un sous-ensemble du nombre de découvertes du pays 1 qui n'ont pas encore été transférées. De ce fait, le nombre de technologies transférables est plus petit, surtout s'il existe de fortes différences entre les deux pays et il semble donc logique de penser que le rendement de l'adaptation dépend de l'éventail de biens intermédiaires disponibles dans le pays 1.

Deuxièmement, si l'on s'en tient à la théorie moderne des organisations, le bien-fondé des IDE dérive des pratiques d'internalisation ou d'intégration verticale au sein des entreprises multinationales[207] et dont le but est notamment la réduction des coûts de transaction et la limitation des risques excessifs liés aux fluctuations de prix à l'international. Or, les mouvements financiers entre les entreprises-mères et leurs filiales étrangères tiennent nécessairement compte du taux de change entre les deux pays concernés. De ce fait, on peut concevoir que la sous-évaluation de la monnaie du pays 2 agit comme une taxe qui accroît le coût d'adaptation et réduit de fait le rendement de cette dernière. Autrement dit, le mésalignement du taux de change est directement responsable de la variation du rendement de l'adaptation.

[207] Les pratiques d'internalisation consistent à intégrer un ensemble de services et de tâches (telles que la fabrication de pièces détachées) au sein d'une même entreprise pour réduire les coûts de transaction et de négociation avec d'autres entreprises. L'intégration verticale, quant à elle, dérive d'une certaine manière de l'internalisation car elle empêche les conflits liés à la position monopolistique de plusieurs firmes, de même qu'elle permet de pallier les difficultés de coordination issues de l'incertitude de l'offre et de la demande sur certains marchés.

Ce second mécanisme est alors celui sur lequel nous focalisons dans la suite de cette analyse, et en vertu duquel nous introduisons la relation :

$$\nu = \Psi(\pi) \tag{40}$$

où π est un indicateur du mésalignement du taux de change. Sachant que le rendement d'un investissement correspond simplement au rapport du profit sur le coût, on peut se servir de l'équation (40) pour réécrire l'équation (39) de la manière suivante :

$$\bar{r} = \frac{V_{1j}}{\eta + \Psi(\pi)} \tag{41}$$

De cette manière, il apparaît que la variation du rendement $\bar{r}$ procède de la variation du profit V_{1j}, ou de celle du coût de l'adaptation $\Psi(\pi)$, laquelle dépend du mésalignement du TCR π. Mais il convient de relever que la variable π peut être associée à plusieurs définitions, en référence à la multiplicité des théories qui ont tenté d'expliquer la relation entre le TCR et les IDE. En effet, il semble que l'on puisse globalement distinguer deux types de résultats dans la littérature. Les premiers mettent en avant l'existence d'un « effet de richesse » à travers lequel la dépréciation d'une monnaie entrainerait l'accroissement des IDE entrants (Froot et Stein, 1991 ; Klein et Rosengren, 1994), tandis que les seconds soulignent à l'inverse l'effet positif de l'appréciation du point de vue de l'augmentation des profits rapatriés (Campa, 1993 ; Goldberg, 1993).

Mais l'argument que nous soutenons ici s'appuie de préférence sur les hypothèses formulées par Grossmann et al. (2009), lesquels montrent qu'en plus des deux effets relevés précédemment, il importe de considérer également l'état de surévaluation ou de sous-évaluation de la monnaie au moment de la décision d'investissement. Ils associent ainsi l'effet de richesse à la sous-évaluation de la monnaie et non plus à sa simple dépréciation, car la dépréciation d'une monnaie surévaluée ne masque pas nécessairement le coût élevé des actifs domestiques en comparaison des actifs étrangers. En outre, ils avancent que l'appréciation de la monnaie domestique exerce deux effets sur le rendement de l'IDE : l'augmentation des profits rapatriés et la réduction simultanée des coûts de production si des biens intermédiaires importés sont employés dans le processus.

Par un raisonnement similaire on peut supposer que dans les conditions d'une sous-évaluation de la monnaie du pays 2, l'appréciation exerce un effet total positif sur l'IDE puisque le coût d'adaptation des innovations demeure faible[208] et le montant des profits rapatriés s'accroît. À

[208] En effet, les actifs domestiques sont toujours moins onéreux que les autres du point de vue des investisseurs étrangers.

l'inverse, la dépréciation engendre deux effets contraires. D'un côté, la baisse du coût d'adaptation (hausse de l'IDE) à travers l'effet de richesse et, de l'autre, la réduction des profits rapatriés qui entraine la baisse de l'IDE. L'effet total est alors incertain a priori.

De la même manière, l'appréciation d'une monnaie domestique surévaluée génère l'accroissement du coût d'adaptation (baisse de l'IDE), mais elle peut aussi jouer un rôle bénéfique en augmentant les profits rapatriés. Dans ce cas l'effet total est incertain a priori. La dépréciation exerce, quant à elle, un effet total négatif sur l'IDE puisque le coût de l'adaptation est toujours élevé du point de vue des investisseurs étrangers, et ils obtiennent surtout de moindres profits rapatriés. Pour résumer, nous regroupons dans le **Tableau 23** les différentes hypothèses ci-dessus selon le type de déséquilibre du TCR.

TABLEAU 23–Variabilité du TCR et IDE : le rôle du coût d'adaptation de l'innovation

Hypothèses sur la monnaie du pays 2	***Appréciation***	***Dépréciation***
Sous-évaluation	- Le coût d'adaptation demeure faible ; $(\text{IDE} \uparrow)$ - Les profits rapatriés augmentent ; $(\text{IDE} \uparrow)$ - **Effet total** : Rendement plus élevé et ***accroissement de l'IDE*** ;	- Le coût d'adaptation demeure faible ; $(\text{IDE} \uparrow)$ - Les profits rapatriés diminuent ; $(\text{IDE} \downarrow)$ - **Effet total** : Incertain ;
Surévaluation	- Le coût d'adaptation demeure élevé ; $(\text{IDE} \downarrow)$ - Les profits rapatriés augmentent ; $(\text{IDE} \uparrow)$ - **Effet total** : Incertain ;	- Le coût d'adaptation demeure élevé ; $(\text{IDE} \downarrow)$ - Les profits rapatriés diminuent ; $(\text{IDE} \downarrow)$ - **Effet total** : Rendement moins élevé et ***baisse de l'IDE*** ;

Note : Construction de l'auteur.

En somme, le modèle montre que la sous-évaluation exerce un effet favorable sur la croissance dans trois cas sur quatre (inversement pour la surévaluation), toutes choses égales par ailleurs et si l'on admet que les IDE exercent un effet positif sur la croissance. Cet effet positif de la sous-évaluation peut être renforcé par des facteurs liés notamment à la présence de capital humain dans le pays 2 puisque le coût d'adaptation ν est d'autant plus faible qu'il y a du capital humain dans le pays d'accueil des IDE Nelson et Phelps (1966). Mais de manière plus générale, l'analyse peut encore être approfondie si l'on considère d'autres sources potentielles de la croissance telles que l'allocation sectorielle des ressources ou la mobilisation des capacités oisives de production, que nous regroupons dans la catégorie des analyses hétérodoxes.

Section II – De l'approfondissement des analyses hétérodoxes à la différence de la démarche empirique

Nous avons montré la complémentarité des analyses théoriques qui tentent d'expliquer la transmission des effets des mésalignements à la croissance économique, en s'appuyant sur les sources de la croissance identifiées dans ce que nous avons qualifié d'approches « orthodoxes ». La nécessité de construire un cadre formel complet constitue sans doute l'une des motivations de certains auteurs comme Rodrik (2008) ou Razmi et al. (2012), lesquels ont proposé des approches originales (qualifiées ici d'« hétérodoxes ») pour expliquer le rôle des mésalignements dans le processus de la croissance. Si ces approches permettent indéniablement d'approfondir l'analyse théorique de la relation sous-étude, on peut toutefois constater une différence dans la démarche des vérifications empiriques qui s'ensuivent, ce qui peut expliquer que les conclusions des deux types d'analyse ne convergent pas nécessairement. Pour justifier cette assertion, nous présentons d'abord lesdites approches (A) et nous effectuons ensuite une brève revue de littérature sur la démarche différente des applications empiriques (B).

A. Les approches hétérodoxes

Nous présentons deux approches fondées sur l'idée que la croissance rapide de certains pays en développement s'explique en partie par : l'allocation intersectorielle des ressources pour la première (1), et la mobilisation des capacités oisives de production pour la seconde (2).

1. Le canal de l'allocation intersectorielle des ressources

Rodrik (2008) soutient que la transmission des effets des mésalignements à la croissance s'effectue à travers la modification de la part des biens échangeables dans l'économie. Pour défendre son argument, il propose une analyse à la fois intuitive (a) et formelle (b) dont le but est de montrer le rôle bénéfique de la sous-évaluation lorsque la situation initiale de l'économie se caractérise par une distorsion entre les secteurs exposé et abrité.

a. L'analyse intuitive

L'analyse de Rodrik (2008) est fondée sur l'idée que la taille relative du secteur des biens échangeables dépend fortement du degré de sous-évaluation. Cette dernière engendre donc une réallocation des ressources en faveur du secteur industriel qui promeut finalement la croissance. Il propose alors deux théories « complémentaires » pour rendre compte de ce phénomène.

- La première stipule que l'accroissement du prix relatif des biens échangeables accélère la croissance en protégeant ces derniers des effets négatifs induits par la faiblesse des institutions et le mauvais climat des affaires qui règne dans les pays à faibles revenus. En effet, la corruption,

l'absence de droits de propriétés ou encore le non-respect des contrats engendrent une forme d'expropriation du capital qui réduit les incitations à l'accumulation, le rendement des investissements privés et partant le progrès technologique. En d'autres termes, la faiblesse des institutions et le mauvais climat des affaires agissent comme une « taxe » qui décourage la production des biens échangeables.

- La seconde théorie, quant à elle, insiste sur les répercussions plus importantes des défaillances de marché dans le secteur des biens échangeables comparativement au secteur abrité. En effet, les imperfections du marché du crédit et les asymétries d'information privent les entrepreneurs des financements vitaux pour le développement de leurs activités. En outre, les industries implantées subissent des coûts plus élevés liés notamment à la surveillance plus étroite des activités, ce qui restreint l'accès à l'emploi dans l'ensemble du secteur. Dans ces conditions, la dépréciation réelle qui résulte de l'augmentation du prix relatif des biens échangeables, peut être bénéfique en termes de croissance en favorisant l'expansion du secteur ouvert. Mais, il s'agit là d'un mécanisme de « second-best », en ce sens que la dépréciation se substitue à la politique industrielle ou encore à la force des institutions (Cf. première théorie ci-dessus).

En somme, Rodrik (2008) suppose l'existence d'une taxe qui crée un décalage entre le rendement privé et l'utilité collective. Lorsque les biens échangeables sont plus affectés par la taxe, la réallocation des ressources qui s'ensuit réduit la taille du secteur ouvert et génère une croissance sous-optimale. Dans ces conditions, la dépréciation réelle peut jouer un rôle positif en conduisant l'économie vers un optimum de second rang. Le paragraphe suivant présente la démonstration formelle de ce mécanisme.

b. L'analyse formelle

Sur le plan formel, l'analyse consiste dans un premier temps à construire un cadre de référence à partir d'un ensemble d'hypothèses qui décrivent le mode de production et le comportement des agents (i), ce qui permet ensuite de déterminer l'effet de l'allocation des ressources (ii).

i. Le cadre de réference

Pour démontrer formellement le raisonnement précédent, considérons une économie dans laquelle il n'existe qu'un bien de consommation (y) produit à partir d'une combinaison de biens échangeables (y_E) et non échangeables (y_{NE}). L'utilité inter temporelle du ménage représentatif est donnée par une fonction logarithmique séparable de la forme suivante :

$$U = \int \ln c \,.\, e^{-\rho t} dt \qquad (42)$$

où c est la consommation à la période t [209] et ρ est le taux d'actualisation. La maximisation de cette utilité sous contrainte du revenu conduit à l'équation classique d'Euler exprimée ainsi qu'il suit :

$$\frac{\dot{c}}{c} = r - \rho \tag{43}$$

où r est le rendement marginal du capital.

Par ailleurs, la fonction de production est donnée par l'équation (44) suivante :

$$y = \bar{k}^{1-\varphi} . y_E^{\alpha} . y_{NE}^{1-\alpha} \qquad \text{avec } \alpha, \varphi \in]0,1[\tag{44}$$

où $\bar{k}$ représente le stock de capital agrégé disponible dans l'économie et considéré comme exogène pour chacun des producteurs ; α et $1-\alpha$ sont les parts respectives des biens échangeables et non échangeables dans la production du bien final ; $1-\varphi$ est la part de capital investie dans la production de ce bien.

À la fonction de production globale s'ajoutent les fonctions de production sectorielles (45) et (46), qui dépendent que du stock de capital dont le rendement est décroissant.

$$q_E = A_E . k_E^{\varphi} = A_E \left(\theta_E . \bar{k}\right)^{\varphi} \qquad \text{avec} \quad 0 < \theta_E < 1 \tag{45}$$

$$q_{NE} = A_{NE} . k_{NE}^{\varphi} = A_{NE} \left[\left(1-\theta_E\right) . \bar{k}\right]^{\varphi} \tag{46}$$

où k_E et k_{NE} représentent le stock de capital employé dans les secteurs des biens échangeables et non échangeables respectivement. Ainsi, θ_E est la proportion du stock de capital total qui est allouée au secteur des biens échangeables.

Puisque la quantité de biens non échangeables nécessaire à la production du bien final est d'origine domestique, par définition, l'offre est donc égale à la demande dans le secteur des biens non échangeables : $q_{NE} = y_{NE}$. À l'inverse, la quantité de biens échangeables employée dans la production dépend du stock de capital disponible et des transferts en provenance de l'étranger (b)[210]. Si l'on admet que ces transferts représentent une part γ de la demande de biens échangeables[211], alors ces hypothèses se traduisent formellement par la relation (47).

---

[209] Les indices temporels sont volontairement omis par la suite pour simplifier la notation.

[210] On fait l'hypothèse que l'économie domestique est un pays en développement qui bénéficie de transferts provenant des économies développées, en dépit du fait que les transferts internationaux sont probablement dirigés des pays du nord vers les pays du nord en raison des défaillances de marché dans les pays du sud (Cf. paradoxe de Lucas).

[211] En d'autres termes, le montant de transferts peut aussi s'exprimer par la relation suivante : $b = \gamma . y_E$.

$$y_E = q_E + b = \frac{1}{1-\gamma}.q_E \quad (47)$$

En combinant les équations 44 à 46, on obtient une nouvelle expression de la fonction de production du bien final :

$$y = (1-\gamma)^{-\alpha}.A_E^{\alpha}.A_{NE}^{1-\alpha}.\theta_E^{\alpha.\varphi}.(1-\theta_E)^{(1-\alpha)\varphi}.\bar{k} \quad (48)$$

En outre, on considère que l'économie domestique rembourse les intérêts liés à un emprunt initial, sous l'hypothèse qu'elle reçoit un transfert sous forme de prêt en provenance de l'étranger. Dans ces conditions, la production nette diffère de la production brute donnée par l'équation 48. Si l'on note σ la contribution du transfert à la production brute, alors le montant des intérêts est déterminé de la manière suivante :

$$M = \sigma.\frac{\partial y}{\partial b}.b = \sigma.\frac{\partial y}{\partial b}.\gamma y_E = \sigma\left(\alpha.\frac{y}{y_E}\right).\gamma y_E = \sigma.\alpha.\gamma.y \quad (49)$$

Ainsi, la production nette de l'économie correspond à la différence $y - \sigma.\alpha.\gamma.y = (1-\sigma.\alpha.\gamma)y$, que l'on peut également exprimer par la relation (50) :

$$\tilde{y} = (1-\sigma.\alpha.\gamma).(1-\gamma)^{-\alpha}.A_E^{\alpha}.A_{NE}^{1-\alpha}.\theta_E^{\alpha.\varphi}.(1-\theta_E)^{(1-\alpha)\varphi}.\bar{k} \quad (50)$$

La production nette de l'économie apparaît alors comme une fonction linéaire de type AK dont le rendement ne dépend que du montant des transferts et de l'allocation du stock de capital entre les secteurs ($r = (1-\sigma.\alpha.\gamma).(1-\gamma)^{-\alpha}.A_E^{\alpha}.A_{NE}^{1-\alpha}.\theta_E^{\alpha.\varphi}.(1-\theta_E)^{(1-\alpha)\varphi}$).

Le cadre de référence décrit ci-avant permet somme toute d'analyser le rôle de l'allocation des ressources dans la détermination de la croissance économique.

ii. L'effet de l'allocation des ressources

L'effet de l'allocation des ressources en capital transite par la variation de son rendement consécutive à une modification de θ_E, la part du stock de capital allouée au secteur des biens échangeables. Formellement, cette variation est déterminée grâce à la dérivée logarithmique suivante :

$$\frac{d\ln r}{d\theta_E} \propto \left[\left(\frac{\alpha}{\theta_E}\right) - \left(\frac{1-\alpha}{1-\theta_E}\right)\right] \quad (51)$$

On déduit de cette équation que le rendement maximal du capital est obtenu lorsque $\alpha = \theta_E$ [212], c'est-à-dire lorsque la part des ressources en capital allouée au secteur des biens échangeables est exactement égale à la proportion de biens échangeables qui rentre dans la composition du bien final.

Or, on peut considérer qu'il existe des taxes τ_E et τ_{NE} qui affectent l'offre d'inputs sur l'ensemble des deux secteurs, en raison de l'expropriation des rendements du capital qui résulte de la faiblesse des institutions et des défaillances de marché. De ce fait, l'offre disponible correspond à une part $1-\tau_i$ $(i = E, NE)$. En notant R le TCR[213], on montre que la condition d'égalisation des rendements à l'équilibre correspond à l'expression (52) :

$$(1-\tau_E)\varphi R.A_E\left(\theta_E.\bar{k}\right)^{\varphi-1} = (1-\tau_{NE})\varphi.A_{NE}\left((1-\theta_E).\bar{k}\right)^{\varphi-1} \quad (52)$$

Par commodité, il convient de réécrire cette dernière relation ainsi qu'il suit :

$$\left(\frac{\theta_E}{1-\theta_E}\right)^{\varphi-1} = \frac{1}{R}\left(\frac{1-\tau_{NE}}{1-\tau_E}\right).\frac{A_{NE}}{A_E} \quad (53)$$

où le ratio $\frac{\theta_E}{1-\theta_E}$ exprime la part relative du capital allouée au secteur des biens échangeables et l'ensemble du membre de gauche de l'équation est une mesure de la profitabilité relative dudit secteur. Ainsi, l'égalité précédente montre que du côté de l'offre, la part des ressources en capital alloué au secteur des biens échangeables s'accroît avec la profitabilité de ce secteur[214].

Par ailleurs, les fonctions de demande des biens intermédiaires sont données par les relations (54) et (55) suivantes :

$$\alpha y = P_E.y_E = P_E.\left(\frac{1}{1-\gamma}\right).A_E\left(\theta_E.\bar{k}\right)^{\varphi} \quad (54)$$

$$(1-\alpha)y = P_{NE}.y_{NE} = P_{NE}.A_{NE}\left[(1-\theta_E).\bar{k}\right]^{\varphi} \quad (55)$$

La relation d'équilibre du côté de la demande est alors obtenue par le rapport de ces deux dernières équations. Cette relation d'équilibre (56) exprime précisément l'effet réducteur de la

---

[212] Le rendement maximal est obtenu lorsque $(d \ln r / d\theta_E) = 0$. La constante de proportionnalité φ étant non nulle, il vient nécessairement : $\left(\frac{\alpha}{\theta_E}\right) - \left(\frac{1-\alpha}{1-\theta_E}\right) = 0$ et donc $\alpha = \theta_E$.

[213] Le TCR est défini ici par le rapport du prix des biens échangeables sur celui des biens non échangeables : $R = P_E / P_{NE}$. Son accroissement traduit ainsi une dépréciation réelle et vice-versa.

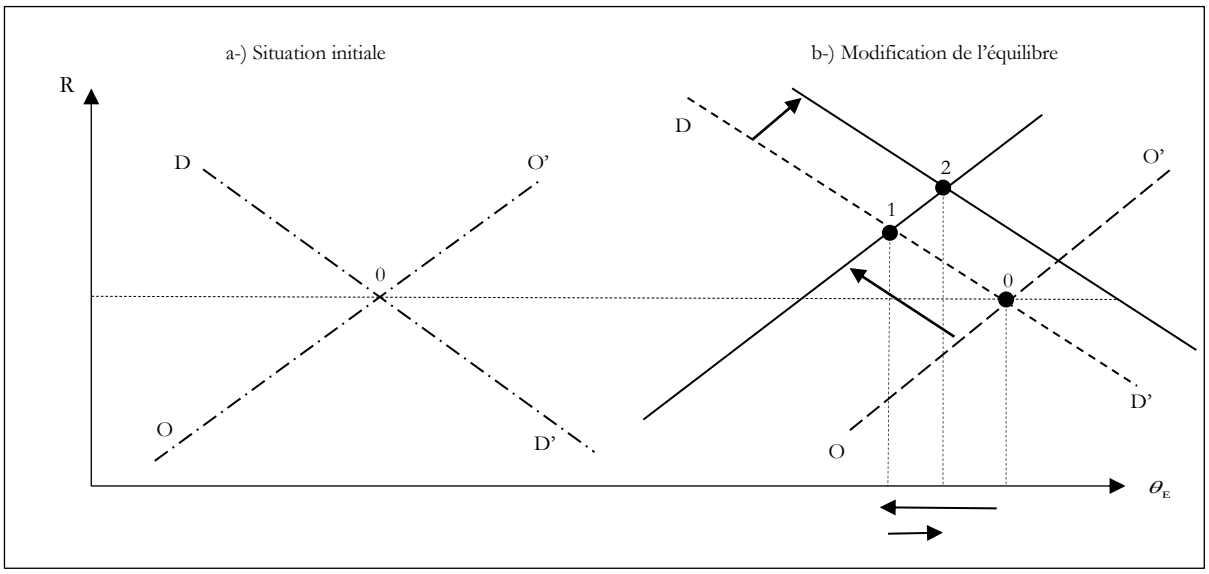
[214] On rappelle que $\varphi < 1$ et qu'un accroissement de R indique une dépréciation réelle.

dépréciation réelle sur la taille du secteur des biens échangeables, à travers le renchérissement des biens échangeables et la baisse conséquente de la demande en capital.

$$\left(\frac{\theta_E}{1-\theta_E}\right)^{\varphi} = (1-\gamma)\frac{1}{R}\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right).\frac{A_{NE}}{A_E} \qquad (56)$$

L'équilibre de l'ensemble de l'économie est déterminé par la confrontation entre l'offre et la demande exprimées par les équations (53) et (56) respectivement. Dans ces conditions, les déplacements de l'équilibre, illustrés dans la **Figure 12**, résultent de la modification de la part des ressources allouées au secteur des biens échangeables. Pour expliquer les mécanismes à l'œuvre, supposons une situation initiale d'équilibre (Point 0) caractérisée par l'absence des transferts ($\gamma = 0$), et des taxes induites par les imperfections institutionnelles (τ_E , $\tau_{NE} = 0$). On peut alors vérifier que le rendement du capital est maximal ($\alpha = \theta_E$)[215] .

FIGURE 12 – Variations du TCR et allocation des ressources à l'équilibre



Source : Construction de l'auteur, inspirée de Rodrik (2008) p. 403

Mais s'il existe une distorsion plus importante dans le secteur des biens échangeables à une période ultérieure ($\tau_E > \tau_{NE}$)[216], alors la taille du secteur ouvert se réduit toutes choses égales par ailleurs ($\theta_E < \alpha$) et la droite OO' se déplace vers le haut (point 1). Cette situation engendre également la réduction du montant des transferts qui accroît à son tour la demande en capital, c'est-à-dire que la droite DD' se déplace vers le haut, sous l'hypothèse que la contribution des

[215] Pour s'en assurer, il suffit de poser l'égalité des équations 53 et 56 à l'équilibre, en imposant la nullité des paramètres τ_E , τ_{NE} et γ .

[216] On néglige volontairement le cas où $\tau_E = \tau_{NE}$ compte tenu du fait qu'il n'entraine aucune modification de l'équilibre.

transferts à la production finale est forte (σ petit). En conséquence, le TCR se déprécie et atténue ainsi les effets négatifs liés à la distorsion initiale, puisque l'équilibre se situe finalement au point 2 qui constitue un optimum de second rang.

En somme, l'analyse théorique de Rodrik (2008) explicite entièrement le rôle du TCR via l'allocation des ressources en capital, en formulant différentes hypothèses sur l'existence d'une distorsion entre les secteurs. Mais sur le plan empirique, il n'est malheureusement pas possible de tester distinctement chacune de ces hypothèses. En effet, la contrainte liée à l'indisponibilité des données dans les pays en développement s'opposerait à la volonté d'identifier précisément les catégories de biens qui seraient plus affectés par chacune des imperfections relevées ci-dessus. En outre, si les pays riches se distinguent parce qu'ils disposent de meilleures institutions et parce que les défaillances des marchés y sont moins prégnantes, les pays pauvres en revanche souffrent des deux types d'imperfections à la fois. Par conséquent, il semble difficile d'attribuer l'existence d'une distorsion uniquement à la faiblesse des institutions.

Dans ces circonstances, Razmi et al. (2012) proposent un autre argument original que nous présentons ci-après : celui de la mobilisation des capacités oisives de production.

2. Le rôle du TCR via la mobilisation des capacités oisives de production

Grâce à une analyse à fois théorique et empirique, fondée sur l'effet positif de la mobilisation des capacités de production, Razmi et al. (2012) ont montré que la sous-évaluation réelle est d'autant plus bénéfique pour la croissance qu'elle concerne des pays en développement, même si l'argumentation formelle rend la vérification empirique peu évidente. Pour le montrer, nous explicitons d'abord l'intuition et le cadre théorique sous-jacents à l'analyse (a), ensuite nous présentons la méthode de détermination de l'équilibre et l'influence du TCR dans le processus de la croissance (b).

a. L'intuition sous-jacente et le cadre d'analyse

Pour Razmi et al. (2012), c'est l'existence des capacités de production oisives due au chômage invisible qui détermine l'effet bénéfique de la sous-évaluation, car la mobilisation de toute la force de travail disponible constitue alors une ressource importante pour accélérer le processus de croissance. L'exemple de la Chine est typique d'un tel processus, puisque les taux de croissance élevés de ce pays ces trente dernières années seraient en partie expliqués par l'exode rural massif, dans un contexte où l'essor du secteur informel dans les zones rurales fait que les biens qui y sont produits peuvent être considérés comme non échangeables. Ainsi, la mobilisation de la force de

travail latente aurait favorisé l'essor des zones urbaines, la production des biens échangeables et partant, la croissance du pays.

L'illustration formelle de ce processus repose sur le cadre théorique d'une petite économie ouverte à deux secteurs respectivement moderne (ouvert) et traditionnel (abrité) encore qualifiée d'économie duale[217], dans laquelle le capital est utilisé comme intrant pour la production du bien échangeable à la fois consommé sur le plan interne et exporté. Mais une part de ce capital est importée de l'étranger en raison du sous-développement de l'économie domestique. En outre, l'élasticité de la demande d'exportation implique que le niveau et la composition de l'emploi dans chacun des secteurs dépendent des variations du TCR considéré comme le prix relatif des biens échangeables ($R = \frac{P_E}{P_{NE}}$).

Dans ces conditions, la démarche de la modélisation consiste premièrement à exprimer les équations caractéristiques du secteur traditionnel puisque l'objet de l'analyse est de montrer que le déplacement de la force de travail du secteur traditionnel vers le secteur moderne est à l'origine de la croissance. Ainsi, on considère que la production du bien non-échangeable Y_N dépend du travail dans le secteur L_N, et d'un facteur constant A selon la formule suivante :

$$Y_N = AL_N^{\beta} \qquad 0 \leq \beta \leq 1 \tag{57}$$

où β est la part du revenu qui est attribuable au travail. Pourtant, les salaires ne représentent qu'une part $\nu\beta$ de la production (avec $\nu\beta < 1$)[218], en raison de la concurrence imparfaite ou encore des normes sociales dans le secteur traditionnel. Une mesure précise de ces salaires en termes réels reste cependant délicate, compte tenu de l'importante du sous-emploi et/ou du chômage invisible dans le secteur. C'est la raison pour laquelle le modèle comporte deux mesures du salaire réel pour le secteur traditionnel. La première est une mesure du salaire réel « effectif » (ω_N), obtenue par le rapport du total des salaires (w_N) sur le travail effectif L_N :

$$\omega_N = \frac{w_N}{L_N} = \nu\beta . AL_N^{\beta-1} \qquad 0 \leq \nu \leq 1 \tag{58}$$

---

[217] Le concept de dualité d'une économie a été introduit par Julius Herman Boeke (1953), et Arthur Lewis (1954). Il traduit l'existence de deux secteurs asymétriques, dont les interactions influencent le processus de développement. Précisément, dans une économie duale on peut distinguer d'une part le secteur traditionnel, agricole ou rural, et d'autre part, le secteur moderne, industriel ou urbain. Les asymétries observées entre les deux ne relevant pas forcément du niveau de technologie employé, mais aussi des facteurs institutionnels ou informationnels.

[218] Cette condition est nécessaire pour assurer l'existence d'une solution à l'équilibre, si l'on admet que les travailleurs du secteur traditionnel consomment exclusivement le bien non-échangeable. Dans le cas contraire, elle s'avère peu nécessaire pour la formalisation. Le lecteur intéressé par les détails pourra consulter l'annexe A de Razmi et al. (2012 ; p. 167).

La seconde mesure prend en compte le sous-emploi en considérant le rapport de la rémunération totale sur le nombre de travailleurs qui n'appartiennent pas au secteur moderne :

$$\tilde{\omega}_N = \frac{\omega_N . L_N}{L - L_T} \leq \omega_N \quad (59)$$

où L est le travail total et L_T est le travail employé dans le secteur moderne.

Deuxièmement, dans le secteur moderne, on considère que la production est donnée par la fonction suivante :

$$Y_T = \min\{aL_T, bK\} \quad (60)$$

où a et b sont des coefficients constants ; Y_T et K désignent respectivement l'output et le capital. En outre, les salaires du secteur sont plus élevés car on peut par exemple supposer qu'il existe une prime salariale destinée à réduire les asymétries d'information liées aux problèmes du type « principal-agent ». Ces salaires, notés ω_T dépendent du taux d'emploi du secteur $\left(\frac{L_T}{L}\right)$, du taux d'épargne (s) et du TCR. Par souci de simplification, on considère la représentation formelle suivante :

$$\omega_T = \frac{w_T}{L_T} = \phi\left(\frac{L_T}{L}; R; s\right) \quad (61)$$

Le cadre théorique ainsi défini permet de procéder à la détermination de l'équilibre duquel découle l'évaluation de l'influence du TCR.

b. Détermination de l'équilibre et influence du TCR

La définition des équations de la production et des salaires dans les deux secteurs permet d'établir les conditions d'équilibre du marché des biens non échangeables (i) et du marché des biens échangeables (ii), lesquelles autorisent elles-mêmes l'analyse du rôle du TCR.

i. L'effet du TCR dans le secteur des biens non échangeables

L'équilibre du marché des biens non échangeables est déterminé par la relation :

$$Y_N = E_N \quad (62)$$

où E_N représente la demande des biens non échangeables. Pour exprimer formellement cette demande, on suppose que les travailleurs consomment uniquement les biens non échangeables d'une part, et que les capitalistes et les propriétaires consomment à la fois les deux types de

biens[219], d'autre part. Ces derniers épargnent en outre une part s de leurs revenus. En d'autres termes, la demande du secteur traditionnel s'exprime par la relation :

$$E_N = \omega_N L_N + \omega_T L_T + \alpha(1-s)\left[RbK - \omega_T L_T + (1-\nu\beta).AL_N^{\beta} \right] \quad (63)$$

où α est la part de la consommation en biens non-échangeables dans la consommation totale des capitalistes et des propriétaires, laquelle est positivement liée au TCR ($\alpha = \alpha(R)$ avec $\alpha' > 0$). On admet, par ailleurs, que le travail dans le secteur moderne (L_T) dépend du stock de capital (K) à travers la relation : $L_T = (b/a)K$.

En posant l'égalité des équations (62) et (63), on obtient une nouvelle expression de la relation d'équilibre :

$$Y_N = \omega_N L_N + \omega_T L_T + \alpha(1-s)\left[qbK - \omega_T L_T + (1-\nu\beta).AL_N^{\beta} \right] \quad (64)$$

or, d'après les relations (57), (58) et (61) : $Y_N = AL_N^{\beta}$; $\omega_N L_N = \nu\beta.Y_N$ et $\omega_T = \phi(L_T/L, q, s)$. En substituant Y_N $\omega_N L_N$ par leurs valeurs dans l'équation (64) et après arrangement, il apparaît que cette dernière équation est équivalente à la relation (65) suivante :

$$\left[(1-\nu\beta)(1-\alpha(1-s))\right]Y_N = \left[\alpha(1-s)q + \frac{\phi((b.K/a.L), q, s)}{a}.(1-\alpha(1-s)) \right] bK \quad (65)$$

Par suite, l'expression finale de l'output d'équilibre dans le secteur des biens non échangeables est donnée par l'équation (66) :

$$Y_N = \left[\frac{1}{a}.\phi\left(\frac{b}{a}\frac{K}{L}, q, s \right) + \frac{\alpha(1-s).q}{1-\alpha(1-s)} \right].\frac{b.K}{(1-\nu\beta)} \quad (66)$$

En vertu de l'équation précédente et de la relation (57), on peut déduire la solution pour le l'emploi effectif dans le secteur des biens non échangeables :

$$L_N = \left\{ \left[\frac{1}{a}.\phi\left(\frac{b}{a}\frac{K}{L}, q, s \right) + \frac{\alpha(1-s).q}{1-\alpha(1-s)} \right].\frac{b.K}{A.(1-\nu\beta)} \right\}^{1/\beta} \quad (67)$$

En somme, l'output et le niveau d'emploi du secteur des biens non-échangeables dépendent positivement du TCR en raison du chômage (Razmi et al. 2012). En effet, dans un contexte de plein-emploi, la hausse du prix relatif d'un bien modifie l'allocation des ressources en faveur du secteur dont le bien est plus onéreux. Mais dans le cadre de ce modèle, l'absence de plein-emploi

[219] Cette hypothèse implique que les biens non échangeables sont destinés uniquement à la consommation.

et l'élasticité parfaite de la demande d'exportations font que l'emploi du secteur des biens échangeables s'accroît pour répondre à la nouvelle demande générée par la hausse des prix relatifs.

ii. L'effet du TCR dans le secteur des biens échangeables

Dans le secteur des biens échangeables, c'est le volume d'exportations qui détermine l'équilibre, sous l'hypothèse que la demande d'exportations est parfaitement élastique au prix exogène p_T. Formellement on peut écrire :

$$X_T = Y_T - E_T \tag{68}$$

où E_T désigne la demande domestique de biens échangeables dont l'expression est :

$$E_T = \frac{1}{q}(1-\alpha)(1-s)\left[qbK - \omega_T L_T + (1-\nu\beta).AL_N^{\beta} \right] \tag{69}$$

En considérant que tout le capital importé est investi, et si l'on note p_K le coût de l'importation du capital, alors on peut exprimer le solde commercial en termes de biens non échangeables par l'équation (70)[220] :

$$TB = q\left(Y_T - E_T - \frac{p_K}{p_T} I \right) \tag{70}$$

où $q\frac{p_K}{p_T}$ est le prix relatif des biens importés en termes de biens non échangeables, et I représente l'investissement, dont une mesure est donnée par le taux d'accumulation du capital $(\frac{I}{K})$[221]. Précisément, le taux d'accumulation du capital est une fonction de sa profitabilité (r)[222] et d'un indicateur du coût de l'investissement (γ)[223], comme le montre la relation (71) suivante :

---

[220] On suppose la nullité du solde commercial à long terme ($TB = 0$).

[221] À titre de rappel, l'investissement à une période t est constitué de l'investissement net $(K_{t+1} - K_t)$ et de l'investissement de remplacement (δK_t). En négligeant la dépréciation du capital δ, le taux d'accumulation du capital $(\Delta K/K)$ correspond aussi au rapport I/K.

[222] Pour déterminer la profitabilité du capital, il faut poser la relation d'équilibre emploi-ressource en termes de biens non-échangeables : $qY_T = r.\left[q\frac{p_K}{p_T}.K \right] + \omega_T L_T$. Or, d'après la spécification de la fonction de production on peut encore écrire : $Y_T = aL_T = bK$. Par conséquent, en remplaçant Y_T/K et L_T/K respectivement par b et b/a on obtient aisément la formule de r dans l'équation (71).

[223] On néglige la dépréciation du capital.

$$\frac{I}{K} = g\left(r\,,\gamma\right) = g\left(b\,\frac{p_T}{p_K}\left[1 - \frac{1}{a.q}\phi\left(\frac{L_T}{L}, q\,, s\right)\right];\ \gamma\right) \qquad g_r > 0 \text{ et } g_\gamma > 0 \tag{71}$$

Dans ces conditions, la solution d'équilibre pour le solde commercial est obtenue en combinant les équations (60)-(61) et (68)-(70) de manière à obtenir l'expression finale (72) :

$$\frac{TB}{q\frac{p_K}{p_T}K} = \frac{b}{\frac{p_K}{p_T}}\frac{s}{1-\alpha\left(1-s\right)} - \frac{I}{K} \quad = G\left(q;\gamma;\frac{K}{L}\right) \tag{72}$$

avec $G_\gamma < 0$ et $G_K \leq 0$ car la hausse du coût du financement (γ) réduit l'investissement et les importations de capital, ce qui améliore le solde commercial. De même, la hausse du capital relativement au nombre total de travailleurs, accroît les salaires réels dans le secteur des biens échangeables, ce qui réduit la profitabilité des investissements et détériore finalement la balance commerciale. De façon simple, les équations (71) et (72) montrent que le coût d'investissement et le TCR sont les déterminants de l'accumulation du capital et du solde commercial à l'équilibre. De ce fait, la relation entre le TCR et l'accumulation de capital implique que le TCR exerce également une influence sur la croissance.

En revanche, l'effet du TCR est ambigu car en cas de sous-évaluation par exemple (hausse de q), la hausse des salaires dans le secteur des biens échangeables (ϕ) réduit la profitabilité des investissements (r), mais l'augmentation de la demande des biens non-échangeables peut par ailleurs accroître l'emploi dans le secteur traditionnel. La sous-évaluation est donc susceptible d'exercer deux effets contraires sur le taux d'accumulation du capital selon la définition de la fonction ϕ. Toutefois, on admet que l'effet dominant engendré par la sous-évaluation est celui de la modification de l'allocation des ressources en faveur du secteur des biens échangeables, sous l'hypothèse de validité de la condition de Marshall-Lerner à long terme. Ainsi, il est possible d'envisager la croissance équilibrée à long terme[224] si l'on suppose la constance des rendements dans le secteur des biens non-échangeables d'une part ($\beta = 1$), et le chômage invisible d'autre part. Ce dernier se traduisant par l'invariabilité du salaire réel dans le secteur des biens échangeables, suite à une modification du taux d'emploi (L_T/L)[225].

[224] À un taux $g \neq n$, où n est le taux de croissance de la force de travail.

[225] Formellement, cette condition se traduit par l'égalité à zéro de la dérivée partielle de la fonction du salaire réel par rapport à L_T/L dans l'équation (61).

À l'indétermination précédente s'ajoute, toujours sur le plan théorique, l'absence de la consommation des chômeurs ($L - L_T - L_N$)[226], mais surtout la difficulté de mise en application de la formalisation sur le plan pratique. En effet, Razmi et al. (2012, p. 158) indiquent qu'ils sont contraints de modifier l'équation d'accumulation du modèle en introduisant une expression du taux de croissance moyen de l'investissement, compte tenu de l'indisponibilité et/ou du manque de fiabilité des données sur les stocks de capital nationaux des pays en développement qu'ils étudient. Pourtant, cette opération parait peu satisfaisante puisqu'elle consiste implicitement à remplacer une variable de stock par une variable de flux.

De la même manière, on peut constater qu'en général la conception et la démarche des évaluations empiriques diffèrent du cadre formel théorique, ce qui peut alors expliquer que les deux types d'analyse ne convergent pas nécessairement vers le même résultat. C'est ce que nous montrons dans la section suivante.

B. La démarche différente des applications empirique

Après avoir mis en lumière la difficulté inhérente à la prise en compte formelle du TCR et des mésalignements dans la détermination de la croissance, nous montrons à présent que l'explication des mécanismes de transmission sur le plan empirique est quasiment différente des orientations théoriques que nous avons présentées dans la section précédente. En effet, le point de départ de l'analyse empirique est de considérer que c'est la politique économique qui explique la transmission des effets des mésalignements à la croissance. Nous présentons alors les fondements intuitifs de cette analyse (1), puis brièvement les mises en évidence empiriques de l'influence des mésalignements (2).

