

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF Vol. 2, 2017, N°1

Revue de l'Association Internationale
des Economistes
de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań

Directeur de la publication
Bernard LANDAIS, Université de Bretagne-Sud, France

Directeur Adjoint de la publication
Krzysztof MALAGA, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań (USEGP), Pologne

Secrétaires de la publication
Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne
Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Comité scientifique

Joao Sousa ANDRADE, Université de Coïmbra, Portugal
Camille BAULANT, Université d'Angers, France
Matouk BELATAFF, Université de Bejaia, Algérie
Izabela BERGIEL, Warsaw School of Economics, Varsovie, Pologne
Francis BISMANS, Université de Lorraine, France
Serge BLONDEL, Université d'Angers, France
Jacques BOURRINET, Université d'Aix-Marseille, France
Iskra CHRISTOVA-BALSKANSKA, IRE, Bulgarie
Bernard COUPEZ, Université Paris II, France
Adama DIAW, Université Saint Louis, Sénégal
Camelia-Ana FRATILA, Université Valahia de Targoviste, Roumanie
François GARDES, Université de Paris I, France
Marian GORYNIA, USEGP, Pologne
Driss GUERRAOUI, Université de Rabat, Maroc
Claude JESSUA, Université de Paris II, France
Gérard LAFAY, Université de Paris II, France
Bernard LANDAIS, Université de Bretagne-Sud, France
Jean-Didier LECAILLON, Université de Paris II, France
Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne
Boniface MBIH, Professeur à l'Université de Caen, France
Laura MARCU, Université Valahia de Targoviste, Roumanie
Médard MENGUÉ-BIDZO, Université Omar Bongo, Libreville, Gabon
Małgorzata MOŁĘDA-ZDZIECH, Warsaw School of Economics, Varsovie, Pologne
Marc MORIN, ISC Paris, France
Maria NICULESCU, IFAG, Bulgarie
Jean-Pierre OLSEM, Université de Besançon, France
Léon OLSZEWSKI, Université de Wrocław, Pologne
Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo, Gabon
Constanta POPESCU, Université Valahia de Targoviste, Roumanie
Jean-Christophe POUTINEAU, Université de Rennes 1, France
Marek RATAJCZAK, USEGP, Pologne
Alain REDSLOB, Université de Paris II, France
Xavier RICHET, Université Paris III, France
Jeannette ROGOWSKI, Rutgers University, Etats-Unis
Viatcheslav SHUPER, Institut de Géographie de l'Académie des Sciences, Russie
Ion STEGARIOU, Université Valahia de Targoviste, Roumanie
Ioan TALPOS, Université de Timisoara, Roumanie
Roger TSAFACK NANFOSSO, Université de Yaoundé II, Cameroun
Christophe TAVÉRA, Université de Rennes 1, France.
Marie-Thérèse UM-NGOUEM, Université de Douala, Cameroun
François VAILLANCOURT, Université de Montréal, Canada
Henri-Louis VEDIE, HEC, France
Isabel VEGA MONCOROA, Université de Valladolid, Espagne
Dario VELO, Université de Pavie, Italie
Jean-François VERNE, Université Saint Joseph de Beyrouth, Liban
Patrick VILLIEU, Université d'Orléans, France
Salma ZOUARI, Université de Carthage, Tunisie

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Paris 2017
AIELF, Université Paris II Panthéon Assas, 12 Place du Panthéon, Paris Cedex 05 FRANCE

Imprimé par Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznan

Projet de la couverture: Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga

Tirage: 200 exemplaires

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (BERNARD LANDAIS et KRZYSZTOF MALAGA)	3
---	---

SPECIAL AFRIQUE DE L'OUEST

MAMADOU ABDOULAYE KONTE, MAMADOU CISSE, BALI JEAN-JACQUES BIRBA, TOMONDI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN Les déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique subsaharienne	7
--	---

ABDOUL KHADRY SALL Régimes de change et performances économiques en Afrique : Quelles leçons pour les pays de l'UEMOA ?	25
---	----

CHEIKH TIDIANE NDIAYE Agrégats macroéconomiques et fluctuations de l'investissement : l'exemple des pays de l'UEMOA	55
---	----

OUSMANE MARIKO, MAHAMADOU BEÏDALY SANGARE Analyse des impacts de la migration et des transferts de fonds sur les communautés d'origine des migrants au Mali : cas du cercle de Yélémané	75
---	----

MOUHAMADOU LAMINE DIAL Productivité agricole dans l'UEMOA : Une décomposition en efficacité technique et en changement technologique	95
--	----

POLITIQUE MONETAIRE ET ZONE EURO

JEAN-CHRISTOPHE POUTINEAU, GAUTHIER VERMANDEL La politique de ciblage d'inflation dans les économies émergentes : une évaluation de l'expérience polonaise (1995-2015)	109
--	-----

PHILIPPE VIGNERON La zone euro entre optimalité, viabilité et pérennité	130
---	-----

JOÃO SOUSA ANDRADE Débat sur l'intégration économique et monétaire européenne : le cas du Portugal	142
--	-----

Chronique de politique monétaire

JACQUES BOURRINET

Réflexions sur l'hypertrophie de la politique monétaire conduite par la Banque centrale européenne	162
---	------------

STABILITE-CROISSANCE

JEAN-FRANÇOIS VERNE, ROSETTE GHOSSOUB SAYEGH

Analyse empirique de la relation entre la volatilité de l'écart de production et la croissance économique : le cas du Liban	172
--	------------

Lecture d'ouvrage

JEAN-DIDIER LECAILLON

« La Grande Récession – Un autre regard sur les temps troublés (2007–2013) » L'Harmattan par Francis Bismans	190
---	------------

OLIVIER DAMETTE

Incitations à développer les EnR et l'énergie solaire: une approche par la cointégration en panel	193
--	------------

Chronique financière

BERNARD COUPEZ

Le grand retour du politique dans la finance ?	214
---	------------

Chronique industrielle

JEAN-PIERRE OLSEM

Les grandes restructurations industrielles récentes : Mise en échec ou accomplissement de la concurrence ?	219
---	------------

AVANT-PROPOS

Ce premier numéro pour 2017 est marqué par la prédominance de deux thèmes : d'une part les conditions de la croissance économique en Afrique sub-saharienne et d'autre part la politique monétaire et les problèmes de la zone euro.

La francophonie voit son centre de gravité se rapprocher progressivement de l'Afrique, du Maghreb à l'Afrique de l'Ouest et Centrale. Dans cette édition, c'est vers l'Afrique de l'Ouest que se sont tournés plus spécialement les regards des membres de l'Association. Cinq articles illustrent le thème des conditions de la croissance dans cette zone géographique :

« **Les déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique subsaharienne** » de Mamadou Konté, Mamadou Cissé, Jean-Jacques Birba et Thiernaud Behanzin s'est fixé pour objectif de rechercher les déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique subsaharienne. A cette fin, neuf marchés boursiers de la région ont été étudiés et la capitalisation boursière en pourcentage du PIB a été utilisée comme indicateur de développement du marché boursier. Les résultats ont révélé que le taux de croissance économique, la capitalisation boursière retardée d'une période, la monétarisation, le taux d'inflation, le taux de rotation du marché boursier et le degré d'ouverture commerciale sont les déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique subsaharienne. L'article a aussi montré l'imbrication mutuelle étroite de la croissance économique avec les marchés boursier et bancaire.

« **Régime de changes et performances économiques en Afrique : Quelles leçons pour les pays de l'UEMOA ?** » d'Abdoul Khadry Sall cherche à évaluer l'influence du régime de change sur les performances macroéconomiques afin d'en tirer des leçons pour les pays de l'UEMOA où la politique de change fixe caractérise le régime monétaire. Pour cela, une estimation en données de panel a été adoptée et effectuée sur 32 pays pour évaluer l'impact du régime de change sur les performances macroéconomiques pendant la période 1980-2010. L'auteur conclut que la croissance dans les pays en régime de change fixe est plus faible que celle dans l'ensemble des pays en régime de change intermédiaire. Quant au coefficient associé au régime de change flexible, il traduit que les pays en régime de change flexible pourraient avoir des taux de croissance plus élevés que les pays en régime de change intermédiaire. L'implication à tirer pour les pays de l'UEMOA est que la recherche d'un point d'ancrage nominal domestique permettrait le maintien de l'inflation à des niveaux faibles et stables tout en améliorant les performances de croissance.

« **Agrégats macroéconomiques et fluctuations de l'investissement : L'exemple des pays de l'UEMOA** » cet article de Cheikh Tidiane Ndiaye propose une évaluation de l'impact de l'évolution des agrégats macroéconomiques sur l'investissement des pays de l'UEMOA. L'étude s'appuie sur une modélisation structurelle à composantes inobservables, susceptible de faire ressortir les liens entre l'investissement et les variables macroéconomiques. Les résultats suggèrent la récurrence des chocs négatifs sur l'investissement. Les agrégats macroéconomiques (PIB, Inflation, Epargne), exercent ainsi une influence pro-cyclique sur l'investissement. Par contre, le solde budgétaire est contra-cyclique suivant les phases du cycle de l'investissement. L'investissement productif devrait être une priorité des politiques budgétaires nationales dans les pays membres de l'union pour un développement économique soutenable.

Ousmane Mariko et Mahamadou Beidaly Sangaré ont développé une : « **Analyse des impacts de la migration et des transferts de fonds sur les communautés d'origine des migrants au Mali : cas du cercle de Yélémané** ». Les auteurs se servent d'un modèle d'équations simultanées inspiré de la théorie de la nouvelle économie de la migration du travail (NEMT), en utilisant les données d'une enquête ménage réalisée en 2014 sur 160 ménages dans 9 villages du cercle de Yélémané (Nord-Ouest du Mali) qui est l'une des principales zones de départ des migrants. Les conclusions des auteurs sont particulièrement optimistes quant à l'impact des fonds retournés par les migrants sur leur communauté d'origine : production agricole, investissements, dépenses de consommation, de santé et d'éducation des familles restées au pays, bénéficient de ces transferts.

« **Productivité agricole dans l'UMOA : Une décomposition en efficacité technique et en changement technologique** » de Mouhamadou Lamine Dial analyse la croissance de la productivité totale des facteurs du secteur agricole dans les pays de l'UEMOA. La méthode DEA a été utilisée pour mesurer les « indices de Malmquist » de la productivité globale des facteurs avec des données de panel pour la période 1990–2014. Les résultats montrent, d'une part, une contribution plus importante du changement technologique à la productivité agricole et d'autre part, une influence plus forte de l'efficacité d'échelle comparativement à l'efficacité technique.

Le thème monétaire et européen est illustré par quatre contributions :

« **La politique de ciblage d'inflation dans les économies émergentes : une évaluation de l'expérience polonaise (1995–2015)** » de Jean-Christophe Poutineau et Gauthier Vermandel constitue le bilan de la politique monétaire polonaise en période 1995–2014 à l'aide du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne estimé par l'application de la méthode du maximum de vraisemblance bayésien. Les résultats obtenus par les auteurs montrent que la Banque Nationale de Pologne a été très réactive à l'inflation. L'analyse de la contribution des différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise permet de contraster les facteurs déterminant les fluctuations de l'activité de ceux affectant l'évolution trimestrielle de l'inflation. Les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à

expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité tandis que les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande. Tandis que la règle de la politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

« **La zone euro entre optimalité, viabilité et pérennité** », dû à Philippe Vigneron se pose la question de savoir si la zone euro peut être pérenne et pour ce faire, sur quelles bases il faudrait en améliorer le fonctionnement. La zone euro n'est certes pas une zone monétaire optimale mais est-ce un argument dirimant pour envisager sa fin et prôner le retour des monnaies nationales ? L'auteur assure néanmoins qu'elle peut être une zone monétaire viable puisque son existence perdure depuis plus de 15 ans et propose des pistes pour en améliorer le fonctionnement.

« **Débat sur l'intégration économique et monétaire européenne : le cas du Portugal** » de Joao Souza Andrade nous fait revenir au débat sur l'euro lancé dans le numéro précédent autour du cas grec. L'auteur développe l'expérience portugaise à partir d'une vaste fresque historique et détaille les problèmes que le pays a rencontrés dans les dernières décennies, comment il a traversé la crise récente et pourquoi il n'apparaît pas souhaitable de quitter la zone euro en dépit de ces difficultés.

Jacques Bourrinet nous donne une chronique de politique monétaire intitulée : « **Réflexions sur l'hypertrophie de la politique monétaire conduite par la Banque Centrale Européenne** ». Après 2008, la BCE engage sa politique monétaire sur la voie de l'hypertrophie. Elle a entrepris dans ce but une triple démarche : élargissement des objectifs de la politique monétaire, développement d'une panoplie extensive des interventions, utilisation intensive et systématique de tous les instruments de la politique monétaire. Selon l'auteur, la politique monétaire hypertrophiée de la BCE a certainement eu un impact positif sur le fonctionnement de la zone euro. Cette politique ne peut cependant avoir qu'un caractère temporaire. Enfin, la politique monétaire, fût-elle hypertrophiée, ne saurait prendre en charge l'ensemble de la gestion macroéconomique de la zone.

Deux textes nous reparlent de la problématique crise-croissance.

« **Analyse empirique de la relation entre la volatilité de l'écart de production et la croissance économique : le cas du Liban** » de Jean François Verne et Rosette Ghossoub Sayegh est un texte empirique ambitieux. Il analyse l'évolution du cycle de croissance et sa volatilité au Liban pendant la période 1970-2015. D'abord, l'évolution du PIB observé par rapport à son niveau tendanciel est déterminée en tenant compte des dates de rupture coïncidant avec les conflits et les instabilités politiques. Ensuite, une estimation de l'influence des conflits sur la volatilité de l'écart de production sert à analyser la relation causale entre cette même volatilité et la croissance. Le résultat est surprenant car il s'avère que, contrairement à ce qui est suggéré par la littérature, c'est la croissance économique qui explique la volatilité des cycles économiques au Liban.

Sur ce thème des fluctuations, Jean-Didier Lecaillon nous propose une analyse critique de l'ouvrage de Francis Bismans : « **La Grande Récession - Un autre regard sur les temps troublés (2007–2013)** » paru aux éditions L'Harmattan.

Olivier Damette dans son article intitulé « **Incitations à développer les EnR et l'énergie solaire : une approche par la cointégration** » montre que le recours aux estimateurs à effets fixes permet de retrouver les effets empiriques des déterminants usuels de la production d'électricité à partir de EnR pris dans leur globalité. L'utilisation d'estimateurs adaptés à la cointégration relativise la portée des résultats usuellement identifiés dans la littérature. Dans le cas de l'énergie solaire il constate qu'elle ne réagit pas aussi fortement aux principaux déterminants macroéconomiques que les EnR dans leur globalité et que seul le niveau de dépendance énergétique est réellement important dans la décision de produire de l'énergie solaire.

La nouvelle chronique financière de Bernard Coupez s'intitule : « **Le grand retour du politique dans la finance ?** » L'auteur nous entraîne à peser les conséquences de certains événements politiques majeurs de 2016, tels le Brexit et l'élection de Donald Trump, sur le présent et l'avenir de la régulation financière.

Jean-Pierre Olsem nous livre une chronique industrielle intitulée : « **Les grandes restructurations industrielles récentes : mise en échec ou accomplissement de la concurrence ?** ». Il lui semble justifié de considérer le présent mouvement de restructuration industrielle comme plus favorable que menaçant pour la concurrence, en concluant : Le modus operandi de l'innovation, c'est la concurrence ; et, réciproquement, le levier de la concurrence, c'est l'innovation.

Bernard Landais et Krzysztof Malaga

SPECIAL AFRIQUE DE LOUEST

MAMADOU ABDOULAYE KONTE

Enseignant–Chercheur, UFR SEG, Université Gaston Berger, Senegal

MAMADOU CISSE

Enseignant–Chercheur, Statisticien à l'école Ensae–Senegal

BALI JEAN-JACQUES BIRBA, TOMONDJI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN

Ingénieur Statisticien Économiste formé à l'Ensae–Senegal

Auteur correspondant : A. Mamadou Konte : mamadou-abdoulaye.konte@ugb.edu.sn

LES DÉTERMINANTS DU DÉVELOPPEMENT DES MARCHÉS BOURSIERS EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

Résumé: La présente étude s'est fixée pour objectif de rechercher les déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique Subsaharienne. Pour cela, neuf marchés boursiers de la région ont été étudiés et la capitalisation boursière en pourcentage du PIB a été utilisée comme indicateur de développement du marché boursier. Pour parvenir à l'objectif, un modèle Vectoriel Auto Régressif (VAR) en Panel a été utilisé afin de tenir compte de l'interdépendance entre le marché boursier, la croissance économique et le marché bancaire. Les résultats ont révélé que le taux de croissance économique, la capitalisation boursière retardée d'une période, la masse monétaire en pourcentage du PIB, le taux d'inflation, le taux de rotation du marché boursier et le degré d'ouverture commerciale sont les déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique Subsaharienne. Par ailleurs, l'étude a montré qu'il existe une causalité réciproque entre les trois sphères que sont : le marché boursier, le marché bancaire et la croissance économique.

Mots-clés: Marchés boursiers, marchés bancaires, croissance économique, Afrique Subsaharienne, Panel-VAR.

JEL Classification: G15; O16; C58.

DETERMINANTS OF STOCK MARKET DEVELOPMENT IN SUB-SAHARAN AFRICA

Abstract: The objective of this study is to investigate the determinants of stock market development in Sub-Saharan Africa. For this purpose, nine stock markets in the region were studied and market capitalization as a percentage of GDP was used as an indicator of stock

market development. To achieve the objective, a Vector Auto-Regression Model (VAR) in the Panel was used to account for the interdependence between the stock market, economic growth and the banking market. The results revealed that the economic growth rate, delayed market capitalization by one lag, money supply as a percentage of GDP, inflation rate, stock market turnover rate and the degree of trade openness are the determinant of stock market development in Sub-Saharan Africa. Moreover, the study showed that there is a mutual causality between the three spheres: stock market, banking market and economic growth

Keywords: financial markets, economics growth, Sub-Saharan Africa, Panel-VAR.

Introduction

Les marchés boursiers occupent une place importante dans le processus de développement économique d'un pays. Ils peuvent être définis comme la confrontation entre l'offre et la demande des titres financiers. La principale fonction de ces marchés en Afrique est de mobiliser l'épargne émanant des agents à capacité de financement pour les mettre à la disposition des agents à besoin de financement.