1. Les fondements intuitifs de l'analyse empirique

De façon générale, l'analyse empirique repose sur l'hypothèse que l'influence du TCR et des mésalignements transite par l'action de la politique économique (a), mais la nature endogène du TCR fait peser une indétermination qu'il convient de lever, quant au sens de causalité entre les mésalignements et la croissance (b).

[226] La mobilisation de la force de travail des chômeurs est clairement à l'origine de la croissance endogène dans le modèle, on peut par conséquent s'attendre à ce que leur consommation détermine également la consommation nationale à l'état stationnaire.

a. La politique économique à l'origine de la transmission des mésalignements à la croissance

En tant que prix relatif, le TCR n'est pas à proprement parler un instrument de la politique économique. Il ne joue qu'un rôle de catalyseur dans le processus de la croissance comme l'indiquent par exemple Rodrik (1994) ou Eichengreen (2008) en s'inspirant des expériences de la Chine et de la Corée du Sud. Ces dernières ont notamment permis de mettre en lumière l'influence positive associée au niveau du capital humain, à la discipline de la force de travail, ou encore aux entrées massives de capitaux étrangers. Ainsi, le TCR n'agit pas directement sur la croissance mais seulement à travers l'action d'une politique macroéconomique. En particulier, l'accroissement des dépenses publiques génère la hausse du prix des biens non échangeables de laquelle résulte l'appréciation réelle de la monnaie domestique. De fait, la productivité du travail et le rendement marginal du capital diminuent de manière à réduire finalement la croissance. Ce même mécanisme est présenté différemment par ailleurs, puisque d'après les enseignements du modèle Mundell-Flemming, une politique budgétaire expansionniste génère à terme l'accroissement de la demande agrégée et la hausse conséquente du prix relatif des biens domestiques par rapport aux biens étrangers c'est-à-dire : l'appréciation du TCR. Mais dans les modèles d'équilibre général, cette appréciation est la conséquence du fait que l'expansion budgétaire entraine la hausse des taxes sur les biens domestiques et l'accroissement de la valeur fictive de la richesse nationale (Bouakez et Eyquem, 2015). Dans ces conditions, il semble que les mesures de restriction budgétaire tendent à agir en faveur de la compétitivité externe ou de la promotion des exportations à travers la dépréciation réelle de la monnaie.

En résumé, l'orientation de la politique économique est elle-même responsable de la transmission des effets des mésalignements à la croissance puisque des mesures trop favorables à l'un ou l'autre des secteurs sont susceptibles de perturber l'équilibre, dans des circonstances où les forces du marché permettraient une allocation optimale des ressources. Pourtant, les externalités positives dans le secteur exportateur pourraient également justifier cette transmission en raison notamment des phénomènes de l'apprentissage et de la complémentarité des activités. Mais si le mécanisme semble pertinent d'un point de vue théorique, il est peu évident sur le plan empirique. En effet, on peut montrer que l'accélération de la croissance est significativement corrélée aux phases de réallocation des ressources en faveur de l'industrie manufacturière (Jones et Olken, 2005), mais il reste difficile d'identifier avec précision les externalités impliquées dans ce processus. C'est à tout le moins la conclusion qui découle des travaux de Bernard et Jensen (2004) ou Lawless (2009), puisqu'ils ne parviennent pas à prouver qu'il existe un effet d'entrainement lié aux exportations manufacturières des firmes américaines et irlandaises.

Quoi qu'il en soit, l'hypothèse que l'influence du TCR et des mésalignements transite par l'action de la politique économique pose implicitement la question du sens de causalité, tel que nous l'expliquons dans le paragraphe suivant.

b. Des mésalignements à la croissance : le sens de causalité est-il justifié ?

Nous avons brièvement montré comment la politique économique détermine l'influence du TCR sur la croissance économique. Mais, on peut également imaginer qu'il existe un autre sens de causalité, si l'objectif principal de cette politique économique est par exemple le soutien de la croissance sans préoccupation aucune au sujet du taux de change. Cette hypothèse est d'ailleurs d'autant plus plausible que l'on peut considérer qu'il y a deux types de réactions des autorités dans un contexte de forte croissance. D'un côté, elles peuvent ignorer le phénomène d'appréciation réelle de la monnaie lié à la croissance de la productivité, car dans ce contexte, la mise en œuvre d'une politique de promotion des exportations n'est pas urgente. D'un autre côté, elles peuvent développer une forme de réticence à l'abandon des politiques qui ont prouvé leur efficacité, en soutenant la compétitivité du TCR comme le font les autorités chinoises.

De ce fait, on peut penser qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le TCR et la croissance. Mais excepté une petite poignée de pays développés, la plupart des autres pays orientent la politique économique de façon à contrôler le niveau du taux de change nominal. Or, les variations des taux de change nominaux et réels sont très similaires (Rodrik, 2008). Par conséquent, en ciblant le taux de change nominal les autorités influencent indirectement le niveau du TCR qui lui-même a des répercussions sur la croissance. C'est la raison pour laquelle la grande majorité des travaux empiriques suppose que la causalité est dirigée des mésalignements vers la croissance, et non l'inverse. Nous présentons alors ces travaux de manière succincte dans ce qui suit, pour montrer que la conception empirique de l'influence des mésalignements n'évolue pas dans le sens de la réflexion théorique précédente.

2. Les mises en évidence empiriques de l'influence des mésalignements

Nous montrons que l'analyse empirique a évolué de manière à mieux expliquer l'influence de chaque type de mésalignement, mais les interprétations qui en découlent sont peu en lien avec les différentes formalisations théoriques que nous avons présentées. En effet, la conception initiale était de considérer que le mésalignement exerce une influence négative, mais la distinction entre la surévaluation et la sous-évaluation a donné une perspective différente à l'analyse (a). La traduction concrète de cette idée sur le plan pratique a cependant été permise par l'essor de l'économétrie et l'hypothèse de non linéarité de la relation que nous étudions, même si des

approches atypiques, que nous qualifions « d'indirectes », ont proposé des explications convaincantes (b).

a. De l'influence négative du mésalignement à la distinction entre surévaluation et sous-évaluation

D'une manière générale, il semble que la conception empirique de l'influence des mésalignements ait évoluée en deux temps. Elle a consisté dans un premier temps à montrer que le mésalignement exerce un effet négatif dans tous les cas (i), mais la distinction entre la surévaluation et la sous-évaluation a permis d'affiner cette conclusion dans un second temps (ii).

i. L'influence négative du mésalignement

Les premières mises en évidence du lien entre le TCR et la croissance économique ont été proposées dans les travaux sur la stratégie de croissance tirée par les exportations (Krueger, 1983 ; Williamson, 1990 ; Dollar, 1992 ; Sachs et Warner, 1995). Le point de départ de ces analyses est l'idée que les mésalignements sont, par définition, des déséquilibres macroéconomiques néfastes pour la croissance, c'est aussi ce qu'on a appelé : le « consensus de Washington ». En particulier, une politique monétaire laxiste, qui engendre la surévaluation réelle en changes fixes, peut entrainer la contraction de l'activité domestique et du volume d'importations, limitant de fait l'ouverture aux échanges et finalement la croissance. De la même manière, la dévaluation compétitive d'une monnaie engendre la sous-évaluation, mais elle peut également favoriser l'inflation importée et compromettre, au moins à court terme, la croissance économique. En ce sens, la surévaluation et la sous-évaluation représentent un danger, bien que cette dernière soit moins nuisible. C'est ce que Williamson (1990) indique dans le manifeste du consensus de Washington, lorsqu'il souligne que pour un pays en développement le TCR doit être suffisamment compétitif pour permettre à l'économie de réaliser son taux de croissance potentiel tout en maintenant son compte courant à un niveau soutenable. Ce TCR ne doit pas être plus compétitif, car il engendrerait des pressions inflationnistes inutiles qui limiteraient à terme les investissements et la croissance.

Pour parvenir à ce résultat sur le plan pratique, Cottani et al. (1990) construisent un indicateur du déséquilibre du taux de change en référence à la PPA, pour la période allant de 1960 à 1983. Ils montrent ainsi qu'un mésalignement persistant nuit au développement de l'agriculture dans les pays africains. Dollar (1992), quant à lui, propose un indicateur composite du niveau du TCR et de sa variabilité pour mesurer les effets de l'ouverture extérieure sur la croissance de 95 pays en développement sur la période de 1976 à 1985. Il montre alors que la distorsion du change est négativement reliée à la croissance. En guise de prolongement, Ghura et Grennes (1993) étendent

la liste d'indicateurs des deux auteurs précédents en y rajoutant trois évaluations du mésalignement en référence à la PPA, au taux de change nominal et à la prime de change sur le marché noir[227]. Chacun de ces indicateurs confirme le lien négatif entre mésalignement et croissance pour les 33 pays d'Afrique Subsaharienne de leur échantillon. La prime de change sur le marché noir a également servi d'indicateur à Easterly et al. (1997) pour étudier la réponse de la croissance à différentes réformes de politique économique dans les pays d'Amérique Latine sur la période allant de 1960 à 1993. Leurs résultats montrent qu'il existe bien un lien négatif entre la distorsion du change et la croissance économique. Dans le même sens, Shabsigh et Domaç (1999) ont prouvé cette relation négative en utilisant les trois indicateurs de Ghura et Grennes (1993) sur la période de 1970 à 1996, pour un échantillon de 4 pays dont l'Égypte, la Jordanie, le Maroc et la Tunisie.

Plus généralement, Acemoglu et al. (2003) montrent que les pays les plus affectés par la volatilité macroéconomique et dont la croissance est moins rapide, depuis la fin de la seconde guerre, sont aussi ceux dont les politiques macroéconomiques ont connu des distorsions en termes d'inflation, de déficits budgétaires et de mésalignements du taux de change. Cependant, ils précisent que ces politiques macroéconomiques semblent être les symptômes d'un problème sous-jacent d'institutions, plutôt que la cause première de la volatilité économique.

Pourtant, si les analyses précédentes ont pu faire l'objet d'un consensus au cours des années 1990, elles ont toutefois progressivement fait l'objet d'amendements importants, notamment pour tenir compte séparément des effets de la surévaluation et de la sous-évaluation.

ii. La distinction entre la surévaluation et la sous-évaluation

Un consensus semble s'être dégagé des premiers travaux, quant à l'influence négative du mésalignement sur la croissance. Mais par la suite, de nombreux autres ont proposé de distinguer l'effet de la surévaluation de celui de la sous-évaluation afin d'affiner l'interprétation des résultats qui en découlent.

D'une part, Loayza et al. (2005) ont mis en évidence le lien statistique négatif entre la surévaluation et la croissance en construisant un indicateur qui capte l'effet des politiques monétaire et de change ainsi que les perturbations qu'elles induisent en termes d'allocation des ressources entre le secteur domestique et celui des exportations. En effet, ces perturbations engendrent des déséquilibres dont la résorption est souvent à l'origine d'une crise de la balance

[227] La prime de change sur le marché noir (« *Black Market Premium* ») correspond à la différence entre le taux de change officiel (fixe) et le taux de change sur le marché parallèle (libre et plus faible). Elle est aussi la traduction du désir des autorités de ralentir la baisse du niveau des réserves de change. En effet, une prime élevée est le signe d'un contrôle plus strict ou d'un rationnement des devises qui agît finalement comme une taxe sur les importations.

des paiements suivie d'une forte récession. De la même manière, Johnson et al. (2007) ont montré que la surévaluation de la monnaie est l'un des quatre principaux facteurs[228] qui constituent des contraintes potentielles à une croissance soutenue en Afrique Subsaharienne. Plus précisément, cette surévaluation serait fortement corrélée aux crises quand bien-même les problèmes liés aux institutions sont moins proéminents. Pour le prouver, ils se servent des données historiques dans le but de comparer « l'Afrique d'aujourd'hui » avec douze pays de référence qui présentaient des caractéristiques similaires en 1960, mais qui ont connu des épisodes de croissance soutenue[229] après cette date. De plus, ils estiment les phases de surévaluation de manière individuelle à partir de l'équation : $\log p_i = \alpha + \beta \log y_i + \varepsilon_i$, où p_i est le niveau de prix relatif du pays « i » par rapport aux États-Unis ; y_i est le PIB par tête en PPA[230] et ε_i est un terme d'erreur. Par suite, l'indicateur individuel de surévaluation ($Over_i$) est donné par la relation : $Over_i = \log p_i - \left(\hat{\alpha} + \hat{\beta} \log y_i\right)$[231].

Pour conforter ce résultat au sujet de la surévaluation, Gala (2008), par exemple, introduit un indicateur similaire à celui de Johnson et al. (2007) dans différentes spécifications économétriques et pour un échantillon de 58 pays en développement sur la période de 1960 à 1999. Plus récemment, Berg et al. (2012) ont prouvé la corrélation positive entre l'absence de surévaluation et la croissance en identifiant les ruptures structurelles dans les évolutions de la croissance de 140 pays. Toutefois, cette croissance serait aussi liée à d'autres facteurs tels que l'exportation de biens manufacturés, la répartition égalitaire des revenus ou encore la démocratie.

D'autre part, l'effet bénéfique de la sous-évaluation a été confirmé dans plusieurs travaux tels que ceux de Hausmann et al. (2005). En effet, ces derniers identifient 80 épisodes d'accélération de la croissance[232] à partir de 1950 et montrent que la sous-évaluation réelle, de même que l'investissement et le commerce extérieur, compte parmi les facteurs qui favorisent la croissance. Dans le même ordre d'idées, Rodrik (2008) montre que la relation positive entre la sous-

[228] Les trois autres facteurs explicatifs des crises ou de la décélération de la croissance en Afrique sont : la faiblesse des institutions politiques et économiques qui se traduit par les fortes inégalités dans la répartition ; la forte exposition aux guerres civiles, aux conflits tribaux ou ethniques ; les politiques macroéconomiques inopportunes et par ailleurs, la formation inadéquate conjuguée à la faiblesse du système de santé qui traduisent aussi l'insuffisance en capital humain.

[229] Les épisodes de croissance soutenue correspondent aux phases d'augmentation d'au moins 3.5% du PIB par tête sur sept ans, avec un niveau de revenu plus important après le point d'accélération, pour s'assurer que cette phase ne correspond pas en réalité à un rebond de l'activité après une longue période de mauvaises performances.

[230] Cette équation capte indirectement un effet à la Balassa-Samuelson. On rappelle que l'effet Balassa-Samuelson traduit le phénomène d'appréciation de la monnaie d'un pays à mesure que celui-ci s'enrichit.

[231] Il faut toutefois préciser que, cette mesure de la surévaluation pose un problème de circularité de par sa construction, lequel biaise les estimations comme le souligne bien Michael Woodford dans la critique de l'article de Rodrik (2008), pp. 420-423.

[232] Ils considèrent que les phases d'accélération de la croissance correspondent à celles au cours desquelles on observe une variation du taux de croissance supérieure ou égale à 2% en parité des pouvoirs d'achat.

évaluation et la croissance est forte pour les pays pauvres, mais beaucoup moins évidente pour les pays riches d'un échantillon qui en compte 184 et dont les données couvrent la période allant de 1950 à 2004. Il adopte à cet effet une démarche originale[233] qui consiste à construire en trois étapes un indicateur de sous-évaluation ajusté de l'effet Balassa et comparable dans le temps et l'espace. La première étape consiste à définir le TCR par la formule[234] (73) :

$$\ln TCR_{it} = \ln\left(\frac{XRAT_{it}}{PPP_{it}}\right) \tag{73}$$

où $XRAT_{it}$ est le taux de change coté à l'incertain et PPP_{it} est le taux de parité des pouvoirs d'achat. Dans ces conditions, une valeur du TCR supérieure à 1 traduit une dépréciation par rapport au niveau indiqué par la PPA. La deuxième étape consiste à estimer l'effet Balassa[235] en posant notamment :

$$\ln TCR_{it} = \alpha + \beta \ln RGDPCH_{it} + f_t + \varepsilon_{it} \tag{74}$$

où $RGDPCH_{it}$ est le PIB réel par tête et f_t est l'effet fixe. La troisième et dernière étape consiste à construire l'indicateur de sous-évaluation comme la différence entre la valeur observée du TCR et sa valeur ajustée de l'effet Balassa, comme le montre l'équation (75) :

$$\ln Underval_{it} = \ln TCR_{it} - \ln TCR_{it} \tag{75}$$

où TCR_{it} est la valeur prédite du TCR à partir de l'équation (74).

Depuis sa publication, la démarche de Rodrik (2008) a fortement influencé la littérature empirique. En effet, les résultats des régressions de ce dernier ont notamment permis à Berg et Miao (2010) de montrer l'analogie qu'il y a entre le point de vue de Rodrik et le consensus de Washington[236]. Ils montrent en d'autres termes qu'il est empiriquement difficile d'identifier la mesure du mésalignement la plus appropriée dans l'estimation de la croissance. Mais ils confirment tout de même l'effet bénéfique de la sous-évaluation, car la surchauffe et l'inflation excessive qu'elle génère ne sont pas nécessairement néfastes à court terme. De manière similaire, Rapetti et al. (2011) ont montré que les résultats de Rodrik (2008) sont sensibles au choix du

[233] Bien qu'elle semble similaire à celle de Johnson et al. (2007), cette démarche est originale et se différencie en ceci qu'elle repose sur une approche de comparaison internationale des prix et non pas sur la notion d'équilibre interne et externe souvent associée à la détermination des phases de sous-évaluation.

[234] La notation adoptée est identique à celle de Rodrik (2008).

[235] Pour une critique de cette approche, le lecteur intéressé pourra consulter les commentaires de Peter Blair Henry et Michael Woodford, en fin d'article (pp. 413-439).

[236] Pour mémoire, le consensus de Washington privilégie l'approche en termes d'équilibre interne et externe. Il stipule notamment que la surévaluation et la sous-évaluation sont néfastes pour la croissance. Ceci implique que le signe affecté au coefficient du mésalignement devrait varier en fonction des phases de surévaluation ou de sous-évaluation. Or, d'après Rodrik (2008) seule la surévaluation est néfaste, donc le signe affecté au coefficient du mésalignement devrait demeurer inchangé.

critère retenu pour classer les pays de l'échantillon[237] en pays développés et sous-développés[238]. Cependant, le recours à des seuils de PIB réel par tête différents[239] ainsi qu'à différentes spécifications pour tester les asymétries entre groupes, ne leur permet pas d'invalider la conclusion finale de l'article. Plus récemment, Glüzmann et al. (2012) se sont servis de l'indicateur de Rodrik pour estimer l'impact de la sous-évaluation sur la croissance, mais également sur ses différentes composantes que sont notamment : la consommation, l'investissement, l'épargne, les exportations, les importations et l'emploi. Ils mettent en évidence l'effet positif sur la croissance, l'investissement, l'épargne et l'emploi. Mais la relation avec les exportations et les importations ne se révèle pas significative.

En somme, la différenciation des interprétations en fonction du signe du mésalignement confère une dimension supplémentaire à l'analyse, puisqu'elle permet de montrer que ce dernier n'est pas nécessairement néfaste, en particulier la sous-évaluation. Mais la traduction de cette idée sur le plan pratique a surtout été rendue possible par l'essor de l'économétrie, même si des approches que nous qualifions « d'indirectes » ont introduit des hypothèses convaincantes comme nous le montrons dans le paragraphe suivant.

b. L'hypothèse de la non-linéarité et les approches « indirectes »

Nous montrons tout d'abord comment l'hypothèse de la non linéarité a permis d'affiner l'analyse de la relation que nous étudions (i), et nous montrons ensuite comment certains travaux ont envisagé l'explication de cette relation à travers des approches que nous qualifions d'indirectes (ii).

i. L'hypothèse de la non-linéarité

Avec les développements de l'économétrie, un champ d'analyse s'est récemment développé autour de la question de la non-linéarité de l'effet des mésalignements depuis les travaux pionniers de Razin et Collins (1997). Ces derniers ont notamment prouvé l'existence d'une asymétrie dans la relation entre les mésalignements et la croissance, c'est-à-dire que l'effet négatif de la surévaluation est plus fort que l'effet positif de la sous-évaluation pour l'échantillon de 93 économies développées et en développement dont les données couvrent la période de 1975 à 1993. De même, Mejia-Reyes et al. (2010) ont confirmé la non-linéarité de l'effet du mésalignement en focalisant sur le cas des économies latino-américaines. Précisément, ils

[237] Leur échantillon, sensiblement similaire à celui de Rodrik (2008), comporte 181 pays dont les données couvrent la période de 1950 à 2004.
[238] Rodrik (2008) considère que les pays développés sont ceux dont le PIB réel par tête est supérieur à 6000 dollars.
[239] Ils considèrent notamment les pays dont le PIB réel par tête est : supérieur à 16000 dollars ; compris entre 9000 et 15000 dollars et inférieur à 6000 dollars.

emploient des techniques non-linéaires en séries temporelles pour montrer que les mésalignements du TCR sont à l'origine des changements de régime dans l'évolution de la croissance. Cette conclusion est similaire à celle d'Aguirre et Calderón (2005), puisque ceux-ci montrent que la croissance décline à mesure que la surévaluation s'accentue et qu'une sous-évaluation modérée est quant à elle bénéfique pour les 60 économies développées et en développement dont l'évolution est observée sur la période de 1965 à 2003.

Pour mieux prendre en considération le signe et la taille du mésalignement, des auteures comme Béreau et al. (2012) ou encore Couharde et Sallenave (2013) ont appliqué les méthodes récentes de transition lisse en panels, sur des groupes d'économies développées et émergentes. Elles démontrent ainsi l'importance de l'indicateur de mésalignement dans la transition d'un régime de croissance à l'autre. Mais, si les premières soutiennent que la sous-évaluation promeut la croissance via les exportations, les secondes quant à elles nuancent ce propos en avançant que les économies en développement ne devraient pas fonder leurs stratégies de croissance uniquement sur cette conclusion, car la sous-évaluation n'aurait que des effets cycliques dont l'efficacité est hypothétique[240].

Toutefois, des explications alternatives ont été proposées par ailleurs, puisqu'un pan non négligeable de la littérature a été consacré à l'analyse indirecte du lien entre mésalignements et croissance comme nous le montrons dans le paragraphe suivant.

ii. Les approches indirectes

Ces approches sont fondées sur l'idée sous-jacente que le mésalignement est un canal par lequel des facteurs tels que les flux de capitaux, l'aide au développement ou encore l'accumulation des réserves de change, influencent la croissance. En effet, Polterovich et Popov (2002) montrent par exemple que l'accumulation des réserves de change stimule l'investissement, la productivité et la croissance par le biais de la sous-évaluation, dans un groupe de pays en développement dont les données portent sur la période de 1960 à 1999. Cette conclusion est confirmée par Levy-Yeyati et Sturzenegger (2009), puisque ceux-ci prouvent la corrélation positive entre les réserves de change, le niveau du TCR et la croissance, à partir de deux indicateurs d'intervention sur le marché des changes construits pour les pays en développement.

[240] En effet, un pays dont la monnaie est sous-évaluée peut faire face à des difficultés de financement sur les marchés financiers à court terme, ou sur les marchés domestiques à plus long terme. C'est ce phénomène Eichengreen et Hausmann (1999) ont nommé : le « *péché originel* » et qui traduit en termes simples la difficulté d'un pays à emprunter dans sa propre monnaie. De plus, la sous-évaluation peut ne pas produire l'effet escompté en raison du « *currency mismatch* » qui correspond au différentiel entre le coût en devises du financement d'un investissement et son rendement réel libellé en monnaie nationale. L'évolution de ce différentiel est directement liée à celle du taux de change et peut par exemple expliquer que l'on observe parfois une corrélation négative entre la sous-évaluation et la croissance comme dans le cas du Mexique à partir de 1980 (Rodrik, 2008).

Dans le même ordre d'idées, Prasad et al. (2007) montrent que la limitation des entrées de capitaux favorise la croissance, car les économies en développement les plus prospères ont des capacités réduites d'absorption de ces capitaux, soit en raison du sous-développement de leurs marchés financiers, soit parce que leurs économies sont plus vulnérables à la surévaluation qui en résulte. Rajan et Subramanian (2011) corroborent ce résultat, en montrant que l'aide au développement exerce un effet négatif sur le taux de croissance relatif de l'industrie via le TCR[241]de 47 pays à revenus faibles. En effet, cette aide engendre l'appréciation réelle qui affaiblit la compétitivité et la croissance des industries les plus exportatrices.

* * *

[241] Toutefois, les auteurs soulignent qu'un pays peut recevoir à profit de l'aide au développement dans le cas où ses performances en termes de croissance sont très faibles, auquel cas l'on peut considérer que cette aide est endogène à la croissance sans être véritablement reliée au taux de croissance relatif de l'industrie.

Conclusion

Ce chapitre était consacré à l'étude de la relation entre les mésalignements et la croissance, telle qu'elle a été envisagée sur les plans théorique et empirique dans la littérature. L'objectif était de décrire les différents mécanismes sous-jacents afin de mieux expliquer les résultats empiriques qui seront obtenus dans le chapitre suivant. Pour ce faire, nous avons distingué : d'une part, les analyses fondées sur les sources traditionnelles de la croissance, qualifiées ici « d'orthodoxes » ; et d'autre part, celles qui proposent des approches originales, qualifiées « d'hétérodoxes », car elles sont construites à partir de sources peu usuelles de la croissance.

Les premières montrent notamment la transmission des mésalignements par le canal de l'accumulation en capital (physique et humain), grâce à la définition d'un prix relatif du capital humain ou la spécification d'une fonction d'investissement. Dans la continuité, nous avons proposé un cadre d'analyse fondé sur le rôle bénéfique des IDE, afin d'intégrer au mieux l'effet d'un niveau du TCR correspondant à une surévaluation ou une sous-évaluation. Les secondes approches, quant à elles, expliquent les répercussions des mésalignements sur la croissance par l'allocation intersectorielle des ressources ou la mobilisation des capacités oisives de production. En particulier, la sous-évaluation serait bénéfique lorsqu'il existe une distorsion entre les secteurs exposé et abrité, ou lorsque le chômage traduit une sous-utilisation de la force de travail dont la mobilisation favoriserait la croissance.

Au terme de ce chapitre, il apparaît que les explications fondées sur les analyses orthodoxes de la croissance sont complémentaires les unes des autres, puisque chacune n'explicite que partiellement l'influence du TCR et sa variabilité de long terme. D'autant qu'elles ne distinguent pas véritablement les phases de sous-évaluation et de surévaluation. La nécessité de proposer un cadre d'analyse complet semble alors constituer l'une des principales motivations des auteurs qui ont construit de nouveaux modèles fondés sur les analyses hétérodoxes de la croissance. Mais dans l'ensemble, on remarque que le développement formel est souvent suivi d'un essai de vérification empirique qui ne se situe pas nécessairement dans le prolongement de la réflexion théorique. Plus généralement, il semble que la conception et la démarche des évaluations empiriques diffèrent sensiblement de celles de l'analyse théorique. Ceci pourrait expliquer que les deux types d'analyse ne convergent pas obligatoirement en termes de résultats, d'où l'interrogation ultime que nous abordons dans le chapitre 4, sous l'angle empirique, au sujet de l'influence réelle des mésalignements sur la croissance.

Annexes du chapitre

Annexe 1 - L'approximation Log-linéaire

Pour effectuer l'approximation log-linéaire du système d'équations (11), nous commençons par réécrire ledit système en termes de logarithmes. On obtient alors le nouveau système suivant :

$$\begin{cases} d\left[\log(z)\right]/dt = Ae^{-(1-\alpha)\log(z)} - e^{\log(x)} \\ d\left[\log(x)\right]/dt = -\left[1-\frac{\alpha}{\theta}\right]Ae^{-(1-\alpha)\log(z)} + e^{\log(x)} + \Psi \end{cases} \quad (A.1)$$

Effectuons un développement limité de Taylor du premier ordre au voisinage de l'état régulier, c'est-à-dire quand $d\left[\log(z)\right]/dt = d\left[\log(x)\right]/dt = 0$. En négligeant le reste du développement, on peut écrire :

$$\begin{bmatrix} d\left[\log(z)\right]/dt \\ d\left[\log(x)\right]/dt \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -(1-\alpha)Ae^{-(1-\alpha)\log(z^*)} & -e^{\log(x^*)} \\ \left[1-\frac{\alpha}{\theta}\right](1-\alpha)Ae^{-(1-\alpha)\log(z^*)} & e^{\log(x^*)} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \log\left(\frac{z}{z^*}\right) \\ \log\left(\frac{x}{x^*}\right) \end{bmatrix} \quad (A.2)$$

Pour simplifier la notation, la matrice caractéristique peut être réécrite ainsi qu'il suit :

$$\begin{bmatrix} -\frac{(1-\alpha)}{\alpha}.r^* & -x^* \\ \left[1-\frac{\alpha}{\theta}\right]\frac{(1-\alpha)}{\alpha}.r^* & x^* \end{bmatrix} \quad (A.3)$$

On peut vérifier que le déterminant de cette matrice est bien négatif, ce qui implique que les deux valeurs propres du système sont de signes opposés. Par conséquent, ce dernier est stable de type sentier-selle. Pour trouver les valeurs propres[242] de ce système, on pose :

$$\det\begin{bmatrix} -\left(\frac{(1-\alpha)}{\alpha}.r^* + \beta\right) & -x^* \\ \left[1-\frac{\alpha}{\theta}\right]\frac{(1-\alpha)}{\alpha}.r^* & \left(x^* - \beta\right) \end{bmatrix} = 0 \quad (A.4)$$

On obtient ainsi une l'équation quadratique en β donnée par l'expression suivante :

[242] On rappelle qu'en général les valeurs propres λ d'une matrice A respectent la condition : $\det(A-\lambda I)=0$. Où I est la matrice identité.

$$\beta^2 + \beta\left(\frac{r^*}{z^*} - x^*\right) - r^* x^* \frac{(1-\alpha)}{\theta} = 0 \qquad \text{(A.5)}$$

D'où on déduit :

$$2\beta = -\left(\frac{r^*}{z^*} - x^*\right) \pm \left[\left(\frac{r^*}{z^*} - x^*\right)^2 + 4.r^* x^* \frac{(1-\alpha)}{\theta}\right]^{\frac{1}{2}} \qquad \text{(A.6)}$$

Ainsi, la solution générale pour $\log(z)$ est :

$$\log(z) = \log(z^*) + \varphi_1 e^{\beta_1 t} + \varphi_2 e^{-\beta_2 t} \qquad \text{(A.7)}$$

où β_1, la racine positive de (A.6) est positive ; et β_2, la racine négative de (A.6) est négative. Puisque z converge vers z^* pendant la transition, il faut nécessairement imposer $\varphi_1 = 0$. Dans ces conditions, à la période initiale ($t = 0$) on a : $\varphi_2 = \log(z_0) - \log(z^*)$. On précise aussi que cette dernière condition implique à son tour que l'expression de β donnée par l'équation 13 est équivalente à $-\beta_2$. Au final, le sentier d'évolution dans le temps de $\log(z)$ est donné par l'équation (A.8) :

$$\log[z_t] = (1 - e^{-\beta t})\log[z^*] + e^{-\beta t}.\log[z_0] = e^{-\beta t}\left(\log\left[\frac{z_0}{z^*}\right]\right) + \log[z^*] \qquad \text{(A.8)}$$

ce qui correspond à l'équation (12) du texte principal.

Annexe 2 – L'effet prix et l'effet revenu d'une dévaluation : démonstration

Soit les montants d'exportation ($E = pX_e$) et d'importation ($M = R.p.X_m$), avec les élasticités du commerce suivantes :

$$\eta_e = \frac{dX_e}{dR}.\frac{R}{X_e} \qquad \text{(2.1)}$$

$$-\eta_m = \frac{\partial X_m}{\partial R}.\frac{R}{X_m} \qquad \text{(2.2)}$$

$$\eta_z = \frac{\partial X_m}{\partial z}.\frac{z}{X_m} \qquad \text{(2.3)}$$

ces équations impliquent que :

$$dX_e = \eta_e.X_e\frac{dR}{R} \qquad \text{(2.4)}$$

$$\frac{\partial X_m}{\partial R} = -\eta_m . \frac{X_m}{R} \tag{2.5}$$

$$\frac{\partial X_m}{\partial z} = \eta_z . \frac{X_m}{z} \tag{2.6}$$

De ce fait, on peut écrire la différentielle totale suivante :

$$d\left(E - M\right) = dE - dM = X_e dp - p.X_m dR - R.X_m dp + p.\eta_e \frac{dR}{R} - R.p\left[\frac{\partial X_m}{\partial R} dR + \frac{\partial X_m}{\partial z} dz\right] \tag{2.7}$$

Après développement et arrangement, on obtient la nouvelle équation :

$$d\left(E - M\right) = \left(E - M\right)\frac{dP}{P} + \left(\eta_e .E + \eta_m .M - M\right)\frac{dR}{R} - \eta_z .M\,\frac{dz}{z} \tag{2.8}$$

Si l'on suppose l'équilibre initial de la balance commerciale ($E_0 = M_0$), l'équation 2.8 devient :

$$d\left(E - M\right) = \left(\eta_e + \eta_m - 1\right) E_0 \frac{dR}{R} - \eta_z .E_0 \frac{dz}{z} \tag{2.9}$$

Soit g la proportion initiale des exportations dans le revenu. On a : $E_0 = g.Y = g.z.Y^* = g.z$ puisque $Y^* = 1$. Par suite, l'équation 2.9 devient finalement :

$$d\left(E - M\right) = g.z\left(\eta_e + \eta_m - 1\right)\frac{dR}{R} - \eta_z .g.dz \tag{2.10}$$

CHAPITRE 4

UNE APPLICATION AU CAS DE L'AFRIQUE SUBSAHARIENNE[243]

[243] Une partie des éléments de ce chapitre est extraite de Owoundi (2015).

Introduction

Cet ultime chapitre porte sur l'évaluation des effets des mésalignements sur la croissance économique, dans la continuité du chapitre précédent au cours duquel nous avons, entre autres, mis en lumière l'indétermination empirique au sujet de l'influence de la sous-évaluation en particulier. En effet, si des auteurs comme Hausmann et al. (2005) ou Béreau et al. (2012) prouvent son effet bénéfique à travers l'amélioration de la compétitivité notamment, d'autres soutiennent qu'elle ne peut à elle seule lever les freins à la croissance que constituent par exemple l'étroitesse des marchés domestiques ou la faible diversification de la production (Guillaumont-Jeanneney, 1988 ; Couharde et Sallenave, 2013). Pourtant, il faut souligner que le doute ne porte pas uniquement sur l'effet de la sous-évaluation puisque celui de la surévaluation semble également indéterminé. De prime abord, des auteurs comme Aguirre et Calderón (2005) ou Gala et Lucinda (2006) ont montré qu'elle réduit la croissance, alors que des travaux plus récents sont parvenus à la conclusion que la surévaluation n'est pas nécessairement néfaste car elle réduit la charge de la dette externe libellée en devises (Forslund et al., 2011 ; Grekou, 2015).

De ce fait, l'interrogation au sujet de l'influence « réelle » des mésalignements sur la croissance nous apparaît importante. Ce d'autant que, d'une manière générale, l'expérience récente des pays asiatiques a renouvelé l'engouement des économistes pour l'analyse des déséquilibres des taux de change et leurs répercussions. Or, ces répercussions sont au centre des préoccupations dans les pays en développement, notamment ceux de la Zone Franc, puisqu'ils sont actuellement engagés dans un débat sur la sortie de l'union monétaire en raison de l'appréciation mécanique du franc CFA générée par l'appréciation de l'euro vis-à-vis du dollar[244] (Coleman, 2008). Pour apporter un éclairage complémentaire, nous proposons d'abord une estimation économétrique de la croissance, au moyen de différentes techniques qui prennent en compte les aspects pratiques que sont notamment l'incertitude sur les « vrais » déterminants de la croissance et l'appartenance à un régime de change fixe. Pour conforter les résultats de cette évaluation, nous procédons ensuite à une analyse comparative et de robustesse, dont le but est de prendre en compte la dépendance interindividuelle des erreurs, la mesure du taux de change d'équilibre et des mésalignements, ou encore l'hypothèse d'une non-linéarité dans la relation entre les mésalignements et la croissance. Dans cette perspective, le chapitre est constitué des deux sections suivantes :

- **Section I - Spécification et estimation de l'équation de croissance ;**
- **Section II - Influence des mésalignements sur la croissance : une analyse de robustesse**.

[244] Si l'on s'en tient à Zafar (2005) et Couharde et al. (2013), l'arrimage du franc CFA à l'euro aurait entrainé une appréciation de 18.7% entre 2000 et 2010, contre seulement 6.6% entre 1994 et 1999.

Section I - Spécification et estimation de l'équation de croissance

Notre démarche est constituée de deux principales étapes : la première est dédiée à la spécification de l'équation à estimer (A) et la seconde porte sur l'estimation proprement dite de cette équation (B).

A. La spécification de l'équation à estimer

Nous écrivons l'équation qui permet de relier le taux de croissance du PIB par tête aux mésalignements du TCR et à un ensemble de variables de contrôle (1), parmi lesquelles nous effectuons une sélection robuste au moyen des techniques d'inférence bayésienne (2).

1. L'équation de croissance et les variables de contrôle

Dans un souci de clarté, nous présentons d'abord l'équation à estimer ainsi que les hypothèses sur la variable d'intérêt (a), et nous identifions par la suite les variables de contrôle potentielles pour l'évaluation de la croissance (b).

a. Écriture de l'équation et formulation des hypothèses sur la variable d'intérêt

Nous nous inspirons des travaux de Barro (1991), Loayza et al. (2005) ou Dufrenot et al. (2010), et proposons une analyse de la croissance qui repose sur l'estimation de l'équation suivante :

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \alpha \mathbf{Mis}_{it} + \delta \mathbf{X}_{it} + \boldsymbol{\mu}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \qquad i = 1, 2, ..., 16 \text{ et } t = 1, 2, ..., 32 \qquad (1)$$

où $\mathbf{y}_{it}$ représente le logarithme du PIB par tête en parité des pouvoirs d'achat (PPA) ; $\Delta \mathbf{y}_{it}$ est le taux de croissance du PIB par tête ; $\mathbf{X}_{it}$ est une matrice constituée de variables de contrôle (incluant le PIB initial) ; μ_i est l'effet fixe individuel et ε_{it} est un bruit blanc gaussien.

$\mathbf{Mis}_{it}$, notre variable d'intérêt, représente les mésalignements du TCR dont l'influence sur la variable dépendante a été étudiée dans le chapitre précédent. En tenant compte des différentes explications qui ont pu être apportées par ailleurs dans la littérature, nous faisons l'hypothèse que les mésalignements exercent un effet asymétrique sur la variable dépendante. Les distorsions de prix relatifs engendrées par la surévaluation peuvent en effet avoir des répercussions potentiellement néfastes, sous forme d'une baisse de la productivité du capital et du travail[245] ou d'un faible retour sur investissement pour les industries exportatrices, avec pour conséquence un retour des mesures protectionnistes Mengistae et Pattillo (2004). À l'inverse, la sous-évaluation peut favoriser l'amélioration de la profitabilité des investissements dans le secteur des biens échangeables, à travers la création d'incitations à la production dans ce secteur. Mais elle peut

[245] Puisqu'une partie du capital investi est détournée du processus de production.

également générer des pressions inflationnistes qui rendent les importations plus onéreuses et affaiblissent la croissance à travers la baisse des investissements.

À la suite de ce bref rappel sur le rôle de notre variable d'intérêt, nous poursuivons l'analyse en identifiant les variables de contrôle potentielles contenues dans la matrice $\mathbf{X}_{it}$.

b. Les variables de contrôle potentielles

Le choix est quasiment illimité en ce qui concerne la composition de la matrice des variables de contrôle. En effet, Dufrenot et al. (2010) retiennent 22 variables potentielles quand Sala-i-Martin et al. (2004) en retiennent 67. Cependant, notre matrice $\mathbf{X}_{it}$ n'est constituée que de 10 variables parmi lesquelles nous distinguons la variable d'état d'une part (i), et les variables d'environnement d'autre part (ii).

i. La variable d'état

La variable d'état est un indicateur du stock de capital physique que nous construisons en formulant l'hypothèse qu'un niveau plus élevé du PIB réel par tête initial reflète un niveau plus élevé de stock de capital physique par personne (toutes choses égales par ailleurs), de manière à introduire le PIB réel par tête initial[246] sous la forme $\log y_{i,t-1}$ $(t-1 \neq 0)$ tout comme Barro et Sala-I-Martin (1995) ou Dufrénot et al. (2010). Nous prenons ainsi en compte les effets dynamiques dans la spécification du modèle ainsi que le problème d'endogénéité, typique des estimations de la croissance[247] (Chernozhukov et Hansen, 2006).