Schumpeter (1911), évoquait déjà le rôle fondamental que joue le secteur financier dans le développement économique. Ses analyses se sont vues renforcer par les travaux théoriques de Mc Kinnon (1973) et Shaw (1973). Ils ont posé les bases de l'analyse économique des marchés boursiers et par conséquent inspiré les recommandations en termes de politiques économiques pour les institutions internationales et pour les pays en développement. Ces marchés se sont développés durant la dernière décennie dans la majeure partie des régions du monde malgré la récente crise financière de 2008.

Au niveau africain, plus précisément en Afrique Subsaharienne, on a assisté à un boom des marchés boursiers. En effet, depuis les années 2000, le nombre de places boursières en Afrique a connu une forte progression et le continent abrite aujourd'hui une vingtaine de places boursières contre seulement huit marchés il y a dix ans (trois en Afrique du Nord et cinq en Afrique Subsaharienne). Par ailleurs, les statistiques de la Banque Africaine de Développement (BAD, 2013) révèlent que le niveau de capitalisation boursière en termes nominaux a quasiment été multiplié par cinq entre 2000 et 2010 ; passant de 257 milliards de dollars US à 1 260 milliards de dollars US. Ces marchés sont devenus une source majeure de financement. En effet, plus de 10 milliards de dollars US ont été levés sur les places boursières africaines et de nouveaux émetteurs tels que le Gabon et le Ghana ont brillamment émis des obligations sur les marchés boursiers, leur permettant ainsi de financer leurs projets de développement. Les marchés boursiers jouent par conséquent un rôle prépondérant tant dans le processus de financement des entreprises privées que dans les prises de décisions économiques des administrations publiques.

Cette émergence est sans doute imputable à une politique de libéralisation des économies dans un contexte d'intégration mondiale. Malgré ce boom des marchés boursiers, force est de constater un manque crucial d'informations précises. Ce manque entrave la participation de beaucoup d'investisseurs au niveau desdits marchés pouvant entraîner des marchés non liquides (niveau de transactions faibles) surtout dans les pays en voie de développement.

Eu égard à l'interrelation entre la croissance économique et le développement du secteur boursier mis en exergue par Schumpeter (1911), il apparaît nécessaire de mettre à la disposition des États des informations en l'occurrence par rapport aux facteurs déterminants du développement des marchés boursiers africains pour permettre la mise en place de politiques adéquates de développement. Par ailleurs, la disposition d'informations sur ces marchés boursiers, facilitera l'intervention des agents économiques sur ceux-ci pour d'éventuelles transactions rendant les marchés plus efficaces.

Le présent article répond à cette préoccupation en se fixant pour objectif de rechercher les facteurs qui influencent le développement des marchés boursiers ; en particulier ceux de l'Afrique Subsaharienne.

Pour atteindre cet objectif, ce travail sera organisé comme suit : d'abord une première partie traitera de la revue de la littérature. Ensuite, la deuxième partie sera consacrée à la méthodologie de l'estimation du modèle et enfin une troisième partie sera dédiée à la présentation et discussion des résultats obtenus.

1. Les déterminants du développement du marché boursier dans la littérature

Le domaine de la finance regroupe des marchés qui ont des caractéristiques et fonctions diversifiées. Le clivage entre finance directe et finance indirecte a été introduit par exemple dans la littérature par Gurley et Shaw (1960) pour faire la distinction entre les financements par le crédit bancaire et les financements par émission de titres. Dans le cas des marchés financiers, on distingue également le marché primaire du marché boursier (ou marché secondaire). Le marché primaire est celui des émissions de titres tandis que le marché secondaire ne concerne que l'échange des valeurs mobilières qui ont déjà été émises. La recherche des facteurs déterminant le développement et l'émergence de ces marchés boursiers a fait l'objet de nombreuses études. Dans un contexte de mondialisation économique et d'interdépendance des marchés boursiers, la nécessité de capter les niveaux et rythmes d'évolution de ces marchés apparaît importante. A cet effet, plusieurs auteurs y ont porté une attention particulière. Garcia et Liu (1999) ont examiné les déterminants macroéconomiques du développement du marché boursier dans 15 pays dont des pays industrialisés et des pays en développement. La capitalisa-

tion boursière en pourcentage du PIB a servi de mesure du développement de ce marché et les approches par données de Panel avec effets fixes ont été utilisées. Les résultats révèlent que les principaux déterminants macroéconomiques du développement du marché boursier ont été les valeurs retardées d'une année du revenu réel, du taux d'épargne, du développement des intermédiaires financiers (passifs liquides par rapport au PIB, part du crédit au secteur privé dans le PIB) et de la liquidité du marché boursier (valeurs cotées des actions en pourcentage du PIB).

Yartey (2008) a examiné les déterminants institutionnels et macroéconomiques du développement du marché boursier en utilisant des données de Panel de 42 économies émergentes dont 9 africaines (Botswana, Afrique du Sud, Nigéria, Maroc, Tunisie, Egypte, Zimbabwe, Ghana, Kenya). Les Panels dynamiques, plus précisément les GMM (Generalized Method of Moments), ont été utilisés pour la recherche de ces déterminants. Le développement du marché boursier a été mesuré par la capitalisation boursière en pourcentage du PIB. Les résultats montrent que la capitalisation boursière retardée d'une période de même que les facteurs macroéconomiques tels que le niveau de revenu, l'investissement intérieur brut, le développement du secteur bancaire, les flux de capitaux privés, et la liquidité du marché boursier sont des déterminants importants du développement des marchés boursiers dans les pays émergents.

A sa suite, Boukhatem (2009) a recherché les déterminants empiriques du développement des marchés obligataires dans les pays d'Asie émergents et d'Amérique Latine. Aussi a-t-il utilisé un modèle Panel dynamique dans lequel la variable capitalisation obligataire en pourcentage du PIB a été utilisée comme variable du développement des marchés obligataires. Pour les variables explicatives, il a été choisi le PIB par tête, le degré d'ouverture commerciale, l'inflation, l'environnement d'investissement et le régime de change fixe. Hormis l'inflation qui exerce un effet négatif, les autres variables ont un effet positif sur le développement des marchés obligataires.

Cherif et Gzdar (2010) ont déterminé les facteurs macroéconomiques et institutionnels qui expliquent le développement du marché boursier dans 14 pays du MENA (Middle East and North Africa) dont le Maroc, la Tunisie et l'Egypte. A partir des données de Panel à effets fixes et aléatoires et l'utilisation des variables instrumentales, ils ont montré que le niveau de revenu, le taux d'épargne, la liquidité du marché boursier et le taux d'intérêt influencent le développement du marché boursier. Les résultats ont également montré que les secteurs du marché boursier et bancaire sont complémentaires au lieu d'être des substituts. Aussi a-t-il été constaté que l'environnement institutionnel mesuré par un indice de risque politique composite ne semble pas être une force motrice pour la capitalisation boursière de la région.

Sükrüoğlu et Nalin (2014) étudient les facteurs macroéconomiques déterminant le développement du marché boursier à partir des GMM où la capitalisation boursière en pourcentage du PIB a été utilisée comme variable dépendante. L'étude s'est effectuée dans 19 pays européens sur la période 1995–2011. Il a été constaté que le revenu, le ratio de la monétisation¹ (rapport entre le M3 encore appelé passifs liquides sur le PIB), le ratio de liquidité² (la valeur totale des actions négociées à la Bourse rapportée au PIB), le taux d'épargne et d'inflation ont des effets sur le développement du marché boursier. Le rapport de monétisation et l'inflation ont des effets négatifs tandis que le revenu, le ratio de liquidité, le taux d'épargne ont des effets positifs sur le développement du marché boursier.

Par ailleurs, la relation entre le secteur financier, le développement du secteur bancaire et la croissance économique a fait l'objet de nombreuses études plus approfondies, notamment avec les travaux de Mc Kinnon (1973) et Shaw (1973). Selon ces auteurs, la libéralisation financière est le seul moyen efficace pour assurer le développement économique et donc toute politique visant à promouvoir la libéralisation du secteur financier permettrait de booster la croissance économique. Greenwood et Smith (1997) étudient la relation entre les marchés (boursier et bancaire) et la croissance économique. Ils concluent qu'il existe une relation de causalité entre le développement du marché boursier et la croissance économique et que la causalité peut aller du développement financier vers la croissance économique ou l'inverse. Elle peut être également bidirectionnelle. Selon ces auteurs, les résultats peuvent varier d'un pays à un autre, de la période d'étude et suivant l'indicateur de développement du marché boursier utilisé. Berthélémy et Varoudakis (1998) ont examiné la contribution du secteur financier à la croissance économique. Avec un échantillon de 82 pays, ces auteurs ne valident pas l'hypothèse d'une influence positive du développement du système financier sur la croissance, que ce soit par le biais de la mobilisation de l'épargne ou par celui de la qualité de son affectation, ce qui constitue un paradoxe comparativement aux études de Mc Kinnon. Pour eux, ce paradoxe peut être expliqué par une représentation du rôle du développement financier sous forme d'effets de seuil associés à des équilibres multiples, qui sont pris en compte dans les effets fixes de la régression et une mauvaise spécification. Henry (2000) étudie l'impact de la libéralisation des marchés boursiers sur le développement de l'activité économique à partir d'un échantillon de 11 pays en développement ayant libéralisé leurs marchés boursiers. Il conclut que la libéralisation des marchés boursiers impacte la croissance économique par le biais d'un boom d'investissements privés. En effet, selon cet auteur, le taux de croissance moyen de l'investissement

¹ Le rapport de monétisation est une mesure du développement du système financier par rapport à l'économie dans son ensemble.