Dans ces conditions, le coefficient associé à la variable $\log y_{i,t-1}$ représente le taux de convergence conditionnelle c'est-à-dire la réaction du taux de croissance à une variation proportionnelle de $\log y_{i,t-1}$, lorsque sont maintenues constantes les autres variables qui différencient les pays. En effet, l'hypothèse de convergence conditionnelle stipule que la variation de la croissance est inversement proportionnelle au niveau de départ du PIB réel par tête par rapport à son niveau d'état régulier[248], de sorte que dans le long terme les pays ayant les mêmes caractéristiques convergent vers les mêmes niveaux de développement. La convergence est dite

[246] L'indisponibilité des données empêche l'estimation fiable d'un indicateur du stock de capital. En effet, les calculs reposeraient sur des hypothèses arbitraires en ce qui concerne notamment le rythme de dépréciation du stock de capital.

[247] Pour mémoire, le problème d'endogénéité survient lorsqu'au moins une des variables explicatives est corrélée avec le terme d'erreur de la régression, notamment lorsque la variable dépendante cause une des variables explicatives, ou lorsqu'une variable importante est omise dans le modèle, ou encore lorsque plusieurs variables explicatives sont sujettes à des erreurs de mesure.

[248] Ce postulat dérive directement de l'hypothèse de décroissance des rendements du capital dans le modèle néoclassique, laquelle indique que les pays les moins dotés en capital sont aussi ceux qui tendent à avoir des rendements plus élevés.

« conditionnelle » car dans le modèle néoclassique de référence (Solow, 1956), les niveaux d'état régulier de la production et du capital par tête dépendent du taux d'épargne, du taux de croissance de la population ou encore du progrès technique[249].

ii. Les variables d'environnement

Les variables dites d'environnement désignent précisément la part de l'investissement dans le PIB (*Invest*), les dépenses de consommation finale du gouvernement (*Govexp*), le taux d'ouverture de l'économie (*Open*), les flux entrants d'investissement direct étranger (*IDE*), les termes de l'échange (*TOT*), le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation (*Inflation*), le taux de croissance de la population (*Popgro*) et les indicateurs de capital humain que sont le taux brut d'inscription dans le secondaire (*Enrolment*) et l'espérance de vie (*Lifexp*)[250].

En termes d'effets attendus, la théorie néoclassique souligne en général le rôle positif de l'investissement à travers l'accumulation du capital. Mais il semble que cet effet positif sur la croissance s'amenuise à mesure que le pays s'enrichit, de sorte qu'il puisse devenir négatif. C'est en tout cas l'avis de Cheung et al. (2012) qui mettent en évidence l'effet hétérogène de l'investissement en étudiant empiriquement le cas de 188 pays développés et en développement. Cet effet s'affaiblit avec le temps notamment pour les pays les plus riches, ce qui permet de conclure que les politiques publiques de promotion de l'investissement ou d'accroissement des flux de capitaux peuvent être associées à des rendements nuls voire négatifs. Ces résultats sont d'ailleurs similaires à ceux de Barro (1991), Barro et Lee (1993), qui confirment la relation positive, ou à ceux d'Attanasio et al. (2000) qui montrent que l'investissement retardé cause la croissance au sens de Granger avec un coefficient négatif. L'étude de Aghion et al. (2006) corrobore aussi celle de Cheung et al. (2012) puisqu'elle montre que la croissance des pays les plus pauvres est associée à des taux d'épargne élevés, pendant que la même relation est significativement moins concluante, voire non significative pour les pays riches.

De la même manière, il semble que la corrélation entre les dépenses de consommation du gouvernement et la croissance peut être aussi bien positive que négative (voir **Tableau 24**). En effet, ces dernières réduisent l'investissement privé par le biais de l'effet d'éviction[251], mais elles

[249] Cependant, comme nous le montrons tout au long de cette brève revue de littérature, les travaux empiriques plus récents ont prolongé l'analyse en incluant par exemple les indicateurs de la politique gouvernementale, la diffusion technologique ou encore le capital humain.

[250] Nous avons également introduit une variable indicatrice pour les pays exportateurs de pétrole. Celle-ci s'étant révélée non significative dans l'ensemble des estimations, nous l'avons retirée de la spécification finale de l'équation de croissance.

[251] Pour mémoire, on parle d'effet d'éviction lorsque l'activité du secteur public supplante celle du secteur privé ou en d'autres termes lorsque la diminution des dépenses en investissement est déclenchée par la hausse des dépenses publiques.

peuvent également favoriser l'accumulation du capital[252] à travers la modification du comportement de consommation des agents selon le principe de l'équivalence Ricardienne[253]. Toutefois, nous nous attendons à observer une corrélation négative entre les deux variables considérées puisque l'accroissement des dépenses publiques réduit les incitations à la production et se traduit donc par la baisse du taux de croissance toutes choses égales par ailleurs.

TABLEAU 24 - Corrélation empirique entre les dépenses publiques et la croissance

Corrélation positive	Corrélation négative	Corrélation faible ou non significative
Aschauer (1989); Easterly et Rebelo (1993); Gramlich (1994); Morrison et Schwartz (1996).	Landau (1986); Grier et Tullock (1989); Evans et Karras (1994).	Levine et Renelt (1992) ; Holtz-Eakin (1994) ; Slemrod (1995) ; Agell et al. (1997).

Source : extrait de Minea (2008; p. 105).

Tout comme pour les dépenses publiques, une importante littérature s'est développée autour de la relation entre l'ouverture commerciale et la croissance. En dépit de l'incertitude sur le sens causalité, nous nous attendons à observer une corrélation positive en raison des rendements plus élevés dus à la spécialisation, ou plus généralement, en raison des bénéfices issus de la concurrence internationale (Dollar et Kraay, 2002 ; Frankel et Romer, 1999). Autrement dit, la différence en dotations factorielles ou en technologie de production génère des avantages comparatifs qui procurent eux-mêmes des gains à l'échange conformément à la théorie néoclassique du commerce international. Les tenants de la théorie de la croissance endogène avancent d'ailleurs que l'ouverture commerciale agit positivement[254] sur le revenu par tête par le biais de la diffusion technologique et des économies d'échelle (Grossman et Helpman, 1991 ; Rivera-Batiz et Romer, 1991 ; Romer, 1992 ; Barro et Sala-I-Martin, 1997). Toutefois, un corpus de nature théorique s'est également développé autour des propositions de North (1990), afin d'introduire l'idée que l'effet de l'ouverture commerciale est conditionnel au cadre institutionnel, au climat des affaires, aux infrastructures ou aux normes sociales (Krugman, 1990 ; Dollar et Kraay, 2003). À titre illustratif, Devarajan et Rodrik (1989) proposent un modèle d'équilibre

[252] D'une manière générale, une variable qui mesure l'influence de la politique économique est susceptible d'exercer un effet direct à travers l'accumulation du capital au sens large, mais aussi un effet indirect via l'efficacité des facteurs de production.

[253] Dans son ouvrage de 1821 intitulé « *Principes d'économie politique et de fiscalité* », David Ricardo montre que l'effet multiplicateur de la relance budgétaire par l'emprunt est exactement équivalent à celui du financement des dépenses par l'impôt supplémentaire. Le choix entre les deux modes de financement est sans effet sur les préférences des ménages car si leur comportement est rationnel, ils anticipent une hausse future des impôts quand l'État décide d'une réduction de la charge fiscale à la période présente. De ce fait, ils épargnent le supplément de revenu équivalent à la réduction d'impôts afin de s'acquitter du montant plus élevé dans le futur. Ce comportement annule ainsi l'effet de la politique initiale.

[254] Mais on pourrait également avancer que l'ouverture agit à travers la dépréciation du TCR, qui elle-même accroit la profitabilité des biens échangeables.

général pour montrer que la libéralisation commerciale peut accroître ou réduire le bien-être dans un contexte de concurrence imparfaite[255].

En outre, on peut considérer que les flux d'IDE reflètent l'incertitude économique (ou politique), qui elle-même a des effets néfastes sur la croissance (Lensink et Morrissey, 2006). En effet, certains travaux comme ceux de Guillaumont et Chauvet (2001) montrent que l'incertitude détermine à la fois la productivité de l'investissement et la croissance dans les pays en développement. L'incertitude faisant référence à la vulnérabilité aux chocs externes ou aux catastrophes naturelles, laquelle se répercute immédiatement sur la distribution des revenus ainsi que sur le niveau de l'investissement privé. On montre ainsi le lien négatif entre la volatilité des IDE et la croissance, en considérant que l'investissement privé et les IDE ont les mêmes déterminants (Aizenman et Marion, 1999). Cependant, puisque la distinction entre les différents canaux de diffusion de la technologie (l'imitation ou l'adaptation) est difficile d'un point de vue empirique, nous introduisons simplement la variable *IDE* dans le groupe des variables de contrôle comme il est d'usage dans la littérature. De ce fait, nous admettons que son effet sur la croissance dépend fortement des conditions qui prévalent dans le pays récipiendaire. Précisément, l'effet serait fortement significatif pour les pays qui pratiquent une politique de promotion des exportations, plutôt qu'une politique de substitution aux importations (Balasubramanyam et al., 1996), de même que pour les pays dont le stock de capital humain est élevé (Borensztein et al., 1998) ou ceux dont le niveau de développement financier est important (Hermes et Lensink, 2003).

Quant à l'impact des termes de l'échange, il est également indéterminé sur le plan empirique. Easterly et al. (1993) indiquent par exemple que ces derniers jouent un rôle dans l'explication de la variance de la croissance, alors que dans une étude ultérieure, Easterly (2001) montre que la relation entre ces deux variables n'est que faiblement significative. Plus généralement encore, le modèle stochastique de croissance endogène de Mendoza (1997) montre que les fluctuations des termes de l'échange favorisent ou affectent la croissance économique en fonction du degré d'aversion au risque ou de l'incertitude induite par la fluctuation. Mais d'autres facteurs tels que les comportements de rente issus de l'exploitation des matières premières expliquent également l'incertitude quant à l'influence des termes de l'échange. En effet, ces comportements réduisent les incitations à l'investissement dans le secteur productif et limitent de fait la croissance, alors que l'amélioration initiale des termes de l'échange devrait être favorable, en agissant comme un mécanisme incitatif à travers le signal du prix relatif des exportations.

[255] Rassekh (2004) propose un récapitulatif des modèles théoriques aboutissant à des conclusions similaires.

Contrairement aux cas des déterminants précédents, celui de l'inflation a suscité moins d'opposition dans la littérature empirique puisque la grande majorité des travaux s'accorde sur le fait qu'elle exerce un effet négatif sur la croissance à moyen et long terme (Bruno et Easterly, 1996 ; López-Villavicencio et Mignon, 2011). En effet, dans les modèles de croissance endogène, l'inflation agit comme une taxe qui affecte le taux de rendement du capital physique ou humain (Gillman et Kejak, 2005). Pour Motley (1998), si l'inflation a des effets négatifs à long terme, c'est en raison de son impact sur l'offre globale plutôt que sur la demande globale. Deux arguments justifient son point de vue. Premièrement, l'inflation brouille les signaux de prix et perturbe les anticipations des agents puisqu'ils ne parviennent plus à distinguer clairement les modifications des prix relatifs de celles qui s'opèrent au niveau des prix dans l'ensemble de l'économie. En conséquence, les prix ne jouent plus leur rôle dans l'ajustement sur le marché car leur contenu informatif est peu fiable, ce qui limite de fait la signature des contrats nominaux[256] et entrave finalement la croissance. Deuxièmement, l'inflation génère des coûts supplémentaires tels que les coûts de « ré-étiquetage », l'imposition plus forte ou le laxisme budgétaire si le système fiscal n'est pas totalement indexé sur le mouvement des prix, ou encore le coût social lié à la protection contre l'inflation[257]. Ces différentes conclusions ont été confirmées par des auteurs comme Kormendi et Meguire (1985) ou Gylfason et Herbertsson (2001). Toutefois, Fischer (1993) étudie la non linéarité de la relation et avance qu'il y aurait un effet bénéfique pour de faibles niveaux d'inflation mais un effet négatif ou non significatif pour des niveaux plus élevés (Judson et Orphanides, 1999 ; Burdekin et al., 2004).

De même, le taux de croissance de la population est négativement relié à la croissance conformément à la théorie malthusienne[258]. Pourtant le modèle de Solow justifie formellement cette intuition en montrant que la variation du stock de capital par tête est une fonction décroissante du taux de croissance de la population[259]. Mais sur le plan empirique, Simon (1989) montre que l'effet de l'accroissement de population sur la croissance est non significatif, même s'il précise que ce résultat reflète la simplicité de sa spécification[260] et ne traduit donc pas un rejet

[256] Par exemple les contrats de dette à long terme.

[257] En effet, l'inflation accroit mécaniquement les bénéfices imposables et les recettes de l'État. Elle génère également des comportements insidieux qui consistent à se prémunir de ses effets indésirables plutôt que de produire des ressources supplémentaires. Toutefois, de tels comportements sont difficiles à identifier car ils sont pris en compte dans le calcul du PIB.

[258] Pour mémoire, la théorie malthusienne conclut à l'inéluctabilité d'une catastrophe démographique sans limitation volontaire du nombre de naissances. En effet, elle repose sur l'idée que la croissance de la population est géométrique ou exponentielle tandis que celle des ressources est simplement arithmétique, d'où la paupérisation de la population sans politique de restriction démographique.

[259] On rappelle que l'équation fondamentale du modèle de Solow s'écrit: $\dot{k} = s.f(k) - (n + \delta).k$, où k est le stock de capital par tête et n est le taux de croissance de la population.

[260] En effet, le modèle ne contient que deux variables à savoir, le taux de croissance du PIB par tête comme variable dépendante et le taux de croissance de la population comme variable explicative.

de la théorie malthusienne. Toutefois, l'étude de Barlow (1994) prouve l'existence d'une relation négative et significative en rajoutant la fertilité à la spécification de Simon (1989). Les faits observés corroborent ces résultats puisqu'un récent rapport des Nations-Unies sur la population et le développement durable (UNFPA, 2014) montre que la croissance rapide de la population réduit la consommation des plus pauvres, accentue la pauvreté, et par conséquent freine la croissance et le développement.

Pour terminer, le rôle positif de l'accumulation du capital humain, mesuré par le niveau d'éducation, fait l'objet d'un consensus dans la littérature, puisqu'il a été démontré aussi bien théoriquement qu'empiriquement par des auteurs comme Lucas (1988) ou Benhabib et Spiegel (1992). À l'inverse cependant, l'influence de l'espérance de vie parait moins évidente à en croire Acemoglu et Johnson (2006). Ces derniers montrent en effet que l'accroissement de l'espérance de vie ne s'accompagne pas d'une augmentation significative du produit par tête.

En somme, différents déterminants peuvent être retenus dans le cadre des analyses de la croissance à l'exemple de ceux que nous venons de présenter. Cependant, il importe d'effectuer une sélection robuste parmi ces variables, pour identifier celles qui doivent effectivement rentrer dans la spécification finale du modèle. C'est ce que nous expliquons dans le paragraphe suivant.

2. La sélection des déterminants pertinents dans l'analyse de la croissance

Les estimations de la croissance se heurtent en général à une difficulté majeure, celle de la spécification du « vrai » modèle à estimer compte tenu de l'information disponible Brock et al. (2003). Cette difficulté provient de l'enchevêtrement des multiples théories visant à expliquer la croissance par des mécanismes non mutuellement exclusifs, et se caractérise par un nombre potentiellement élevé de variables susceptibles d'être incluses dans la matrice X_{it} des variables de contrôle. De ce fait, une estimation « *ad hoc* » ou qui ignore l'incertitude liée aux différents déterminants, conduit à des erreurs d'inférence ou de prévisions caractérisées notamment par des erreurs-type trop faibles, et remet finalement en question les implications de politique économique auxquelles elle aboutit (Durlauf et Quah, 1999 ; Brock et Durlauf, 2001). Pour remédier à ce problème, nous appliquons les techniques récentes d'inférence bayésienne et procédons en deux étapes : la première consiste à « sélectionner » les variables les plus pertinentes (a), et la seconde consiste à contrôler l'existence de relations de « dépendance » entre les variables retenues (b).

a. La sélection des variables pertinentes

Les préoccupations liées à l'incertitude sur les déterminants de la croissance ont donné naissance à une littérature en pleine expansion depuis les travaux de Levine et Renelt (1992), Sala-i-Martin (1997) ou encore Fernández et al. (2001). En effet, plusieurs solutions ont été proposées à travers, entre autres, l'approche « BACE »[261] de Sala-i-Martin et al. (2004) ou encore l'approche « LIBMA »[262] de Mirestean et al. (2009), mais nous appliquons ici la méthode bayésienne dite des « moindres carrés sur moyennes pondérées » (WALS[263]) de Magnus et al. (2010), dont l'intérêt (i) et la dérivation formelle (ii) sont présentés ci-après.

i. Intérêt de la méthode des moindres carrés sur moyennes pondérés

Cette approche est avantageuse sur le plan pratique, comparée aux méthodes classiques de moyennes mobiles bayésiennes (BMA[264] ci-après), car elle permet d'une part, de mieux prendre en compte l'ignorance du modélisateur quant à l'influence a priori des déterminants potentiels[265]. Et d'autre part, elle reconsidère le calcul de l'espace des modèles possibles en admettant que ce dernier s'accroît de façon linéaire plutôt que de manière exponentielle, ce qui permet de réduire considérablement le temps de calcul. En effet, si la sélection porte sur un groupe de 60 déterminants potentiels par exemple, la méthode WALS implique que le temps de calcul nécessaire est de l'ordre de 60, pendant que le calcul par une approche BMA classique supposerait que ce temps correspond au cardinal de l'ensemble des modèles possibles, c'est-à-dire 2^{60}. En d'autres termes, un calcul qui s'effectuerait en une seconde par la méthode WALS, prendrait plutôt 600 millions d'années par une méthode classique[266] (Magnus et al. 2010 ; p. 139). Ainsi, la méthode WALS nous permet de trouver plus rapidement, non pas le meilleur modèle possible mais la meilleure des estimations possibles compte tenu de l'information disponible. Chaque modèle possible tient compte des informations issues des données, contribue à améliorer l'information sur le paramètre à estimer et chacune de ces informations est combinée aux croyances a priori du modélisateur sur le paramètre d'intérêt.

---

[261] *Bayesian Averaging of Classical Estimates*. Cette approche est l'une des plus répandue dans la littérature car elle permet notamment d'estimer la distribution a posteriori des paramètres d'intérêt en introduisant un minimum d'information a priori par l'usage des MCO.

[262] *Limited Information Bayesian Model Averaging*.

[263] *Weighted Average Least Squares*.

[264] *Bayesian Moving Average*.

[265] Il convient de noter que la performance des modèles de type BMA s'accroit avec la quantité d'information a priori disponible. Or, l'indisponibilité de cette information impose des choix arbitraires au modélisateur, avec pour conséquence le fait qu'un même paramètre peut être distribué selon plusieurs lois a priori (Hjort et Claeskens, 2003).

[266] C'est ce qui explique que l'application rigoureuse d'une méthode BMA est rare en pratique. À la place, les praticiens préfèrent les méthodes de chaine de Markov par simulation de Monte Carlo (MCMC).

ii. Dérivation formelle

Plus formellement, l'approche de Magnus et al. (2010) repose sur l'estimation d'une équation linéaire de la forme :

$$\mathbf{y} = \mathbf{X_1}\beta_1 + \mathbf{X_2}\beta_2 + \varepsilon \quad (2)$$

où $\mathbf{y}$ est un vecteur de taille $n \times 1$ qui représente la variable à expliquer, $\mathbf{X_1}$ et $\mathbf{X_2}$ sont des matrices de taille $n \times k_j$, ($j = 1, 2$) constituées des variables explicatives et ε est le vecteur des n termes d'erreurs gaussiens ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$). Les β_j sont des vecteurs de taille $k_j \times 1$ constitués des coefficients à estimer. Par hypothèse, $k_1 \geq 1$, $k_2 \geq 0$; $k_1 + k_2 = k \leq n - 1$. De plus, on suppose que la matrice $X = (X_1; X_2)$ est de plein rang.

Cette spécification est particulièrement intéressante. Elle permet de répartir les variables explicatives en deux groupes $\mathbf{X_1}$ et $\mathbf{X_2}$ constitués respectivement des variables d'intérêt qui apparaissent nécessairement dans le modèle au regard de la théorie, et des variables auxiliaires pour lesquelles il subsiste une incertitude plus importante. À titre illustratif, lorsque $k_2 = 0$ aucune sélection n'est nécessaire ; par contre, quand $k_2 = 1$ il y a deux modèles possibles à savoir le modèle contraint (aucune variable auxiliaire) et le modèle non contraint (une variable auxiliaire) ; quand $k_2 = 2$, il y a quatre modèles possibles à savoir : un modèle non contraint, deux modèles partiellement contraints et un modèle contraint. Pour simplifier, on considère par la suite le cas particulier : $k_1 = 1$. Ainsi, l'estimation du i-ème modèle de l'espace des modèles possibles (M_i) s'effectue à partir de l'équation (3) suivante.

$$\mathbf{y} = \mathbf{X_1}\beta_1 + \mathbf{X_{2i}}\beta_{2i} + \varepsilon \quad (3)$$

où $\mathbf{X_{2i}}$ est une matrice contenant un sous-ensemble k_{2i} du groupe des variables auxiliaires ($0 \leq k_{2i} \leq k_2$). L'incertitude sur le modèle M_i est d'autant plus grande qu'il existe une multitude de combinaisons des variables auxiliaires (2^{k_2} au total[267]) qui peuvent être exclues du vecteur $\mathbf{X_2}$ afin d'améliorer la qualité de l'estimation. Par exemple, si le vecteur $\mathbf{X_2}$ ne contient qu'une seule variable ($k_2 = 1$), alors l'exclusion de cette variable du modèle fait baisser le coefficient de détermination (R^2). Mais d'après le « théorème 1 » de Magnus et Durbin (1999), le coefficient de

[267] Nombre de sous partie d'un ensemble fini.

détermination ajusté ($\bar{R}^2$) diminue si et seulement si le « *ratio-t* » est inférieur ou égal à 1 en valeur absolue. Ce *ratio-t* étant défini par la formule :

$$\eta = \frac{\beta_2}{\sigma \Big/ \sqrt{X_2' M_1 X_2}} \qquad \text{avec} \quad M_1 = I_n - X_1 \left(X_1' X_1 \right)^{-1} X_1' \tag{4}$$

où I est la matrice identité. La proposition précédente signifie aussi que l'erreur quadratique moyenne du modèle contraint ($\beta_2 = 0$) est inférieure à celle du modèle non contraint si et seulement si $|\eta| \leq 1$. En somme, l'ignorance ou la neutralité du modélisateur se traduit non seulement par l'absence d'information sur le signe de β_2, mais aussi par l'indécision quant à l'effet de son inclusion sur l'erreur quadratique moyenne du modèle. Pour exprimer formellement cette notion d'incertitude, les auteurs supposent que η suit une distribution a priori de Laplace, dont les propriétés aux alentours de $|\eta| = 1$, sont supérieures à celles de la loi a priori normale utilisée dans les modèles BMA traditionnels (Magnus, 2002). La fonction de densité de Laplace pour η est alors donné par la formule :

$$\pi(\eta) = \frac{c}{2} \exp\left(-c|\eta|\right) \tag{5}$$

où l'hyper paramètre c correspond à $\log 2$ par définition.

Quant à l'estimation des paramètres du modèle général, elle s'effectue en trois étapes. Premièrement : l'orthogonalisation de la matrice des variables auxiliaires ($\mathbf{X_2}$) ; deuxièmement : l'estimation des paramètres de chacun des modèles contraints M_i, et troisièmement : le calcul des estimateurs non contraints comme une moyenne pondérée des estimateurs conditionnels. Formellement, si l'on considère le modèle non contraint $y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon$, la procédure d'orthogonalisation de la matrice X_2 consiste à poser : $X_2' M_1 X_2 = I_{k_2}$, de sorte que l'on puisse définir une matrice orthogonale P de format $(k_2 \times k_2)$ et une matrice diagonale Λ telles que :

$$P' X_2' M_1 X_2 P = \Lambda \tag{6}$$

Cette procédure permet de définir les nouveaux régresseur et paramètre : $X_2^* = X_2 P \Lambda^{-1/2}$ et $\beta_2^* = \Lambda^{1/2} P' \beta_2$, dont les propriétés sont identiques à celles des régresseur et paramètre de départ c'est-à-dire : $X_2^* \beta_2^* = X_2 \beta_2$ et $X_2^{*'} M_1 X_2^* = I_{k_2}$. Ces grandeurs transformées permettent à leur tour de déterminer aisément les estimateurs WALS des paramètres du modèle non contraint.

Précisément, la démarche consiste à déterminer dans un premier temps l'estimateur $\widehat{\beta}_2^*$ en posant : $\widehat{\beta}_2^* = \mathrm{X}_2^{*'}\mathrm{M}_1\mathrm{y}$. Ensuite, on détermine l'estimateur $\widehat{\eta} = \widehat{\beta}_2^*/\sigma$. Or : $\eta = \beta_2^*/\mathrm{C} = \Lambda^{1/2}\mathrm{P}'\beta_2/\sigma$. D'où la nouvelle expression : $\beta_2 = \sigma\mathrm{P}\Lambda^{-1/2}\eta$. Finalement, les estimateurs du modèle non contraint sont donnés par :

$$\begin{cases} \mathrm{b}_2 = \sigma\mathrm{P}\Lambda^{-1/2}\eta \\ \mathrm{b}_1 = \sum_{i=1}^{2^{k_2}} \lambda_i \widehat{\beta}_{1i} = \left(\mathrm{X}_1'\mathrm{X}_1\right)^{-1}\mathrm{X}_1'\left(\mathrm{y} - \mathrm{X}_2\mathrm{b}_2\right) \end{cases} \tag{7}$$

Cette expression montre que l'estimateur WALS correspond à la somme de tous les estimateurs contraints obtenus lorsque les éléments d'un sous-ensemble de β_2 sont tous équivalents à zéro. Les λ_i sont des fonctions de pondération qui satisfont les conditions minimales suivantes :

$$\lambda_i \geq 0 \quad , \quad \sum \lambda_i = 1 \quad \text{et} \quad \lambda_i = \mathrm{g}\left(\mathrm{M}_1\mathrm{y}\right) \tag{8}$$

En somme, la méthode WALS, comme les techniques bayésiennes traditionnelles, s'attache principalement à déterminer l'importance d'une variable prise individuellement. Mais, elle ne tient pas compte du pouvoir explicatif plus fort de plusieurs variables prises conjointement, en dépit de leur faible probabilité individuelle d'inclusion a posteriori. Nous tenons compte de cette dernière possibilité à travers une analyse des relations de « dépendance » entre les déterminants de la croissance.

b. Prise en compte de la dépendance entre les déterminants de la croissance

Le problème de la dépendance entre les déterminants de la croissance, qui s'apparente à celui de la corrélation entre les variables explicatives, est susceptible de fausser les valeurs des probabilités et des distributions a posteriori des variables concernées. C'est ce que montrent notamment Ley et Steel (2007) ou Doppelhofer et Weeks (2009), tout en proposant (séparément) un indicateur de « dépendance » pour remédier à ce problème. Nous retenons ici l'indicateur proposé par ces derniers auteurs et proposons de le présenter en distinguant sa pertinence d'une part (i) et la démarche formelle de détermination des relations de dépendance d'autre part (ii).

i. La pertinence de l'indicateur de Doppelhofer et Weeks (2009)

L'indicateur de Doppelhofer et Weeks (2009) capte la dépendance entre les variables explicatives sur l'espace des modèles possibles $\mathcal{M}$, à partir de la sensibilité des distributions a posteriori des paramètres. Cette caractéristique lui confère un avantage, comparé aux autres mesures de

dépendance[268], puisqu'elle n'introduit pas la dépendance à travers une croyance a priori sur le type d'interaction entre les variables[269]. De cette manière, elle permet de considérer des formes plus générales de dépendance entre les variables explicatives. L'approche de Doppelhofer et Weeks (2009) focalise alors, non pas sur l'importance marginale d'une variable, mais plutôt sur celle d'un couple de variables, en différenciant les variables qui captent des effets distincts et complémentaires de celles qui représentent des aspects similaires d'un même phénomène sous-jacent. Les premières doivent ainsi être conservées tandis que les secondes peuvent être remplacées par une seule et unique variable afin d'améliorer la qualité de la régression.

De même que les modèles traditionnels de type BMA, la prise en compte du problème lié à l'incertitude a priori sur les modèles constitue le point de départ de cette analyse. Mais nous focalisons ici sur les étapes qui conduisent à la détermination des relations de dépendance, sans revenir sur la procédure de sélection des modèles par les moyennes mobiles bayésiennes[270].

ii. Détermination formelle des relations de dépendance

Précisément, dans un contexte bayésien, la probabilité qu'un modèle $\mathbf{M}_i$ soit approprié dans l'explication de la variable endogène est encore la probabilité que certaines des k variables explicatives rentrent dans ce modèle. En d'autres termes :

$$\mathbf{p(M_i / y) = p(\gamma_1, \gamma_2, ..., \gamma_k / y, M_i)} \tag{9}$$

avec $\gamma_j = \{0,1\}$ selon l'inclusion ou non de la variable $\mathbf{x}_j$ dans le modèle $\mathbf{M}_i$. Si deux variables $\mathbf{x}_j$ et $\mathbf{x}_l$ rentrent conjointement dans le modèle, alors la probabilité d'inclusion jointe a posteriori s'exprime par la relation (10) :

$$\mathbf{p(j \cap l / y) = \sum_{i=1}^{2^k} 1(\gamma_j = 1 \cap \gamma_l = 1 / y, M_i).p(M_i / y)} \tag{10}$$

Cette relation représente la somme des probabilités a posteriori de chaque modèle dans lequel les deux variables considérées apparaissent conjointement. Ainsi, la comparaison de la probabilité jointe a posteriori ($\mathbf{p(j \cap l / y)}$) avec les probabilités marginales a posteriori ($\mathbf{p(j / y)}$ et $\mathbf{p(l / y)}$) permet de déterminer l'existence ou non d'une relation de dépendance entre les deux variables considérées à l'aide du tableau des probabilités jointes conditionnelles. Ces différentes

[268] Notamment celles de George (2000) ou encore Ley et Steel (2007).
[269] Ce qui peut imposer un certain nombre de catégories comme dans le modèle hiérarchique de Brock et al. (2003).
[270] Il convient cependant de préciser que la méthode de sélection des modèles de Doppelhofer et Weeks (2009) diffère de celle que nous avons présentée, en ceci qu'elle prend en compte l'hypothèse de perturbations non sphériques. Pour plus de détails, le lecteur intéressé pourra consulter les pages 211 à 214, ainsi que la section 4.3.2 de l'article.

probabilités sont consignées dans le **Tableau 25** en fonction de l'inclusion ou non des variables $\mathbf{x}_j$ et $\mathbf{x}_l$

TABLEAU 25 – Probabilités jointes conditionnelles et relation de dépendance

$p(\gamma_j, \gamma_l / \mathbf{y})$	$\gamma_l = 0$	$\gamma_l = 1$	**Total**
$\gamma_j = 0$	$p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y})$	$p(\bar{j} \cap l / \mathbf{y})$	$p(\bar{j} / \mathbf{y})$
$\gamma_j = 1$	$p(j \cap \bar{l} / \mathbf{y})$	$p(j \cap l / \mathbf{y})$	$p(j / \mathbf{y})$
Total	$p(\bar{l} / \mathbf{y})$	$p(l / \mathbf{y})$	1

Source : Doppelhofer et Weeks (2009), p. 217.

Ce tableau montre que la probabilité marginale a posteriori que la variable $\mathbf{x}_j$ soit incluse dans le modèle correspond à la somme des probabilités jointes $p(j \cap \bar{l} / \mathbf{y})$ et $p(j \cap l / \mathbf{y})$. Il indique en outre que si deux variables considérées exhibent une forme de dépendance, alors le produit de la diagonale principale doit être supérieur à celui des éléments non diagonaux. En d'autres termes, la probabilité d'inclusion (ou non) conjointe des deux variables, est plus grande que la probabilité d'inclusion d'une de ces variables sachant que l'autre a été exclue. En conséquence, une mesure de la dépendance entre ces deux variables est donnée par le « ratio des produits croisés (rpc) », défini par la relation (11).

$$rpc(j,l / \mathbf{y}) = \frac{p(j \cap l / \mathbf{y})}{p(j \cap \bar{l} / \mathbf{y})} \cdot \frac{p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y})}{p(\bar{j} \cap l / \mathbf{y})} \tag{11}$$

Une autre manière d'obtenir ce résultat consiste à écrire la probabilité a posteriori jointe totale ainsi qu'il suit :

$$p(\gamma_j, \gamma_l / \mathbf{y}) = p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y})^{(1-\gamma_j)(1-\gamma_l)} . p(\bar{j} \cap l / \mathbf{y})^{(1-\gamma_j)\gamma_l} . p(j \cap \bar{l} / \mathbf{y})^{\gamma_j(1-\gamma_l)} . p(j \cap l / \mathbf{y})^{\gamma_j\gamma_l} \tag{12}$$

La transformation logarithmique de cette expression conduit après arrangement à la nouvelle relation suivante :

$$\ln p(\gamma_j, \gamma_l / \mathbf{y}) = \ln p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y}) + \gamma_j \ln\left[\frac{p(j \cap \bar{l} / \mathbf{y})}{p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y})}\right] + \gamma_l \ln\left[\frac{p(\bar{j} \cap l / \mathbf{y})}{p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y})}\right] + \gamma_j\gamma_l \ln\left[\frac{p(j \cap l / \mathbf{y})}{p(j \cap \bar{l} / \mathbf{y})} \cdot \frac{p(\bar{j} \cap \bar{l} / \mathbf{y})}{p(\bar{j} \cap l / \mathbf{y})}\right] \tag{13}$$

L'indépendance est garantie si la condition nécessaire et suffisante d'additivité de l'équation (13) est remplie, c'est-à-dire si le coefficient associé au produit $\gamma_j\gamma_l$ est simplement nul. Or, on peut remarquer que ce coefficient correspond au logarithme du ratio des produits croisés, et de ce fait on peut considérer qu'une mesure du degré de dépendance entre deux variables est donnée par la statistique J_{jl} suivante :

$$J_{jl} = \ln\left(rpc(j,l / \mathbf{y})\right) \tag{14}$$

Lorsque cette statistique est nulle ($J_{jl} = 0$), les deux variables sont indépendantes. Si elle est positive ($J_{jl} > 0$), la probabilité a posteriori d'inclure ou d'exclure conjointement les deux variables est supérieure à celle de n'en inclure qu'une seule. Dans ce cas, on dit que les deux variables sont des « compléments ». Dans le cas contraire ($J_{jl} < 0$), les deux variables sont des « substituts ».

De manière plus générale, la statistique de dépendance précédente peut être adaptée au cas d'un groupe de variables dont le nombre est supérieur à 2. Pour ce faire, on considère un vecteur γ d'indicateurs de Bernouilli de taille $(k \times 1)$, le vecteur $\gamma^* = \gamma / \{i, j\}$ de taille $(k-2) \times 1$ duquel sont exclues les variables $\mathbf{x}_j$ et $\mathbf{x}_l$, ainsi qu'un sous-ensemble de γ^* noté c^*. On peut alors déterminer le degré de dépendance pour chacune des 2^{k-2} combinaisons de γ^*, sur l'espace des modèles possibles $\mathcal{M}$. Dans le cas particulier de trois variables, la nouvelle statistique de dépendance est :

$$J_{jl/c^*} = \ln\left[\frac{p(j \cap l / c^*, \mathbf{y})}{p(j \cap \bar{l} / c^*, \mathbf{y})} \cdot \frac{p(\bar{j} \cap \bar{l} / c^*, \mathbf{y})}{p(\bar{j} \cap l / c^*, \mathbf{y})}\right] \tag{15}$$

La détection d'éventuelles relations de dépendance par le biais des statistiques (14) et (15) constitue ainsi la dernière étape de notre sélection des variables, à l'issue de laquelle nous procédons à l'estimation de l'équation de la croissance en adoptant la démarche présentée dans la sous-section suivante.

B. L'estimation de l'influence des mésalignements sur la croissance

Après avoir spécifié l'équation de la croissance, notamment en identifiant ses déterminants les plus pertinents dans le contexte sous étude, la seconde étape de notre démarche porte sur l'estimation proprement dite de cette équation. À cet effet, nous présentons d'abord la méthode économétrique retenue et expliquons brièvement le procédé de construction des variables (1). Ensuite nous présentons et interprétons les résultats issus de l'ensemble des estimations (2).

1. La méthode d'estimation et la construction des variables

Nous estimons l'équation de la croissance grâce à la méthode des moments généralisés en système, notée « SYS-GMM » ci-après (a), laquelle est appliquée sur des variables dont la construction est brièvement décrite (b) avant la présentation des résultats.

a. La méthode des moments généralisés en système

Pour présenter la méthode des moments généralisés, il convient au préalable d'indiquer l'intérêt qu'elle présente pour ce type d'estimations (i), avant d'en faire une description formelle (ii).

i. L'intérêt de la méthode

L'utilisation des GMM s'est répandue dans la littérature depuis les travaux de Mankiw et al. (1992), lesquels ont montré que les estimations de la croissance sont en général perturbées par des problèmes associés à la composition du vecteur des variables explicatives. Il s'agit notamment de l'endogénéité, des erreurs de mesure ou encore de l'omission de certaines variables. Dans ces conditions, l'estimateur des MCO n'est plus fiable, c'est la raison pour laquelle des auteurs comme Klenow et Rodríguez-Clare (1997) ou encore Hall et Jones (1999) ont proposé des approches alternatives fondées notamment sur la décomposition des niveaux de production. Mais celles-ci n'ont pas fait l'objet d'une adhésion large puisque les paramètres de la technologie de production sont généralement arbitraires, en plus du fait que ce type de modélisation est peu approprié pour évaluer les effets de la stabilité politique, des politiques macroéconomiques ou encore de l'approfondissement financier. De telles insuffisances ont conduit Caselli et al. (1996) à appliquer la méthode GMM en différence première au cas de l'analyse de la croissance, en s'inspirant des travaux de Holtz-Eakin et al. (1988) et Arellano et Bond (1991). Leur contribution a elle-même inspiré d'autres applications comme celles de ou encore Levine et al. (2000) Levine et al. (2000).

ii. Description de la méthode

De manière simple, le principe consiste à exprimer l'équation de la croissance en différences premières pour éliminer l'effet du terme à effets fixes, de sorte que l'on puisse utiliser les valeurs retardées des variables en niveau[271] comme instruments des variables prises en différences premières. Pour illustrer, considérons le cas simple d'un modèle AR(1)[272] avec effets fixes :

$$y_{it} = \eta_i + \alpha y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad |\alpha| < 1 \tag{16}$$

avec $i = 1,...,N$ et $t = 2,...,T$. Le terme à effets fixes et le terme d'erreur respectent les conditions : $E[\eta_i] = 0$, $E[\varepsilon_{it}] = 0$ et $E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$. On suppose en outre, que le terme d'erreur

[271] Les retards doivent être d'un ordre supérieur ou égal à deux.

[272] Nous faisons ce choix pour des raisons de commodité uniquement. La même démonstration peut en effet être effectuée en intégrant un vecteur de variables explicatives exogènes.

est non autocorrélé et que la variable endogène retardée est prédéterminée[273]. Ces hypothèses impliquent alors la condition sur les moments suivante :

$$E\left[y_{i,t-s}\Delta\varepsilon_{it} \right] = 0 \qquad \text{avec } t = 3,...,T \text{ et } s \geq 2 \tag{17}$$

Cette condition peut elle-même être réécrite de manière compacte ainsi qu'il suit :

$$E\left[Z_i'\Delta\varepsilon_i \right] = 0 \tag{18}$$

où Z_i est une matrice de taille $(T-2)\times m$, avec m le nombre de conditions sur les moments[274], et $\Delta\varepsilon_i$ est un vecteur de taille $(T-2)$. L'équation (18) représente l'ensemble des conditions de moments qui justifient l'usage des valeurs retardées (d'ordre ≥ 2) ces variables en niveau, comme instruments des équations en différence en première (Arellano et Bond, 1991). Ainsi, cette technique s'est révélée satisfaisante dans un premier temps pour les estimations de la croissance, car non seulement elle élimine le biais introduit par l'omission de certaines variables explicatives, mais en plus elle permet de pallier le problème de l'endogénéité de certaines variables explicatives.

Or, Blundell et Bond (1998) ont montré que l'estimateur obtenu par un GMM en différence première possède un biais en échantillon fini en cas de persistance du processus autorégressif, c'est-à-dire quand α tend vers un, ou quand la variance de l'effet fixe individuel est plus grande que celle du terme d'erreur. Le biais serait d'autant plus grand que la dimension temporelle est faible, ce qui met donc en lumière la faiblesse des instruments en niveau[275]. Ce constat a alors conduit les auteurs à proposer une alternative en rajoutant l'hypothèse suivante au modèle précédent :

$$E\left(\varepsilon_i \Delta y_{i2} \right) = 0 \qquad i = 1,..., N \tag{19}$$

En combinant cette dernière hypothèse à celles du modèle précédent, on obtient une nouvelle condition des moments exprimée de la manière suivante :

$$E\left(u_{it}\Delta y_{i,t-1} \right) = 0 \qquad t = 3,...,T \tag{20}$$

où $u_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it}$. Cette condition peut aussi être réécrite de manière compacte ainsi qu'il suit :

$$E\left[Z_i^{+'} u_i^{+} \right] = 0 \tag{21}$$

---

[273] Ceci peut se traduire formellement de la manière suivante : $E\left[y_{i1}\varepsilon_{is} \right] = 0$, avec $t = 2,...,T$.

[274] Arellano et Bond (1991) montrent que ce nombre est donné par la formule : $m = 0.5(T-1)(T-2)$.

[275] Autrement dit, il existe une faible corrélation entre les instruments et les variables du modèle prises en différence première. L'information retenue par chacun de ces instruments dans l'estimation des paramètres est finalement assez pauvre.

où Z_i^+ est une matrice augmentée dont la composition est donnée par l'expression (22).

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \Delta y_{i3} & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,t-1} \end{bmatrix} \quad (22)$$

Les expressions (21) et (22) montrent qu'il est possible d'associer les conditions de moment et d'utiliser les différences premières retardées des séries comme instruments pour les équations en niveaux. On obtient ainsi un estimateur par la méthode GMM en système. Précisément, cette méthode permet de combiner les équations en différence première et leurs instruments, avec les équations en niveau avec leurs instruments donnés par la relation (20). De cette manière, on arrive à éliminer le problème de la faiblesse des instruments et Blundell et al. (2000) prouvent la réduction du biais à distance finie à partir de simulations de Monte Carlo.

Mais l'utilisation d'un GMM en système pose elle aussi question lorsque la dimension individuelle de l'échantillon est faible comme c'est le cas dans cette étude. En effet, la méthode GMM a été conçue à l'origine pour des applications sur des échantillons de taille importante[276], et Bond et al (2001) indiquent que les estimateurs obtenus sont robustes lorsque $N \to \infty$. De ce fait, le comportement de l'estimateur pour les échantillons de petite taille est en général peu connu, d'autant que l'application de la méthode réduit mécaniquement le nombre d'instruments disponibles, comme le relève Soto (2009). Toutefois, en comparant cinq estimateurs différents[277] pour des tailles décroissantes, ce dernier montre que la petite taille de l'échantillon n'affecte pas les bonnes propriétés de l'estimateur GMM en système puisque celui-ci présente toujours le biais le plus faible en cas de persistance moyenne ou forte. Ceci conforte donc notre choix pour cet estimateur en dépit de la taille relativement petite de notre échantillon dont nous effectuons d'ailleurs une description ci-après, avant de présenter notre démarche de construction des variables.

b. La construction des variables

Pour l'ensemble des estimations, nous avons recueilli les données de la base WDI de la Banque Mondiale, portant sur 16 pays d'Afrique Subsaharienne pour la période allant de 1980 à 2011. Précisément, de cette base sont extraits : la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB comme indicateur de l'investissement interne (*Investment*) ; les dépenses finales de consommation du gouvernement en pourcentage du PIB (*Govexp*) ; le taux d'ouverture de l'économie (*Open*)

[276] Blundell et al. (2000) retiennent par exemple un échantillon de 500 individus.

[277] Précisément, les estimateurs comparés sont obtenus par : les MCO et les effets fixes, auxquels s'ajoutent les modèles GMM en niveau, en différences premières et en système.

comme mesure de l'ouverture commerciale ; les flux nets d'investissement direct étranger entrants (*FDI*) en pourcentage du PIB ; les termes de l'échange (*TOT*) ; l'inflation (*Inflation*), mesurée par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation[278] ; le taux de croissance de la population (*Popgro*) ; le taux brut d'inscription dans le secondaire (*Enrolment*) et l'espérance de vie (*Lifexp*), comme indicateurs de capital humain. Dans l'ensemble, le **Tableau 42** en annexes et le **Tableau 26** suivant montrent qu'il y a très peu de valeurs aberrantes liées aux erreurs de mesure et que les corrélations entre la variable dépendante et les variables expliquées vont bien dans le sens attendu.

TABLEAU 26 – Matrice des corrélations

	Taux de croissance	*Open*	*Govexp*	*Enrolment*	*Lifexp*	*Popgro*	*Inflation*	*Invest*	*IDE*
Taux de croissance	1								
Open	0,25	1							
Govexp	-0,06	0,56	1						
Enrolment	0,08	0,16	0,07	1					
Lifexp	0,03	0,18	-0,09	0,46	1				
Popgro	-0,15	-0,43	-0,29	-0,40	-0,05	1			
Inflation	-0,12	-0,06	-0,08	-0,02	-0,09	0,09	1		
Invest	0,34	0,68	0,39	0,09	0,32	-0,22	-0,08	1	
IDE	0,52	0,42	0,11	0,12	-0,01	-0,13	-0,04	0,51	1

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la base WDI de la Banque Mondiale (2015)

Par ailleurs, les différentes variables font l'objet d'un traitement différent selon le type d'estimation : elles sont centrées, normées et les observations manquantes sont exclues, dans le cadre de l'inférence bayésienne, suivant les recommandations de Sala-i-Martin et al. (2004) et Ley et Steel (2007) ; et elles sont simplement transformées en logarithmes dans le cadre de l'estimation en panel dynamique, comme il est d'usage dans la littérature. Les résultats issus de l'ensemble de ces estimations sont présentés dans le paragraphe suivant.

2. Les résultats de l'estimation

Nous présentons successivement les résultats issus de la sélection des déterminants par la méthode WALS (a), et les résultats de l'estimation finale de la croissance par la méthode GMM en système (b).

a. La sélection des déterminants de la croissance par l'analyse bayésienne

Afin de présenter avec clarté les résultats de la méthode WALS (i) et ceux de la procédure de détection des relations de dépendance (ii), nous distinguons deux groupes de variables conformément à la spécification du modèle théorique. D'une part, le groupe des variables d'intérêt de notre analyse est constitué de tous les indicateurs de mésalignements du TCR. Il s'agit

[278] Le logarithme de cette variable est obtenu en posant : $\mathbf{inflation} = \ln(1 + \mathbf{inflation})$.

précisément de l'indicateur de la taille du mésalignement total (*Mis*), qui permet lui-même de définir un indicateur de sous-évaluation (*Under*) ainsi qu'un indicateur de surévaluation (*Over*). Ces deux derniers sont construits grâce une variable indicatrice D_t , qui prend la valeur 1 en cas de sous-évaluation ($Mis < 0$) et 0 sinon. Mais afin de faciliter la lecture ou les interprétations des tableaux de résultats, nous prenons le mésalignement en valeur absolue dans le cas d'une sous-évaluation, de sorte que les indicateurs de sous-évaluation et de surévaluation soient tous deux définis positifs. Formellement on a :

$$\begin{cases} Under = |Mis| \times D_t \\ Over = Mis \times (1 - D_t) \end{cases} \quad (23)$$

D'autre part, le groupe de variables de contrôle est constitué de l'ensemble des déterminants identifiés précédemment[279], à savoir : le taux d'inflation (*Inflation*), le taux brut d'inscription dans le secondaire (*Enrolment*), l'espérance de vie (*Life expect*), les flux d'IDE entrants (*FDI*), la formation brute de capital fixe en proportion du PIB (*Investment*), le taux de croissance de la population (*Popgro*) les dépenses de consommation du gouvernement (*Govexp*), les termes de l'échange (*TOT*), le taux d'ouverture de l'économie (*Open*).

i. Les résultats de la méthode WALS

Le **Tableau 27** ci-après présente la valeur du facteur de Bayes (*Bayes factor*) qui fait pendant à la statistique de Student en inférence classique[280]. Précisément, une valeur comprise entre 0 et 0.5 (en valeur absolue), traduit une évidence (ou une confiance) faible en faveur de la variable considérée, tandis qu'une valeur comprise entre 0.5 et 1 traduit une évidence substantielle. En revanche, une valeur comprise entre 1 et 2 correspond à une évidence forte, et on parle d'évidence décisive lorsque le facteur de Bayes est supérieur à 2.

Dans l'ensemble, la significativité des facteurs de Bayes nous permet de conclure que les variables retenues sont pertinentes dans l'analyse de la croissance. En particulier, la forte significativité des facteurs de Bayes associés aux différents indicateurs de mésalignements traduit l'importance de ces derniers dans l'analyse de la croissance[281]. En outre, les flux d'IDE entrants, l'investissement,

[279] À l'exception du niveau initial du PIB, dont la présence perturbe fortement les résultats en raison du biais d'endogénéité qu'elle génère (voir Magnus et al. (2010) P. 2). Par conséquent, nous faisons l'hypothèse que cette variable apparait avec certitude dans le modèle final, au regard de sa pertinence d'un point de vue théorique.

[280] Nous reportons cette valeur en lieu et place des probabilités d'inclusion a posteriori (*pip*) citées précédemment, car elles sont de peu d'utilité pour les variables d'intérêt. Pour ces dernières, la *pip* est toujours égale à 1, alors même que le facteur de bayes peut ne pas être significatif.

[281] Les résultats présentés dans cette section sont obtenus à partir des mésalignements déterminés par l'approche BEER. Mais dans la section suivante de ce chapitre, nous remplaçons ces derniers par les indicateurs issus de l'approche NATREX, en guise de comparaison.

les dépenses du gouvernement, l'ouverture de l'économie et le taux de croissance de la population présentent une « évidence » plus forte en comparaison des autres variables auxiliaires.

TABLEAU 27 – Sélection des variables pertinentes par inférence bayésienne

Weighted Average Least Square (WALS)

Groupes	Variables	I	II	III
		Facteur de Bayes	*Facteur de Bayes*	*Facteur de Bayes*
Variables d'intérêt	*Mis*	-2.54***	---	---
	Under	---	1.20**	---
	Over	---	---	-2.69***
Variables auxiliaires	*Open*	1.59**	0.76*	1.90**
	TOT	0.51*	0.74*	0.82*
	Govexp	-2.63***	-2.91***	-2.65***
	Enrollment	-0.89*	-0.62*	-0.71*
	Lifexp	-0.85*	-0.84*	-0.82*
	Popgro	-1.28**	-1.26**	-1.24**
	Inflation	-0.64*	-1.04**	-0.44
	Investment	2.11***	2.35***	1.96**
	FDI	4.32***	4.19***	4.48***
	Constante	2.08***	1.80**	2.10***

Note : *Dans ce tableau, *, **, *** traduisent une évidence respectivement substantielle, forte et décisive. On précise que d'après Raftery (1995) ou Masanjala et Papageorgiou (2008), une « pip » de 0,5 correspond à peu près à un facteur de Bayes égal à 1 en valeur absolue. Toutes les variables sont standardisées au préalable afin qu'elles soient de moyennes nulles et de variances unitaire.*

Ces résultats sont confortés par la procédure de détection des relations de dépendance dont nous présentons les résultats ci-après.

ii. Les résultats de la procédure de détection des relations de dépendance

Le **Tableau 28** montre qu'il n'existe aucune relation de dépendance significative entre les variables considérées.

TABLEAU 28 – Relations de dépendance au sens de doppelhofer et weeks (2009)

	X_i/X_j	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	*Mis*	-0.171	-0.059	-0.047	0.177	0.178	0.002	-0.006	0.049	0.028	0.062
2	*Inflation*		0.005	0.046	0.057	-0.171	0.011	-0.014	0.151	-0.004	0.096
3	*PIB initial*			-0.038	0.037	0.164	0.062	-0.006	0.154	0.041	0.035
4	*Enrolment*				0.014	0.061	0.075	-0.078	0.093	0.033	0.028
5	*Lifexp*					0.039	0.032	-0.022	0.152	-0.002	0.027
6	*FDI*						-0.014	0.060	-0.303	0.258	-0.046
7	*Investment*							0.046	0.075	-0.024	0.007
8	*Popgro*								0.045	0.022	0.026
9	*Govexp*									-0.067	-0.029
10	*TOT*										-0.009
11	*Open*										1.000

Note *: Toutes les statistiques de dépendance étant non significatives, nous n'avons pas jugé utile de représenter la matrice complète constituée de tous les indicateurs de mésalignements. Selon la règle de décision, deux variables sont fortement substituables (respectivement complémentaires) si* $J_{il} < -2$ *(respectivement > 2). Elles sont significativement substituables (respectivement complémentaires) si* $-2 < J_{il} < 1$ *(respectivement* $1 < J_{il} < 2$*), et la relation de dépendance est non significative si* $-1 < J_{il} < 1$.

Dans ces conditions, nous retenons comme déterminants : les indicateurs du mésalignement, les flux d'IDE, l'investissement interne, le taux de croissance de la population, les dépenses du

gouvernement, le taux d'ouverture de l'économie et l'inflation, pour l'estimation finale de la croissance.

b. Les résultats de l'estimation finale de la croissance

Nous présentons successivement les résultats de l'estimation sur l'échantillon total (i), et ceux qui proviennent de l'estimation en fonction du régime de change (ii).

i. L'estimation sur l'échantillon total

Les résultats de l'estimation finale de la croissance sont présentés dans le **Tableau 29**, à la fin duquel est indiquée la statistique de Sargan qui ne rejette pas l'hypothèse nulle de validité des instruments, et justifie par conséquent que l'on procède à l'interprétation des résultats.

TABLEAU 29 – Effets des mésalignements sur la croissance

SYS-GMM	Échantillon total	
	I	II
Mis	**-0.122***** (-3.55)	—
Under	—	**-0.147*** (-1.77)
Over	—	**-0.114***** (-2.80)
$y_{i,t-1}$	-0.027*** (-5.33)	-0.027*** (-5.14)
Inflation	-0.689*** (-3.14)	-0.711*** (-3.10)
FDI	0.078** (2.69)	0.078*** (2.68)
Investment	0.022*** (3.29)	0.022*** (3.28)
Popgro	-0.003 (-0.31)	-0.003 (-0.33)
Govexp	-0.027*** (-3.91)	-0.027*** (-3.91)
Open	0.036*** (3.76)	0.035*** (3.61)
Constante	0.112*** (2.57)	0.112*** (2.54)
Test de Sargan	0.0737	0.0775

Note : *Dans ce tableau, *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%. Les valeurs entre parenthèses représentent les « t » de Student. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB en PPA (mesuré en différence première logarithmique).*
La probabilité associée au test de Sargan en fin de tableau indique que l'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut être rejetée au seuil de 5%.

De prime abord, il apparaît que les mésalignements sont négativement liés à la croissance puisqu'ils correspondent à des situations de déséquilibres ou de croissance sous-optimale. En revanche, la décomposition des mésalignements montre que la surévaluation handicape la croissance de manière significative, car une surévaluation de 1% réduit la croissance de 0,114%. À l'inverse, le coefficient associé à la sous-évaluation est non significatif, ce qui signifie qu'elle n'exerce aucun effet sur la croissance. Nous revenons plus en détails sur ces résultats dans la suite de cette analyse.

Avant cela, on observe que les coefficients des variables de contrôle confirment les attentes théoriques et empiriques suggérées par l'analyse bayésienne. Précisément, une hausse de 1% du taux d'inflation se traduit par une réduction de la croissance de 0,67%, ce qui corrobore par exemple l'hypothèse de Gillman et Kejak (2005) selon laquelle l'inflation affecte le rendement du capital physique et humain. En outre, il apparaît que les flux d'IDE, l'investissement et le taux d'ouverture de l'économie améliorent significativement la croissance notamment à travers l'accumulation du capital, la diffusion technologique ou les économies d'échelles. En effet, une augmentation de 1% de chacune de ces variables se traduit par une hausse correspondante de la croissance de 0,08%, 0,02% et 0,04% respectivement. Cependant, les dépenses du gouvernement sont néfastes car elles évincent l'investissement privé et entrainent une chute de 0,03% de la croissance lorsqu'elles augmentent de 1%. Le taux de croissance de la population est quant à lui non significatif, mais ce résultat ne traduit pas un rejet de la théorie malthusienne comme l'indique Simon (1989), car l'influence du taux de croissance de la population semble plus significative si ce dernier est couplé à la fertilité par exemple (Barlow, 1994).

Afin de conforter ces résultats, nous proposons une estimation différente qui s'appuie sur une distinction des pays de l'échantillon en fonction de l'appartenance à un régime de change fixe[282].

ii. La distinction en fonction du régime de change et l'analyse des résultats

Le **Tableau 30** présente les résultats de l'estimation des effets des mésalignements sur la croissance en fonction du régime de change fixe. Dans l'ensemble, les résultats de ce tableau sont conformes à ceux du tableau précédents. On retrouve notamment l'effet positif de l'investissement ou l'effet négatif des dépenses de consommation du gouvernement, ou encore l'effet non significatif du taux de croissance de la population. Cependant, la distinction en fonction du régime de change laisse apparaître des différences de significativité pour le taux d'inflation, la variable *FDI* et l'ouverture de l'économie, lesquelles pourraient provenir par exemple de la volatilité plus accrue dans les régimes de change intermédiaires et fixes. Mais une telle intuition devrait faire l'objet d'une évaluation empirique qui dépasse largement le cadre de ce travail.

[282] Dans les **Tableau 43** et **Tableau 44** en annexes de ce chapitre, nous proposons également une lecture différente qui s'appuie cette fois sur l'introduction d'une variable indicatrice parmi les variables explicatives, pour tester l'effet de la dévaluation monétaire de 1994 en Zone Franc, et sur la subdivision de la période d'étude, pour vérifier la stabilité de nos résultats. Dans l'ensemble, les résultats issus de ces estimations sont cohérents avec ceux des **Tableau 29** et **Tableau 30**.

TABLEAU 30 – Effets des mésalignements sur la croissance par régime de change

SYS-GMM	Régime de change Fixe		Régime de change « flexible »	
	I	II	III	IV
Mis	**-0.367***** (-4.34)	——	**-0.045*** (-1.72)	——
Under	——	**-0.194** (-1.10)	——	**-0.031** (-0.60)
Over	——	**-0.407***** (-4.47)	——	**-0.057**** (-2.02)
$y_{i,t-1}$	-0.039*** (-5.37)	-0.038*** (-5.01)	-0.006* (-1.92)	-0.007* (-1.74)
Inflation	-0.016 (-0.04)	0.044 (0.11)	-1.15*** (-5.93)	-1.30*** (-6.24)
FDI	0.129*** (2.79)	0.115** (2.55)	0.108 (1.51)	0.087 (1.13)
Investment	0.039*** (3.18)	0.042*** (3.30)	0.023*** (4.64)	0.002*** (3.51)
Popgro	-0.008 (-0.57)	-0.006 (-0.40)	-0.002 (-0.26)	0.003 (0.46)
Govexp	-0.023** (-2.08)	-0.027** (-2.30)	-0.024*** (-3.55)	-0.018*** (-2.70)
Open	0.051*** (4.27)	0.056*** (4.37)	0.007 (0.92)	0.012 (1.63)
Constante	0.086 (1.46)	0.058 (0.92)	0.079*** (2.23)	0.092*** (2.63)
Test de Sargan	0.0662	0.0752	0.3775	0.1937

Note : *Dans ce tableau, *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%. Les valeurs entre parenthèses représentent les « t » de Student. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB en PPA (mesuré en différence première logarithmique). La probabilité associée au test de Sargan en fin de tableau indique que l'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut être rejetée au seuil de 5%. Les pays appartenant au groupe du régime de change dit « flexible » sont ceux qui ne font pas partie d'une union monétaire.*

Plus particulièrement, le **Tableau 30** confirme notre résultat principal à savoir que les mésalignements sont néfastes pour la croissance, en particulier les situations de surévaluation. Les phases de sous-évaluation n'ayant, quant à elles, quasiment pas d'effets puisque les différents coefficients associés à cette variable ne sont pas significatifs sinon faiblement. D'une part, l'effet négatif de la surévaluation fait l'objet d'un consensus du point de vue théorique, comme nous l'expliquions dans le chapitre précédent, car il apparaît comme la résultante du phénomène de renchérissement des exportations nationales, de la baisse de la compétitivité externe et de la réduction des marges des entreprises qui en découle.

D'autre part, l'effet nul de la sous-évaluation semble moins intuitif a priori puisqu'elle est censée améliorer la compétitivité et le solde commercial à travers la profitabilité des échanges extérieurs. Mais les conclusions qui ressortent de certains travaux récents corroborent notre résultat en insistant notamment sur le fait que l'effet positif de la sous-évaluation n'est pas certain et que la stratégie de croissance tirée par les exportations serait inopérante pour les pays d'Afrique Subsaharienne (Mejia-Reyes et al., 2010 ; Couharde et Sallenave, 2013 ; Rodrik, 2014 ; McMillan et Diao, 2015). Plus précisément, trois arguments justifient notre résultat : d'abord, le seuil de tolérance à la hausse des pressions inflationnistes engendrées par la sous-évaluation réelle est sans doute plus faible compte tenu du niveau élevé de pauvreté des pays considérés. Ensuite, le

syndrome Hollandais causé par la dépendance à l'égard des matières premières est à l'origine des lacunes du système productif de ces pays ou de leur incapacité à accroître la production de biens manufacturés. Enfin, la sous-évaluation peut entrainer de brusques mouvements de capitaux à court terme et partant, des variations du solde de la balance de paiements. Dans ce cas, des modifications de la politique monétaire sont nécessaires pour freiner ces mouvements et protéger les systèmes bancaires fragiles. À ces trois arguments s'ajoute d'ailleurs un quatrième qui souligne l'effet pervers de la sous-évaluation lorsqu'on tient compte du montant de la dette libellée en devises (Grekou, 2015). Nous reviendrons plus en détails sur cette dernière hypothèse dans la section suivante de ce chapitre.

Avant cela, il convient d'achever cette interprétation des résultats en apportant des éléments d'explication quant à l'amplitude des coefficients du mésalignement, car on constate que nos résultats diffèrent sensiblement de ceux que l'on peut retrouver par ailleurs dans la littérature (*Cf.* **Tableau 31**).

TABLEAU 31 – Amplitude des coefficients du mésalignement dans la littérature

Auteurs	Coefficients	Variable	Méthode	Références
Razin et Collins (1997)	De -0,31 à -0,01 De -0,09 à 0,08	Surévaluation Sous-évaluation	M.C.O	Tableau 7 p. 7 des annexes
Gala (2008)	De -0,011 à 0,015	Mésalignements	SYS-GMM	Tableaux 1 et 2 pp. 284-285
Rodrik (2008)	De 0,05 à 0,14	Indicateur de sous-évaluation	SYS-GMM et Diff-GMM	Tableau 6 p. 386
Berg et Miao (2010)	De 0,25 à 0,50	Indicateur de sous-évaluation	Effets fixes	Tableau 2 p. 12
Rapetti et al. (2011)	De 0,022 à 0,025	Indicateur de Rodrik (2008)	SYS-GMM et Diff-GMM	Tableau 6 p. 15
Elbadawi et al. (2012)	De -0,05 à -0,02 De -0,04 à 0,01	Mésalignements Indicateur de Rodrik (2008)	SYS-GMM	Tableau 5 p. 692 Tableau 6 p. 693
Glüzmann et al. (2012)	De 0,011 à 0,019	Indicateur de Rodrik (2008)	Effets fixes	Tableau 1 p. 668
Béreau et al. (2012)	-0,029 De -0,049 à 0,231 De -0,020 à 0,246	Mésalignements Mésalignements (Valeurs filtrées) Mésalignements (déviations à la PPA)	GMM PSTR	Tableau 3 p. 3508 Tableau 5 p. 3509
Razmi et al. (2012)	De -0,102 à -0,005	Mésalignements	GMM	Tableau 5 p. 164
Couharde et Sallenave (2013)	De -0,04 à 0,01 De -0,17 à 0,07	Mésalignements Indicateur de Rodrik (2008)	PSTR	Tableau 6 p. 114 Tableau 7 p. 116

Source : Construction de l'auteur

Mais il semble que cette différence puisse provenir de la petite taille de notre échantillon relativement à ceux des études citées dans le tableau, lesquels sont constitués d'économies développées, émergentes et en développement. En outre, la méthode de construction de l'indicateur de mésalignement semble également jouer un rôle puisque les études recensées ci-dessous estiment le mésalignement au moyen d'une simple différence quand nous calculons une

variation relative. Quoi qu'il en soit, nous procédons, dans la section suivante, à une évaluation de la robustesse des résultats que nous venons de présenter.

Section II – Influence des mésalignements sur la croissance : une analyse de robustesse

Dans cette section, nous procédons à une analyse de robustesse afin de conforter les résultats précédents et les interprétations qui en découlent. Précisément, nous testons la sensibilité de ces résultats à l'hypothèse de dépendance interindividuelle et à des mesures alternatives des mésalignements (A). En outre, nous relâchons l'hypothèse de linéarité de la relation entre les mésalignements et la croissance en considérant que l'influence des premiers sur la seconde transite par le canal de la dette (B).

A. Robustesse des résultats à la dépendance des erreurs et aux mesures alternatives des mésalignements

Cette première étape de l'analyse de robustesse débute par la prise en compte de la dépendance interindividuelle des erreurs (1) et s'achève par l'estimation de la croissance à partir des mesures alternatives des mésalignements (2).

1. La prise en compte de la dépendance interindividuelle des erreurs

L'estimation par la méthode SYS-GMM suppose implicitement que les erreurs individuelles sont indépendantes sur l'ensemble du panel. Or, l'hypothèse d'indépendance de ces erreurs semble peu réaliste dans le cadre des estimations de la croissance (Chudik et al., 2013), en raison par exemple de l'intégration croissante des marchés régionaux, des effets de débordements spatiaux ou encore en raison de l'omission de certaines variables financières ou commerciales. De ce fait, nous suivons Pesaran (2004) en effectuant un test de l'hypothèse de dépendance interindividuelle (a), à l'issue duquel nous employons la technique de Driscoll et Kraay (1998) pour éliminer le problème considéré (b).

a. Un test de dépendance interindividuelle

Le **Tableau 32** ci-dessous montre qu'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance des erreurs, c'est-à-dire qu'il convient d'estimer à nouveau l'équation de la croissance à l'aide d'une technique qui permette de corriger le problème.

TABLEAU 32 - Test d'indépendance interindividuelle des erreurs (Pesaran, 2004)

	Statistique de test	*P-Value*	*Corrélation*	*Corrélation absolue*
Résidus estimés	2.51	(0.012)	0,054	0,198

***Source** : Calculs de l'auteur. On rappelle que l'hypothèse nulle du test est l'indépendance interindividuelle des erreurs. La statistique de test est distribuée selon une loi normale centrée réduite.*

C'est dans cette perspective que différentes méthodes sont proposées dans la littérature, tout en considérant en outre l'hypothèse de l'hétérogénéité de l'effet fixe. Pesaran (2006) propose par exemple le « *Common Correlated Mean Group Estimator* » (CCMGE), tandis que Chudik et al. (2013) proposent la méthode dite du « *Cross-Sectionally augmented Distributed Lag* » (CS-DL). Toutefois, ces méthodes sont peu appropriées pour le cas des estimations sur panels dynamiques. Pourtant Chudik et Pesaran (2015) ont proposé un estimateur CCMGE pour panels dynamiques, mais il est également peu indiqué dans le cadre de notre estimation car il est conçu pour les panels dont les dimensions individuelles et temporelles sont assez larges. Pour toutes ces raisons, nous retenons l'estimateur simple et général de Driscoll et Kraay (1998) présenté dans le paragraphe suivant.

b. Estimation à l'aide de la méthode de Driscoll et Kraay (1998)

Nous estimons à présent l'équation de la croissance par la méthode de Driscoll et Kraay (1998), afin de corriger le problème de dépendance interindividuelle des erreurs révélé par le test de Pesaran (2004). Il convient alors de présenter sommairement le principe de la méthode (i), avant de présenter les résultats qui découlent de sa mise en application (ii).

i. Le principe de la méthode

Bien que la méthode soit générale, en ce sens qu'elle est parfaitement applicable au cas des panels dynamiques comme le nôtre, nous limitons sa présentation au cas des modèles linaires en suivant l'illustration simple proposée par Hoechle (2007). Précisément, considérons le modèle suivant :

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}'\theta + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{24}$$

où $\mathbf{y} = \left[y_{1t_1} \ldots y_{1T} \; y_{2t_1} \ldots y_{NT} \right]'$ est la variable dépendante, $\mathbf{X}' = \left[x_{1t_1} \ldots x_{1T} \; x_{2t_1} \ldots x_{NT} \right]$ est un vecteur de variables indépendantes de taille $1 \times (K+1)$, θ est un vecteur de coefficients de taille $(K+1) \times 1$ et $\boldsymbol{\varepsilon}$ est le vecteur contenant les erreurs individuelles dont on suppose qu'elles sont affectées par l'autocorrélation, l'hétéroscédasticité ou la dépendance interindividuelle. Dans ces conditions, Driscoll et Kraay (1998) montrent qu'un estimateur convergent du paramètre θ par les MCO est :

$$\theta = \left(\mathbf{X}'\mathbf{X} \right)^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y} \tag{25}$$

où les écarts-types des coefficients estimés sont obtenus par les racines carrées des éléments situés sur la diagonale principale de la matrice de variance covariance asymptotique. En termes formels on a :

$$V(\theta) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{S}_T (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (26)$$

Dans cette dernière expression, $\mathbf{S}_T$ est l'équivalent de l'estimateur de la matrice de variance covariance proposé par Newey et West (1987) pour le cas des séries temporelles, à la différence qu'il prend en compte des formes plus générales de dépendance interindividuelle et temporelle[283]. Une correction similaire de la matrice de variance covariance existe d'ailleurs pour les modèles à effets fixes. C'est à partir de cette dernière que nous estimons à nouveau l'équation de la croissance, à la suite de quoi nous obtenons les résultats ci-après.

ii. Les résultats de l'estimation

Le **Tableau 33** regroupe les résultats de trois estimations effectuées à l'aide de la technique de Driscoll et Kraay (1998)[284], sur différents groupes de pays répartis selon l'appartenance à un régime de change fixe. Par ailleurs, nous avons exclu le taux de croissance de la population de ces nouvelles spécifications en raison du fait qu'elle s'est révélée non significative dans les estimations précédentes.

TABLEAU 33 – Effets des mésalignements et dépendance interindividuelle des erreurs

Estimateur de Driscoll et Kraay	Échantillon total		Régime de change Fixe		Régime de change « flexible »	
	I	**II**	**III**	**IV**	**V**	**VI**
Mis	**-0.103**** (-2.50)	—	**-0.287***** (-7.51)	—	**-0.056**** (-2.61)	—
Under	—	**0.013** (0.21)	—	**0.111** (0.59)	—	**-0.033** (-1.17)
Over	—	**-0.136**** (-2.35)	—	**-0.367***** (-3.55)	—	**-0.102***** (-5.58)
$y_{i,t-1}$	-0.061*** (-3.45)	-0.061*** (-3.37)	-0.062*** (-4.53)	-0.057*** (-3.50)	-0.018* (-1.83)	-0.019* (-1.97)
Inflation	-0.001 (-0.036)	-0.001 (-0.10)	0.002 (0.46)	0.002 (0.51)	-0.009*** (-4.63)	-0.008*** (-3.60)
FDI	0.245** (2.56)	0.251** (2.58)	0.052 (0.70)	0.045 (0.57)	0.059 (1.15)	0.076 (1.53)
Investment	0.024*** (4.13)	0.021*** (3.24)	0.019 (1.39)	0.021 (1.36)	0.015*** (3.83)	0.011*** (3.70)
Govexp	-0.033*** (-3.36)	-0.033*** (-3.39)	-0.031*** (-5.17)	-0.033*** (-5.11)	-0.007 (-0.89)	-0.006 (-0.78)
Open	0.048*** (4.71)	0.050*** (4.61)	0.123*** (5.68)	0.123*** (6.22)	0.008 (1.58)	0.011** (2.21)
Constante	0.295** (2.43)	0.295** (2.38)	0.021 (0.16)	-0.001 (-0.01)	0.133** (1.99)	0.136 (2.13)

***Note** : La variable dépendante est la différence logarithmique du PIB en PPA. On rappelle que *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%.*

[283] Dans un souci de concision, nous nous en tenons à une présentation sommaire, mais le lecteur intéressé par les détails de la formalisation pourra consulter Hoechle (2007) p. 288.

[284] L'annexe 4 et le **Tableau 45**, également en annexe de ce chapitre, montrent que les résultats de la méthode de Driscoll et Kraay sont similaires à ceux que l'on obtient à partir de l'estimateur de Prais-Winsten en panel, lequel est conçu sous le logiciel Stata prendre en compte l'autocorrélation, l'hétéroscédasticité et l'inter dépendance des erreurs.

Dans l'ensemble, les résultats de ce tableau sont conformes aux précédents, puisque l'on retrouve l'effet négatif du mésalignement et notamment de la surévaluation, tandis que la sous-évaluation apparaît une fois encore peu déterminante. En outre, le **Tableau 33** met également en évidence les effets favorables des IDE, de l'investissement ou de l'ouverture commerciale. L'effet négatif des dépenses de consommation du gouvernement est également confirmé, tandis que l'inflation apparaît une fois encore peu significative pour les pays à régimes fixes, contrairement à ceux qui n'appartiennent pas à ce type de régimes. En somme, la prise en compte de la dépendance interindividuelle des erreurs ne modifie pas nos conclusions quant à l'influence des mésalignements sur la croissance. Compte tenu de cette dépendance, nous employons à nouveau l'estimateur de Driscoll et Kraay pour tester la sensibilité des résultats à des mesures alternatives des mésalignements.

2. Les mesures alternatives des mésalignements

Nous testons à présent la sensibilité de notre résultat principal à des mesures alternatives des mésalignements. Précisément, nous introduisons d'une part les mésalignements dérivés de l'approche NATREX (a), en lieu et place des indicateurs issus de l'approche BEER. D'autre part, nous construisons l'indicateur de sous-évaluation de Rodrik (2008), et testons son influence sur la croissance en suivant la démarche simple proposée par l'auteur (b).

a. Les mésalignements dérivés de l'approche NATREX

Pour mémoire, nous déterminons le taux de change d'équilibre de l'approche NATREX au moyen de l'équation suivante :

$$e^* = f(g, [z + r.f], \rho, \eta, \tau) \qquad (27)$$

où e^* représente le taux de change d'équilibre ; g représente les dépenses de consommation finales du gouvernement ; z représente les transferts en provenance de l'étranger ; r est le rendement réel des actifs étrangers, exprimé en termes de biens échangeables ; f est la position extérieure nette ; ρ est un indicateur de productivité ; enfin, η et τ représentent respectivement les mesures de politique commerciale et les termes de l'échange.

Nous introduisons alors les indicateurs dérivés du NATREX dans l'équation de la croissance dont l'estimation aboutit aux résultats du **Tableau 34** ci-après.

TABLEAU 34 – Influence des mésalignements dérivés du NATREX

Estimateur de Driscoll et Kraay	Échantillon total		Régime de change Fixe		Régime de change « flexible »	
	I	**II**	**III**	**IV**	**V**	**VI**
Mis Natrex	**-0.022** (-1.54)	—	**-0.057*** ** (-3.29)	—	**0.008** (0.92)	—
Under Natrex	—	**-0.065** (-1.35)	—	**-0.177** (-1.26)	—	**0.062** (1.55)
Over Natrex	—	**-0.028*** (-1.98)	—	**-0.065*** ** (-3.11)	—	**0.021*** (1.88)
$y_{i,t-1}$	-0.046*** (-4.51)	-0.048*** (-4.34)	-0.132*** (-6.39)	-0.128*** (-6.02)	-0.035*** (-4.99)	-0.032*** (-4.96)
Inflation	-0.002** (-2.38)	-0.002** (-2.27)	0.002 (0.63)	0.002 (0.64)	-0.014*** (-6.39)	-0.014*** (-6.35)
FDI	0.084 (1.69)	0.74 (1.24)	-0.057 (-0.87)	-0.057 (-0.87)	0.080 (1.60)	0.103** (2.40)
Investment	0.033*** (4.28)	0.033*** (4.34)	0.057*** (3.62)	0.056*** (3.66)	0.029*** (4.56)	0.029*** (4.68)
Govexp	-0.037*** (-3.93)	-0.038*** (-3.82)	-0.108*** (-5.74)	-0.104*** (-5.22)	-0.022*** (-3.04)	-0.021*** (-2.93)
Open	0.035*** (4.80)	0.035*** (4.79)	0.121*** (4.94)	0.124*** (5.01)	0.006 (0.48)	0.004 (0.37)
Constante	0.228** (2.66)	0.025** (2.66)	0.656*** (3.02)	0.619*** (2.74)	0.256*** (3.37)	0.238*** (3.47)

***Note** : La variable dépendante est la différence logarithmique du PIB en PPA. On rappelle que *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%. Le taux de croissance de la population (non significatif par ailleurs) est exclu de l'estimation, de même que l'inflation en raison du fait que la variable dépendante est mesurée en termes réels.*

En termes de résultats, il apparaît une fois encore que la sous-évaluation n'exerce pas d'influence positive sur la croissance, quel que soit le régime de change et contrairement à la surévaluation dont l'effet négatif ressort mais de manière moins significative. Plus généralement, il apparaît que les variables de contrôle conservent les signes précédents, même si l'on peut observer des niveaux de significativité différents.

À la suite de cette estimation, nous proposons une analyse alternative, courante dans la littérature, qui consiste à calculer un indicateur de sous-évaluation suivant la démarche proposée par Rodrik (2008).

b. L'indicateur de sous-évaluation de Rodrik (2008)

Nous utilisons à présent l'indicateur de Rodrik (2008) pour tester l'influence de la sous-évaluation sur la croissance. Dans un premier temps, nous rappelons brièvement la démarche de construction (i), à partir de laquelle nous obtenons les résultats présentés dans un second temps (ii).

i. Rappel de la démarche

Pour appliquer la démarche de Rodrik (2008), nous calculons d'abord chaque observation comme une moyenne sur cinq ans, de sorte que les dimensions individuelle et temporelle correspondent à

présent à 6 et 7 unités respectivement. Ensuite, nous procédons en trois étapes. La première consiste à définir le TCR à partir de la formule[285] :

$$\ln TCR_{it} = \ln\left(\frac{XRAT_{it}}{PPP_{it}}\right) \tag{25}$$

où $XRAT_{it}$ est le taux de change coté à l'incertain et PPP_{it} est le taux de parité des pouvoirs d'achat. De cette manière, une valeur du TCR supérieure à 1 indique une dépréciation par rapport au niveau défini par la PPA. La deuxième étape consiste à déterminer l'importance de l'effet Balassa[286] en posant :

$$\ln TCR_{it} = \alpha + \beta \ln RGDPCH_{it} + f_t + \varepsilon_{it} \tag{26}$$

où $RGDPCH_{it}$ est le PIB réel par tête et f_t est l'effet fixe. La troisième et dernière étape consiste à construire l'indicateur de sous-évaluation proprement dit en posant la différence entre la valeur observée du TCR et sa valeur ajustée de l'effet Balassa, c'est-à-dire :

$$\ln Underval_{it} = \ln TCR_{it} - \ln TCR_{it} \tag{27}$$

où TCR_{it} est la valeur prédite du TCR à partir de l'équation (26). L'indicateur de sous-évaluation ainsi défini permet d'estimer l'équation de croissance suivante :

$$\Delta y_{it} = \alpha + \beta \ln RGDPCH_{i,t-1} + \delta \ln Underval_{it} + X_{it} + f_i + f_t + u_{it} \tag{28}$$

où f_i et f_t représentent les variables muettes individuelles et temporelles. L'ensemble des résultats est présenté ci-dessous.

ii. Résultats des estimations

Les **Tableau 35** et **Tableau 36** présentent les résultats issus de l'estimation des équations (26) et (28). Le premier confirme l'existence d'un effet de type Balassa-Samuelson, tout comme chez Rodrik (2008), même si le coefficient estimé (-0.11) est significatif à 10%.

[285] La notation adoptée est identique à celle de Rodrik (2008). Les données nécessaires sont extraites de la base « *Penn World Tables 7.1* ». Nos données sont donc plus récentes que celles de Rodrik (2008) qui proviennent de la version 6.2.

[286] Pour une critique de cette approche, le lecteur intéressé pourra consulter les commentaires de Peter Blair Henry et Michael Woodford, en fin d'article (pp. 413-439).