² Le ratio de liquidité mesure la négociation organisée des capitaux propres de l'entreprise en tant que part de la production nationale.

privé dans les trois ans juste après la libéralisation du marché boursier dépasse la moyenne de l'échantillon par 22 points de pourcentage. Ces travaux sont confirmés par les analyses de Gupta et Yuan (2009) qui ont examiné l'effet d'une libéralisation du marché boursier sur la croissance de l'industrie dans les marchés émergents.

Levine (2002) étudie l'impact des marchés boursiers et des banques sur la croissance économique en utilisant la méthode GMM sur les données de Panel. Il arrive à la conclusion que les marchés boursiers et les banques influencent positivement la croissance économique et rejoint ainsi les conclusions des travaux de Mc Kinnon (1973) et Shaw (1973). Ces travaux rejoignent ainsi ceux de Levine (2002) mais également de Levine (2005) qui souligne que les intermédiaires financiers, grâce aux fonctions qu'ils jouent, stimulent la croissance à travers l'accumulation de capitaux et la productivité des facteurs.

2. Méthodologie économétrique du modèle VAR en Panel

Le modèle théorique adopté dans le cadre de ce travail est celui de Calderon–Rosell (1991). L'hypothèse centrale du modèle est que le niveau de développement économique et la liquidité du marché sont les déterminants du développement du marché boursier. Selon le modèle de base, la capitalisation boursière est fonction de la production annuelle mesurée par le Produit Intérieur Brut (PIB) et le nombre de sociétés cotées. Cependant, pour rechercher tous les facteurs pouvant expliquer le développement du marché boursier, il sera introduit d'autres variables hormis le niveau de croissance économique et la liquidité du marché boursier. Il s'agit des variables rencontrées dans la revue de littérature sur les déterminants du développement du marché boursier et dont les valeurs sont disponibles pour les pays étudiés. Ce sont principalement le niveau d'inflation, l'investissement direct étranger en pourcentage du PIB, le crédit bancaire mesuré par la masse monétaire M3 en pourcentage du PIB, le degré d'ouverture commerciale mesuré par la somme des importations et exportations rapportée au PIB, le taux de change et la valeur retardée d'une période de la capitalisation boursière.

Les données utilisées dans le cadre de cette étude proviennent du site de la Banque Mondiale³ et de FRED (Federal Reserve Bank of St. Louis)⁴ pour la période 1998–2013. Ces données sont bien renseignées pour neuf pays de l'Afrique Subsaharienne. Il s'agit du Botswana, la Côte d'Ivoire, le Ghana, le Kenya, l'Île Maurice, la Namibie, le Nigeria, la Tanzanie et la Zambie. Le tableau 1 résume l'ensemble des variables utilisées dans le cadre de cette étude. Dans la suite du travail, la lettre « D » devant une variable signifie la valeur différenciée d'ordre 1 de celle-ci.

³ data.worldbank.org/products/wdi.

⁴ <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.

Tableau 1 : Variables utilisées pour la modélisation

Variables	Libellés
Lcap	logarithme de la capitalisation boursière en pourcentage
lpib_tete	logarithme du PIB par tête
lm3_pib	logarithme de la masse monétaire en pourcentage du PIB
Lratio	logarithme du ratio de rotation du marché boursier
linflation_cons	logarithme de l'indice des prix à la consommation
ltaux_change	logarithme du taux de change exprimé en dollars US
ldeg_ouv	logarithme du degré d'ouverture commerciale ((import+export)/pib)
lide_pib	logarithme de l'investissement direct étranger en pourcentage du PIB

Source : Auteurs.

Par rapport à la modélisation, plusieurs étapes ont été suivies pour le choix de la méthode d'estimation. Du fait que les données sont pour plusieurs pays et sur plusieurs années, les méthodes d'estimation adaptées sont celles de l'économétrie des données en Panel. Cependant, disposant de la variable dépendante retardée comme variable explicative, les estimateurs standards sur données de Panel c'est-à-dire Within et Between ne sont plus efficaces. Il faudra donc utiliser les techniques d'estimations de Panels dynamiques (GMM), qui sont les plus fréquemment rencontrées dans la littérature portant sur les déterminants du développement des marchés boursiers. Un autre problème se pose, par contre, qui est celui de l'interdépendance entre la sphère économique, le marché boursier et le marché bancaire. En effet, Seetana et al. (2012) ont montré qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le marché boursier et la croissance économique. Les variables mesurant donc la croissance économique (PIB/tête) et le développement du marché bancaire (M3/PIB) sont susceptibles d'être endogènes. Dans une telle condition, la modélisation avec les GMM en Panel dynamiques avec une seule variable dépendante n'est plus adéquate. En effet, la prise en compte simultanée de la relation entre marché boursier, croissance économique et marché bancaire à travers un système d'équations donnerait des résultats plus précis et refléterait davantage la réalité, qu'un modèle GMM avec une seule variable dépendante. Les modèles vectoriels sont donc plus adaptés afin de prendre en compte l'interdépendance entre le marché boursier, bancaire et la croissance économique. Il a été donc effectué un test de cointégration (tableau 5 de l'annexe) sur les données. Les résultats du test de cointégration ont révélé que l'hypothèse nulle de non cointégration ne peut être rejetée. Finalement, le modèle VAR (Vectoriel Auto-Regressive) en Panel a été choisi pour l'étude. Ce qui donne le modèle suivant :

$$y_{i,t} = \Phi Y_{i,t-1} + \Theta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

où y_{it} est un vecteur $(K, 1)$ représentant les variables dépendantes ; $X_{i,t}$ est un vecteur $(M, 1)$ représentant les variables exogènes et Θ est la matrice $(K; M)$ des coefficients

associés à $X_{i,t}$; $Y_{i,t-1}$ est un vecteur $(Kp, 1)$ représentant les variables endogènes (au nombre de K) retardées jusqu'à l'ordre p et Φ la matrice (K, Kp) contenant les coefficients associés à $Y_{i,t-1}$. Enfin, $\varepsilon_{i,t}$ représente les termes d'erreurs et de dimension $(K, 1)$. Dans notre étude, nous avons $K = 3$, $M = 5$ et p est choisi de sorte à être le nombre de retard optimal pour le VAR. Précisément, les vecteurs sont donnés par

$$y_{i,t} = \begin{pmatrix} lcap_{it} \\ D.lpib_tete_{it} \\ lm3_pib_{it} \end{pmatrix}, \quad Y_{i,t-1} = \begin{pmatrix} y_{i,t-1} \\ \vdots \\ y_{i,t-p} \end{pmatrix}$$

et pour les variables exogènes nous avons les cinq variables suivantes : Lratio, linflation_cons, ltaux_change, ldeg_ouv et lide_pib (voir le tableau 1 pour le nom détaillé des variables).

La méthodologie fondée sur un modèle VAR en Panel nécessite plusieurs étapes notamment la stationnarité des variables, la détermination du nombre de retard optimal, l'estimation du VAR, le test de stabilité du VAR, le test de validité des instruments, le test de causalité entre les variables dépendantes et l'analyse des chocs d'impulsion.

Pour ce qui concerne la stationnarité, il a été effectué le test de dépendance de Pesaran entre les pays, suivant les variables utilisées. Selon que le test rejette l'indépendance ou non, il a été effectué le test de deuxième génération de Pesaran ou de première génération de Hadri. En effet, en cas de dépendance (rejet de l'hypothèse nulle d'indépendance entre les pays), les tests de deuxième génération sont recommandés car ceux de première génération se basent sur l'hypothèse d'indépendance entre les individus.

La détermination du retard optimal a été faite en utilisant les critères d'information que sont: MMSC-Bayesian information criterion (MBIC), MMSC-Akaike's information criterion (MAIC) and MMSC – Hannan and Quinn information criterion (MQIC). Par rapport à la stabilité du VAR, elle est assurée lorsque les valeurs propres sont à l'intérieur du cercle unité. Le test de Hansen (1982) permet de vérifier si les instruments utilisés dans la régression sont valides (il repose sur l'hypothèse nulle de validité des instruments utilisés). Enfin le test de causalité au sens de Granger (1969) permet d'étudier les liens de causalité entre les trois marchés.

3. Présentation et discussion des résultats

Il est important de préciser que l'on avait dix pays au départ au lieu de neuf. Le marché boursier Sud-Africain a été retiré du modèle compte tenu des valeurs atypiques de celui-ci par rapport aux autres marchés. Par ailleurs, le modèle Panel-VAR estimé avec l'Afrique du Sud n'est pas stable (confère le figure 2 de l'annexe pour la stabilité du VAR).

Le tableau 5 résume les résultats du test de stationnarité des différentes variables utilisées dans le modèle. Les résultats révèlent que hormis la capitalisation boursière en pourcentage du PIB, la masse monétaire M3 en pourcentage du PIB, le taux de change et le degré d'ouverture commerciale qui sont stationnaires en niveau, les autres variables sont toutes I(1) c'est-à-dire stationnaires en différence première. Les p-values associées aux statistiques des tests sont dans les tableaux 2 et 3.

A propos du retard optimal, le tableau 8 montre qu'il est donné par le paramètre $p = 1$. Ce retard sera donc choisi dans l'estimation du modèle VAR. Le modèle a été estimé par la méthode GMM (commande `gmm` sur le logiciel STATA) avec les variables dépendantes retardées d'ordre 1 jusqu'à 12 comme instruments. Après la phase estimation du modèle, nous avons représenté les valeurs propres (figure 1), qui sont toutes à l'intérieur du cercle unité. On en conclut donc que le modèle Panel-VAR estimé est stationnaire. Par ailleurs, le test de validité des instruments de Hansen a donné une p-value de 0,798. Au seuil de 5%, on ne peut donc rejeter l'hypothèse nulle de validité des instruments utilisés.