TABLEAU 35 – Taux de change réel et effet Balassa-Samuelson

Variables	*Coefficients*	*t de Student*
RGDPCH	-0,11*	-1,7
Constante	1,02**	2,17
Test de Wald de significativité jointe des muettes temporelles	Chi-deux = 38,13 P-value= 0,00	

Source : *Calculs de l'auteur. *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%.*

Le second tableau montre que la variable Underval est associée à un coefficient non significatif, confirmant ainsi que le mésalignement n'exerce aucune influence sur la croissance des pays étudiés.

TABLEAU 36 – Effet du mésalignement sur la croissance

Variables	*Coefficients*	*t de Student*
UNDERVAL	0,12	1,45
RGDPCH_1	-0,21***	-3,77
Open	0,15*	1,67
Invest	0,10*	1,78
Govexp	-0,18***	-3,39
Constante	0,98*	1,71
Test de Wald de significativité jointe des muettes temporelles	Chi-deux = 2,48 P-value= 0,78	

Source : *Calculs de l'auteur. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB réel par tête. *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%.*

En somme, les différentes alternatives que nous avons envisagées convergent vers l'idée que la sous-évaluation n'exerce pas d'effet favorable sur la croissance. Dans la sous-section suivante, nous proposons d'approfondir cette analyse de robustesse en relâchant l'hypothèse de linéarité.

B. L'hypothèse d'une non linéarité entre les mésalignements et la croissance via le canal de la dette

Nous avons raisonné jusqu'ici en faisant l'hypothèse implicite que la relation entre les mésalignements et la croissance est linéaire. Pourtant, on peut également envisager l'hypothèse d'une relation non linéaire comme c'est le cas dans les travaux de Béreau et al. (2012) ou Couharde et Sallenave (2013), pour ne citer que ceux-là. Précisément, nous testons à présent l'hypothèse d'une relation non linéaire qui transite par le canal de la dette. À cet effet, nous présentons d'abord les fondements de l'analyse (1), ensuite nous expliquons la démarche retenue pour l'évaluation empirique, ainsi que les résultats auxquels elle aboutit (2).

1. Les fondements de l'analyse

L'analyse non linéaire que nous proposons ici est fondée sur le double plan théorique (a) et empirique (b).

a. Les fondements théoriques

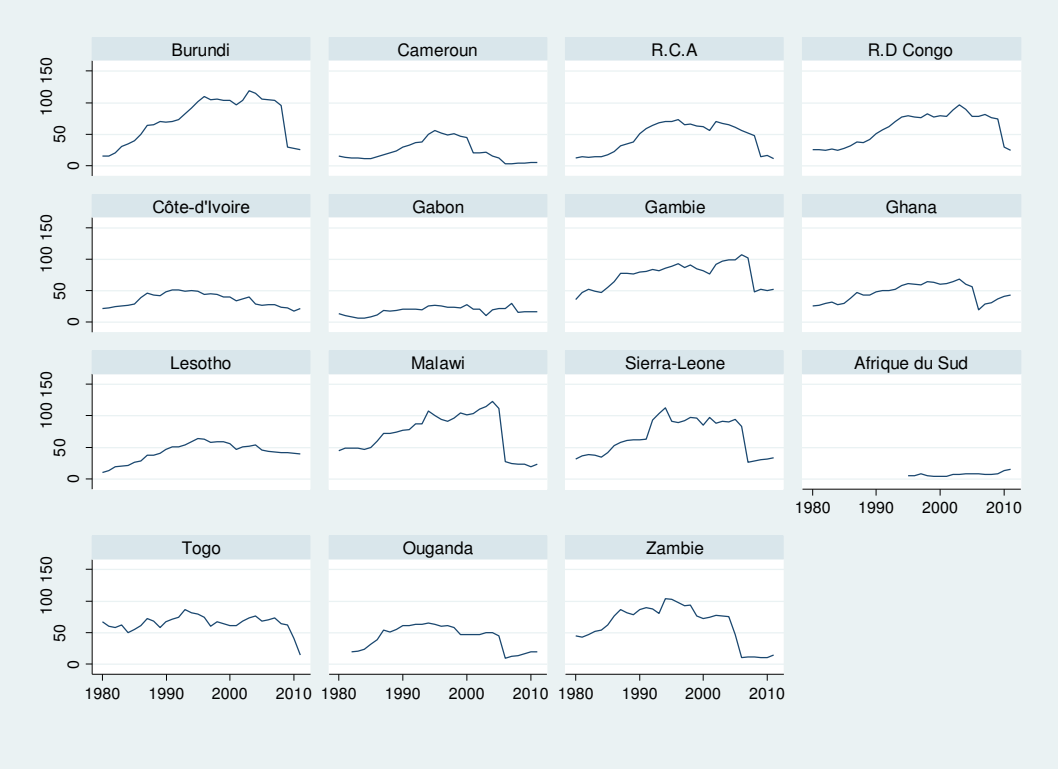
Sur le plan théorique, l'analyse traditionnelle suppose généralement que la sous-évaluation exerce un effet positif sur la croissance à travers l'amélioration de la compétitivité externe, l'accumulation du capital et l'investissement, ou encore les externalités positives dans le secteur des biens échangeables. Pourtant, il semble que l'influence de la dette externe constitue également un canal de transmission, notamment dans les pays en développement et fortement endettés que nous étudions. Ce récent argument, proposé en premier par Forslund et al. (2011) dans une étude sur la composition de la dette publique de 104 pays émergents et en développement, stipule que la surévaluation peut elle aussi être bénéfique notamment à travers l'allègement mécanique du fardeau de la dette libellée en devises.

De ce point de vue, on peut avancer que les mésalignements du taux de change exercent deux effets antagoniques sur la croissance à travers la compétitivité et la valorisation de la dette, ce d'autant que la part de celle-ci dans le PIB est croissante pour la plupart des pays retenus comme le montre la **Figure 13** (voir aussi le **Tableau 46** en annexes), même si l'on peut noter une rupture au cours des années 2000 liée à l'atteinte du point de décision de l'initiative PPTE[287]. Plus précisément, la sous-évaluation peut être néfaste car en générant l'inflation importée, elle constitue un signal d'instabilité duquel résulte des difficultés d'emprunt en monnaie locale sur les marchés domestique et financiers (Goldstein et Turner, 2004). C'est ce qu'Eichengreen et Hausmann (1999) ont appelé le « péché originel ». En outre, la sous-évaluation peut entrainer la baisse de la production et finalement la récession, à travers la diminution des crédits, ou l'accroissement des coûts de production ou encore en raison du « currency mismatch »[288], puisque les rendements des firmes qui financent leurs projets en devises dépendent de la valeur de la monnaie. À l'inverse, la surévaluation peut affaiblir la croissance à travers la détérioration de la compétitivité, mais cet effet peut être supplanté par l'effet de valorisation induit par la réduction de la charge de la dette extérieure libellée en devises, ou plus simplement par la facilitation de l'accès au crédit.

[287] Le point de décision désigne la première étape de l'initiative pour les pays pauvres et très endettés (PPTE) lancée par le FMI et la Banque Mondiale, et au titre duquel les pays éligibles peuvent bénéficier d'un allègement du service de la dette exigible.

[288] Ce terme est employé par Eichengreen et al. (2003) pour désigner le différentiel entre l'actif en monnaie nationale et le passif en devises, qui résulte de la variation du taux de change.

FIGURE 13 – Évolutions de la dette publique et publiquement garantie en devises (% du PIB)



Note : Construction de l'auteur

En somme, l'hypothèse que l'influence des mésalignements transite par le canal de la dette semble plausible d'un point de vue théorique. Sur le plan empirique, notre analyse s'inscrit dans le prolongement de celle de Grekou (2015) comme nous l'expliquons dans le paragraphe suivant.

b. Les fondements empiriques

Pour montrer l'effet non linéaire qui lie les mésalignements du TCR à la croissance économique, Grekou (2015) utilise un modèle de transition lisse en panel (PSTR[289]) dans lequel les coefficients des variables de la dette et du mésalignement, varient d'un régime à l'autre en fonction d'un niveau seuil de mésalignement[290]. Précisément, l'expression de ce modèle est la suivante :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \omega X_{it} + \beta_{01} Debt_{it} + \beta_{02} Mis_{it} + \left[\beta_{11} Debt_{it} + \beta_{12} Mis_{it}\right] g\left(Mis_{it}; \gamma, c\right) + u_{it} \qquad (29)$$

où Δy_{it} est le taux de croissance du PIB par tête ; μ_i représente l'effet fixe de la régression ; X_{it} est un vecteur de variables de contrôle ; $Debt_{it}$ désigne la dette ; Mis_{it} est l'indicateur des

[289] *Panel Smooth Transition Regression*. Nous reviendrons en détails sur la formalisation et le principe de ce modèle dans la suite de ce chapitre.
[290] Entre 7,5% et 13% de mésalignement selon la spécification retenue.

mésalignements et $g(\text{Mis}_{it};\gamma,c)$ est une fonction de transition sur laquelle nous reviendrons en détails dans la suite cette analyse.

En résumé, l'équation (29) signifie que la dette influence la croissance en fonction du niveau de mésalignement, ce qui permet à l'auteur de distinguer le canal de la dette de celui de la compétitivité. Or, si l'effet du mésalignement sur la croissance transite effectivement par la dette, alors il nous semble convenable de tester cette hypothèse en modifiant l'équation (29) de sorte qu'elle signifie que les mésalignements influencent la croissance en fonction du niveau de la dette. En d'autres termes, il faudrait plutôt considérer la dette comme une variable de transition, et le mésalignement comme régresseur à coefficient variable selon le régime.

En outre, l'équation (29) implique simplement que le premier régime du modèle correspond à la sous-évaluation[291] et vice-versa. Pourtant, à notre sens, on pourrait également concevoir que deux régimes sont associés à un seul type de mésalignement de manière à mieux traduire l'hypothèse que les faibles écarts du TCR par rapport à l'équilibre peuvent être bénéfiques pour la croissance et inversement. De ce fait, nous proposons d'introduire deux variables représentatives de la surévaluation et de la sous-évaluation respectivement afin de déterminer avec une meilleure précision le seuil d'endettement à partir duquel l'effet d'un type de mésalignement se modifie. Pour ce faire, nous employons également le modèle de transition lisse en panel, dont nous rappelons le principe dans le paragraphe suivant avant de présenter les résultats de l'évaluation.

2. L'estimation d'un modèle de transition lisse en panel

Nous achevons l'analyse de robustesse par l'estimation d'un modèle de transition lisse en panel pour tester l'hypothèse d'une relation non linéaire entre les mésalignements et la croissance, conformément aux arguments que nous avons présentés ci-avant. À cet effet, nous revenons brièvement sur l'étude de la linéarité en économétrie (a) dans le but de mettre en lumière l'avantage du modèle de transition lisse pour l'estimation de l'équation que nous présenterons. À la suite de cet historique nous présentons les variables retenues et les résultats issus des estimations (b).

a. L'étude empirique des non linéarités et la spécification formelle du modèle

Il convient de montrer l'avantage du modèle de transition lisse en revenant brièvement sur l'évolution de l'étude des non-linéarités en économétrie (i), avant de présenter le modèle de transition lisse proprement dit, en focalisant sur l'équation que nous estimons (ii).

[291] Cf. Grekou (2015) p. 148.

i. L'étude empirique des non linéarités

À l'origine, les travaux empiriques sur la non-linéarité ont été développés pour les séries temporelles. Ils reposent sur l'idée sous-jacente que les observations d'une variable individuelle peuvent être regroupées en plusieurs classes (ou régimes) en fonction d'une valeur précise d'une variable observable (le seuil). D'une manière générale on peut distinguer les modèles autorégressifs à transition brutale (TAR : *Threshold AutoRegressive* ; Tong et Lim (1980)), et les modèles autorégressifs à transition lisse (STAR : *Smooth Transition AutoRegressive* ; Luukkonen et al. (1988))[292]. Les premiers rendent compte de la transition « soudaine ou abrupte » des coefficients d'un modèle au-delà du seuil de la variable de transition, tandis que les seconds autorisent une transition non plus brutale mais graduelle entre deux régimes.

Le cas des données de panel, a réellement fait l'objet d'une attention suffisante plus récemment, car on peut relever les tentatives de Raj et Ullah (1981) ou Swamy et Tavlas (1995), lesquels proposent les modèles à coefficients composés et à coefficients aléatoires respectivement. Mais ces derniers se sont révélés peu satisfaisants puisque le premier présente un inconvénient majeur d'identification lié à l'inflation du nombre des paramètres à estimer, et le second semble contradictoire en ce sens qu'il a pour but d'estimer des coefficients individuels alors que ceux-ci sont considérés comme des variables aléatoires Pirotte (2011)[293].

Ces différentes limites ont alors conduit Hansen (1999) à proposer le modèle « PTR » (« *Panel Threshold Regression* ») basée sur la méthodologie d'usage en séries temporelles. Précisément, les variables sont affectées de coefficients différents selon un petit nombre de groupes homogènes appelés régimes, en fonction de la valeur d'une variable de transition. De cette manière, les individus du panel peuvent changer de régimes librement en fonction de l'évolution de la variable de transition, et les différents régimes du modèle peuvent être clairement identifiés à la faveur du seuil défini par la variable de transition, ce qui permet d'interpréter économiquement la non-linéarité mise en évidence par la spécification.

Pour illustrer, considérons la spécification non-linéaire à deux régimes suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I\left(q_{it} \le \gamma\right) + \beta_2' x_{it} I\left(q_{it} > \gamma\right) + e_{it} \qquad (30)$$

[292] Le modèle STAR se décline lui-même en deux versions qui ne diffèrent que par le type de la fonction de transition. On distingue ainsi le modèle LSTAR dans lequel la fonction de transition est de type logistique, et le modèle ESTAR dans lequel la fonction de transition est de type exponentiel (voir Van Dijk et al. (2000) pour plus de détails).

[293] Voir le chapitre 8 de Pirotte (2011) ou le chapitre 6 de Hsiao (2003) pour plus d'information.

où y_{it} est la variable dépendante, x_{it} est une matrice de variables explicatives, $I(.)$ est une fonction indicatrice et e_{it} est un terme d'erreur i.i.d[294]. Après soustraction des moyennes individuelles pour éliminer l'effet fixe individuel, l'équation (30) peut être réécrite de manière plus commode ainsi qu'il suit :

$$y^{*}_{it} = \beta' x^{*}_{it}(\gamma) + e^{*}_{it} \tag{31}$$

où $y^{*}_{it} = y_{it} - \bar{y}$; $\beta' = (\beta_1', \beta_2')$ et $x^{*}_{it}(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$, avec $x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it} I(q_{it} \le \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{pmatrix}$.

L'estimation de l'équation (31) par les MCO permet ainsi de déterminer la valeur estimée du paramètre de seuil $\hat{\gamma}$. Celle-ci correspond précisément à la valeur qui minimise la somme des carrés résiduelle de la régression, c'est-à-dire :

$$\hat{\gamma} = \arg\min_{\gamma} \hat{e}^{*}(\gamma)' \hat{e}^{*}(\gamma) \tag{32}$$

De ce fait, on peut tester l'hypothèse de non linéarité du modèle initial en déterminant la significativité du paramètre estimé $\hat{\gamma}$. Ce test d'hypothèse est généralement formulé à partir de l'équation (30) en posant : $H_0 : \beta_1 = \beta_2$. Or, sous l'hypothèse nulle H_0, il apparaît que le paramètre de seuil n'est pas identifié. En effet, ce dernier est assimilé à un paramètre de nuisance sous l'hypothèse nulle, ce qui empêche la mise en œuvre du test. Plus précisément, en imposant l'égalité des coefficients β_1 et β_2, on néglige implicitement le fait que l'hypothèse nulle peut aussi être formulée en posant simplement : $H_0' : \gamma = 0$. Il en résulte que le ratio de vraisemblance du test sous H_0 est affecté par la valeur de γ. Ainsi, l'existence du paramètre de nuisance sous H_0, plus communément appelée : « *le problème de Davies*[295] », empêche la détermination de la distribution asymptotique de la statistique de test. Néanmoins, pour contourner la difficulté Hansen (1999) propose une méthode de bootstrap pour approximer la distribution asymptotique de premier ordre du test[296], et conclure finalement sur la linéarité ou non du modèle (30)[297].

---

[294] « i.i.d » est une abréviation qui signifie : Indépendamment et identiquement distribué. En d'autres termes, le terme d'erreur est de moyenne nulle et de variance finie σ^2. Cette condition impose que les variables explicatives (et donc la variable de transition) sont exogènes, ce qui exclut de la spécification les variables endogènes retardées.

[295] Du nom de l'auteur qui en a fait la démonstration en premier (voir Davies (1977)). Le lecteur intéressé pourra également consulter Andrews et Ploberger (1994), Hansen (1996)ou encore Stinchcombe et White (1998) pour une revue de littérature plus récente.

[296] Voir Hansen (1999, pp. 351-353) pour plus de détails.

[297] Notons que le cas d'une multiplicité de seuils est également envisagé par Hansen (1999), même si le nombre de seuils est limité à deux. Il propose alors une démarche en trois étapes : l'estimation des paramètres, la détermination

Quoi qu'il en soit, l'approche de Hansen (1999) présente elle aussi quelques limites importantes liées notamment au faible nombre de régimes considérés, ou à la transition soudaine (« brutale ») d'un régime à l'autre. C'est pour pallier ces insuffisances que González et al. (2005) ont proposé un modèle de transition lisse (PSTR) avec multiples régimes, dans lequel le passage d'un régime à l'autre s'effectue de manière graduelle. Ce changement de régime s'effectue, non plus par le biais d'une fonction indicatrice, mais grâce à une fonction bornée d'une variable observable comme nous l'expliquons ci-après.

ii. Spécification formelle du modèle de transition lisse en panel

Pour présenter le modèle PSTR et la démarche que nous adoptons, considérons le cas standard d'une spécification à deux régimes :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \alpha' X_{it} + \beta_0' Mis_{it;0} + \left[\beta_1' Mis_{it;1}\right] \Gamma\left(Debt_{it}; \gamma, c\right) + \varepsilon_{it} \qquad (33)$$

où $i = 1, 2, ..., 16$ et $t = 1, 2, ..., 32$. La variable dépendante Δy_{it} est le taux de croissance du PIB réel par tête ; μ_i représente les effets fixes individuels et ε_{it} est le terme d'erreur ; X_{it} est la matrice des variables de contrôles dont les coefficients (vecteur α') sont supposés constants ; Mis_{it}, l'indicateur des mésalignements, exerce par hypothèse un effet non linéaire sur le taux de croissance du PIB par tête. Pour représenter la non-linéarité, on considère la fonction de transition $\Gamma\left(Debt_{it}; \gamma, c\right)$ continue et bornée sur l'intervalle $\left[0,1\right]$, avec $Debt_{it}$ le stock de la dette publique externe libellée en dollars U.S. Cette fonction est telle que les valeurs de $Debt_{it}$ déterminent les coefficients effectifs de la variable d'intérêt, respectivement β_0' dans le cas d'un seul régime, et $\beta_0' + \beta_1'$ dans le cas de deux régimes. De façon générale, Jansen et Teräsvirta (1996) proposent une fonction de transition de type logistique, exprimée de la manière suivante :

$$\Gamma\left(Debt_{it}; \gamma, c\right) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m} \left(Debt_{it} - c_j\right)\right)\right]^{-1} \quad \text{avec} \gamma > 0,\ c_i \le c_j\ \forall i \le j,\ j \in \left[1,2\right] \qquad (34)$$

où γ est le paramètre de lissage, $c = \left(c_1, ..., c_m\right)'$ est un vecteur de taille m contenant les paramètres de seuil et $m+1$ correspond alors au nombre de régimes du modèle. En pratique cependant, il est fréquent de restreindre la spécification à deux ou trois régimes c'est-à-dire $m = 1$ ou $m = 2$. Dans le premier cas, la fonction de transition correspond à une fonction indicatrice

---

du nombre de seuils par bootstrap, et la détermination des intervalles de confiance pour les seuils estimés. Voir Hansen (1999, pp. 353-356).

(comme chez Hansen [1999][298]). Dans le second cas, le modèle possède trois régimes parmi lesquels les extrêmes sont identiques et différents du régime intermédiaire. À l'inverse, quand $\gamma \to 0$ le système est réduit à un modèle linéaire à effets fixes.

Afin d'estimer l'équation 33, nous adoptons la procédure séquentielle en trois étapes proposée par González et al. (2005). La première étape consiste à tester l'hypothèse d'homogénéité ou de linéarité du modèle à estimer, puis à sélectionner la variable de transition appropriée dans le cas où l'on dispose de plusieurs variables candidates. Précisément, nous testons ici la possibilité que la variable de transition soit une variable retardée de l'endettement. La seconde étape porte quant à elle sur l'estimation du modèle proprement dit grâce à la méthode des moindres carrés non linéaires. Enfin, la troisième et dernière étape est une phase de validation dont le but est de confirmer le nombre de régimes retenus ainsi que l'absence d'hétérogénéité supplémentaire. Nous décrivons formellement la démarche propre à chacune de ces étapes dans l'annexe 7, car le paragraphe suivant focalise directement sur la variable d'intérêt ou de transition, ainsi que sur la présentation des résultats issus des estimations.

b. Construction de la variable d'intérêt et résultats des estimations

Nous présentons successivement la méthode de construction de la variable d'intérêt (i) et les résultats issus des estimations (ii).

i. Construction de la variable d'intérêt

La variable d'intérêt est cette fois la dette externe libellée en devise. Pour la construire, nous nous servons des données sur la dette externe publique et publiquement garantie en pourcentage du PIB, desquelles nous soustrayons la composition en franc français et en euro pour les pays de la zone Franc[299]. Formellement, l'expression de la variable de la dette (Debt_{it}) est donnée par la formule :

$$\mathrm{Debt}_{it} = \frac{\text{Stock de la dette}_{PPG-USD;it} \times \left[1 - \mathrm{DU}_{it}(\%\mathrm{FF}_{it} + \%\mathrm{euro}_{it})\right]}{\mathrm{PIB}_{USD;it}} \qquad (35)$$

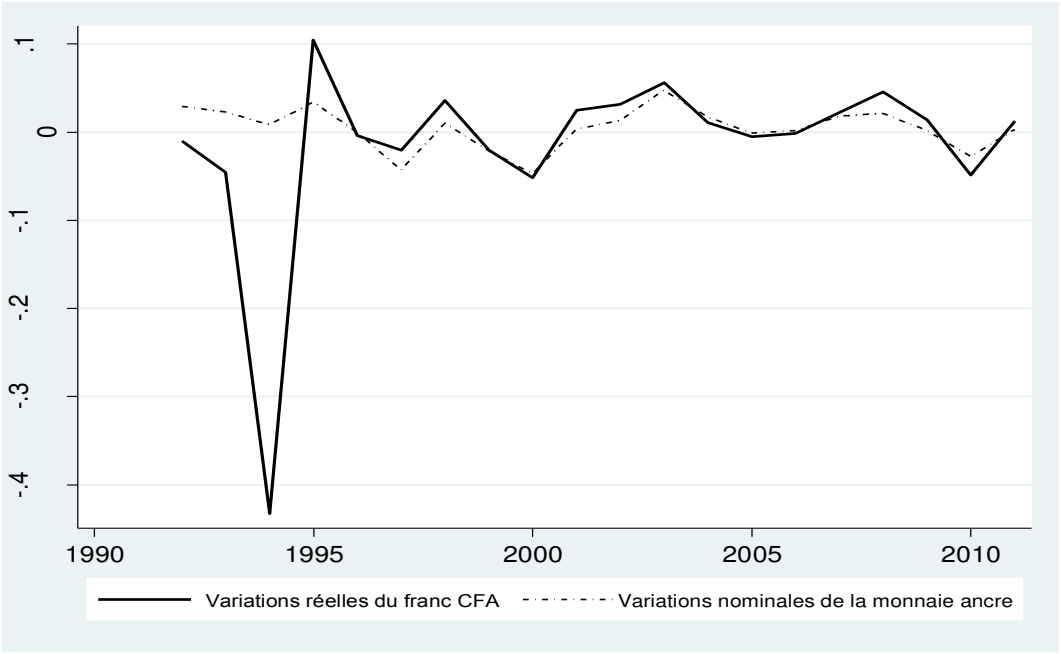
où $\%\mathrm{FF}_{it}$ est la composition de la dette libellée en Franc Français ; $\%\mathrm{euro}_{it}$ est la composition de la dette libellée en euros et DU_{it} est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 pour un pays

[298] En effet, quand $\gamma \to \infty$, alors $1 + \exp\left[(.)\right] \to 1$, donc la fonction de transition $\Gamma(.)$ n'est définie que si un évènement « A » existe $\mathrm{I}\left[\mathrm{A}\right] = 1$. Autrement, elle n'est pas définie et on a : $\mathrm{I}\left[\mathrm{A}\right] = 0$.

[299] Les données sur la composition de la dette sont présentées dans le **Tableau 47** en annexes.

de la zone Franc[300]. Cette exception pour les pays de la zone Franc semble justifiée car l'arrimage du franc CFA au franc français (puis à l'euro) implique que les variations nominales du second se répercutent mécaniquement sur le premier (*Cf.* **Figure 14**). En effet, un certain nombre de travaux s'accordent sur la similarité des variations observées du taux de change nominal et du TCR (Polterovich et Popov, 2002 ; Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2009). Les travaux de Zafar (2005), Coudert et al. (2013) ou Gnimassoun (2014) confirment cette corrélation en montrant notamment que l'évolution de la monnaie ancre a eu une influence sur les mésalignements du franc CFA[301].

FIGURE 14 – Évolutions des taux de change du franc CFA et de la monnaie ancre*



Note : Construction de l'auteur, inspirée de Grekou (2015). * : On précise que la monnaie ancre varie par rapport au dollar

De ce fait, l'élimination de la composition de la dette en franc français et en euros est un moyen convenable pour éviter les erreurs de spécification du modèle liées à la corrélation des variables explicatives. L'information contenue dans les données devrait être peu affectée puisqu'une part plus importante de la dette totale est exprimée dans une devise différente de l'euro ou du franc (voir le **Tableau 47** en annexes).

[300] L'introduction de cette variable indicatrice permet de prendre en compte l'hétérogénéité de notre échantillon en termes de fixité du taux de change. Elle différencie ainsi notre analyse de celle de Grekou (2015) qui ne considère que les pays appartenant à la zone Franc.

[301] Zafar (2005) montre par exemple que la volatilité du taux de change euro-dollar a entrainé l'appréciation du TCER dans les deux sous-régions CEMAC et UEMOA. Gnimassoun (2014) confirme ce résultat en montrant que la surévaluation de 1% de la monnaie ancre entraine une surévaluation correspondante du franc CFA de l'ordre de 1,2% à 1,5%.

Quoi qu'il en soit, la variable d'intérêt décrite ci-avant permet de procéder à l'estimation du modèle de transition lisse, en intégrant par ailleurs les variables de contrôle les plus significatives des estimations précédentes. Les résultats sont présentés dans le paragraphe suivant.

ii. Résultats de l'analyse

Nous présentons les résultats en respectant les étapes de l'estimation proposées par Gonzales et al. (2005). Dans cette perspective, le **Tableau 37** présente l'estimation de la relation entre les mésalignements et la croissance sous l'hypothèse linéaire.

TABLEAU 37 – Estimations d'une relation linéaire entre mésalignements et croissance

	I		II		III		IV	
	Coefficients	**t-stat**	**Coefficients**	**t-stat**	**Coefficients**	**t-stat**	**Coefficients**	**t-stat**
Revenu initial	-0,06***	-6,31	-0,05**	-5,07	-0,06***	-5,66	-0,05***	-5,04
Open	0,06***	5,47	0,06***	4,78	0,06***	5,71	0,05***	4,39
Invest	0,01**	2,51	0,02***	3,54	0,01**	1,98	0,02***	3,6
Gov	-0,04***	-5,06	-0,04***	-5,03	-0,04***	5,26	-0,04***	-5,05
MIS_{BEER}	**-0,14*** **	-3,56	---	---	---	---	---	---
MIS_{NATREX}	---	---	**-0,03**	-1,53	---	---	---	---
$UNDER_{BEER}$	---	---	---	---	**-0,001**	-0,01	---	---
$OVER_{BEER}$	---	---	---	---	**-0,186*** **	-3,99	---	---
$UNDER_{NATREX}$	---	---	---	---	---	---	**-0,12**	-1,16
$OVER_{NATREX}$	---	---	---	---	---	---	**-0,04***	-1,18
Constante	0,23***	3,00	0,14**	1,98	0,21***	2,65	0,169**	2,2

Note : Calculs de l'auteur. Nous considérons systématiquement les deux mesures du mésalignement retenues dans ce travail. On rappelle que les variables indicatrices de la sous-évaluation (« Under ») sont positives par construction. ***, ** et * désignent la significativité à 1%, 5% et 10% respectivement.

Dans l'ensemble, ces résultats sont conformes aux précédents puisque l'on retrouve l'effet non significatif de la sous-évaluation ; l'effet négatif de la surévaluation et des dépenses de consommation du gouvernement ou encore l'effet positif de l'ouverture commerciale et l'investissement. Ce préalable nous permet procéder au test de l'hypothèse de linéarité, présenté dans le **Tableau 38**, qui montre que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle de linéarité de la relation et justifie de fait que l'on envisage un second régime dans la spécification du modèle PSTR.

TABLEAU 38 – Test de l'hypothèse de linéarité de la relation

H0 : m = 0 vs H1 : m = 1	I		II		III		IV	
	Statistique	**P-value**	**Statistique**	**P-value**	**Statistique**	**P-value**	**Statistique**	**P-value**
Test « F » de González et al. (2005)	15,97***	0,00	5,75**	0,02	19,23***	0,00	12,56***	0,00
Test LM de Hansen (1996)	10,85***	0,00	9,89***	0,00	17,44***	0,00	15,57***	0,00

Note : Calculs de l'auteur. Les statistiques du test de Fischer sont calculées à partir des paramètres F (1, 407) ; F (1, 418) ; F (2, 406) et F (2, 405) respectivement. ** et *** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de linéarité (d'homogénéité) du modèle aux seuils de 5% et 1% respectivement.

Mais l'estimation de ce modèle PSTR est aussi conditionnée par le choix de la variable de transition appropriée. C'est la raison pour laquelle nous procédons à une série de tests, pour effectuer un choix pertinent entre une variable en niveau et une variable en différence première. Les résultats présentés dans le **Tableau 39** montrent que la variable en différence première est associée à la *p-value* la plus faible. C'est donc la variable Debt_{it} en différence première qui joue le rôle de transition dans notre modèle.

TABLEAU 39 – Tests de sélection de la variable de transition

	Variable de transition : Debt		Variable de transition : ΔDebt	
	Statistique	*P-value*	*Statistique*	*P-value*
Test de Wald	0,109414	0,7408	5,7546	0,01644**
Test de Fischer	0,109414	0,7409	5,7546	0,01690**
Test LM	0,095926	0,7567	12,8825	0,00033*
Version-F du test LM	0,095926	0,7569	12,8825	0,00037*

Note : Calculs de l'auteur. * et ** indiquent la significativité à 1% et 5% respectivement.

Au final, les résultats de l'estimation proprement dite (**Tableau 40**), sont une fois encore cohérents avec les précédents. On retrouve notamment les effets positifs de l'ouverture commerciale et de l'investissement sur la croissance, et les effets négatifs du revenu initial et des dépenses de consommation du gouvernement[302]. En outre, les coefficients des variables $\mathrm{MIS}_{\mathrm{BEER}}$ et $\mathrm{MIS}_{\mathrm{NATREX}}$ montrent qu'il y a bien un effet négatif du mésalignement sur la croissance, puisque les coefficients du premier régime sont non significatifs alors que dans le second régime, l'effet total est de -0.2% et -0.13%[303] pour ces deux variables respectives.

Plus spécifiquement, la décomposition du mésalignement met en évidence la supériorité de « l'effet dette » sur « l'effet compétitivité », puisque l'effet total de la sous-évaluation est de -0.31% et -0.46% pour les variables $\mathrm{UNDER}_{\mathrm{BEER}}$ et $\mathrm{UNDER}_{\mathrm{BEER}}$ respectivement. En d'autres termes, la sous-évaluation exerce un effet non linéaire sur la croissance qui devient négatif au-delà d'un seuil de 8.17% de variation de la dette ($\Delta\mathrm{Debt} \geq 8.17\%$). À l'inverse, en situation d'endettement modéré ($\Delta\mathrm{Debt} < 8.17\%$), la sous-évaluation et la surévaluation ne sont pas nécessairement néfastes puisque les indicateurs NATREX ($\mathrm{UNDER}_{\mathrm{NATREX}}$ et $\mathrm{OVER}_{\mathrm{NATREX}}$) apparaissent avec des coefficients significatifs (0.15% et 0.03%) respectivement, tandis que les autres (Under1 et Over1) sont non significatifs

[302] L'effet négatif des dépenses de consommation du gouvernement est fréquent dans les estimations de la croissance portant sur les pays en développement. Le lecteur intéressé pourra par exemple consulter Razin et Collins (1997).
[303] L'effet total est obtenu en additionnant les coefficients obtenus pour $m = 0$ et $m = 1$. Dans le cas présent, les coefficients du premier régime ne sont pas significatifs, raison pour laquelle ils sont assimilés à zéro.

TABLEAU 40 –PSTR final avec la dette comme variable de transition

	I		II		III		IV	
	Coefficients	**t-stat**	**Coefficients**	**t-stat**	**Coefficients**	**t-stat**	**Coefficients**	**t-stat**
	Variables de contrôle à coefficients constants							
Revenu initial	-0,06***	2,85	-0,03**	-2,06	-0,06***	-3,09	-0,03**	-2,03
Open	0,04***	3,13	0,04***	3,51	0,04***	4,08	0,04***	3,18
Invest	0,02***	2,64	0,02***	2,78	0,01***	2,57	0,02***	3,13
Gov	-0,03***	-3,11	-0,03***	-3,15	-0,02*	-1,79	-0,03***	-2,74
Constante	0,28**	2,02	0,05	0,54	0,26**	2,25	0,07	0,65
	Variables à coefficients changeants							
	$m=0$	$m=1$	$m=0$	$m=1$	$m=0$	$m=1$	$m=0$	$m=1$
MIS$_{BEER}$	0,02 (0,68)	-0,20*** (-3,64)	---	---	---	---	---	---
MIS$_{NATREX}$	---	---	0,02 (0,97)	-0,13*** (-4,14)	---	---	---	---
UNDER$_{BEER}$	---	---	---	---	0,08 (1,01)	-0,31*** (-3,84)	---	---
OVER$_{BEER}$	---	---	---	---	0,02 (1,05)	-0,98*** (-7,09)	---	---
UNDER$_{NATREX}$	---	---	---	---	---	---	0,15*** (3,02)	-0,61*** (-6,77)
OVER$_{NATREX}$	---	---	---	---	---	---	0,03* (1,69)	-0,31*** (-4,94)
$(\gamma ; c)$	(3.16 ; 0.66)		(0.39 ; 3.11)		(0.19 ; 8.17)		(0.19 ; 8.17)	

Note : Calculs de l'auteur. Nous considérons systématiquement les deux mesures du mésalignement retenues dans ce travail. On rappelle que les variables indicatrices de la sous-évaluation (« Under ») sont positives par construction. ***, ** et * désignent la significativité à 1%, 5% et 10% respectivement.

Dans l'ensemble, les résultats du modèle PSTR prolongent nos conclusions précédentes en mettant en évidence l'existence d'un seuil en deçà duquel l'effet de la sous-évaluation sur la croissance est peu évident et au-delà duquel il devient négatif, dans un contexte d'augmentation de l'endettement. Le canal de la dette supplante donc celui de la compétitivité, ce qui apparaît comme la conséquence de la faiblesse du système productif, ou de la forte dépendance à l'égard des matières premières ou encore de l'importance du secteur informel.

Pour clore cette analyse, nous procédons aux tests d'absence d'hétérogénéité supplémentaire de Hansen (1996) et González et al. (2005), afin de conforter notre choix pour une spécification à deux régimes. Les résultats, présentés dans le **Tableau 41** montrent qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'un modèle à deux régimes au seuil critique de 5%.

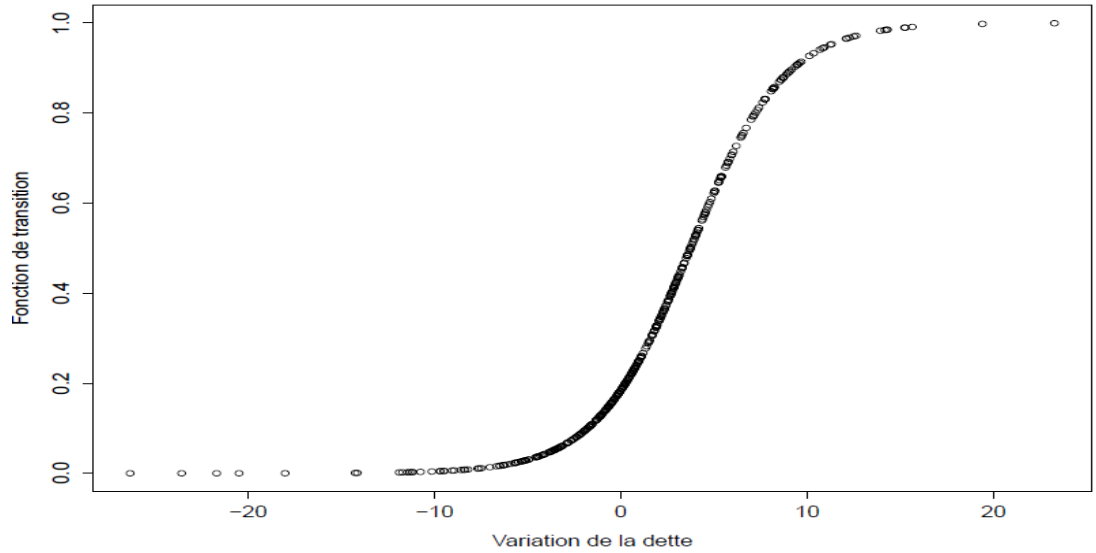
TABLEAU 41 – Tests d'absence d'hétérogénéité supplémentaire

H0 : m = 1 vs H1 : m = 2	I		II		III		IV	
	Statistique	**P-value**	**Statistique**	**P-value**	**Statistique**	**P-value**	**Statistique**	**P-value**
Test « F » de González et al. (2005)	0,07	0,783	0,35	0,554	0,92	0,40	2,29	0,101
Test LM de Hansen (1996)	0,17	0,919	0,59	0,394	0,98	0,656	1,63	1,353

Note : Calculs de l'auteur. Les statistiques du test de Fischer sont calculées à partir des paramètres F (1, 407) ; F (1, 418) ; F (2, 406) et F (2, 405) respectivement. ** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de linéarité (d'homogénéité) du modèle.

De ce fait, nous illustrons la transition des coefficients d'un régime à l'autre par la **Figure 15** suivante.

FIGURE 15 – Fonction de transition du modèle avec décomposition du mésalignement



* * *

Conclusion

Ce chapitre était consacré à l'évaluation empirique de l'influence des mésalignements sur la croissance économique. Pour ce faire, nous avons d'abord spécifié l'équation de croissance en effectuant une sélection robuste des déterminants pertinents grâce à deux techniques récentes d'inférence bayésienne. Cette étape s'est avérée nécessaire puisque toute spécification qui ignore l'incertitude sur lesdits déterminants conduit à des erreurs d'inférence ou de prévision.

Nous avons ensuite procédé à une première estimation de l'équation de croissance par la méthode SYS-GMM, en considérant le régime de change en vigueur, tout comme dans le chapitre 2. Pour affiner l'analyse, nous testons la sensibilité des résultats à l'hypothèse de dépendance interindividuelle des erreurs, ainsi qu'à des mesures alternatives du taux de change d'équilibre et des mésalignements. En effet, l'hypothèse d'indépendance des erreurs dans les estimations de la croissance est peu réaliste compte tenu de l'éventuelle omission de certaines variables importantes dans la spécification, ou plus généralement de l'intégration croissante des marchés et des effets de débordements spatiaux. En outre, la nature abstraite et non observable du taux de change d'équilibre rend nécessaire la comparaison des premiers résultats avec ceux d'une ou plusieurs estimations alternatives. Pour toutes ces raisons, nous avons retenu l'estimateur simple de Driscoll et Kraay (1998) et nous avons introduit dans la spécification les mésalignements dérivés de l'approche NATREX, puis nous avons testé l'influence de l'indicateur de sous-évaluation de Rodrik (2008). Enfin, l'estimation d'un modèle PSTR a permis d'envisager l'hypothèse d'une relation non linéaire, entre les mésalignements et la croissance, qui transite par le canal de la dette.