Nous nous sommes ensuite intéressés aux tests de causalité de Granger (tableau 6a) d'une part et de Hurlin et Dumitrescu (2012) d'autre part (tableau 6b). Ils révèlent tous qu'il existe un lien de causalité entre la capitalisation boursière en pourcentage du PIB, la masse monétaire M3 au sens large en pourcentage du PIB et la croissance économique. Ainsi le développement du marché bancaire et la croissance économique causent le développement du marché boursier. De plus, les tableaux 6a et 6b montrent une causalité bidirectionnelle entre les trois sphères que sont: le marché boursier, le marché bancaire et la croissance économique⁵.

Les résultats de la modélisation, résumés dans le tableau 8, montrent que la majorité des variables des modèles sont significatives au seuil de 5%. En effet, pour l'équation 1 du tableau 8, les résultats révèlent que toutes les variables explicatives utilisées, hormis le taux de change et l'investissement direct étranger en pourcentage du PIB (en valeur différenciée), sont des déterminants du développement du marché boursier. Ainsi, une augmentation de la valeur de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB de l'année n et de la valeur différenciée du logarithme du PIB par tête (taux de croissance économique) induit celle de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB l'année $n + 1$. Notons également que le taux de croissance est la variable impactant le plus (positivement) la capitalisation boursière.

Par ailleurs, une hausse du ratio de rotation du marché boursier et du degré d'ouverture commerciale, induit celle de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB.

⁵ Vu qu'il existe une interdépendance entre les trois variables endogènes, établir un ordre dans le modèle VAR reste difficile pour l'analyse des chocs impulsionnels. Ici, l'ordre choisi (tenant compte du niveau des p-values dans la tableau 6a) est `lcap` puis `dlpib_tete` et enfin `lm3_pib`, voir le tableau 1 pour leur signification.

Par contre une hausse de la masse monétaire au sens large et du taux d'inflation (valeur différenciée du logarithme de l'indice des prix à la consommation) induit une baisse de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB.

Le figure 3 permet de mieux observer les effets d'un choc de la masse monétaire sur la capitalisation boursière. Il révèle que c'est à court terme que l'effet est négatif c'est-à-dire qu'il y a une substitution entre marché bancaire et marché boursier à court terme (moins de 2 ans). Ceci s'explique par le fait qu'une augmentation de la masse monétaire va entraîner une hausse du niveau de crédit à l'économie. Les agents économiques disposent donc de financement pour satisfaire leur besoin puisque dans les économies en développement d'Afrique, les crédits de consommation (court terme) sont nettement supérieurs en valeur par rapport aux crédits d'investissement qui sont de long terme. Ils font donc moins recours au marché boursier à court terme. Cependant à moyen terme, l'augmentation de la masse monétaire ne pouvant être illimitée (pour garantir la stabilité des prix), les agents feront recours au marché boursier pour financer en partie leurs besoins. Ceci se traduit par une hausse de la capitalisation boursière à moyen terme. Il s'agit d'un effet de complémentarité entre marché bancaire et marché boursier comme l'ont montré Boukhatem (2009) et Cherif et Gzdar (2010). Concernant le taux d'inflation, une augmentation, toutes choses égales par ailleurs, aura tendance à réduire le pouvoir d'achat des agents économiques et entraîner une vente de leurs titres (actions, obligations) afin d'avoir de la liquidité financière et maintenir leur niveau de consommation. Cette augmentation de l'offre des titres entraînera une baisse des prix et par suite une baisse de la capitalisation boursière.

Par rapport à l'équation de la croissance économique (équation 2), toutes les variables explicatives sont significatives à 5%. Ainsi l'augmentation de la valeur de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB entraîne un ralentissement de la croissance économique. En se référant au sixième graphique relatif aux fonctions de réponse impulsionnelle (confère annexe, figure 4, graphique intitulé `lcap:dlpib_tete`) on se rend compte que c'est seulement dans le court terme que cet effet est négatif mais devient positif à moyen et long terme. L'effet négatif de la capitalisation boursière sur la croissance économique confirme les résultats de Loayza et Ranciere (2006) qui ont montré qu'à court terme l'effet du développement financier sur la croissance économique est négatif mais devient positif à long terme. Ils ont expliqué ce coefficient négatif par les crises qui sont survenues dans le système financier durant la période d'étude. Pour mieux comprendre les raisons expliquant la relation négative entre la capitalisation boursière et la croissance économique dans le cas de cette étude, la crise financière de 2008 a été introduite comme variable dummy qui prend 1 en 2008 et 0 pour les autres années. Les résultats de cette estimation ont révélé une diminution de l'effet négatif de la capitalisation boursière sur le taux

de croissance. En effet, le coefficient de la variable capitalisation varie de $-0,042$ à $-0,021$ (voir le tableau 9 de l'annexe). La crise de 2008 pourrait donc expliquer en partie (précisément de moitié) l'effet négatif de la capitalisation sur le taux de croissance. La partie non expliquée serait due probablement à d'autres instabilités politique, économique ou financière (comme le cas de la Côte d'Ivoire pendant la décennie 2000 à 2010).

Par ailleurs, les résultats de l'équation de la croissance révèlent qu'une augmentation du taux de croissance retardé d'une année et du taux de croissance de l'investissement direct étranger en pourcentage du PIB induit une accélération du taux de croissance. De même une hausse de la valeur de la masse monétaire au sens large et du degré d'ouverture commerciale ont un effet d'accélération sur le taux de croissance économique. Cependant, le taux d'inflation et le taux de change ont un effet négatif sur le taux de croissance économique.

Enfin, pour l'équation 3 dont la variable dépendante est le logarithme de la masse monétaire au sens large sur le PIB, toutes les variables hormis le degré d'ouverture commerciale sont significatives au seuil de 5%. Nous notons que la capitalisation boursière en pourcentage du PIB, le taux d'inflation, le taux de change et le taux du ratio de rotation ont un effet positif sur l'agrégat M3 tandis que le taux de croissance économique a un effet négatif sur celui-ci.

De façon globale, les déterminants identifiés du développement des marchés boursiers en Afrique Subsaharienne (capitalisation boursière en pourcentage du PIB retardé d'une période, le taux de croissance économique, la masse monétaire en pourcentage du PIB, le taux d'inflation, le taux de change et le degré d'ouverture commerciale) sont conformes à ceux obtenus par d'autres études (Yartey 2008; Garcia et Liu 1999; Kemboi et Tarus 2012). En ce qui concerne les causalités entre marché boursier et croissance économique, les résultats corroborent ceux de Greenwood et Smith (1997). Pour la causalité des marchés boursier et bancaire, les résultats corroborent à moyen terme ceux de Boukhatem (2009) et Cherif et Gzdar (2010) qui ont montré une complémentarité entre les deux marchés. Néanmoins, à court terme, le développement du marché bancaire (augmentation de la masse monétaire en pourcentage du PIB) a un effet négatif sur la capitalisation boursière comme expliqué dans la partie interprétation des résultats.

Conclusion

L'objectif de cette étude était de rechercher les facteurs déterminants du développement des marchés boursiers en Afrique Subsaharienne. A cet effet, neuf marchés de cette zone ont été étudiés dans le but de rechercher ces déterminants. Il s'agit des marchés boursiers du Botswana, de la Côte d'Ivoire, du Ghana, du

Kenya, de l'Île Maurice, de la Namibie, du Nigeria, de la Tanzanie et de la Zambie. Le marché Sud-Africain n'a pas été pris en compte dans la modélisation compte tenu de ses valeurs très élevées (atypiques) par rapport aux autres marchés. Pour parvenir au but de l'étude, un modèle VAR en Panel a été utilisé afin de prendre en compte les éventuelles interdépendances entre le marché boursier, le marché bancaire et la croissance économique. Dans ce modèle, la variable capitalisation boursière en pourcentage du PIB a été utilisée comme mesure du développement du marché boursier. Pour le marché bancaire et la croissance économique, la masse monétaire au sens large et le taux de croissance économique par tête (valeur différenciée du logarithme du PIB par tête) ont été utilisés. Les autres facteurs économiques, notamment le taux de rotation du marché boursier, le taux d'inflation, le niveau d'investissement direct étranger en pourcentage du PIB, le degré d'ouverture commerciale et le taux de change ont été utilisés comme variables de contrôle. Les résultats de l'étude révèlent l'existence d'une causalité réciproque entre la croissance économique, la masse monétaire au sens large et la capitalisation boursière validant donc l'utilisation du Panel-VAR. Une amélioration de la croissance économique induit une augmentation de la capitalisation boursière. Par contre, une augmentation de la masse monétaire induit à court terme, une baisse de la capitalisation boursière (effet substitution) mais à moyen terme l'effet devient positif.

Par ailleurs, les résultats montrent que toutes les variables de contrôle hormis le taux de croissance des IDE en pourcentage du PIB et le taux de change, ont un effet significatif sur la capitalisation boursière de même que sa valeur retardée d'une période. Le taux d'inflation influence négativement la capitalisation boursière. Nous terminons par une principale recommandation pour le développement des marchés boursiers de l'Afrique Subsaharienne, qui est d'agir sur la croissance économique car étant la variable la plus déterminante d'après nos résultats obtenus.