Au terme de cet ultime chapitre, il apparaît que les écarts du TCER par rapport à son niveau d'équilibre n'exercent pas d'effets favorables sur la croissance des pays considérés, qu'il s'agisse de la surévaluation ou de la sous-évaluation. En effet, la décomposition des indicateurs de mésalignements permet de mettre en évidence un effet négatif de la surévaluation (dans l'absolu), et un effet non significatif de la sous-évaluation. Ces résultats sont confortés par l'estimation non linéaire, qui montre que, dans un contexte d'accroissement de l'endettement, il existe un seuil en deçà duquel l'effet de la sous-évaluation est peu évident et au-delà duquel il devient négatif. Ainsi, notre analyse suggère qu'il ne serait pas opportun de proposer pour les pays d'ASS des politiques de sous-évaluation de leur monnaie comme ont pu le faire certains pays asiatiques.

Annexes du chapitre

TABLEAU 42 - Statistiques descriptives individuelles des variables de contrôle

Pays		*Enrolment*	*Lifexp*	*Govexp*	*Open*	*Popgro*	*Inflation*	*Invest*	*IDE*
Burundi	*Moyenne*	9,18	47,00	16,57	27,36	2,70	10,68	14,32	0,11
	Maximum	27,96	50,34	31,57	39,52	3,49	31,11	30,52	1,34
	Minimum	2,51	44,58	7,82	19,10	1,19	-1,37	2,78	0
	Écart-type	7,42	1,58	6,95	4,86	0,75	7,64	7,50	0,26
Cameroun	*Moyenne*	27,16	51,44	10,94	31,59	2,79	5,40	17,64	1,17
	Maximum	51,30	53,30	14,93	46,04	3,04	35,09	24,80	5,53
	Minimum	16,27	49,37	8,68	17,62	2,55	-3,21	12,43	-1,01
	Écart-type	8,56	1,38	1,75	7,10	0,19	7,28	3,38	1,46
R.C.A	*Moyenne*	13,16	46,90	12,82	24,49	2,17	3,53	10,47	0,95
	Maximum	18,02	49,79	17,50	34,00	2,99	24,57	14,86	5,90
	Minimum	9,62	43,52	6,37	15,52	1,64	-6,99	6,38	-0,78
	Écart-type	2,27	2,30	3,61	4,19	0,39	6,85	2,33	1,30
R.D Congo	*Moyenne*	27,48	46,51	9,54	44,41	2,85	---	11,66	2,65
	Maximum	39,78	48,37	21,74	77,30	4,00	---	27,10	20,77
	Minimum	21,75	45,36	4,36	16,42	1,98	3,99	1,43	-2,48
	Écart-type	6,22	0,76	3,58	16,76	0,48	---	6,81	5,57
Côte d'Ivoire	*Moyenne*	20,83	52,07	12,31	62,79	2,80	4,81	12,48	1,30
	Maximum	27,14	55,42	18,25	82,88	4,37	26,08	24,37	3,54
	Minimum	17,41	50,16	6,48	41,96	1,38	-0,81	8,50	-2,07
	Écart-type	3,45	1,35	4,33	11,35	0,99	5,02	4,39	1,09
Guinée Équatoriale	*Moyenne*	26,96	47,54	15,19	114,42	3,76	4,45	54,21	21,43
	Maximum	42,55	51,14	39,71	202,16	8,24	31,84	113,58	145,20
	Minimum	6,13	42,81	2,74	46,49	2,52	-17,64	17,38	-5,13
	Écart-type	13,08	2,36	13,00	33,76	1,52	9,03	24,85	31,23
Gabon	*Moyenne*	41,16	60,01	13,99	71,37	2,53	3,62	27,99	0,81
	Maximum	53,08	62,69	25,78	92,66	2,74	36,12	46,10	4,93
	Minimum	31,49	54,84	8,34	49,75	2,35	-11,69	21,07	-8,59
	Écart-type	6,63	1,80	4,55	10,31	0,13	8,38	6,28	3,40
Gambie	*Moyenne*	22,53	53,97	16,33	47,60	3,40	9,63	15,30	3,08
	Maximum	55,18	58,48	54,52	84,02	4,78	56,56	25,33	12,55
	Minimum	13,48	47,54	7,11	20,92	2,77	0,84	4,56	-1,07
	Écart-type	13,90	2,83	11,65	19,67	0,61	10,55	7,22	3,70
Ghana	*Moyenne*	42,68	58,09	10,65	55,42	2,67	29,45	17,45	2,29
	Maximum	59,06	64,22	15,31	93,30	3,48	---	29,00	9,52
	Minimum	35,17	53,11	5,86	25,33	2,25	8,73	3,53	0,05
	Écart-type	7,29	3,16	2,02	16,98	0,33	26,95	7,60	2,80
Lesotho	*Moyenne*	29,63	52,26	30,18	146,35	1,45	10,54	43,19	7,86
	Maximum	49,22	59,64	39,50	183,68	2,57	33,81	74,82	35,23
	Minimum	16,64	44,08	12,86	117,58	0,70	-9,62	21,12	0
	Écart-type	8,21	5,63	8,07	15,53	0,61	7,27	16,46	10,39
Malawi	*Moyenne*	23,80	47,52	16,47	55,17	2,93	19,97	16,72	1,36
	Maximum	38,16	54,14	31,55	75,68	6,10	83,33	26,77	5,07
	Minimum	15,55	44,34	12,01	41,36	0,42	7,41	9,32	-1,30
	Écart-type	7,60	2,50	3,70	8,92	1,33	15,50	4,81	1,58
Sierra Leone	*Moyenne*	18,34	41,68	9,58	35,48	1,99	13,71	10,70	1,40
	Maximum	27,61	47,78	14,33	69,21	4,77	16,64	40,28	24,33
	Minimum	13,11	37,19	6,31	12,94	-1,00	9,25	-2,42	-28,62
	Écart-type	3,91	3,30	1,98	12,49	1,56	3,17	7,26	7,33
Afrique du Sud	*Moyenne*	85,30	56,74	18,82	43,78	1,97	9,74	19,01	0,89
	Maximum	95,70	61,55	21,83	66,61	2,60	18,65	27,50	6,14
	Minimum	62,73	50,93	14,29	32,58	1,07	1,39	14,69	-0,67
	Écart-type	10,41	3,96	1,63	7,93	0,56	4,56	3,90	1,39
Togo	*Moyenne*	30,70	53,70	13,20	64,77	2,80	4,68	16,74	1,89
	Maximum	56,49	57,03	22,37	82,03	3,74	39,16	28,24	4,77
	Minimum	19,09	49,62	8,42	25,54	2,40	-3,53	10,92	-1,38
	Écart-type	11,11	1,99	3,60	13,36	0,40	8,24	3,46	1,63
Ouganda	*Moyenne*	14,35	48,57	11,79	29,15	3,31	39,29	16,40	2,52
	Maximum	28,37	54,07	16,79	51,26	3,65	---	24,39	6,65
	Minimum	5,17	44,79	6,97	10,22	2,99	-0,29	7,86	-0,14
	Écart-type	6,95	2,70	2,55	10,09	0,18	---	5,22	2,07
Zambie	*Moyenne*	18,94	46,62	18,68	60,85	2,75	47,19	15,57	4,40
	Maximum	21,36	52,04	31,82	84,31	3,24	---	24,17	11,47
	Minimum	16,26	41,93	9,49	44,34	2,33	6,43	6,60	-0,96
	Écart-type	2,02	3,55	5,50	9,96	0,27	48,44	4,98	3,08

Source : Construction de l'auteur à partir des données de la base WDI de la Banque Mondiale (2015)

TABLEAU 43 – Effets des mésalignements et de la dévaluation sur la croissance

SYS-GMM	Échantillon total	
	I	II
Mis	**-0.124***** (-3.67)	—
Under	—	**-0.147*** (-1.77)
Over	—	**-0.118***** (-2.92)
$y_{i,t-1}$	-0.027*** (-5.37)	-0.027*** (-5.17)
Dévaluation 1994	-0.025** (-2.10)	-0.024** (-2.09)
Inflation	-0.577*** (-2.58)	-0.059** (-2.55)
FDI	0.073** (2.52)	0.073** (2.52)
Investment	0.022*** (3.47)	0.023*** (3.45)
Popgro	-0.004 (-0.43)	-0.004 (-0.45)
Govexp	-0.027*** (-3.87)	-0.027*** (-3.87)
Open	0.036*** (3.75)	0.035*** (3.60)
Constante	0.108** (2.52)	0.113** (2.47)
Test de Sargan	0.054	0.056

Note : *Dans ce tableau, *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%. Les valeurs entre parenthèses représentent les « t » de Student. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB en PPA (mesuré en différence première logarithmique).*
La probabilité associée au test de Sargan en fin de tableau indique que l'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut être rejetée au seuil de 5%.

TABLEAU 44 – Effets des mésalignements sur la croissance par sous-périodes

SYS-GMM	1980-1996		1997-2011	
	I	II	III	IV
Mis	**-0.178***** (-3.55)	—	**-0.113**** (-2.00)	—
Under	—	**-0.134** (-0.95)	—	**-0.412***** (-2.46)
Over	—	**-0.188***** (-3.26)	—	**-0.065** (-1.05)
$y_{i,t-1}$	-0.024*** (-2.41)	-0.024*** (-2.35)	-0.024*** (-3.45)	-0.032*** (-3.95)
Inflation	-0.059* (-1.85)	-0.578* (-1.80)	-0.712* (-1.84)	-0.954** (-2.35)
FDI	0.101*** (3.12)	0.1*** (3.08)	0.025 (0.60)	0.022 (0.53)
Investment	0.018** (2.02)	0.017* (1.88)	0.022** (2.07)	0.022*** (2.12)
Popgro	-0.002 (-0.23)	-0.002 (-0.20)	-0.001 (-0.10)	-0.003 (-0.16)
Govexp	-0.033*** (-2.52)	-0.033*** (-3.09)	-0.023* (-1.86)	-0.018 (-1.47)
Open	0.035*** (2.52)	0.034*** (2.51)	0.043*** (2.86)	0.042*** (2.78)
Constante	0.112 (1.64)	0.114 (1.53)	0.056 (0.75)	0.1 (1.28)
Test de Sargan	0.0835	0.0786	0.5765	0.5838

Note : *Dans ce tableau, *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%. Les valeurs entre parenthèses représentent les « t » de Student. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB en PPA (mesuré en différence première logarithmique). La probabilité associée au test de Sargan en fin de tableau indique que l'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut être rejetée au seuil de 5%.*

Annexe 4 - L'estimateur de Prais-Winsten en panel

Nous effectuons plusieurs régressions de « Prais-Winsten » afin de conforter les résultats issus de la prise en compte de l'hypothèse de dépendance interindividuelle des erreurs. Cette démarche alternative est inspirée de celle de Greene (2012) pour le cas des séries temporelles, mais elle est améliorée sous le logiciel Stata afin de corriger à la fois l'autocorrélation des erreurs et leur dépendance interindividuelle. En résumé, la régression de Prais-Winsten est l'une des variantes du modèle des moindres carrés généralisés[304], également dénommé : « modèle des moindres carrés généralisés faisables » car il permet d'obtenir un estimateur convergent en présence d'autocorrélation, lorsque la matrice des variances covariances est inconnue.

Formellement, considérons un modèle simple de régression linéaire dans lequel les erreurs suivent un processus $AR(1)$ tel que présenté par le système suivant :

$$y_t = ax_t + bz_t + c + u_t \tag{4.1}$$
$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \tag{4.2}$$

où les e_t sont $i.i.d$. L'inverse de la matrice des variances-covariances est alors donnée par :

$$\Omega^{-1} = \begin{bmatrix} \sqrt{1-\rho^2} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -\rho & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -\rho & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -\rho & 1 \end{bmatrix} \tag{4.3}$$

Lorsque cette matrice n'est pas connue, la technique de Prais-Winsten consiste à estimer le paramètre ρ et de le remplacer par sa valeur estimée (r) dans l'équation (4.2). Cette première étape permet à son tour d'estimer l'équation (4.4) pour $t = 2,\ldots,n$ et l'équation (4.5) pour $t = 1$.

$$y_t - ry_{t-1} = a\left(x_t - rx_{t-1}\right) + b\left(z_t - rz_{t-1}\right) + c\left(1-r\right) + \nu_t \tag{4.4}$$
$$\sqrt{1-r^2}\,y_1 = a\left(\sqrt{1-r^2}\,x_1\right) + b\left(\sqrt{1-r^2}\,z_1\right) + c\sqrt{1-r^2} + \sqrt{1-r^2}\,\nu_1 \tag{4.5}$$

C'est ce système d'équation qui confère un avantage à la méthode de Prais-Winsten comparée à d'autres comme celle de Cochrane-Orcutt. En effet, quand la première utilise un système d'équations, la seconde focalise uniquement sur l'équation (4.4) et réduit de fait la taille de

[304] Le modèle des moindres carrés généralisés relâche les hypothèses classiques sur la structure de la matrice de variance-covariance, et détermine les conditions d'obtention d'un estimateur convergent en présence d'autocorrélation des erreurs et de variances hétéroscédastiques.

l'échantillon d'une observation de manière à perturber les estimations sur les échantillons de petite taille (Greene, 2012).

Au final, on détermine une valeur estimée $\hat{y}$ dont on se sert pour obtenir une nouvelle estimation de r grâce à l'équation :

$$y_t - \hat{y}_t = r\left(y_{t-1} - \hat{y}_{t-1}\right) + u_t \qquad (4.6)$$

Le processus se poursuit ainsi par itérations successives jusqu'à la convergence et nous permet d'obtenir les résultats présentés dans le **Tableau 45** .

TABLEAU 45 – Effets des mésalignements et dépendance interindividuelle des erreurs

Régressions de Prais-Winsten	**Échantillon total**		**Régime de change Fixe**		**Régime de change flexible**	
	I	**II**	**III**	**IV**	**V**	**VI**
Mis	**-0.096***** (-4.66)	—	**-0.457***** (-3.22)	—	**-0.058**** (-2.00)	—
Under	—	**0.116*** (1.65)	—	**0.16** (0.58)	—	**0.064** (0.93)
Over	—	**-0.185***** (-5.86)	—	**-0.608***** (-3.72)	—	**-0.125***** (-2.79)
$y_{i,t-1}$	-0.013*** (-4.53)	-0.011*** (-3.64)	-0.051*** (-3.76)	-0.044*** (-3.63)	-0.004 (-1.13)	-0.003 (-0.66)
FDI	0.194* (1.88)	0.194* (1.87)	0.139 (1.20)	0.119 (1.03)	0.125 (1.35)	0.124 (1.34)
Investment	0.194*** (3.13)	0.015** (2.19)	0.043* (1.78)	0.041 (1.65)	0.025*** (4.11)	0.019*** (2.80)
Govexp	-0.037*** (-2.92)	-0.039*** (-3.25)	-0.023 (-1.03)	-0.046** (-2.15)	-0.021** (-2.39)	-0.021** (-2.45)
Open	0.022*** (2.91)	0.033*** (3.92)	0.052*** (3.70)	0.074*** (4.39)	0.002** (0.26)	0.008 (0.84)
Constante	0.043 (1.36)	0.017 (0.51)	0.103* (1.90)	0.060 (1.11)	0.001 (0.13)	-0.006 (-0.19)

***Note** : La variable dépendante est la différence logarithmique du PIB réel (prix constant en 2005). On rappelle que *, **, et *** indiquent la significativité respectivement à 10%, 5%, et 1%.*

TABLEAU 46 – Dette publique et publiquement garantie libellée en devises* (%PIB)

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Burundi	14.91	15.31	20.56	30.07	35.07	40.1	49.79	64.06	64.75	70.38	69.52	70.13	73.28	82.34	91.08	102	109.4	105.1
Cameroun	14.89	13.62	12.01	11.99	10.79	11.77	14.31	16.98	20	23.76	29.96	32.26	36.41	38.21	50.31	55.72	52.32	48.96
R.C.A	12.28	14	12.96	14.52	14.1	17.06	22.73	31.34	34.85	37.93	50.56	58.72	64.13	67.69	70.52	70.06	72.9	65.43
R.D Congo	25.17	25.53	24.71	26.53	24.29	28.01	31.89	37.93	36.26	42.21	50.93	57.42	61.91	70.12	77.22	79.51	77.33	76.21
Côte d'Ivoire	22.33	22.46	24.78	26.18	26.77	29.31	38.92	46.66	43.09	42.03	48.47	51.23	50.88	49.57	50.37	49.55	44.07	45.58
Gabon	13.76	10.4	8.441	6.824	6.191	8.138	11.73	18.89	17.81	19.14	21.09	20.75	20.58	20.04	25.89	26.66	26.21	23.35
Gambie	35.67	46.91	52.68	48.91	47.23	55.46	63.96	78.14	78.03	76.87	79.23	80.33	83.44	81.92	85.97	89.25	93.29	86.63
Ghana	25.96	26.94	29.64	31.99	28.22	30.11	37.85	47.21	43.05	43.5	47.86	49.92	50.66	52.75	58.14	61.81	60.89	59.81
Lesotho	10.27	12.85	19.58	20.16	20.82	26.19	28.25	37.43	37.7	40.92	46.3	50.23	51.12	53.56	58.35	63.6	62.47	58.07
Malawi	44.14	49	48.88	48.55	46.75	49.85	59.34	71.46	71.92	74.34	77.3	78.06	87.04	87.54	106.9	100.5	94.2	90.93
Sierra Leone	30.89	36.67	38.19	37.67	33.95	41.18	52.49	57.75	60.48	61.33	62.16	62.41	93.2	103.9	112.1	91.62	89.09	92.5
Af. du Sud	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	5.285	5.33	8.192
Togo	66.79	60.31	58.2	61.79	50.09	55.15	61.11	71.93	68.11	57.98	67.03	71.17	73.83	86.34	81.83	79.43	74.34	60.22
Uganda	.	.	19.03	20.23	23.63	31.38	39.12	54.36	50.82	55.26	60.66	60.73	63.4	62.9	65.26	63.33	59.7	60.66
Zambie	45.17	43.28	47.01	52.41	53.49	62.39	76.7	86.82	81.19	78.01	86.75	89.71	87.63	79.96	103.2	102.5	97.89	92.23

TABLEAU 43 – Dette publique et publiquement garantie libellée en devises* (%PIB)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Burundi	105.9	104.1	103.3	96.26	103.3	118.5	115	105.3	104.5	103.4	95.24	29.35	27.43	25.05
Cameroun	50.75	46.53	44.4	20.84	20.73	21.02	15.38	12.48	3.011	3.265	3.826	4.163	5.113	5.351
R.C.A	65.87	62.75	62.1	55.83	69.76	67.13	65.61	61.14	55.98	51.48	47.81	14.81	16.74	11.79
R.D Congo	82.73	77.49	79.39	78.08	88.43	96.04	89.74	78.59	78.39	81.44	76.37	74.37	29.34	24.02
Côte d'Ivoire	44.58	40.48	39.79	33.67	36.98	39.87	28.68	26.46	27.52	27.76	24.21	23.12	17.44	21.44
Gabon	23.45	22.98	28.01	20.42	20.61	11.11	19.38	21.58	21.54	30.25	16	16.68	16.45	16.59
Gambie	90.46	84.55	81.4	76.48	92.13	96.51	98.62	98.78	106.8	101.5	48.7	52.65	49.85	52.56
Ghana	64.54	63.55	60.16	61.65	64.74	68.75	60.41	56.33	19.76	29.22	30.91	36.65	41.2	43.38
Lesotho	58.73	58.53	55.31	46.74	50.52	51.64	54.16	45.23	42.98	42.96	41.7	41.66	39.97	39.87
Malawi	96.24	104.8	101.5	103.7	110.3	114.9	123	111.1	27.19	24.67	23.06	23.27	18.83	22.97
Sierra Leone	97.01	96.41	85.09	97.37	87.71	91.02	90.39	94.49	83.05	25.93	27.83	29.95	31.07	32.96
Af. du Sud	5.342	3.999	4.255	3.62	6.492	7.416	7.493	8.047	7.548	6.872	6.764	8.463	13	15.06
Togo	67.33	63.79	61.45	61.15	68.48	73.16	76.47	68.06	70	72.87	63.82	62.21	40.54	14.22
Ouganda	57.99	47.25	46.73	47.35	46.71	50.43	50.28	45.13	9.233	12.8	13.79	16.71	19.46	19.82
Zambie	93.9	75.9	72.05	74.31	77.43	76.77	75.18	47.31	10.7	11.36	11.02	10.46	10.41	14.61

Note : * Hors pourcentage de la dette en franc français et en euro pour les pays de la zone franc. Calculs de l'auteur à partir des données de la banque mondiale (WDI).

Annexe 7 - La démarche d'estimation du modèle de transition lisse en panel (PSTR)

L'estimation du PSTR se déroule en trois étapes. La première consiste à tester la linéarité ou l'homogénéité de l'équation à estimer (1) car le modèle PSTR n'est pas identifié si le processus générateur des données est homogène. La seconde étape porte sur l'estimation proprement dite de l'équation d'intérêt (2) et la troisième, enfin, consiste à évaluer la qualité générale du modèle estimé (3).

1. Les tests de linéarité pour la spécification du modèle

De même que pour le modèle PTR de Hansen (1999), l'homogénéité du modèle peut être testée de deux manières alternatives ($H_O : \gamma = 0$ ou $H_0^{'} : \beta_1 = 0$). En conséquence, le problème de Davies (Cf. Supra) complique fortement la mise en œuvre du test. En guise de solution, Luukkonen et al. (1988) proposent de tester H_O après avoir remplacé la fonction de transition $\Gamma(.)$ par son développement limité de Taylor d'ordre 1 au voisinage de $\gamma = 0$[305]. Formellement, en supposant que le nombre de seuils m est inconnu a priori, on considère qu'après un développement de Taylor, l'équation 33 du texte principal peut encore s'exprimer de la manière suivante :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \alpha^{'} X_{it} + \beta_0^{'} Mis_{it;0} + \beta_1^{'*} Mis_{it}.Debt_{it} + ... + \beta_m^{'*} Mis_{it}.Debt_{it}^{m} + \varepsilon_{it}^{*} \quad (8.1)$$

où les paramètres $\beta_1^{'*},....,\beta_m^{'*}$ sont des multiples du paramètre de lissage γ ; $\varepsilon_{it}^{*} = \varepsilon_{it} + R_Z.\beta_1^{'} Mis_{it}$, avec R_Z le reste du développement de Taylor. Ainsi, plutôt que de tester $H_O : \gamma = 0$, on peut tester de manière équivalente $H_0^{*} : \beta_1^{*} = ... = \beta_m^{*} = 0$ grâce à une statistique LM (*Lagrange Multiplier*) distribuée selon une loi du Chi 2 comme il suit :

$$LM = TN \frac{SCR_0 - SCR_1}{SCR_0} \sim \chi^2(mk) \quad (8.2)$$

où SCR_0 est la somme des carrés des résidus du modèle contraint (sous l'hypothèse nulle), SCR_1 est la somme des carrés résiduelle sous l'hypothèse alternative et k est le nombre de variables exogènes.

---

[305] On rappelle que le développement de Taylor à l'ordre « n » d'une fonction f a la même valeur et les mêmes dérivées « n-ièmes » que cette dernière au voisinage du point considéré (x_0). D'une manière générale, le développement de Taylor est donné par la formule : $DL_n = \sum_{n=0}^{N} \frac{f^{(n)}(x_0)}{n!}.(x - x_0)^n + R(x)$ où $R(x)$ est le reste du développement de Taylor.

Pour s'assurer de la bonne spécification du modèle, on applique également le test d'homogénéité précédent pour sélectionner la meilleure variable de transition parmi les candidates possibles. La variable qui est finalement retenue est celle qui conduit au rejet de l'hypothèse nulle avec la probabilité la plus significative. En outre, l'on peut également se servir du test d'homogénéité pour déterminer l'ordre de la fonction de transition à considérer, c'est-à-dire le nombre de régimes du modèle. En guise d'illustration, considérons le cas simple du choix entre deux ou trois régimes ($m=1$ ou $m=2$). Dans un premier temps, il faut supposer une spécification à quatre régimes ($m=3$) et tester l'hypothèse nulle $H_0 : \beta_3^* = \beta_2^* = \beta_1^* = 0$. Si elle est rejetée, on teste ensuite $H_{03}^* : \beta_3^* = 0$, puis successivement $H_{02}^* : \beta_2^* = 0 | \beta_3^* = 0$ et $H_{01}^* : \beta_1^* = 0 | \beta_3^* = \beta_2^* = 0$. En termes de critère de décision, on retient $m=1$ si H_{03}^* ou H_{01}^* est rejetée avec la plus forte probabilité, et $m=2$ sinon[306].

La phase de spécification ainsi décrite est immédiatement suivie par la phase d'estimation proprement dite. Cette dernière ne peut être initiée si l'hypothèse de linéarité de la spécification n'a pas été rejetée à l'étape précédente.

2. L'estimation proprement dite du modèle

On procède ici à l'estimation des paramètres par la méthode des moindres carrés non-linéaire. Suivant la démarche décrite par Gonzáles et al. (2005, P. 7), cette estimation est effectuée sur un modèle réduit, obtenu en éliminant l'effet fixe par une transformation « *within* ». Formellement, si l'on pose : $x_{it}(\gamma, c) = \left(X_{it}^{'},\ Mis_{it;0}^{'},\ Mis_{it;1}^{'}\Gamma\left(Debt_{it};\gamma,c\right)\right)^{'}$ et $\beta = \left(\alpha^{'}, \beta_0^{'}, \beta_1^{'}\right)^{'}$, alors l'équation à estimer s'écrit aussi plus simplement ainsi qu'il suit :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \beta^{'} x_{it}(\gamma, c) + \varepsilon_{it} \qquad (8.3)$$

De cette manière, il devient plus aisé de soustraire les moyennes intra-individuelles pour obtenir finalement :

$$\Delta y_{it} = \beta^{'} x_{it}(\gamma, c) + \varepsilon_{it} \qquad (8.4)$$

avec $\Delta y_{it} = \Delta y_{it} - \overline{\Delta y_i}$, $x_{it}(\gamma, c) = \left(X_{it}^{'} - \overline{X}_i^{'},\ Mis_{it;0}^{'} - \overline{Mis}_{i;0}^{'},\ Mis_{it;1}^{'}\Gamma\left(Debt_{it};\gamma,c\right) - \overline{w}_i^{'}(\gamma, c)\right)^{'}$

[307] et $\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon}_i$. La nouvelle équation (8.4) montre alors que notre spécification est linéaire en

[306] Le lecteur intéressé pourra consulter Terasvirta (1994).

[307] $\overline{w}_i^{'}(\gamma, c) \equiv T^{-1}\sum_{t=1}^{T} Z_{it;1}^{'}\Gamma\left(Debt_{it};\gamma,c\right)$.

β, conditionnellement aux paramètres γ et c. Par conséquent, l'estimation est effectuée par la méthode des moindres carrés non-linéaire, qui permet notamment de déterminer les paramètres d'intérêt à travers la minimisation de la somme des carrés résiduelle suivante :

$$SCR(\gamma, c) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(\Delta y_{it} - \beta(\gamma, c) x_{it}(\gamma, c) \right)^2 \quad (8.5)$$

Plus précisément, l'estimation par les moindres carrés non-linéaires est un processus itératif qui implique donc la simulation de nouvelles valeurs de γ et c à chaque itération. Pour ce faire, des valeurs initiales sont déterminées à travers deux méthodes alternatives : la méthode dite du « recuit simulé » (*Simulated Annealing*) et la « recherche par quadrillage » (*Grid Search*). Si González et al. (2005) préconisent la première méthode, nous optons ici pour la deuxième en suivant Colletaz et Hurlin (2006).

3. L'évaluation de la qualité générale du modèle

Deux principaux tests permettent d'évaluer la spécification générale d'un modèle PSTR. Il s'agit du test de constance des paramètres et du test d'absence d'hétérogénéité supplémentaire. Le premier repose sur l'hypothèse que les paramètres estimés (γ et c) varient eux-aussi avec le temps. Dans ce cas, il semble approprié d'introduire une deuxième fonction de transition dans la spécification, avec de nouveaux paramètres (γ_1 et c_1). La démarche d'estimation du nouveau modèle restant la même que précédemment. Toutefois, Eitrheim et Teräsvirta (1996) relèvent des difficultés numériques de mise en œuvre de ce test lorsque la vitesse de transition du premier au second régime est grande. C'est sans doute l'une des raisons pour lesquelles le test n'est pas vraiment appliqué dans la pratique, ce d'autant plus que le second test de spécification, qui contrôle l'absence d'hétérogénéité supplémentaire, permet d'une certaine manière de tester la constance des paramètres par la même occasion. En effet, la détermination du nombre optimal de régimes permet elle-même de déterminer le nombre de fonctions de transitions. Sachant que d'un régime à l'autre, la variable de transition n'est pas forcée d'être la même (González et al. 2005 ; p. 10), alors le test d'absence d'hétérogénéité supplémentaire permet à lui tout seul d'évaluer la spécification du modèle estimé.

En somme, pour déterminer le nombre optimal de régimes, il faut respecter une démarche en quatre étapes qui prévoit : l'estimation d'un modèle linéaire et le test d'homogénéité de ce modèle au seuil α ; l'estimation d'un modèle PSTR si l'hypothèse nulle de linéarité est rejetée ; l'estimation d'un modèle PSTR d'ordre $r+1$ pour tester l'hypothèse d'un régime supplémentaire

au seuil $\tau\alpha$[308], et l'estimation successive des modèles d'ordres supérieurs jusqu'au non rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'hétérogénéité supplémentaire.

TABLEAU 47 - Composition de la dette en franc français et en euro (pays de la zone franc)*

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Cameroun	37.04	33.94	34.23	29.6	27.16	27.49	26.14	26.64	24.51	28.56	31.47	31.92	36.08	39.06	36.09	36.54	36.62	34.94
R.C.A	16.91	22.46	30.59	30.94	30.75	34.56	33.96	36.8	33.88	31.5	11.04	10.55	10.18	10.23	5.472	5.392	5.1	4.842
Cote d'Ivoire	34.61	33.22	35.1	31.73	30.86	34.99	31.81	33.57	33.11	36.22	38.15	38.08	38.55	39.53	38.77	39.06	38.86	27.13
Gabon	38.96	36.8	40.68	39.13	39.6	45.1	48.2	54.05	54.28	52.99	54.85	53.94	53.19	50.74	47.6	47.39	46.34	45.24
Togo	22.33	21.69	20.12	20.01	21.63	22.75	22.45	24.18	25.15	12.45	12.86	13.37	13.14	12.79	12.99	8.061	7.538	6.142

Note : en pourcentages de la dette. Calculs de l'auteur à partir des données de la banque mondiale (WDI).

Tableau 44 - Composition de la dette en franc français et en euro (pays de la zone franc)*

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Cameroun	33.04	31.24	29.87	63.8	65.51	67.29	73.2	68	78.44	73.23	66.66	64.39	54.74	50.07
R.C.A	4.43	4.14	3.972	5.194	5.391	7.051	6.09	5.877	6.283	6.037	5.656	10.43	12.35	14.87
Cote d'Ivoire	27.91	25.95	24.98	33.03	31.56	31.79	52.89	51.02	52.42	54.59	55.3	63.02	60.76	57.01
Gabon	45.6	43.5	35.58	45.54	48.03	72.61	56.86	47.52	48.92	35.89	25.8	23.94	25.1	27.94
Togo	6.173	5.648	5.544	16.34	17.41	18.66	19.41	18.68	19.46	20.4	15.12	15.27	7.004	11.66

Note : en pourcentages de la dette totale. Calculs de l'auteur à partir des données de la banque mondiale (WDI).

[308] Avec $0 < \tau < 1$. La réduction du seuil de significativité par le facteur τ permet d'éliminer les modèles trop grands en termes de nombre de régimes.

CONCLUSION GÉNÉRALE

L'objectif de cette thèse était de contribuer à l'enrichissement de la littérature sur la question des répercussions des mésalignements du taux de change sur la croissance économique, en nous intéressant particulièrement au cas des pays d'Afrique Subsaharienne (ASS). Il nous a paru important de poser la question de l'influence « réelle » de ces mésalignements puisque les faits récents semblent montrer que l'évolution de la croissance des pays africains ne reproduit pas la dynamique que l'on a pu observer dans les pays asiatiques, d'où l'indétermination au sujet des ressorts de la croissance en Afrique. Cette indétermination est d'autant plus marquée qu'il existe en ASS des cadres institutionnels différents selon les pays en termes de change. Par conséquent, il est apparu nécessaire d'opérer une distinction entre deux grands types de régimes, pour affiner l'analyse.

Au terme de notre recherche, **il ressort principalement que l'apport du régime de change dans la limitation des mésalignements est ambigu, mais quoi qu'il en soit, la sous-évaluation n'exerce pas d'effet favorable sur la croissance économique des pays d'Afrique Subsaharienne**. Ce résultat principal découle logiquement de l'agrégation des résultats particuliers obtenus à l'issue des deux grandes étapes que comportait notre démarche d'analyse.

La première étape portait sur la détermination des mésalignements du taux de change et sur l'évaluation de l'apport du régime de change dans la limitation de ces derniers. À cet effet, nous avons d'abord identifié le concept de taux de change le plus pertinent dans la représentation de la valeur d'une monnaie, de manière à indiquer ses principaux déterminants et en arriver à la controverse sur le taux de change d'équilibre, référence à partir de laquelle les mésalignements sont calculés. Dans le même temps, nous avons abordé la question de la gestion du taux de change au sein d'un régime de change. Cette question, qui se rapporte d'une certaine manière à celle du choix d'un régime de change, est apparue comme une étape intermédiaire nécessaire puisqu'un régime de change adapté promeut la croissance par le biais de l'investissement, le commerce extérieur ou encore le développement financier. Dans la continuité, nous avons effectué une analyse empirique dont l'objectif était de déterminer l'apport du régime de change dans la limitation des mésalignements. Pour ce faire, deux approches théoriques ont été retenues dans l'évaluation du taux de change d'équilibre. Sur le plan économétrique, la méthode d'estimation principale a été confrontée à des méthodes alternatives afin d'assurer la fiabilité des résultats, en dépit de la nature abstraite du taux de change d'équilibre.

Pour évaluer précisément l'influence du régime de change, nous avons, là-aussi, procédé de deux manières différentes, compte tenu des contraintes imposées par la construction théorique des modèles du taux de change d'équilibre. La première méthode reposait sur l'application d'un test de comparaison des moyennes, et la seconde consistait à estimer une équation simple dans

laquelle la variable dépendante est l'indicateur des mésalignements en valeur absolue, et la variable explicative d'intérêt est l'indicateur du régime de change. Au final, cette double évaluation de l'importance du régime de change dans la limitation des mésalignements a abouti à deux conclusions opposées. D'une part, le test de comparaison des moyennes de mésalignements n'a pas révélé de différence significative entre les régimes de change, et de ce point de vue, le régime fixe ne serait pas sujet à des phases de surévaluation plus importante, comme cela a été avancé par ailleurs dans la littérature. Mais, d'autre part, l'évaluation alternative que nous avons envisagée ne confirme pas la conclusion précédente, puisque la nouvelle estimation révèle que le régime fixe est associé à un pourcentage de mésalignements plus important en comparaison du régime de référence.

Dans ces conditions, nous n'avons pu trancher en faveur d'un résultat ou d'un autre, au regard du fait que l'approche la mieux adaptée dans la détermination du taux de change d'équilibre est inconnue, ce d'autant que les deux approches retenues nous imposent d'estimer l'influence du régime de change de deux manières différentes. En effet, dans un cas la construction théorique ne considère pas explicitement le régime de change, tandis que dans l'autre, ce dernier peut simplement être intégré de manière *ad hoc*. L'ambiguïté qu'impliquent ces résultats est alors apparue comme un argument supplémentaire en faveur de la confrontation des indicateurs BEER et NATREX dans l'estimation de l'influence des mésalignements sur la croissance économique.

Ainsi, la seconde grande étape de notre démarche a été consacrée à l'analyse proprement dite de la relation entre les mésalignements et la croissance, sur le double plan théorique et empirique. D'abord, sur le plan théorique, l'idée était de procéder à un examen critique de la littérature, afin de mettre en évidence les mécanismes divers de transmission des mésalignements vers la croissance, via l'accumulation du capital humain, l'investissement en capital au sens large, l'allocation intersectorielle des ressources ou encore la mobilisation des capacités oisives de production. Dans le même temps, nous avons élaboré un cadre simple d'analyse avec l'objectif de prendre plus explicitement en compte le rôle de la sous-évaluation et de la surévaluation à travers le canal de l'investissement direct étranger. L'ensemble de ces explications théoriques a alors permis d'effectuer une comparaison avec la démarche et les résultats obtenus par ailleurs dans les travaux plus empiriques.

Ensuite, sur le plan empirique, nous avons estimé une équation de la croissance dans laquelle les mésalignements formaient la variable d'intérêt, au sein du groupe des variables explicatives pertinentes que nous avons constitué. À cet effet, nous avons au préalable identifié lesdites variables au moyen des techniques récentes d'inférence bayésienne. Cette étape préliminaire a

alors permis d'estimer une première fois l'équation de croissance, en tenant compte du régime de change en vigueur. Pour conforter ces premiers résultats, il s'est avéré nécessaire de remédier au problème de dépendance interindividuelle des erreurs, typique des estimations de la croissance, et qui survient notamment en raison de l'omission de certaines variables importantes dans la spécification, ou plus généralement en raison de l'intégration croissante des marchés et des effets de débordement spatiaux. En outre, il était également nécessaire de tester la sensibilité des premiers résultats à différentes mesures du taux de change d'équilibre et des mésalignements, ce qui a justifié une nouvelle fois le choix de deux approches de détermination du taux de change d'équilibre dans la première étape. Ces différentes estimations ont alors pu révéler que, dans un cas comme dans un autre, les mésalignements exercent un effet négatif sur la croissance économique. En particulier, les phases de surévaluation seraient les plus néfastes puisque leurs coefficients apparaissent de façon significative dans toutes les estimations envisagées, tandis que l'influence de la sous-évaluation est quasiment nulle, toujours du point de vue de la significativité des coefficients.

Pour achever cette évaluation de robustesse, nous avons envisagé l'hypothèse d'une non-linéarité dans la relation étudiée, qui transite par le canal de la dette. Sur ce dernier aspect, l'estimation a porté sur un modèle de transition lisse en panel avec la dette externe libellée en devises comme variable de transition. Il en ressort alors que les mésalignements exercent bien un effet négatif sur la croissance. Mais la décomposition de l'indicateur suggère qu'en situation d'endettement modéré, la surévaluation ne serait pas néfaste, contrairement à ce que les travaux empiriques précédents ont pu mettre en évidence. De même, la sous-évaluation exerce un effet nul, qui devient négatif au-delà d'un certain seuil de variation de la dette.

De ce fait, les résultats de notre analyse appellent à plus de nuances dans les précédentes conclusions qui indiquaient l'effet bénéfique de la sous-évaluation, d'un côté, et l'effet négatif de la surévaluation, de l'autre côté. En effet, ces résultats pourraient s'expliquer par des facteurs endogènes tels que la dépendance à l'égard des matières premières ou les décisions de politique économique, puisque ces dernières n'ont pas suffisamment mis l'accent sur des aspects tels que le développement industriel, l'approfondissement financier, la réduction des asymétries d'information, ou encore les politiques de redistribution. L'efficacité de ces politiques est ainsi remise en cause. Par ailleurs, nos résultats semblent aussi indiquer que la solution de sortie de l'union monétaire pour les pays de la Zone France ne peut pas être justifiée par l'espoir de retrouver une marge de manœuvre supplémentaire à travers la manipulation du change, compte tenu du fait que le gain de compétitivité attendu de la sous-évaluation n'améliore pas la croissance, et ce, quelle que soit la nature du régime de change.

Plus généralement, ce travail montre que l'étude de la relation entre les mésalignements et la croissance reste encore à approfondir. En effet, l'examen de la littérature a révélé que l'explication théorique des mécanismes de transmission ne trouve pas nécessairement son prolongement direct dans les applications empiriques que nous avons recensées. Ceci pourrait expliquer que des résultats tels que les nôtres ne convergent pas totalement vers ceux qui ont été établis par ailleurs dans la littérature. Dans ces conditions, plusieurs pistes d'amélioration peuvent être envisagées. Sur le plan théorique d'abord, l'analyse pourrait être enrichie par la construction d'un modèle de croissance qui intègre totalement les effets de la sous-évaluation et de la surévaluation. À cet effet, un modèle de trappes à sous-développement, à deux pays et avec mobilité du capital, pourrait être développé, dans la continuité des travaux de Vellutini (1997; 2003). L'avantage de ce type de modèle réside dans le fait qu'il prend en compte différents niveaux dans le processus de développement des pays, de sorte que l'on suppose une alternance dans les rendements marginaux du capital. Précisément, ceux-ci peuvent être décroissants dans un premier temps, puis croissants ensuite, à partir d'un certain seuil de stock de capital par tête. Pour prolonger l'analyse, on pourrait alors lever l'hypothèse courante de mobilité parfaite du capital, pour rendre compte du fait que deux pays situés à des niveaux différents de développement ne peuvent pas offrir le même rendement du capital. Ainsi serait-il possible de montrer que dans l'ajustement à l'équilibre, les mésalignements influencent le taux de croissance de la consommation, via la variation du rendement de l'investissement étranger.

Sur le plan empirique ensuite, les conclusions de ce travail pourraient être affinées par une analyse en séries temporelles qui tiendrait compte du cas spécifique de chacun des pays de notre échantillon. Cette démarche a été engagée dans le cadre d'une étude portant sur l'exemple du Cameroun (Owoundi, 2013). Celle-ci propose une démarche économétrique simple qui aboutit à la conclusion que la sous-évaluation et la surévaluation ont des effets négatifs sur la croissance, avec, toutefois, une incidence contrastée en fonction des situations. Cette conclusion laisse alors penser que le système productif camerounais n'est pas à même de répondre à la demande étrangère de biens nationaux et que les politiques économiques demeurent à cet égard perfectibles. En guise de prolongement, il serait intéressant de faire recours à des techniques économétriques plus avancées.

Premièrement, on pourrait par exemple imaginer que, dans chacun des pays, le TCER et ses fondamentaux sont liés par une relation linéaire, tandis que l'ajustement à l'équilibre suit un processus non linéaire qui se caractérise par un changement de régime en fonction du signe et de la taille des déviations à l'équilibre. Dans ce cas, l'asymétrie liée au signe de ces déviations pourrait être prise en compte grâce à un modèle LSTAR (*Logistic Smooth Transition Autoregressive*), et

l'asymétrie liée à la taille des déviations serait, quant à elle, prise en compte par un modèle ESTAR (*Exponential Smooth Transition Autoregressive*)[309]. Deuxièmement, on pourrait également envisager l'hypothèse que la dynamique de retour à l'équilibre suit un processus à mémoire longue, représenté par un modèle de cointégration « fractionnelle » ou ARFIMA (*Autoregressive Fractionally Integrated Moving-Average*). Ce dernier permet précisément d'éviter la « sur-différenciation » des séries stationnaires liées par une relation de long terme, en tenant compte du fait que l'ordre de différenciation d'un processus peut ne pas être un nombre entier, mais plutôt un nombre réel d compris dans l'intervalle $]-0.5\ ;\ 0.5[$. Troisièmement, pour en revenir à la dimension des données de panel, la prise en compte de la dépendance interindividuelle des erreurs dans l'estimation de l'équation de croissance peut être affinée par l'estimateur CCEE (*Common Correlated Effects Estimator*), récemment proposé par Chudik et Pesaran (2015) pour les panels dynamiques hétérogènes, et dont l'application concrète est à présent possible[310]. Quatrièmement et enfin, on pourrait envisager d'étudier les répercussions des mésalignements sur la croissance d'un pays et sur celle de ses partenaires commerciaux à l'aide d'un modèle VAR global, qui permet de prendre en compte la dépendance entre les variables du pays domestique et celles des pays étrangers partenaires.

[309] Ces orientations sont conformes aux indications de Van Dijk et al. (2000; p.10).

[310] Nous n'avons pas pu appliquer cette technique au moment de notre recherche car le module nécessaire était indisponible, ce qui n'est plus le cas depuis le 13 Octobre 2015, date à laquelle il a été publié dans les nouvelles ressources du logiciel STATA.

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 - Part des exportations manufacturières en afrique subsaharienne 9
Tableau 2 – Typologie des processus de croissance selon Rodrik (2014) 9
Tableau 3– Part des secteurs de biens non manufacturés dans le pib à prix courants 10
Tableau 4- Typologie des régimes de change d'après Reinhart et Rogoff (2004) 34
Tableau 5 - Erreurs quadratiques moyennes à l'horizon de six mois (Meese et Rogoff, 1983) 47
Tableau 6– Présentation des régimes de change 58
Tableau 7- Matrice des Corrélations 85
Tableau 8 – Répartition des pays en fonction du régime de change 87
Tableau 9 - Estimations du taux de change d'équilibre (BEER) 104
Tableau 10– Sélection de la meilleure spécification PMG 105
Tableau 11 – Tests de racine unitaire de 1ère génération 106
Tableau 12 – Tests de racine unitaire de 2ème génération 107
Tableau 13 – Test de cointégration de 1ère et 2éme génération 108
Tableau 14 – Tests de cointégration avec rupture structurelle (Gregory et Hansen, 1996) 108
Tableau 15 - Estimations Alternatives du taux de change d'équilibre (BEER) 108
Tableau 16 - Pourcentage moyen de mésalignements par pays et par groupes 110
Tableau 17 – Test de comparaison des moyennes 111
Tableau 18 – Estimation du taux de change d'équilibre NATREX 112
Tableau 19 – Sélection de la meilleure spécification PMG 112
Tableau 20 – Régime de change fixe et mésalignement absolu 115
Tableau 21- Statistiques descriptives individuelles des variables considérées 119
Tableau 22 – Tests de racine unitaire de 3ème génération 120
Tableau 23–Variabilité du TCR et IDE : le rôle du coût d'adaptation de l'innovation 147
Tableau 24 - Corrélation empirique entre les dépenses publiques et la croissance 179
Tableau 25 – Probabilités jointes conditionnelles et relation de dépendance 188
Tableau 26 – Matrice des corrélations 193
Tableau 27 – Sélection des variables pertinentes par inférence bayésienne 195
Tableau 28 – Relations de dépendance au sens de doppelhofer et weeks (2009) 195
Tableau 29 – Effets des mésalignements sur la croissance 196
Tableau 30 – Effets des mésalignements sur la croissance par régime de change 198
Tableau 31 – Amplitude des coefficients du mésalignement dans la littérature 199
Tableau 32 - Test d'indépendance interindividuelle des erreurs (Pesaran, 2004) 200
Tableau 33 – Effets des mésalignements et dépendance interindividuelle des erreurs 202

Tableau 34 – Influence des mésalignements dérivés du NATREX.....204
Tableau 35 – Taux de change réel et effet Balassa-Samuelson.....206
Tableau 36 – Effet du mésalignement sur la croissance.....206
Tableau 37 – Estimations d'une relation linéaire entre mésalignements et croissance 215
Tableau 38 – Test de l'hypothèse de linéarité de la relation.....215
Tableau 39 – Tests de sélection de la variable de transition.....216
Tableau 40 –PSTR final avec la dette comme variable de transition.....217
Tableau 41 – Tests d'absence d'hétérogénéité supplémentaire.....218
Tableau 42 - Statistiques descriptives individuelles des variables de contrôle.....220
Tableau 43 – Effets des mésalignements et de la dévaluation sur la croissance 221
Tableau 44 – Effets des mésalignements sur la croissance par sous-périodes 221
Tableau 45 – Effets des mésalignements et dépendance interindividuelle des erreurs.....223
Tableau 46 – Dette publique et publiquement garantie libellée en devises* (%PIB) 224
Tableau 47 - Composition de la dette en franc français et en euro (pays de la zone franc)*.....228

LISTE DES FIGURES

Figure 1 – Comparaison des pourcentages de croissance du pib par tête par régions 8
Figure 2 – Part des exportations de biens manufacturés dans le total des exportations.....12
Figure 3 – Évolutions de la croissance et des exportations de biens manufacturés 12
Figure 4 - Évolution comparée des TCR dans les pays d'ASS.....13
Figure 5 – Illustration du mécanisme de surajustement du taux de change.....61
Figure 6– Dynamique du modèle d'équilibre de portefeuille 63
Figure 7- Le TCER et ses fondamentaux.....86
Figure 8 – Taux de change d'équilibre estimés (pays à régime de change fixe).....113
Figure 9 – Taux de change d'équilibre estimés (groupe de contrôle).....114
Figure 10 – Accumulation du capital et taux de croissance du produit 129
Figure 11 – Coût d'ajustement du capital humain et taux de croissance du produit.....130
Figure 12 – Variations du TCR et allocation des ressources à l'équilibre.....153
Figure 13 – Évolutions de la dette publique et publiquement garantie en devises (% du PIB) ..208
Figure 14 – Évolutions des taux de change du franc CFA et de la monnaie ancre*.....214
Figure 15 – Fonction de transition du modèle avec décomposition du mésalignement 218

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ABDIH Y., TSANGARIDES C. (2010) – FEER for the CFA franc, *Applied Economics*, 42, 16, p.p. 2009‑2029.

ACEMOGLU D. et al. (2003) – Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1, p.p. 49‑123.

ACEMOGLU D., JOHNSON S. (2006) –*Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth*, National Bureau of Economic Research, 2006 Consultable à http://www.nber.org/papers/w12269.

AFLOUK N. et al. (2010) – Exchange Rate Misalignments and International Imbalances a FEER Approach for Emerging Countries, *Economie Internationale*, 124, p.p. 31‑74.

AGELL J., LINDH T., OHLSSON H. (1997) – Growth and the public sector: A critical review essay, *European Journal of Political Economy*, 13, 1, p.p. 33‑52.

AGHION P., COMIN D., HOWITT P. (2006) –*When Does Domestic Saving Matter for Economic Growth?*, National Bureau of Economic Research, Inc, 2006 Consultable à https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12275.html.

AGUIRRE A., CALDERÓN C. (2005) –*Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance*, Central Bank of Chile, 2005 Consultable à http://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/316.html.

AIZENMAN J. (1994) –*On The Need For Fiscal Discipline in an Union*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1994 Consultable à https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/4656.html.

AIZENMAN J., MARION N. (1999) – Volatility and Investment: Interpreting Evidence from Developing Countries, *Economica*, 66, 262, p.p. 157‑79.

ALLEGRET J.-P., SALLENAVE A. (2014) – The impact of real exchange rates adjustments on global imbalances: A multilateral approach, *Economic Modelling*, 37, C, p.p. 149‑163.

ANDREWS D.W.K., PLOBERGER W. (1994) – Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative, *Econometrica*, 62, 6, p.p. 1383‑1414.

ARELLANO M., BOND S. (1991) – Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 2, p.p. 277 ‑97.

AREZKI R., GYLFASON T., AMADOU S. (2012) –*Beyond the Curse: Policies to Harness the Power of Natural Resources*, Washington, DC., International Monetary Fund, 2012 Consultable à https://notendur.hi.is/gylfason/Beyond_the_Curse_Arezki_Gylfason_Sy.pdf .

ASCHAUER D.A. (1989) – Is public expenditure productive?, *Journal of Monetary Economics*, 23, 2, p.p. 177‑200.

ATTANASIO O.P., PICCI L., SCORCU A.E. (2000) – Saving, Growth, and Investment: A Macroeconomic Analysis Using a Panel of Countries, *The Review of Economics and Statistics*, 82, 2, p.p. 182‑211.

AYDIN B. (2010) –*Exchange Rate Assessment for Sub-Saharan Economies*, International Monetary Fund, 2010 Consultable à http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/10-162.html.

BAFFES J., ELBADAWI I.A., O'CONNELL S.D. (1999) – Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate, *in Exchange rate misalignment Concepts and Measurement*, The World Bank, Policy Research Departement, Washington, DC.

BAHMANI-OSKOOEE M. (1995) – Real and nominal effective exchange rates for 22 LDCs: 1971:1–1990:4, *Applied Economics*, 27, 7, p.p. 591‑604.

BAILLIU J., LAFRANCE R., PERRAULT J.-F. (2002) –*Does Exchange Rate Policy Matter for Growth?*, Bank of Canada, 2002 Consultable à https://ideas.repec.org/p/bca/bocawp/02-17.html .

BALASSA B. (1964) – The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, Vol.72.

BALASUBRAMANYAM V.N., SALISU M., SAPSFORD D. (1996) – Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries, *Economic Journal*, 106, 434, p.p. 92‑105.

BANQUE MONDIALE (2000) –*Can Africa Claim the 21st Century?*, World Bank Publications, 2000, 296 p.

BARLOW R. (1994) – Population Growth and Economic Growth: Some More Correlations, *Population and Development Review*, 20, 1, p.p. 153‑165.

BARRO R.J. (1991) – Economic Growth in a Cross Section of Countries, *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, p.p. 407‑43.

BARRO R.J., LEE J.-W. (1993) – International comparisons of educational attainment, *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, p.p. 363‑394.

BARRO R.J., SALA-I-MARTIN X. (1995) –*Economic Growth*, McGraw-Hill, (Sciences Economiques, 1995

BARRO R.J., SALA-I-MARTIN X. (1997) – Technological Diffusion, Convergence, and Growth, *Journal of Economic Growth*, 2, 1, p.p. 1‑26.

BAXTER M., KING R.G. (1999) – Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series, *The Review of Economics and Statistics*, 81, 4, p.p. 575‑593.

BAYOUMI T. et al. (1994) – The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies, *in* J. Williamson dir, *Estimating equilibrium exchange rates*, Washington, DC, Institute for International Economics, p.19‑60.

BECKMANN J. (2013) – Nonlinear adjustment, purchasing power parity and the role of nominal exchange rates and prices, *The North American Journal of Economics and Finance*, 24, p.p. 176 ‑190.

BELLOC M., FEDERICI D. (2010) – A two-country NATREX model for the euro/dollar, *Journal of International Money and Finance*, 29, 2, p.p. 315‑335.

BÉNASSY-QUÉRÉ A., BÉREAU S., MIGNON V. (2008) –*Equilibrium Exchange Rates: a Guidebook for the Euro-Dollar Rate*, CEPII research center, 2008 Consultable à https://ideas.repec.org/p/cii/cepidt/2008-02.html.

BÉNASSY-QUÉRÉ A., BÉREAU S., MIGNON V. (2009) – The dollar in the turmoil, *Journal of the Japanese and International Economies*, 23, 4, p.p. 427‑436.

BENHABIB J., SPIEGEL M.M. (1992) –*The Role of Human Capital and Political Instability in Economic Development*, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.

BENIGNO G., THOENISSEN C. (2003) – Equilibrium Exchange Rates and Supply-Side Performance*, *The Economic Journal*, 113, 486, p.p. C103‑C124.

BÉREAU S., VILLAVICENCIO A.L., MIGNON V. (2012) – Currency misalignments and growth: a new look using nonlinear panel data methods, *Applied Economics*, 44, 27, p.p. 3503‑3511.

BÉREAU S., VILLAVICENCIO A.L., MIGNON V. (2010) – Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value: A panel smooth transition error correction modelling, *Economic Modelling*, 27, 1, p.p. 404‑416.

BERG A., OSTRY J.D., ZETTELMEYER J. (2012) – What makes growth sustained?, *Journal of Development Economics*, 98, 2, p.p. 149‑166.

BERG M.A., MIAO Y. (2010) – The Real Exchange Rate and Growth Revisited: The Washington Consensus Strikes Back?, *IMF Working Paper*.

BERGSTRAND J. (1991) – Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence, *American Economic Review*, 81, 1, p.p. 325‑34.

BERNARD A.B., JENSEN J.B. (2004) – Why Some Firms Export, *Review of Economics and Statistics*, 86, 2, p.p. 561‑569.

BHADURI A., MARGLIN S. (1990) – Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies, *Cambridge Journal of Economics*, 14, 4, p.p. 375‑393.

BHAGWATI J. (1998) – The Capital Myth: The Difference Between Trade in Widgets and Dollars, *Foreign Affairs*, 77, 3.

BHAGWATI J.N. (1984) – Why Are Services Cheaper in the Poor Countries?, *Economic Journal*, 94, 374, p.p. 279‑86.

BIGSTEN A. et al. (2004) –*Do African manufacturing firms learn from exporting?*, EconWPA, 2004 Consultable à https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpdc/0409071.html.

BLUNDELL R., BOND S. (1998) – Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, 1, p.p. 115‑143.

BLUNDELL R., BOND S., WINDMEIJER F. (2000) –*Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator*, Institute for Fiscal Studies, 2000 Consultable à http://ideas.repec.org/p/ifs/ifsewp/00-12.html.

BOEKE J.H. (1953) –*Economics and Economic Policy of Dual Societies As Exemplified by Indonesia*, Ams PressInc, 1953, 344 p.

BOND S., HOEFFLER A., TEMPLE J. (2001) –*GMM Estimation of Empirical Growth Models*, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford, 2001 Consultable à http://ideas.repec.org/p/nuf/econwp/0121.html.

BORDO M.D. (2003) –*Exchange Rate Regime Choice in Historical Perspective*, National Bureau of Economic Research, 2003 Consultable à http://www.nber.org/papers/w9654.

BORENSZTEIN E., DE GREGORIO J., LEE J.-W. (1998) – How does foreign direct investment affect economic growth?, *Journal of International Economics*, 45, 1, p.p. 115‑135.

BORGERSEN T.-A., KING R.M. (2011) – Reallocation and restructuring: A generalization of the Balassa–Samuelson effect, *Structural Change and Economic Dynamics*, 22, 4, p.p. 287‑298.

BOROWSKI D., COUHARDE C. (2003) – The Exchange Rate Macroeconomic Balance Approach: New Methodology and Results for the Euro, the Dollar, the Yen and the Pound Sterling, *Open Economies Review*, 14, 2, p.p. 169‑190.

BOUAKEZ H., EYQUEM A. (2015) – Government spending, monetary policy, and the real exchange rate, *Journal of International Money and Finance*, 56, p.p. 178‑201.

BOUOIYOUR J., MARIMOUTOU V., REY S. (2004) – Taux de change reel d'equilibre et politique de change au Maroc : une approche non parametrique, *Economie Internationale*, , 97, p.p. 81‑104.

BRIONES I. (2001) – Théorie de la croissance et taux de change réel: une approche néoclassique, , 86, 2, p.p. 49‑75.

BROCK W.A., DURLAUF S.N. (2001) – Growth Empirics and Reality, *The World Bank Economic Review*, 15, 2, p.p. 229‑272.

BROCK W.A., DURLAUF S.N., WEST K.D. (2003) – Policy Evaluation in Uncertain Economic Environments, *Brookings Papers on Economic Activity*, 34, 1, p.p. 235‑322.

BRUNO M., EASTERLY W. (1996) – Inflation and growth: in search of a stable relationship, *Proceedings*, , May, p.p. 139‑146.

BUBULA A., OTKER-ROBE I. (2002) –*The Evolution of Exchange Rate Regimes Since 1990 Evidence from De Facto Policies*, Rochester, NY, Social Science Research Network, 2002 Consultable à http://papers.ssrn.com/abstract=879978.

BURDEKIN R.C.K. et al. (2004) – When does inflation hurt economic growth? Different nonlinearities for different economies, *Journal of Macroeconomics*, 26, 3, p.p. 519‑532.

CALVO G.A., REINHART C.M. (2002) – Fear of Floating, *The Quarterly Journal of Economics*, 117, 2, p.p. 379‑408.

CAMPA J.M. (1993) – Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty, *The Review of Economics and Statistics*, 75, 4, p.p. 614‑22.

CANZONERI M.B., CUMBY R.E., DIBA B. (1999) – Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries, *Journal of International Economics*, 47, 2, p.p. 245‑266.

CARRERA J., RESTOUT R. (2008) –*Long Run Determinants of Real Exchange Rates in Latin America*, Groupe d'Analyse et de Théorie Economique (GATE), Centre national de la recherche scientifique (CNRS), Université Lyon 2, Ecole Normale Supérieure, 2008 Consultable à https://ideas.repec.org/p/gat/wpaper/0811.html.

CARRION-I-SILVESTRE J.L., BARRIO-CASTRO T. DEL, LOPEZ-BAZO E. (2005) – Breaking the panels: An application to the GDP per capita, *Econometrics Journal*, 8, 2, p.p. 159‑175.

CASELLI F., ESQUIVEL G., LEFORT F. (1996) – Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth*, 1, 3, p.p. 363‑89.

CASSEL G. (1922) –*Money and Foreign Exchange After 1914*, Londres, 1922, 298 p.

CHANG R., VELASCO A. (1999) –*Liquidity Crises in Emerging Markets: Theory and Policy*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1999 Consultable à https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7272.html.

CHERNOZHUKOV V., HANSEN C. (2006) – Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models, *Journal of Econometrics*, 132, 2, p.p. 491‑525.

CHEUNG Y.-W., DOOLEY M.P., SUSHKO V. (2012) –*Investment and Growth in Rich and Poor Countries*, National Bureau of Economic Research, Inc, 2012 Consultable à http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/17788.html.

CHINN M.D. (2004) – Incomes, Exchange Rates and the US Trade Deficit, Once Again, *International Finance*, 7, 3, p.p. 451‑469.

CHINN M.D. (1999) – Productivity, Government Spending and the Real Exchange Rate: Evidence for OECD Countries, *in* R. MacDonald et J. L. Stein dir, *Equilibrium Exchange Rates*, Recent Economic Thought Series, Springer Netherlands, p.163‑190.

CHOI I. (2001) – Unit root tests for panel data, *Journal of International Money and Finance*, 20, 2, p.p. 249‑272.

CHOU W.L., SHIH Y.C. (1998) – The Equilibrium Exchange Rate of the Chinese Renminbi, *Journal of Comparative Economics*, 26, 1, p.p. 165‑174.

CHRISTIANO L.J., FITZGERALD T.J. (2003) – The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44, 2, p.p. 435‑465.

CHUDIK A. et al. (2013) –*Debt, Inflation and Growth - Robust Estimation of Long-Run Effects in Dynamic Panel Data Models*, CESifo Group Munich, 2013 Consultable à https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_4508.html.

CHUDIK A., PESARAN M.H. (2015) – Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors, *Journal of Econometrics*, 188, 2, p.p. 393‑420.

CLARK P.B., MAC DONALD R. (1998) –*Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, Rochester, NY, Social Science Research Network, 1998 Consultable à http://papers.ssrn.com/abstract=882342.

CLEMENTE J., MONTANES A., REYES M. (1998) – Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, *Economics Letters*, 59, 2, p.p. 175‑182.

CLOSTERMANN J., SCHNATZ B. (2000) –*The determinants of the euro-dollar exchange rate: synthetic fundamentals and a non-existing currency*, Deutsche Bundesbank, Research Centre, 2000 Consultable à http://econpapers.repec.org/paper/zbwbubdp1/4138.htm.

COAKLEY J., FUERTES A.-M. (2001) – A Non-linear Analysis of Excess Foreign Exchange Returns, *Manchester School*, 69, 6, p.p. 623‑42.

COE P.J., SERLETIS A. (2002) – Bounds tests of the theory of purchasing power parity, *Journal of Banking & Finance*, 26, 1, p.p. 179‑199.

COLEMAN S. (2008) – Estimating Equilibrium Real Exchange Rates in the Franc Zone, *Journal of African Economies*, 17, 4, p.p. 600‑634.

COLLETAZ G., HURLIN C. (2006) –*Threshold Effects of the Public Capital Productivity : An International Panel Smooth Transition Approach*, HAL, 2006 Consultable à https://ideas.repec.org/p/hal/wpaper/halshs-00008056.html.

COLLIER P., O'CONNELL S. (2006) – opportunities choices and syndromes in explaining african growth, *in Explaining African Economic Growth*, Draft Chapter, African Economic Research Consortium, .

COMMISSION ON GROWTH AND DEVELOPMENT (2008) – The Growth Report: Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development, Consultable à http://naturalresourcecharter.org/content/commission-growth-and-development-2008-%E2%80%98-growth-report-strategies-sustained-growth-and-inclu.

COTTANI J.A., CAVALLO D.F., KHAN M.S. (1990) – Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs, *Economic Development and Cultural Change*, 39, 1, p.p. 61‑76.

COUDERT V. (1999) – Comment definir un taux de change d'equilibre pour les pays emergents ?, *Economie Internationale*, 77, p.p. 45‑66.

COUDERT V., COUHARDE C. (2009) – Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries, *Review of International Economics*, 17, 1, p.p. 121‑136.

COUDERT V., COUHARDE C., MIGNON V. (2013) – On Currency Misalignments within the Euro Area, *Review of International Economics*, 21, 1, p.p. 35‑48.

COUHARDE C. et al. (2013) – Revisiting the theory of optimum currency areas: Is the CFA franc zone sustainable?, *Journal of Macroeconomics*, 38, PB, p.p. 428‑441.

COUHARDE C., SALLENAVE A. (2013) – How do currency misalignments' threshold affect economic growth?, *Journal of Macroeconomics*, 36, p.p. 106‑120.

COULIBALY I., GNIMASSOUN B. (2013) – Optimality of a monetary union: New evidence from exchange rate misalignments in West Africa, *Economic Modelling*, 32, C, p.p. 463‑482.

DAUMONT R. et al. (1999) –*Programmation financière: méthodes et application à la Tunisie*, [Washington, D.C.], Institut du FMI, Fonds monétaire international, 1999

D'AUTUME A. (2001) – Équilibre, *in* C. Jessua et al. dir, *Dictionnaire des sciences économiques*, Paris, Presses universitaires de France, p.389‑391.

DAVIES R.B. (1977) – Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative, *Biometrika*, 64, 2, p.p. 247‑254.

DE GREGORIO J., GIOVANNINI A., KRUEGER T.H. (1994) – The Behavior of Nontradable-Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation, *Review of International Economics*, 2, 3, p.p. 284‑305.

DE GREGORIO J., GIOVANNINI A., WOLF H.C. (1994) – International evidence on tradables and nontradables inflation, *European Economic Review*, 38, 6, p.p. 1225‑1244.

DETKEN C. et al. (2002) – Determinants of the Effective Real Exchange Rate of the Synthetic Euro: Alternative Methodological Approaches, *Australian Economic Papers*, 41, 4, p.p. 404‑436.

DEVARAJAN S. (1997) – Real Exchange Rate Misalignment in the CFA Zone, *Journal of African Economies*, 6, 1, p.p. 35‑53.

DEVARAJAN S., HINKLE L.E. (1994) – The CFA Franc Parity Change : An Opportunity To restore Growth and reduce Poverty,

DEVARAJAN S., RODRIK D. (1989) – Trade Liberalization in Developing Countries: Do Imperfect Competition and Scale Economies Matter?, *The American Economic Review*, 79, 2, p.p. 283‑287.

VAN DIJK D.J.C., TERASVIRTA T., FRANSES P.H.B.F. (2000) –*Smooth transition autoregressive models - A survey of recent developments*, Erasmus University Rotterdam, Erasmus School of Economics (ESE), Econometric Institute, 2000 Consultable à https://ideas.repec.org/p/ems/eureir/1656.html.

DIXIT A.K., STIGLITZ J.E. (1977) – Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review*, 67, 3, p.p. 297‑308.

DOLLAR D. (1992) – Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985, *Economic Development and Cultural Change*, 40, 3, p.p. 523‑44.

DOLLAR D., KRAAY A. (2002) – Growth is Good for the Poor, *Journal of Economic Growth*, 7, 3, p.p. 195‑225.

DOLLAR D., KRAAY A. (2003) – Institutions, trade, and growth, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1, p.p. 133‑162.

DOPPELHOFER G., WEEKS M. (2009) – Jointness of growth determinants, *Journal of Applied Econometrics*, 24, 2, p.p. 209‑244.

DORNBUSCH R. (1980) – Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 11, 1, Tenth Anniversary Issue, p.p. 143‑206.

DORNBUSCH R. (1976) – Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 84, 6, p.p. 1161‑76.

DORNBUSCH R. (2001) – Fewer Monies, Better Monies, *The American Economic Review*, 91, 2, p.p. 238‑242.

DRISCOLL J., KRAAY A. (1998) – Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Dependent Panel Data, *The Review of Economics and Statistics*, 80, 4, p.p. 549‑560.

DRIVER R.L., WESTAWAY P.F. (2005) –*Concepts of equilibrium exchange rates*, Bank of England, 2005 Consultable à https://ideas.repec.org/p/boe/boeewp/248.html.

DUBAS J. (2009) – The importance of exchange rate regime in limiting misalignment, *World Development*, 37, 10, p.p. 1612‑1622.

DUFRÉNOT G. et al. (2008) – Explaining the European exchange rates deviations: Long memory or non-linear adjustment?, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18, 3, p.p. 207‑215.

DUFRENOT G., MIGNON V., TSANGARIDES C. (2010) – The trade-growth nexus in the developing countries: a quantile regression approach, *Review of World Economics*, 146, 4, p.p. 731‑761.

DUFRÉNOT G., YEHOUE E.B. (2005) –*Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis*, Rochester, NY, Social Science Research Network, 2005 Consultable à http://papers.ssrn.com/abstract=888033.

DURLAUF S.N., QUAH D.T. (1999) –*The new empirics of economic growth*, Elsevier, 1999 Consultable à https://ideas.repec.org/h/eee/macchp/1-04.html.

DVORNAK N., KOHLER M., MENZIES G. (2005) – Australia's Medium-Run Exchange Rate: A Macroeconomic Balance Approach*, *Economic Record*, 81, 253, p.p. 101‑112.

EASTERLY W. et al. (1993) – Good policy or good luck?: Country growth performance and temporary shocks, *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, p.p. 459‑483.

EASTERLY W. (2001) – The Lost Decades: Developing Countries' Stagnation in Spite of Policy Reform 1980–1998, *Journal of Economic Growth*, 6, 2, p.p. 135‑157.

EASTERLY W., LOAYZA N., MONTIEL P. (1997) – Has Latin America's post-reform growth been disappointing?, *Journal of International Economics*, 43, 3-4, p.p. 287‑311.

EASTERLY W., REBELO S. (1993) – Fiscal policy and economic growth: An empirical investigation, *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, p.p. 417‑458.

EDISON H.J., PAULS B.D. (1993) – A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974–1990, *Journal of Monetary Economics*, 31, 2, p.p. 165‑187.

EDWARDS S. (1989) –*Real exchange rates, devaluation, and adjustment: exchange rate policy in developing countries*, Cambridge Mass and London, The MIT press, 1989

ÉGERT B. (2005) – The Balassa-Samuelson Hypothesis in Estonia: Oil Shale, Tradable Goods, Regulated Prices and Other Culprits, *World Economy*, 28, 2, p.p. 259‑286.

EGERT B., HALPERN L. (2006) – Equilibrium exchange rates in Central and Eastern Europe: A meta-regression analysis, *Journal of Banking & Finance*, 30, 5, p.p. 1359‑1374.

EICHENGREEN B. (2008) – The real exchange rate and economic growth, *Commission on growth and development, World Bank*, 4.

EICHENGREEN B., HAUSMANN R. (1999) –*Exchange Rates and Financial Fragility*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1999 Consultable à https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7418.html.

EICHENGREEN B., HAUSMANN R., PANIZZA U. (2003) –*Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why They Are Not the Same and Why it Matters*, National Bureau of Economic Research, Inc, 2003 Consultable à https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/10036.html.

EITRHEIM Ø., TERÄSVIRTA T. (1996) – Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models, *Journal of Econometrics*, 74, 1, p.p. 59‑75.

ELBADAWI I. (2002) – Real exchange eate policy and non-traditional exports in developing countries, *in Non-traditional export promotion in Africa: Experiences and issues*, New-York, Helleiner G.K.

ELBADAWI I.A., KALTANI L., SOTO R. (2012) – Aid, Real Exchange Rate Misalignment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa, *World Development*, 40, 4, p.p. 681‑700.

ELBADAWI I., HELLEINER G. (2005) – African Development in the Context of the New World Trade and Financial Regimes: The Role of the WTO and its Relationship to the World Bank and IMF, *in Africa and the World Trading System*, Selected Issues of the Doha Agenda, A. Oyejide & W. Lyakurwa, .

ENGEL C. (2000) – Long-run PPP may not hold after all, *Journal of International Economics*, 51, 2, p.p. 243‑273.

ENGEL C.M., ROGERS J.H. (1996) – How Wide Is the Border?, *American Economic Review*, 86, 5. Consultable à http://papers.ssrn.com/abstract=4672.

ENGLE R., GRANGER C. (1987) – Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 2, p.p. 251‑76.

EVANS P., KARRAS G. (1994) – Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U.S. States, *The Review of Economics and Statistics*, 76, 1, p.p. 1‑11.

FEENSTRA R.C. (1995) – Exact Hedonic Price Indexes, *The Review of Economics and Statistics*, 77, 4, p.p. 634‑653.

FEENSTRA R.C., KENDALL J.D. (1997) – Pass-through of exchange rates and purchasing power parity, *Journal of International Economics*, 43, 1-2, p.p. 237‑261.

FERNÁNDEZ C., LEY E., STEEL M.F.J. (2001) – Model uncertainty in cross-country growth regressions, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 5, p.p. 563‑576.

FISCHER S. (1993) –*The Role of Macroeconomic Factors in Growth*, National Bureau of Economic Research, 1993 Consultable à http://www.nber.org/papers/w4565.

FLEK V., MARKOVÁ L., PODPIERA J. (2003) – Sectoral Productivity and Real Exchange Rate Appreciation: Much Ado about Nothing?, *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 53, 3-4, p.p. 130‑153.

FLEMING J.M. (1962) – Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates, *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 9, 3, p.p. 369‑380.

FLOOD R.P., ROSE A.K. (1995) – Fixing exchange rates A virtual quest for fundamentals, *Journal of Monetary Economics*, 36, 1, p.p. 3‑37.

FORSLUND K., LIMA L., PANIZZA U. (2011) – The determinants of the composition of public debt in developing and emerging market countries, *Review of Development Finance*, 1, 3–4, p.p. 207‑222.

FOSU A.K. (2000) –*The International Dimension of African Economic Growth*, Center for International Development at Harvard University, 2000 Consultable à http://econpapers.repec.org/paper/wopcidhav/34.htm.

FRANKEL J.A. (1999) –*No Single Currency Regime is Right for All Countries or At All Times*, National Bureau of Economic Research, 1999 Consultable à http://www.nber.org/papers/w7338.

FRANKEL J.A. (1982) – The Mystery of the Multiplying Marks: A Modification of the Monetary Model, *The Review of Economics and Statistics*, 64, 3, p.p. 515‑519.

FRANKEL J.A., ROMER D. (1999) – Does Trade Cause Growth?, *American Economic Review*, 89, 3, p.p. 379‑399.

FROOT K.A., KIM M., ROGOFF K. (1995) –*The Law of One Price Over 700 Years*, National Bureau of Economic Research, 1995 Consultable à http://www.nber.org/papers/w5132.

FROOT K.A., ROGOFF K. (1995) –*Perspectives on PPP and long-run real exchange rates*, Elsevier, 1995 Consultable à https://ideas.repec.org/h/eee/intchp/3-32.html.

FROOT K.A., STEIN J.C. (1991) – Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach, *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 4, p.p. 1191‑217.

GALA P. (2008) – Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and econometric evidence, *Cambridge Journal of Economics*, 32, 2, p.p. 273‑288.

GALA P., LUCINDA C.R. (2006) – Exchange Rate Misalignment and Growth: Old and New Econometric Evidence, *Economia*, 7, 4. Consultable à https://ideas.repec.org/a/anp/econom/v7y2006i4p165-187.html.

GALY M.A., HADJIMICHAEL M.T. (1997) –*The Cfa Franc Zone and the Emu*, International Monetary Fund, 1997, 43 p.

GEORGE E.I. (2000) – The variable selection problem, *JOURNAL OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION*. Consultable à http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary;jsessionid=A776FFFDD2CE89880ACAF90033C3F0B8?doi=10.1.1.211.7276.

GHOSH A.R., QURESHI M.S., TSANGARIDES C.G. (2013) – Is the exchange rate regime really irrelevant for external adjustment?, *Economics Letters*, 118, 1, p.p. 104‑109.

GHURA D., GRENNES T.J. (1993) – The real exchange rate and macroeconomic performance in Sub-Saharan Africa, *Journal of Development Economics*, 42, 1, p.p. 155‑174.

GILLMAN M., KEJAK M. (2005) – Contrasting Models of the Effect of Inflation on Growth, *Journal of Economic Surveys*, 19, 1, p.p. 113‑136.

GLÜZMANN P.A., LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F. (2012) – Exchange rate undervaluation and economic growth: Díaz Alejandro (1965) revisited, *Economics Letters*, 117, 3, p.p. 666‑672.

GNIMASSOUN B. (2014) – Mésalignements du franc CFA et influence de la monnaie ancre, *Economie & prévision*, 200-201, 2, p.p. 91‑119.

GOLDBERG L.S. (1993) – Exchange Rates and Investment in United States Industry, *The Review of Economics and Statistics*, 75, 4, p.p. 575‑588.

GOLDFAJN I., VALDES R. (1999) – The afthermath of appreciations, *Quarterly Journals of Economics*, , 114, p.p. 229‑262.

GOLDSTEIN M., TURNER P. (2004) –*Controlling currency mismatches in emerging economies*, Washington, DC, Institute for International Economics, 2004, 164 p.

GONZÁLEZ A., TERÄSVIRTA T., VAN DIJK D. (2005) –*Panel Smooth Transition Regression Models*, Stockholm School of Economics, 2005 Consultable à https://ideas.repec.org/p/hhs/hastef/0604.html.

GONZALO J., GRANGER C. (1995) – Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 1, p.p. 27‑35.

GRAMLICH E.M. (1994) – Infrastructure Investment: A Review Essay, *Journal of Economic Literature*, 32, 3, p.p. 1176‑96.

GREENE W.H. (2012) –*Econometric Analysis*, 7 edition, Boston, Prentice Hall, 2012, 1232 p.

GREGORY A.W., HANSEN B.E. (1996) – Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 1, p.p. 99‑126.

GREGORY A.W., NASON J.M., WATT D.G. (1996) – Testing for structural breaks in cointegrated relationships, *Journal of Econometrics*, 71, 1–2, p.p. 321‑341.

GREKOU C. (2015) – Revisiting the nexus between currency misalignments and growth in the CFA Zone, *Economic Modelling*, 45, p.p. 142‑154.

GRIER K.B., TULLOCK G. (1989) – An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980, *Journal of Monetary Economics*, 24, 2, p.p. 259‑276.

GRILICHES Z. (1957) – Hybrid Corn: An Exploration in the Economics of Technological Change, *Econometrica*, 25, 4, p.p. 501‑522.

GROSSMAN G.M., HELPMAN E. (1991) – Trade, knowledge spillovers, and growth, *European Economic Review*, 35, 2–3, p.p. 517‑526.

GROSSMANN A., SIMPSON M.W., BROWN C.J. (2009) – The impact of deviation from relative purchasing power parity equilibrium on U.S. foreign direct investment, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 2, p.p. 521‑550.

GUILLAUMONT-JEANNENEY S.G. (1988) – Dévaluer en Afrique ?, *Revue de l'OFCE*, 25, 1, p.p. 123‑143.

GUILLAUMONT P., CHAUVET L. (2001) – Aid and Performance: A Reassessment, *Journal of Development Studies*, 37, 6, p.p. 66‑92.

GYLFASON T., HERBERTSSON T.T. (2001) – Does inflation matter for growth?, *Japan and the World Economy*, 13, 4, p.p. 405‑428.

HALL R.E., JONES C.I. (1999) – Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?, *The Quarterly Journal of Economics*, 114, 1, p.p. 83‑116.

HANSEN B.E. (1996) – Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis, *Econometrica*, 64, 2, p.p. 413‑30.

HANSEN B.E. (1999) – Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference, *Journal of Econometrics*, 93, 2, p.p. 345‑368.

HARBERGER A. (1986) –*Economic Adjustment and the Real Exchange Rate*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1986 Consultable à https://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/7679.html.

HARBERGER A. (2004) – The Real Exchange Rate: Issues of Concept and Measurement,

HASNAT B. (1999) – Exchange rate misalignment and foreign direct investment, *Atlantic Economic Journal*, 27, 2, p.p. 235‑235.

HAUSMANN R. et al. (1999) – Financial Turmoil and Choice of Exchange Rate Regime,

HAUSMANN R., PRITCHETT L., RODRIK D. (2005) – Growth Accelerations, *Journal of Economic Growth*, 10, 4, p.p. 303‑329.

HERMES N., LENSINK R. (2003) – Foreign direct investment, financial development and economic growth, *Journal of Development Studies*, 40, 1, p.p. 142‑163.

HINKLE L.E., MONTIEL P. (1999) –*Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, 1999, 638 p.

HINKLE L.E., NSENGIYUMVA F. (1999) – External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model, and Competitiveness in Traded Goods, *in Exchange rate misalignment Concepts and Measurement for Developing countries*, Oxford University Press, .

HJORT N.L., CLAESKENS G. (2003) – Rejoinder to the Discusion of the two Hjort and Claeskens Articles, *Journal of the American Statistical Association*, , 98, p.p. 938‑945.

HOECHLE D. (2007) – Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence, *Stata Journal*, 7, 3, p.p. 281‑312.

HOFFMANN M. (2007) – Fixed versus Flexible Exchange Rates: Evidence from Developing Countries, *Economica*, 74, 295, p.p. 425‑449.