Annexe

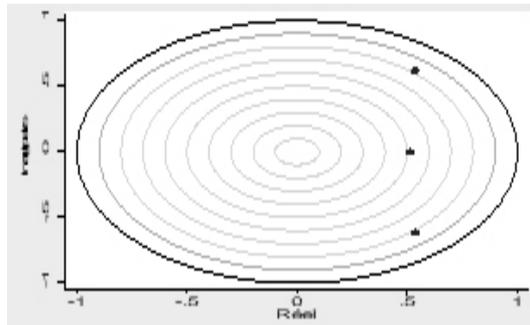


Figure 1 : Représentation graphique des valeurs propres

Source : Nos calculs.

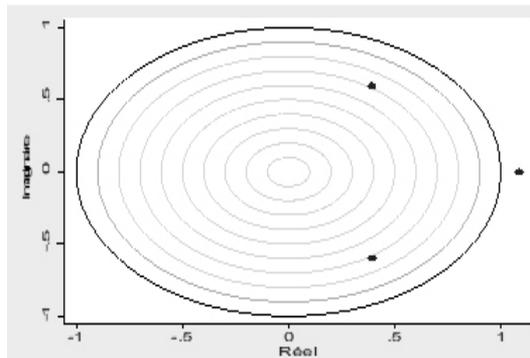


Figure 2 : Représentation graphique des valeurs propres (modèle avec Afrique du Sud)

Source : Nos calculs.

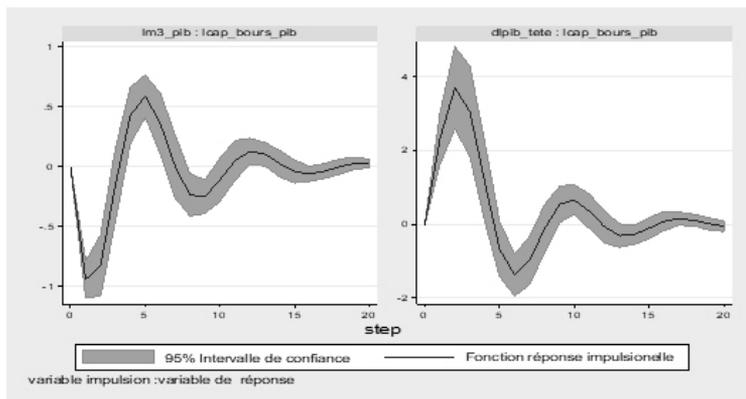


Figure 3 : Réponse du marché boursier à un choc sur l'économie ou le marché bancaire

Source : Nos calculs.

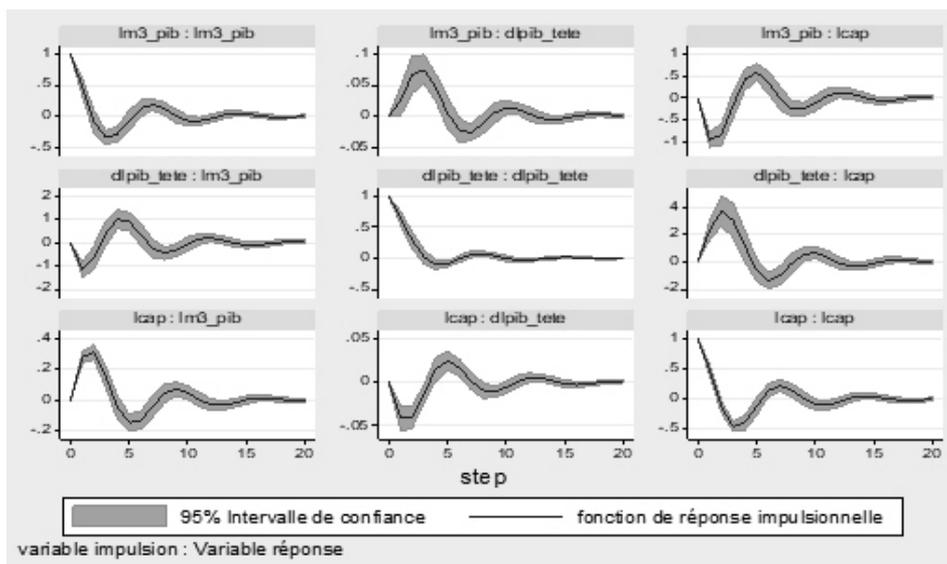


Figure 4 : Fonctions de réponses impulsionnelles

Source : Nos calculs.

Tableau 1 : Test de dépendances individuelles de Pesaran

Variables	p-value (H_0 : indépendance individuelle)
lcap	0,000
lpib_tete	0,000
lm3_pib	0,000
lratio	0,350
linflation_cons	0,094
ltaux_change	0,000
ldeg_ouv	0,000
lide_pib	0,490

Source : Nos calculs.

Tableau 2 : Test de stationnarité de Pesaran (test de 2ème génération). H_0 : présence de racine unitaire

Variables	Série en niveau	Série différenciée
lcap	0,004	-
lpib_tete	0,898	0,000
lm3_pib	0,001	-
ltaux_change	0,004	-
ldeg_ouv	0,004	-

Source : Nos calculs.

Tableau 3 : Test de stationnarité de Hadri (test de 1ère génération). H0 : Stationnarité de la variable

Variables	Série en niveau	Série différenciée
lratio	0,000	0,989
linflation_cons	0,000	0,994
lide_pib	0,013	0,349

Source : Nos calculs.

Tableau 4 : Test de cointégration de Westerlund sous l'hypothèse nulle de non cointégration

Statistique	Value	Z-value	p-value	Robust p-value
Gt	-1,995	0,121	0,548	0,300
Ga	-5,981	1,418	0,992	0,350
Pt	-4,691	0,150	0,560	0,320
Pa	-4,140	0,872	0,809	0,520

Source : Nos calculs.

Tableau 5 : Stationnarité des variables

Variables	p-value
lcap	I(0)
lpib_tete	I(1)
lm3_pib	I(0)
lratio	I(1)
linflation_cons	I(1)
ltaux_change	I(0)
ldeg_ouv	I(0)
lide_pib	I(1)

Source : Nos calculs.

Tableau 6a : Résultat du test de causalité de Granger

Variables		p-value
lcap	D.lpib_tete	0,000
	lm3_pib	0,035
	ALL	0,000
D.lpib_tete	lcap	0,000
	lm3_pib	0,000
	ALL	0,000
lm3_pib	lcap	0,000
	D.lpib_tete	0,004
	ALL	0,000

Source : Nos calculs.

Tableau 6b : Test de causalité de Hurlin et Dumitrescu (2012) (les variables qui causent sont sur les lignes de la première colonne et les valeurs dans les cellules sont les p-values Z-tilde du test)

Variables	lcap	lm3_pib	dlpib_tete
lcap	0,000	0,000	0,000
lm3_pib	0,000	0,000	0,000
dlpib_tete	0,000	0,000	0,000

Source : Nos calculs.

Tableau 7 : Retard optimal

Retards	MBIC	MAIC	MQIC
1	-117,172*	-33,419*	-65,800*
2	-95,573	-31,258	-57,044
3	-71,848	-28,971	-46,162

Source : Nos calculs.

Tableau 8 : Résultat modélisation

Variables	Coefficients		
	Equation 1 : lcap	Equation 2 : D.lpib_tete	Equation 1 : lm3_pib
L.lcap	0,481**	0,042**	0,280**
L.D.lpib_tete	2,312**	0,646**	-1,161**
L.lm3_pib	-0,943**	0,026*	0,457**
D.lratio	0,0245*	0,015**	0,033**
D.linflation_cons	-0,066**	-0,015**	0,030*
ltaux_change	0,201	-0,038*	0,554*
ldeg_ouv	0,534**	0,024**	-0,048**
D.lide_pib	-0,008	0,014**	0,121**

Significance levels : † :10%; * : 5%; ** : 1%.

Source : Nos calculs.

Tableau 9 : Résultat modélisation avec la crise subprime 2008

Variables	Coefficients		
	Equation 1 : lcap	Equation 2 : D.lpib_tete	Equation 1 : lm3_pib
L.lcap	0,447**	-0,021**	0,174**
L.D.lpib_tete	2,599**	0,639**	-0,861**
L.lm3_pib	-0,847**	0,017†	0,572**
D.lratio	0,042*	0,017**	0,025**
D.linflation_cons	-0,096**	-0,015**	0,015*
ltaux_change	-0,150	-0,002	0,376**
ldeg_ouv	0,519**	0,006	0,014
D.lide_pib	-0,018	-0,021**	0,098**
Crise_2008	0,070**	-0,009*	0,072**

Significance levels : † :10%; * : 5%; ** : 1%.

Source : Nos calculs.