HOFFMANN M., MAC DONALD R. (2009) – Real exchange rates and real interest rate differentials: A present value interpretation, *European Economic Review*, 53, 8, p.p. 952‑970.

HOLTEMÖLLER O., MALLICK S. (2013) – Exchange rate regime, real misalignment and currency crises, *Economic Modelling*, 34, C, p.p. 5‑14.

HOLTZ-EAKIN D. (1994) – Public-Sector Capital and the Productivity Puzzle, *The Review of Economics and Statistics*, 76, 1, p.p. 12‑21.

HOLTZ-EAKIN D., NEWEY W., ROSEN H.S. (1988) – Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, *Econometrica*, 56, 6, p.p. 1371‑95.

HSIAO C. (2003) –*Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 2003, 388 p.

HURLIN C., MIGNON V. (2005) – Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel, *Économie et Prévision*, 169, 3, p.p. 253‑294.

IIMI A. (2006) –*Exchange Rate Misalignment; An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (Beer) to Botswana*, International Monetary Fund, 2006 Consultable à https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/06-140.html.

IMBS J. et al. (2003) – Nonlinearities and Real Exchange Rate Dynamics, *Journal of the European Economic Association*, 1, 2-3, p.p. 639‑649.

IM K.S., LEE J. (2001) – Panel LM Unit Root Test with Level Shifts, Consultable à http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.21.9874&rep=rep1&type=pdf.

IM K.S., PESARAN M.H., SHIN Y. (2003) – Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, 1, p.p. 53‑74.

ISARD P. (1977) – How Far Can We Push the « Law of One Price »?, *American Economic Review*, 67, 5, p.p. 942‑48.

ISARD P. et al. (2001) – Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessment, *International Monetary*, Working Paper, 209.

JANSEN E.S., TERÄSVIRTA T. (1996) – Testing Parameter Constancy and Super Exogeneity in Econometric Equations, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 4, p.p. 735‑763.

JOHANSEN S. (1991) – Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 6, p.p. 1551‑1580.

JOHNSON S., OSTRY J.D., SUBRAMANIAN A. (2007) –*The Prospects for Sustained Growth in Africa: Benchmarking the Constraints*, National Bureau of Economic Research, Inc, 2007 Consultable à https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/13120.html.

JOLY H., QUINET A., SOBCZAK N. (1998) – Taux de change et chômage : un exemple d'application de théorie du change réel d'équilibre, *Revue française d'économie*, 13, 3, p.p. 151‑175.

JONES B.F., OLKEN B.A. (2005) –*The Anatomy of Start-Stop Growth*, National Bureau of Economic Research, 2005 Consultable à http://www.nber.org/papers/w11528.

JONGWANICH J. (2008) – Real exchange rate overvaluation and currency crisis: evidence from Thailand, *Applied Economics*, 40, 3, p.p. 373‑382.

JUDSON R., ORPHANIDES A. (1999) – Inflation, Volatility and Growth, *International Finance*, 2, 1, p.p. 117‑138.

JUVENAL L., TAYLOR M.P. (2008) – Threshold Adjustment of Deviations from the Law of One Price, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12, 3, p.p. 1‑46.

KAMINSKY G., LIZONDO S., REINHART C.M. (1998) – Leading Indicators of Currency Crises, *IMF Staff Papers*, 45, 1, p.p. 1‑48.

KAO C., CHIANG M.-H. (1997) –*On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*, EconWPA, 1997 Consultable à https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpem/9703001.html.

KAO C., CHIANG M.H (2000) – On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *in* BaltagiB.H dir, *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Amsterdam, p.179‑222.

KHAN M.S., LIZONDO J.S. (1987) – Devaluation, Fiscal Deficits, and the Real Exchange Rate, *The World Bank Economic Review*, 1, 2, p.p. 357‑374.

KIM H., MOH Y.-K. (2010) – A century of purchasing power parity confirmed: The role of nonlinearity, *Journal of International Money and Finance*, 29, 7, p.p. 1398‑1405.

KING R.G., LEVINE R. (1993) – Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right, *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 3, p.p. 717‑37.

KLEIN M.W., ROSENGREN E. (1994) – The real exchange rate and foreign direct investment in the United States: Relative wealth vs. relative wage effects, *Journal of International Economics*, 36, 3–4, p.p. 373‑389.

KLENOW P., RODRÍGUEZ-CLARE A. (1997) –*The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1997 Consultable à http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/11037.html.

KOEDIJK K.G., SCHOTMAN P. (1990) – How to beat the random walk, *Journal of International Economics*, 29, 3, p.p. 311‑332.

KORMENDI R., MEGUIRE P. (1985) – Macroeconomic determinants of growth: Cross-country evidence, *Journal of Monetary Economics*, 16, 2, p.p. 141‑163.

KRUEGER A.O. (1983) –*Exchange-Rate Determination*, Cambridge University Press, 1983, 236 p.

KRUGMAN P. (1986) –*Pricing to Market when the Exchange Rate Changes*, National Bureau of Economic Research, 1986 Consultable à http://www.nber.org/papers/w1926.

KRUGMAN P. (1990) –*Rethinking International Trade*, Cambridge, MA, The MIT Press, 1990, 200 p.

KRUGMAN P. (1993) –*What Do We Need to Know About the International Monetary System?*, International Economics Section, Departement of Economics Princeton University, 1993 Consultable à https://ideas.repec.org/p/fth/prinfi/190.html.

LANDAU D. (1986) – Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: An Empirical Study for 1960-1980, *Economic Development and Cultural Change*, 35, 1, p.p. 35‑75.

LANE P.R., MILESI-FERRETTI G.M. (2004) – The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates, *The Review of Economics and Statistics*, 86, 4, p.p. 841‑857.

LAWLESS M. (2009) – Firm export participation: entry, spillovers and tradability, *Applied Economics*, 41, 5, p.p. 665‑675.

LEE J. et al. (2008) –*Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies*, International Monetary Fund, 2008 Consultable à https://ideas.repec.org/p/imf/imfocp/261.html.

LEE J., STRAZICICH M.C. (2003) – Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85, 4, p.p. 1082-1089.

LENSINK R., MORRISSEY O. (2006) – Foreign Direct Investment: Flows, Volatility, and the Impact on Growth, *Review of International Economics*, 14, 3, p.p. 478-493.

LEVIN A., LIN C.-F. (1992) – Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, University of California, San Diego.

LEVINE R., LOAYZA N., BECK T. (2000) – Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes, *ournal of Monetary Economics*, 46, 1, p.p. 31-77.

LEVINE R., RENELT D. (1992) – A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, *American Economic Review*, 82, 4, p.p. 942-63.

LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F. (2005) – Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words, *European Economic Review*, 49, 6, p.p. 1603-1635.

LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F. (2009) –*Fear of Appreciation: Exchange Rate Policy as a Development Strategy*, Edward Elgar, 2009 Consultable à http://econpapers.repec.org/bookchap/elgeechap/13504_5f5.htm.

LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F. (2003) – To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth, *American Economic Review*, 93, 4, p.p. 1173-1193.

LEWIS K.K. (1995) – Are Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy Related, and Does It Really Matter?, *The Journal of Business*, 68, 2, p.p. 185-214.

LEWIS W.A. (1954) – Economic Development with Unlimited Supplies of Labour, *The Manchester School*, 22, 2, p.p. 139-191.

LEY E., STEEL M.F.J. (2007) – Jointness in Bayesian variable selection with applications to growth regression, *Journal of Macroeconomics*, 29, 3, p.p. 476-493.

LIM G., STEIN J.L. (1995) – The dynamics of the real exchange rate and the current account in a small open economy: Australia, *in Equilibrium Exchange Rates*, Massachussets, Kluwer Academic Publishers.

LOAYZA N., FAJNZYLBER P., CALDERÓN C. (2005) –*Economic Growth in Latin America and the Caribbean : Stylized Facts, Explanations, and Forecasts*, The World Bank, 2005 Consultable à https://ideas.repec.org/b/wbk/wbpubs/7315.html.

LOPEZ C., MURRAY C.J., PAPELL D.H. (2005) – State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity, *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, 2, p.p. 361-69.

LÒPEZ-VILLAVICENCIO A., MAZIER J., SAADAOUI J. (2012) – Temporal dimension and equilibrium exchange rate: A FEER/BEER comparison, *Emerging Markets Review*, 13, 1, p.p. 58‑77.

LÓPEZ-VILLAVICENCIO A., MIGNON V. (2011) – On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter?, *Journal of Macroeconomics*, 33, 3, p.p. 455‑464.

LUCAS R.J. (1988) – On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 1, p.p. 3‑42.

LUMSDAINE R.L., PAPELL D. (1997) – Multiple Trend Breaks And The Unit-Root Hypothesis, *The Review of Economics and Statistics*, 79, 2, p.p. 212‑218.

LUUKKONEN R., SAIKKONEN P., TERÄSVIRTA T. (1988) – Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models, *Biometrika*, 75, 3, p.p. 491‑499.

MAC DONALD R. (2000) –*Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, Deutsche Bundesbank, Research Centre, 2000 Consultable à https://ideas.repec.org/p/zbw/bubdp1/4139.html.

MAC DONALD R. (2004) – The Long-Run Real Effective Exchange Rate of Singapore: A Behavioural Approach, Consultable à http://www.mas.gov.sg/~/media/resource/publications/staff_papers/StaffPaper36ReerMcDonald.pdf.

MAC DONALD R., DIAS P. (2007) –*Behavioural equilibrium exchange rate estimates and implied exchange rate adjustments for ten countries*, Business School - Economics, University of Glasgow, 2007 Consultable à https://ideas.repec.org/p/gla/glaewp/2007_12.html.

MAC DONALD R., TAYLOR M.P. (1992) – Exchange Rate Economics: A Survey, *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 39, 1, p.p. 1‑57.

MADDALA G.S., WU S. (1999) – A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, S1, p.p. 631‑652.

MAESO-FERNANDEZ F., OSBAT C., SCHNATZ B. (2002) – Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach, *Australian Economic Papers*, 41, 4, p.p. 437‑461.

MAGNUS J. (2002) – Estimation of the mean of a univariate normal distribution with known variance, *Econometrics Journal*, 5, 1, p.p. 225‑236.

MAGNUS J.R., DURBIN J. (1999) – Estimation of Regression Coefficients of Interest when Other Regression Coefficients are of no Interest, *Econometrica*, 67, 3, p.p. 639‑643.

MAGNUS J.R., POWELL O., PRÜFER P. (2010) – A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics, *Journal of Econometrics*, 154, 2, p.p. 139‑153.

MANKIW N.G., ROMER D., WEIL D.N. (1992) – A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, p.p. 407‑37.

MARK N.C. (1990) – Real and nominal exchange rates in the long run: An empirical investigation, *Journal of International Economics*, 28, 1, p.p. 115‑136.

MARK N.C., SUL D. (2003) – Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 5, p.p. 655‑680.

MASANJALA W.H., PAPAGEORGIOU C. (2008) – Rough and lonely road to prosperity: a reexamination of the sources of growth in Africa using Bayesian model averaging, *Journal of Applied Econometrics*, 23, 5, p.p. 671‑682.

MCCALLUM B.T. (1994) – A Reconsideration of the Uncovered Interest Rate Parity Relationship, *Journal of Monetary Economics*, 33, 1, p.p. 105‑132.

MCMILLAN M., DIAO X. (2015) –*Toward an Understanding of Economic Growth in Africa: A Re-Interpretation of the Lewis Model*, National Bureau of Economic Research, 2015 Consultable à http://www.nber.org/papers/w21018.

MCMILLAN M.S., HARTTGEN K. (2014) –*What is driving the « African Growth Miracle »?*, National Bureau of Economic Research, 2014 Consultable à http://www.nber.org/papers/w20077.

MEADE J.E. (1951) –*The Theory of International Economic Policy: The Balance of Payments,* Oxford Univ Pr, 1951, 448 p.

MEESE R.A., ROGOFF K. (1983) – Empirical exchange rate models of the seventies : Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, 14, 1-2, p.p. 3‑24.

MEJIA-REYES P., OSBORN D., SENSIER M. (2010) – Modelling real exchange rate effects on output performance in Latin America, *Applied Economics*, 42, 19, p.p. 2491‑2503.

MENDOZA E.G. (1997) – Terms-of-trade uncertainty and economic growth, *Journal of Development Economics*, 54, 2, p.p. 323‑356.

MENGISTAE T., PATTILLO C. (2004) – Export Orientation and Productivity in Sub-Saharan Africa, *IMF Staff Papers*, 51, 2, p.p. 327‑353.

MIHALJEK D., KLAU M. (2008) –*Catching-up and inflation in transition economies: the Balassa-Samuelson effect revisited*, Bank for International Settlements, 2008 Consultable à https://ideas.repec.org/p/bis/biswps/270.html.

MILES W. (2006) – To Float or Not to Float? Currency Regimes and Growth, *Journal of Economic Development*, 31, 2, p.p. 91‑105.

MILGATE M. (2008) – equilibrium: development of the concept, *in* S. N. Durlauf et L. E. Blume dir, *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Basingstoke, Nature Publishing Group, p.1. Consultable à http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde1987_X000723.

MINEA A. (2008) – The Role of Public Spending in the Growth Theory Evolution, *Journal for Economic Forecasting*, 5, 2, p.p. 99‑120.

MIRESTEAN A., TSANGARIDES C.G., CHEN H. (2009) –*Limited Information Bayesian Model Averaging for Dynamic Panels with Short Time Periods*, International Monetary Fund, 2009, 46 p.

MONGARDINI J., RAYNER B. (2009) –*Grants, Remittances, and the Equilibrium Real Exchange Rate in Sub-Saharan African Countries*, International Monetary Fund, 2009 Consultable à http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/09-75.html.

MONGELLI F.P. (2002) –*« New » views on the optimum currency area theory: what is EMU telling us?*, European Central Bank, 2002 Consultable à https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20020138.html.

MONTIEL P. (2007) –*Equilibrium Real Exchange Rates, Misalignment and Competitiveness in the Southern Cone*, United Nations Publications, 2007, 48 p.

MONTIEL P. (2011) –*Macroeconomics in Emerging Markets*, 2 édition, Cambridge ; New York, Cambridge University Press, 2011, 778 p.

MORRISON C.J., SCHWARTZ A.E. (1996) – State Infrastructure and Productive Performance, *The American Economic Review*, 86, 5, p.p. 1095‑1111.

MOTLEY B. (1998) – Growth and inflation: a cross-country study, *Economic Review*, p.p. 15‑28.

MULDER N., BALDI A.-L. (2004) –*The Impact of Exchange Rate Regimes on Real Exchange Rates: ABC and Mexico in the 1990s*, Econometric Society, 2004 Consultable à https://ideas.repec.org/p/ecm/latm04/45.html.

MUNDELL R.A. (1963) – Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates, *The Canadian Journal of Economics and Political Science / Revue canadienne d'Economique et de Science politique*, 29, 4, p.p. 475‑485.

NELSON R.R., PHELPS E.S. (1966) – Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth, *The American Economic Review*, 56, 1/2, p.p. 69‑75.

NEWEY W., WEST K. (1987) – A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55, 3, p.p. 703‑08.

NORTH D.C. (1990) –*Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 1990, 164 p.

NURKSE R. (1945) –*Conditions of International Monetary Equilibrium*, International Finance Section, Department of Economics and Social Institutions, Princeton University, 1945, 24 p.

OBSTFELD M., ROGOFF K. (1995) – Exchange Rate Dynamics Redux, *Journal of Political Economy*, 103, 3, p.p. 624‑60.

OBSTFELD M., ROGOFF K. (1996) –*Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1996

ORLEAN A. (1987) – Anticipations et conventions en situation d'incertitude, *Cahiers d'Économie Politique*, 13, 1, p.p. 153‑172.

OWOUNDI F. (2015) – Do Exchange Rate Misalignments Really Affect Economic Growth? The Case of Sub-Saharian African Countries, *International Economics*, à paraître.

OWOUNDI F. (2013) – Les mésalignements du taux de change et leur impact sur la croissance économique en Zone franc : le cas du Cameroun, *Économie Appliquée*, LXVI, 3, p.p. 5‑33.

PARSLEY D.C., WEI S.-J. (1996) – Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations, *The Quarterly Journal of Economics*, 111, 4, p.p. 1211‑36.

PEDRONI P. (1999) – Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 0, p.p. 653‑70.

PEDRONI P. (2000) –*Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels*, Department of Economics, Williams College, 2000 Consultable à https://ideas.repec.org/p/wil/wileco/2000-03.html.

PERRON P. (1997) – Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80, 2, p.p. 355‑385.

PERRON P., VOGELSANG T.J. (1992) – Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, p.p. 301‑20.

PERSYN D., WESTERLUND J. (2008) – Error-correction–based cointegration tests for panel data, *Stata Journal*, 8, 2, p.p. 232‑241.

PESARAN M.H. (2007) – A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2, p.p. 265‑312.

PESARAN M.H. (2006) – Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure, *Econometrica*, 74, 4, p.p. 967‑1012.

PESARAN M.H. (2004) –*General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, CESifo Group Munich, 2004 Consultable à https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_1229.html.

PESARAN M.H., SHIN Y., SMITH R.P. (1999) – Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 446, p.p. 621‑634.

PHILLIPS P.C.B. (1995) – Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression, *Econometrica*, 63, 5, p.p. 1023‑78.

PHILLIPS P.C.B. (1991) – Optimal Inference in Cointegrated Systems, *Econometrica*, 59, 2, p.p. 283‑306.

PIROTTE A. (2011) –*Econométrie des données de panel : théorie et applications*, Paris, Economica, 2011, 296 p.

POLTEROVICH V., POPOV V. (2002) – Accumulation of Foreign Exchange Reserves and Long term Economic Growth, *in Slavic Eurasia's Integration into the World Economy*, Sapporo, Tabata Shinichiro, Iwashita Akihiro, .

PRASAD E.S., RAJAN R.G., SUBRAMANIAN A. (2007) – Foreign Capital and Economic Growth, *Brookings Papers on Economic Activity*, 38, 1, p.p. 153‑230.

RAFTERY A. (1995) – Bayesian Model Selection in Social Research, *Sociological Methodology*, 25, p.p. 111‑163.

RAJAN R.G., SUBRAMANIAN A. (2011) – Aid, Dutch disease, and manufacturing growth, *Journal of Development Economics*, 94, 1, p.p. 106‑118.

RAJ B., ULLAH A. (1981) –*Econometrics: A Varying Coefficients Approach*, Croom Helm, 1981, 372 p.

RAMEY G., RAMEY V.A. (1995) – Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth, *American Economic Review*, 85, 5, p.p. 1138‑51.

RAPETTI M., SKOTT P., RAZMI A. (2011) –*The Real Exchange Rate and Economic Growth: are Developing Countries Different?*, University of Massachusetts Amherst, Department of Economics, 2011 Consultable à https://ideas.repec.org/p/ums/papers/2011-07.html.

RAPPOPORT P., REICHLIN L. (1989) – Segmented Trends and Non-Stationary Time Series, *The Economic Journal*, 99, 395, p.p. 168‑177.

RASSEKH F. (2004) – The interplay of international trade, economic growth and income convergence: a brief intellectual history of recent developments, *The Journal of International Trade & Economic Development*, 13, 4, p.p. 371‑395.

RAVN M.O., UHLIG H. (2002) – On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations, *The Review of Economics and Statistics*, 84, 2, p.p. 371‑375.

RAZIN O., COLLINS S.M. (1997) –*Real Exchange Rate Misalignments and Growth*, National Bureau of Economic Research, 1997 Consultable à http://www.nber.org/papers/w6174.

RAZMI A., RAPETTI M., SKOTT P. (2012) – The real exchange rate and economic development, *Structural Change and Economic Dynamics*, 23, 2, p.p. 151‑169.

REINHART C.M., ROGOFF K.S. (2004) – The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation, *The Quarterly Journal of Economics*, 119, 1, p.p. 1‑48.

RICHARDSON J.D. (1978) – Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price, *Journal of International Economics*, 8, 2, p.p. 341‑351.

RIVERA-BATIZ L.A., ROMER P.M. (1991) – International trade with endogenous technological change, *European Economic Review*, 35, 4, p.p. 971‑1001.

RODRIK D. (2014) –*An African Growth Miracle?*, National Bureau of Economic Research, 2014 Consultable à http://www.nber.org/papers/w20188.

RODRIK D. (1994) –*Getting Interventions Right: How South Korea and Taiwan Grew Rich*, National Bureau of Economic Research, 1994 Consultable à http://www.nber.org/papers/w4964.

RODRIK D. (2008) – The Real Exchange Rate and Economic Growth, *Brookings Papers on Economic Activity*, 39, 2 (Fall), p.p. 365‑439.

ROGERS J.H., JENKINS M. (1995) – Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates, *Journal of International Economics*, 38, 3-4, p.p. 339‑360.

ROMER P.M. (1990) – Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy*, 98, 5, p.p. S71‑102.

ROMER P.M. (1986) – Increasing Returns and Long-run Growth, *Journal of Political Economy*, 94, 5, p.p. 1002‑37.

ROMER P.M. (1992) – Two strategies for economic development : using ideas and producing ideas, *in* Washington, DC., The World Bank.

ROSE A.K. (2000) – One money, one market: the effect of common currencies on trade, *Economic Policy*, 15, 30, p.p. 7‑46.

ROSE A.K., VAN WINCOOP E. (2001) – National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union, *American Economic Review*, 91, 2, p.p. 386‑390.

SAADAOUI J. (2013) – Global Imbalances: Should We Use Fundamental Equilibrium Exchange Rates?, Consultable à https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00861163/document.

SAAYMAN A. (2007) – The Real Equilibrium South African Rand/US Dollar Exchange Rate: A Comparison of Alternative Measures, *International Advances in Economic Research*, 13, 2, p.p. 183‑199.

SACHS J.D., WARNER A. (1995) – Economic Reform and the Process of Global Integration, *Brookings Papers on Economic Activity*, 26, 1, 25th Anniversary Issue, p.p. 1‑118.

SALA-I-MARTIN X. (1997) – I Just Ran Two Million Regressions, *American Economic Review*, 87, 2, p.p. 178‑83.

SALA-I-MARTIN X., DOPPELHOFER G., MILLER R.I. (2004) – Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach, *American Economic Review*, 94, 4, p.p. 813‑835.

SAMUELSON P.A. (1964) – Theoretical Notes on Trade Problems, *The Review of Economics and Statistics*, 46, 2, p.p. 145‑154.

SARNO L. (2005) – Viewpoint: Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?, *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique*, 38, 3, p.p. 673‑708.

SARNO L., TAYLOR M.P. (2002) –*The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, 2002, 334 p.

SARNO L., TAYLOR M.P., FRANKEL J.A. (2003) – Purchasing power parity and the real exchange rate, *in The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, . Consultable à http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511754159.005.

SERCU P., UPPAL R., VAN HULLE C. (1995) – The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity, *The Journal of Finance*, 50, 4, p.p. 1309‑1319.

SERLETIS A., GOGAS P. (2004) – Long-horizon regression tests of the theory of purchasing power parity, *Journal of Banking & Finance*, 28, 8, p.p. 1961‑1985.

SHABSIGH G., DOMAÇ I. (1999) –*Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth; Evidence From Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia*, International Monetary Fund, 1999 Consultable à https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/99-40.html.

SIMON J.L. (1989) – On Aggregate Empirical Studies Relating Population Variables to Economic Development, *Population and Development Review*, 15, 2, p.p. 323‑332.

SIREGAR R., RAJAN R. (2006) –*Models of Equilibrium Real Exchange Rates Revisited: A Selective Review of the Literature*, University of Adelaide, Centre for International Economic Studies, 2006 Consultable à https://ideas.repec.org/p/adl/cieswp/2006-04.html.

SLEMROD J. (1995) – Involvement, Prosperity, and Economic Growth?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 26, 2, p.p. 373‑431.

SOLOW R.M. (1956) – A Contribution to the Theory of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 70, 1, p.p. 65‑94.

SOTO M. (2009) –*System GMM estimation with a small sample*, Barcelona Graduate School of Economics, 2009 Consultable à https://ideas.repec.org/p/bge/wpaper/395.html.

STEIN J.L. dir (1997) –*Fundamental determinants of exchange rates*, Rev. paperback ed, Oxford, Clarendon Press, 1997, 260 p.

STINCHCOMBE M.B., WHITE H. (1998) – Consistent Specification Testing with Nuisance Parameters Present Only under the Alternative, *Econometric Theory*, 14, 3, p.p. 295‑325.

STOCK J.H., WATSON M.W. (1993) – A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, 61, 4, p.p. 783‑820.

SUMMERS R., HESTON A. (1991) – The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988, *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, p.p. 327‑68.

SWAMY P. A. V.B., TAVLAS G.S. (1995) – Random Coefficient Models: Theory and Applications, *Journal of Economic Surveys*, 9, 2, p.p. 165‑196.

SWAN T. (1968) – Longer-Run Problems of the Balnce of Payments, *in Readings in International Economics*, London, Home Wood, III. : Irwin, p.455‑464.

TAYLOR A.M. (2002) – A Century of Purchasing-Power Parity, *The Review of Economics and Statistics*, 84, 1, p.p. 139‑150.

TAYLOR M. (1995) – The Economics of Exchange Rates, *Journal of Economic Literature*, 33, 1, p.p. 13‑47.

TAYLOR M.P., PEEL D.A., SARNO L. (2001) – Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles, *International Economic Review*, 42, 4, p.p. 1015‑1042.

TERASVIRTA T. (1994) – Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of the American Statistical Association*, 89, 425, p.p. 208‑218.

THIBAULT F., COUHARDE C., BOROWSKI D. (1998) – Les taux de change d'équilibre fondamentaux : de l'approche théorique à l'évaluation empirique, *Revue française d'économie*, 13, 3, p.p. 177‑206.

TONG H., LIM K.S. (1980) – Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 42, 3, p.p. 245‑292.

UNFPA (2014) –*Population and sustainable development in the Post-2015 agenda*, United Nations Population Fund, 2014

VELLUTINI C. (2003) – Capital mobility and underdevelopment traps, *Journal of Development Economics*, 71, 2, p.p. 435‑462.

VELLUTINI C. (1997) – Mobilité du capital avec irréversibilité de l'investissement dans un modèle néoclassique à deux pays, *Revue d'économie politique*, 107, 6. Consultable à http://bibliotheque.insee.net/opac/index.php?lvl=notice_display&id=79359.

WANG Y., HUI X., SOOFI A.S. (2007) – Estimating renminbi (RMB) equilibrium exchange rate, *Journal of Policy Modeling*, 29, 3, p.p. 417‑429.

WESTERLUND J. (2007) – Testing for Error Correction in Panel Data*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 6, p.p. 709‑748.

WILLIAMSON J. dir (1994) –*Estimating equilibrium exchange rates*, Washington, DC, Institute for International Economics, 1994, 300 p.

WILLIAMSON J. (1985) – On the optimal currency peg for developing countries : Reply, *Journal of Development Economics*, 18, 2-3, p.p. 561‑562.

WILLIAMSON J. (1983) –*The Exchange Rate System*, Washington, DC : Cambridge Mass., MIT Press, 1983, 80 p.

WILLIAMSON J. (1990) – What Washington Means by Policy Reform, *in Latin American Adjustment: How Much Has Happened?*, Washington, DC., John Williamson, . Consultable à http://www.iie.com/publications/papers/paper.cfm?researchid=486.

WILLIAMSON J., MAHAR M. (1998) –*A Survey of Financial Liberalization*, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, 1998, 84 p.

WREN-LEWIS S. (1992) – On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate, *in* C. . Hargreaves dir, *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, International Centre for Macroeconomic Modelling, .

WU J.-L., CHENG S.-Y., HOU H. (2011) – Further evidence on purchasing power parity and country characteristics, *International Review of Economics & Finance*, 20, 2, p.p. 257‑266.

WU J.-L., WU S. (2001) – Is Purchasing Power Parity Overvalued?, *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 3, p.p. 804‑812.

YAGCI F. (2001) – Choice Of Exchange Rate Regimes For Developing Countries, Africa Region Working Paper Series No.16.

YOU K., SARANTIS N. (2012) – Structural breaks and the equilibrium real effective exchange rate of China: A NATREX approach, *China Economic Review*, 23, 4, p.p. 1146‑1163.

YOUNG A. (2012) – The African Growth Miracle, *Journal of Political Economy*, 120, 4, p.p. 696 ‑ 739.

ZAFAR A. (2005) –*The Impact of the Strong Euro On the Real Effective Exchange Rates of the Two Francophone African CFA Zones*, Rochester, NY, Social Science Research Network, 2005 Consultable à http://papers.ssrn.com/abstract=844226.

ZHANG Z. (2006) –*Real Exchange Rate Behaviour under Hong Kong's Linked Exchange Rate System: An Empirical Investigation*, Rochester, NY, Social Science Research Network, 2006 Consultable à http://papers.ssrn.com/abstract=941248.

ZIVOT E., ANDREWS D. (1992) – Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, p.p. 251‑70.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE 4

INTRODUCTION GÉNÉRALE 6

PREMIÈRE PARTIE - DÉTERMINATION DES MÉSALIGNEMENTS ET ANALYSE DE L'APPORT DU RÉGIME DE CHANGE 19

CHAPITRE 1 - Les Outils d'Analyse du Change et de ses Mésalignements 20

Introduction 21

Section I - La variable taux de change et sa gestion au sein d'un régime de change 22

A. La variable taux de change 22
1. Le taux de change comme indicateur de la valeur d'une monnaie 22
a. Des indicateurs nominaux peu satisfaisants 22
i. Le cours de change nominal 22
ii. Le taux de change effectif nominal 23
b. La pertinence des indicateurs réels 24
i. Le cours de change réel 24
ii. Le taux de change effectif réel 26
2. Les déterminants de la valeur d'une monnaie 28
a. Le niveau général des prix et l'inflation comme déterminants de long terme 28
i. La version absolue de la parité des pouvoirs d'achat 28
ii. La version relative de la parité des pouvoirs d'achat 29
b. Le taux d'intérêt : un déterminant de court terme 30
i. La parité couverte des taux d'intérêt (PCTI) 30
ii. La parité non couverte des taux d'intérêt (PNCTI) 31
B. La gestion du taux de change au sein d'un régime de change 32
1. Retour sur la classification et les critères de choix des régimes de change 32
a. La classification 33
i. La classification officielle 33
ii. Les classifications *de facto* 33
b. Les critères de choix d'un régime de change 34
i. La vulnérabilité aux chocs 35
ii. L'influence de la politique de change sur le processus de développement 35
2. Les contraintes liées à la gestion du taux de change 36
a. Les contraintes de court terme 36
i. La peur du flottement liée à la volatilité du taux de change 36
ii. La trinité impossible 37
b. Les contraintes de moyen - long terme 37
i. L'ancrage nominal de l'économie et la solvabilité budgétaire 37
ii. La variabilité du taux de change réel 38

Section II – La controverse au sujet du taux de change d'équilibre 39

A. Les insuffisances de la PPA dans la détermination du taux de change d'équilibre 39
1. Les critiques fondées sur les limites de la loi du prix unique 39
a. Le caractère idéal des hypothèses 39
i. L'absence de coûts de transaction et la substituabilité parfaite des biens 40
ii. La composition des paniers de biens représentatifs de la consommation 40
b. Des vérifications empiriques peu concluantes 41
i. Les études menées jusqu'à la fin des années 1990 41
ii. Les études menées depuis le début des années 2000 41
2. Les tentatives de prolongement de la PPA 42

a. L'hypothèse de Balassa-Samuelson 42
i. L'idée sous-jacente 43
ii. La dérivation formelle 43
b. Les approches en termes d'équilibre des « flux » et des « stocks » 45
i. Les principaux modèles 45
ii. La remise en cause des tentatives de prolongement de la PPA 46
B. L'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent 47
1. La définition de l'équilibre 48
a. La définition macroéconomique 48
i. Les conceptions néoclassique et postkeynésienne 48
ii. Le concept de l'équilibre interne-externe 49
b. La définition de l'équilibre selon l'horizon temporel 49
2. Les fondements de l'approche de l'équilibre macroéconomique sous-jacent 51
a. L'approche conceptrice du FMI 51
b. L'approche statique : le FEER et le DEER 53
i. La détermination du taux de change d'équilibre 53
ii. Quelques difficultés de mise en œuvre 53
Conclusion 56
Annexes du chapitre 57
CHAPITRE 2 - Le Régime de Change : un Facteur de Mésalignements ? 64
Introduction 65
Section I – La détermination du taux de change réel d'équilibre et des mésalignements 67
A. L'approche dynamique : le taux de change réel naturel (NATREX) 67
1. Fondements théoriques 67
a. La prise en compte de la dynamique dans la version standard du modèle 68
b. Les difficultés pratiques inhérentes à la spécification des conditions de l'équilibre 69
2. Le NATREX pour les petits pays : un choix fonctionnel 70
a. La démarche de détermination du taux de change interne d'équilibre 70
b. Le lien entre le taux de change réel interne et le taux de change effectif réel 73
B. L'approche économétrique : le taux de change d'équilibre comportemental (BEER) .. 75
1. Les fondements théoriques 75
2. La question du choix des fondamentaux 77
a. Le cas des économies développées et émergentes 77
b. Le cas des économies en développement 79
c. Les fondamentaux retenus dans l'analyse 80
Section 2 – Évaluations empiriques de l'importance du régime de change dans la limitation des mésalignements 83
A. La démarche générale 83
1. L'évaluation principale : mise en œuvre et choix de la méthode économétrique 84
a. Mise en œuvre des estimations 84
b. La méthode économétrique principale : le « Pooled Mean Group » 88
2. La robustesse des estimations au choix de la méthode économétrique 90
a. Les tests de racine unitaire et de cointégration 90
i. Les tests de racine unitaire 90
ii. Les tests de cointégration 96
b. Les Méthodes d'estimation alternatives 101
i. Les Moindres carrés dynamiques en panel 101
ii. Les moindres carrés complètement modifiés 102

B. Résultats de l'évaluation empirique 103
1. Détermination de l'indicateur de référence et évaluation de l'influence du régime de change fixe 103
a. L'estimation du taux de change d'équilibre par la méthode PMG....104
b. La robustesse de l'estimation au choix de la méthode économétrique 106
i. Résultats des tests de racine unitaire et de cointégration 106
ii. Résultats des méthodes économétriques alternatives 108
c. L'influence du régime de change fixe en termes de mésalignements 109
2. Estimation de l'indicateur alternatif et analyse comparative de l'influence du régime de change fixe....111
a. L'estimation proprement dite du taux de change d'équilibre NATREX....111
b. Une analyse comparative de l'influence du régime de change fixe 115
Conclusion 117
Annexes du chapitre.... 1199
DEUXIÈME PARTIE - ÉVALUATION DE L'INFLUENCE DES MÉSALIGNEMENTS SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE ……121
CHAPITRE 3 - Des Mécanismes Théoriques à l'Analyse Empirique....122
Introduction....123
Section I – La complémentarité des modèles fondés sur les analyses orthodoxes de la croissance 125
A. L'hypothèse de la transmission via l'accumulation du capital humain....125
1. Retour sur le rôle de l'accumulation du capital dans l'analyse de la croissance....125
a. Le cadre de référence....126
b. L'effet du déficit en capital dans l'ajustement à l'état régulier....127
i. Le déficit en capital physique : $K_0/H_0 < \alpha/(1-\alpha)$ 128
ii. Le déficit en capital humain : $K_0/H_0 > \alpha/(1-\alpha)$ 128
iii. Déséquilibre du ratio de capital et coûts d'ajustement du capital humain....129
2. Le rôle du TCR par le biais du prix relatif du capital humain....131
a. La détermination du taux de croissance du ratio des stocks de capital....131
b. L'introduction du TCR dans l'analyse à travers le prix du capital humain....132
B. L'hypothèse de la transmission via l'investissement en capital au sens large 134
1. L'influence des mésalignements à travers l'investissement interne....134
a. L'explication analytique....134
b. La démonstration formelle 135
i. Les hypothèses de départ....135
ii. La prise en compte du TCR 136
2. Un cadre d'analyse fondé sur le canal des investissements directs étrangers....139
a. La croissance via la diffusion du progrès technique : fondements théoriques...139
i. L'innovation et la production dans le pays leader 140
ii. L'adaptation de la technologie et la production dans le pays suiveur 142
b. Le rôle bénéfique de l'IDE et l'influence des mésalignements 144
i. Le rôle bénéfique de l'IDE....144
ii. L'influence des mésalignements....145
Section II – De l'approfondissement des analyses hétérodoxes à la différence de la démarche empirique....148
A. Les approches hétérodoxes....148
1. Le canal de l'allocation intersectorielle des ressources....148
a. L'analyse intuitive....148

b. L'analyse formelle....149
i. Le cadre de réference....149
ii. L'effet de l'allocation des ressources....151
2. Le rôle du TCR via la mobilisation des capacités oisives de production....154
a. L'intuition sous-jacente et le cadre d'analyse....154
b. Détermination de l'équilibre et influence du TCR....156
i. L'effet du TCR dans le secteur des biens non échangeables....156
ii. L'effet du TCR dans le secteur des biens échangeables....158
B. La démarche différente des applications empirique....160
1. Les fondements intuitifs de l'analyse empirique....160
a. La politique économique à l'origine de la transmission des mésalignements à la croissance....161
b. Des mésalignements à la croissance : le sens de causalité est-il justifié ?....162
2. Les mises en évidence empiriques de l'influence des mésalignements....162
a. De l'influence négative du mésalignement à la distinction entre surévaluation et sous-évaluation....163
i. L'influence négative du mésalignement....163
ii. La distinction entre la surévaluation et la sous-évaluation....164
b. L'hypothèse de la non-linéarité et les approches « indirectes »....167
i. L'hypothèse de la non-linéarité....167
ii. Les approches indirectes....168
Conclusion....170
Annexes du chapitre....171
CHAPITRE 4 - Une Application au Cas de l'Afrique Subsaharienne....174
Introduction....175
Section I - Spécification et estimation de l'équation de croissance....176
A. La spécification de l'équation à estimer....176
1. L'équation de croissance et les variables de contrôle....176
a. Écriture de l'équation et formulation des hypothèses sur la variable d'intérêt....176
b. Les variables de contrôle potentielles....177
i. La variable d'état....177
ii. Les variables d'environnement....178
2. La sélection des déterminants pertinents dans l'analyse de la croissance....182
a. La sélection des variables pertinentes....183
i. Intérêt de la méthode des moindres carrés sur moyennes pondérés....183
ii. Dérivation formelle....184
b. Prise en compte de la dépendance entre les déterminants de la croissance....186
i. La pertinence de l'indicateur de Doppelhofer et Weeks (2009)....186
ii. Détermination formelle des relations de dépendance....187
B. L'estimation de l'influence des mésalignements sur la croissance....189
1. La méthode d'estimation et la construction des variables....189
a. La méthode des moments généralisés en système....190
i. L'intérêt de la méthode....190
ii. Description de la méthode....190
b. La construction des variables....192
2. Les résultats de l'estimation....193
a. La sélection des déterminants de la croissance par l'analyse bayésienne....193
i. Les résultats de la méthode WALS....194
ii. Les résultats de la procédure de détection des relations de dépendance....195

b. Les résultats de l'estimation finale de la croissance....196
i. L'estimation sur l'échantillon total....196
ii. La distinction en fonction du régime de change et l'analyse des résultats....197
Section II – Influence des mésalignements sur la croissance : une analyse de robustesse....200
A. Robustesse des résultats à la dépendance des erreurs et aux mesures alternatives des mésalignements....200
1. La prise en compte de la dépendance interindividuelle des erreurs....200
a. Un test de dépendance interindividuelle....200
b. Estimation à l'aide de la méthode de Driscoll et Kraay (1998)....201
i. Le principe de la méthode....201
ii. Les résultats de l'estimation....202
2. Les mesures alternatives des mésalignements....203
a. Les mésalignements dérivés de l'approche NATREX....203
b. L'indicateur de sous-évaluation de Rodrik (2008)....204
i. Rappel de la démarche....204
ii. Résultats des estimations....205
B. L'hypothèse d'une non linéarité entre les mésalignements et la croissance via le canal de la dette....206
1. Les fondements de l'analyse....207
a. Les fondements théoriques....207
b. Les fondements empiriques....208
2. L'estimation d'un modèle de transition lisse en panel....209
a. L'étude empirique des non linéarités et la spécification formelle du modèle....209
i. L'étude empirique des non linéarités....210
ii. Spécification formelle du modèle de transition lisse en panel....212
b. Construction de la variable d'intérêt et résultats des estimations....213
i. Construction de la variable d'intérêt....213
ii. Résultats de l'analyse....215
Conclusion....219
Annexes du chapitre....220
CONCLUSION GÉNÉRALE....229
LISTE DES TABLEAUX....235
LISTE DES FIGURES....237
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES....238
TABLE DES MATIÈRES....264