Bibliographie

- Banque Africaine de Développement, 2013, *Le développement des marchés financiers en Afrique du Nord: État actuel et perspectives d'avenir*, Note Economique.
- Berthelemy, J.-C., Varoudakis A.A, 1998, *Développement financier, réformes financières et croissance : une approche en données de Panel*, Revue économique, vol. 49, no. 1, pp. 195–206.
- Boukhatem, J, 2009, *Essai sur les déterminants empiriques de développement des marchés obligataires*, document de travail EconomiX 2009–32.
- Calderon-Rossell, R., 1991, *The Determinants of Stock Market Growth*, dans : S.G. Rhee and R.P. Chang (Eds.), *Pacific Basin Capital Markets Research Proceeding of The Second Annual Pacific Basin Finance Conference*, Thailand.
- Cherif, M., Gazdar, K., 2010, *Institutional and Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in MENA Region: New Results from a Panel Data Analysis*, The international Journal of Banking and Finance, vol. 7. no. 1, pp.139–159.
- Garcia, V.F., LIU, L., 1999, *Macroeconomic Determinants of Stock Market Development*, Journal of Applied Economics, vol. 2, no. 1, pp. 29–59.
- Granger, C.W.J, 1969, *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Crossspectral Methods*, Econometrica, 37, 424–438.
- Greenwood, J., Smith, B.D., 1997, *Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets*, Journal of Economic Dynamics and Control, pp. 145–181.
- Gupta, Yuan, K., 2009, *On the Growth Effect of Stock Market Liberalization*, Review of Financial Studies, 22(11), pp. 4715–4752.
- Gurley, J.G., Shaw, E.S., 1960, *Money in a Theory of Finance*, Brookings Institution, pp. 371.
- Hansen, L.P., 1982, *Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*, Econometrica, 50 (4), pp. 1029–1054.
- Henry, P.B., 2000, *Do Stock Market Liberalizations Cause Investment Booms?*, Journal of Financial Economics, 58, pp. 301–334.
- Hurlin, C, Dumitrescu, E., 2012, *Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels*, halshs-00224434v2, p. 32.
- Kemboi, J.K., Tarus, D.K., 2012, *Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Emerging Markets: Evidence from Kenya*, Research Journal of Finance and Accounting, vol. 3, no 5.
- Levine, R., 2002, *Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better*, Journal of Financial Intermediation, 11, pp. 1–30.
- Levine, R., 2005, *Finance and Growth : Theory and Evidence*, dans : Aghion, P., Durlauf, S. (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam : North-Holland, pp. 866–934.
- Loayza, N., Ranciere, R., 2006, *Financial Development, Financial Fragility, and Growth*, Journal of Money, Credit and Banking, 38(4), pp. 1051–1076.
- Mckinnon, R., 1973, *Money and Capital in Economic Development*, 1st ed. Brokings Institution, Washington DC. USA, pp. 177.
- Schumpeter, J., 1911, *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*, Harvard Economic Studies, translated by Redvers Opie.

- Seetanah, B., Sawkut, R., Sannasee, V., Seetanah, B., 2012, *Stock Market Development and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from Panel VAR framework*, Berlin Working Papers on Money, Finance, Trade and Development, no. 5.
- Shaw, E.S., 1973, *Financial Deepening in Economic Development*, New York 'Oxford University Press.
- Sükrüoğlu, D., Nalin, H.T., 2014, *The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Selected European Countries: Dynamic Panel Data Analysis*, International Journal of Economics and Finance, vol. 6, no. 3.
- Yartey, C.A., 2008, *The Determinants of Stock Market Development in Emerging Economies: Is South Africa Different?*, IMF Working Paper, African Department.

ABDOUL KHADRY SALL

Laboratoire de Recherche en Economie de Saint-Louis (LARES/Sénégal) et Laboratoire
d'Economie d'Orléans (LEO/France)

khadrysall@gmail.com

RÉGIMES DE CHANGE ET PERFORMANCES ÉCONOMIQUES EN AFRIQUE : QUELLES LEÇONS POUR LES PAYS DE L'UEMOA¹ ?

Résumé: L'objectif de cet article est d'évaluer l'influence du régime de change sur les performances macroéconomiques afin d'en tirer des leçons pour les pays de l'UEMOA où la politique de change fixe caractérise le régime monétaire. Pour cela, une estimation en données de panel à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) en système a été adoptée et effectuée sur 32 pays pour évaluer l'impact du régime de change sur les performances macroéconomiques pendant la période 1980–2010. Les résultats montrent que le régime de change fixe est meilleur que les régimes de change flexible et intermédiaire pour maintenir des taux d'inflation faibles et stables grâce à un effet de discipline plutôt qu'à un effet de crédibilité. En outre, la croissance dans les pays en régime de change fixe est plus faible que celle dans l'ensemble des pays en régime de change plus souple. Spécifiquement, ces pays en régime de change fixe semblent enregistrer des taux de croissance plus faibles que les pays en régime de change intermédiaire. Quant au coefficient associé au régime de change flexible, il est positif et significatif. Il traduit que les pays en régime de change flexible pourraient avoir des taux de croissance plus élevés que les pays en régime de change intermédiaire. L'implication à tirer pour les pays de l'UEMOA est que la recherche d'un point d'ancrage nominal domestique permettrait le maintien de l'inflation à des niveaux faibles et stables tout en améliorant les performances de croissance.

Mots-clés : régimes de change, inflation, croissance économique, politique monétaire, Afrique, UEMOA.

JEL Classification : F31, F33, F41.

¹ Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, regroupant le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau (depuis 1997), le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

EXCHANGE RATE REGIMES AND ECONOMIC PERFORMANCE IN AFRICA: WHICH LESSONS TO BE DRAWN FOR WAEMU COUNTRIES?

Abstract : The objective of this paper is to evaluate the influence of the exchange rate regime on macroeconomic performance in order to draw lessons for WAEMU countries where fixed exchange policy characterizes the monetary regime. For this, a panel data estimation using the generalized method of moments (GMM) system was adopted and carried out on 32 countries to assess the impact of exchange rate regimes on macroeconomic performance during the 1980-2010 period. The results show that the fixed exchange regime is better than flexible and intermediate exchange regimes to maintain low and stable inflation through discipline effect rather than credibility effect. Furthermore, growth in fixed exchange regime countries is lower than in all more flexible exchange regime countries. Specifically, these fixed exchange regime countries seem to record growth rate lower than countries in intermediate exchange regime. As for the associated flexible exchange regime coefficient is positive and significant. It reflects that countries with flexible exchange regime may have growth rate higher than countries in intermediate exchange regime. The implication to be drawn for WAEMU countries is that the search for a domestic nominal anchor would maintain inflation at low and stable levels while improving growth performance.

Keywords : exchange rate, inflation, economic growth, monetary policy, Africa, WAEMU.

Introduction

A la suite des indépendances, la plupart des pays de l'Afrique de l'ouest ont choisi de rester dans un ensemble homogène, dont le cadre institutionnel est bien structuré par un système de change commun. Les pays appartenant à la zone franc, après s'être associés en 1959 au sein de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en remplacement de l'institut d'émission de l'Afrique Occidentale Française (AOF), se sont réunis en 1962 pour constituer l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) concluant ainsi des accords de coopération en matière économique, monétaire et financière avec la France. La coopération monétaire entre la France et les pays de l'UMOA, régissant le système de change de la zone UMOA², est caractérisée par (Veyrune 2007) :

- la mise en commun des réserves de change³,
- la garantie de convertibilité illimitée accordée par la France à la monnaie de l'union⁴,

² Le cadre institutionnel de la politique de change dans les Etats membres de l'UMOA se fonde sur le traité de l'UMOA, l'accord de coopération et la convention de compte d'opérations entre la France et les Etats membres de l'UMOA.

³ La centralisation des avoirs en devises apparait à deux niveaux. D'une part, la BCEAO centralise les réserves de change des Etats membres de l'UMOA. D'autre part, la Banque Centrale est tenue de déposer 50% de ces réserves de change auprès du Trésor français sur un compte d'opérations qui est débité de toutes les sorties de devises ou crédité de toutes les rentrées.

⁴ Si les comptes extérieurs des Etats membres de l'UMOA manquent de devises et que la BCEAO n'arrive plus à honorer les factures d'importation des pays de l'union alors le Trésor français s'engage

- la restriction des mouvements de capitaux avec les pays non membres de l'union⁵,
- le maintien du rattachement à un taux fixe de la monnaie de l'union à l'euro.

Avec cet engagement depuis leur accession à l'indépendance, les autorités des pays de l'UMOA ont fait le choix pour un taux de change fixe comme le point d'ancrage nominal afin d'atteindre l'objectif principal de la politique monétaire qui est d'assurer la stabilité des prix à laquelle s'ajoute un soutien aux politiques en vue d'une croissance saine et durable. Du fait de cet ancrage, le débat sur le choix du régime de change ainsi que la question des coûts et des avantages en termes d'inflation et de croissance économique du régime de change fixe dans les pays de l'UEMOA restent importants et sont toujours d'actualité.

Le régime de change est l'un des choix centraux de la politique économique (Coudert et Dubert 2005). La question de ce choix a toujours été un sujet de débat intense auprès des autorités de politique économique. Ce débat a été renouvelé au cours des dernières années par la crise de la dette dans la zone euro, la gestion par la banque centrale de la globalisation financière et de la libéralisation financière qui sont sources de multiplication de risque systémique et l'immense préoccupation pour la stabilité financière. En conséquence, l'adéquation des régimes de change est une des questions clés en cours de discussion entre les chercheurs et les praticiens. Un aspect de ce débat avait été exposé par Chang et Velasco (2000) en faisant valoir qu'un régime de change flexible élimine complètement les crises monétaires et bancaires dans une petite économie ouverte alors que sous un régime de change fixe chacun d'eux est possible⁶.

Une autre question importante de ce débat est de savoir si la nature du régime de change a une influence sur les performances économiques notamment l'inflation et la croissance. De l'analyse sur les crises de change auxquelles ont été confrontés les pays en transition d'Europe de l'Est et du Centre, certains pays d'Asie et d'Amérique latine, il ressort qu'il n'y a aucun régime de change qui peut éviter les turbulences macroéconomiques. Le régime de change mis en place dans une économie peut être bien ou mal adapté aux institutions ainsi qu'aux caractéristiques structurelles de cette économie. Les études de Mundell (1962, 1963) et Fleming (1962), dans le contexte d'une parfaite mobilité des capitaux, ont montré le caractère crucial des régimes de change en matière de politiques économiques.

Dans la vaste littérature sur les avantages et les inconvénients des régimes de change, une attention considérable a été accordée aux effets du régime de change sur

à payer les sommes nécessaires en euros pour éviter le défaut de paiement. La France se comporte ainsi comme un prêteur en dernier ressort.

⁵ Ceci rend explicite une politique de contrôle de capitaux mise en œuvre dans les pays de l'UMOA (Articles 2 et 3 du règlement relatif aux relations financières extérieures des Etats membres de l'UEMOA).

⁶ Ichnatov et Stoica (2016) trouvent des résultats qui appuient généralement les inquiétudes des Banques centrales quant à la nécessité de réduire la flexibilité des régimes de change afin de maintenir la stabilité financière. Cependant, leurs résultats ne sont pas robustes lorsqu'ils utilisent d'autres classifications des régimes de change.

les performances d'inflation et de croissance (Klein et Shambaugh 2010 ; Sokolov, Lee et Mark 2011). Ainsi, l'une des principales opinions de la théorie économique sur la relation entre le régime de change et l'inflation est l'effet anti-inflationniste des régimes de change fixes. Selon De Grauwe et Schnabl (2008), la fixité du taux de change peut être un important moyen pour une inflation faible et plus stable. L'adhésion à un régime de change fixe a le potentiel d'affecter l'inflation de deux façons (Bhanumurthy et Mohanty 2014 ; Lohi 2014). De façon pratique, les régimes de change fixes permettent de contrôler l'inflation à travers un effet de discipline sur la croissance de la masse monétaire en limitant sévèrement la capacité des autorités à augmenter le crédit intérieur. D'autre part, un régime de change fixe permet aux autorités des pays qui font face à des taux d'inflation élevés d'avoir la propension d'importer la crédibilité de l'autorité monétaire de la zone ancre et, ainsi, réduire l'inflation à partir de l'étranger. Cependant, les récents développements de la politique monétaire qui se fondent sur des dispositifs institutionnels solides⁷, montrent qu'une faible inflation peut être réalisée sans un engagement spécifique sur un objectif explicite de taux de change. Ainsi, depuis le début des années 1990, la politique de ciblage de l'inflation qui implique des taux de change flexibles, est devenue une stratégie largement utilisée pour atteindre la stabilité des prix (Yamada 2013 ; Ramos-Herrera et Sosvilla-Rivero 2014).

Les effets potentiels de la politique de change en termes de croissance économique ont reçu une attention particulière. Toutefois, cet impact n'a pas été clairement tranché par la théorie économique. La nature du régime de change adopté par un pays donné peut avoir des conséquences sur la croissance à moins terme et ce, de deux manières : soit directement à travers ses effets sur les ajustements aux chocs, soit indirectement via son impact sur d'autres déterminants importants de la croissance économique tels que l'investissement, le commerce extérieur et le développement financier (Bailliu, Lafrance et Perrault 2003 ; Aloui et Sassi 2005). L'effet direct provient du débat classique selon lequel la nature du système de change pourrait avoir un effet sur la croissance à travers le processus d'ajustement. Le premier à avoir mis en évidence le mécanisme est Milton Friedman (1953) qui a soutenu l'argument en faveur de la flexibilité du régime de change. Spécialement, un régime flexible peut promouvoir la croissance en permettant une économie caractérisée par des rigidités nominales de mieux absorber les chocs réels internes et externes et de mieux s'ajuster (De Vita et Kyaw 2011). Pour les pays qui sont souvent confrontés à des chocs réels étrangers, cet argument en faveur de la flexibilité du taux de change est très important et implique que l'arrimage ferme pourrait entraîner une plus grande volatilité de la production qui, à son tour, affecte négativement la croissance à long terme d'un pays.

A côté de cet impact direct, la théorie montre qu'il y a une multitude de canaux indirects à travers lesquels le régime de change peut affecter la croissance

⁷ Ils sont basés sur l'indépendance de la Banque Centrale et des marchés monétaires développés.

économique. Ainsi, le régime de change peut influencer la croissance à travers deux canaux que sont le taux d'accumulation des facteurs et le taux de productivité totale des facteurs (Ghosh et al. 1997 ; Edwards et Levy Yeyati 2005). Le premier est qu'un rattachement ferme comme la dollarisation signifie des taux d'intérêt plus faibles, un investissement plus élevé et, ainsi, une croissance plus rapide. Le deuxième est qu'en éliminant la volatilité du taux de change, le régime de change fixe favorise le commerce international et ceci entraîne une croissance plus forte.

Dans ce contexte de controverse théorique, la question de la relation entre les régimes de change et les performances économiques ne peut être tranchée que de façon empirique. En ce sens, les auteurs ont souvent utilisé des estimations en données de panel et ont trouvé des résultats contrastés. Pour un grand nombre d'auteurs, le résultat de la récente littérature empirique entre les régimes de change et l'inflation est que les taux de change fixes fournissent une inflation faible et stable (Klein et Shambaugh 2010 ; Terry et Toulabeo 2013 ; Ghosh 2014 ; Ghosh, Qureshi et Tsangarides 2014 ; Lohi 2014). Par contre, d'autres études montrent la capacité des régimes de change flexibles et intermédiaires à procurer des taux d'inflation plus faibles que les régimes de change fixes (De Grauwe et Schnabl 2008 ; Adedeji et al. 2012). De même, l'impact du régime de change sur la croissance⁸ n'a pas été clairement tranché par les récentes études (Harms et Kretschmann 2009). Certains auteurs ont trouvé une influence positive du régime de change fixe sur la croissance (Aghion et al. 2009 ; Dubas, Lee et Mark 2010 ; Jakob 2015 ; Slavtcheva 2015) alors que d'autres retiennent une influence positive du régime de change flexible sur la croissance (Sokolov, Lee, et Mark 2011 ; Capraru et Ihnatov 2012) ou une influence positive du régime de change intermédiaire sur la croissance (Klein et Shambaugh 2010 ; Petreski 2014) ou encore une absence d'impact du régime de change sur la croissance (De Vita et Kyaw 2011 ; Adedeji et al. 2012 ; Ghazanchyan, Stotsky et Zhang 2015).

En dépit de l'intérêt croissant sur le lien entre le régime de change et la performance macro-économique dans les pays émergents et en développement, la vaste littérature empirique a accordé peu d'attention à cette question dans les économies en Afrique (Adedeji et al. 2012 ; Diaw et Kâ 2012 ; Lohi 2014). De plus, aucune de ces études n'a fait une tentative pour étudier explicitement les implications de cette question pour les pays de l'UEMOA. Cet article s'inscrit dans l'objectif de combler ce gap en évaluant quantitativement l'impact des régimes de change sur les performances économiques en Afrique, particulièrement l'inflation et la croissance afin d'en tirer des implications pour les pays de l'UEMOA.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La classification et l'évolution des régimes de change en Afrique sont traitées dans la première section. L'évolution

⁸ D'autres ont même porté sur les effets du régime de change sur les déterminants de la croissance (Hayakawa et Kimura 2009 ; Caglayan et Torres 2011).

des principales variables macroéconomiques en fonction des régimes de change est décrite dans la deuxième section. L'estimation empirique de l'impact des régimes de change sur l'inflation et la croissance en Afrique est faite dans la troisième section. La quatrième section teste la robustesse des résultats et enfin, la cinquième constitue la conclusion de l'article.

1. La classification et l'évolution des régimes de change en Afrique

La façon de classer les régimes de change est un débat qui a une longue histoire (Yamada 2013). En Afrique, les pays ont adopté des régimes de change différents. Actuellement, les régimes de change sont en rapport avec les choix qui avaient été faits pendant la période des indépendances ainsi que les récentes évolutions importantes qu'a connues le système monétaire international. Depuis la chute du système de Bretton Woods jusqu'à la fin des années 1990, la classification des régimes de change se fondait simplement sur la déclaration officielle du type de régime adopté par les autorités des pays auprès du FMI. Cette classification est appelée la classification de jure. Cependant, les politiques que les autorités disent adopter sont largement différentes de la pratique sur le marché des changes. Par conséquent, dès 1999, le FMI opte pour une nouvelle classification appelée la classification de facto qui, en plus des informations déjà disponibles sur le système de change (mouvements du taux de change et des réserves), prend en compte le cadre de la politique monétaire, les actions ainsi que les résultats réels de ces politiques. En effet, aucune classification n'est entièrement satisfaisante (Ghosh et al. 1997) et chacune d'elle contient une information utile à prendre en compte (Genberg et Swoboda 2005)⁹. Dans la littérature, les classifications de facto les plus connues sont celle de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003)¹⁰ et celle de Reinhart et Rogoff (2004)¹¹.

⁹ La classification de facto a l'avantage manifeste d'être basée sur le comportement observable mais elle ne permet pas de faire la distinction entre des taux de change nominaux stables résultant d'une absence de chocs et la stabilité qui provient des mesures politiques pour contrer les chocs. A ce titre, elle ne parvient pas à saisir ce qui est peut-être la substance même d'un régime de change, à savoir l'engagement de la Banque Centrale à intervenir sur le marché des changes et à relier sa politique avec celui-ci. La classification de jure saisit cet engagement formel mais manque de contrôler les politiques réelles incompatibles avec l'engagement, ce qui conduit, dans le cas des régimes fixes, soit à un effondrement, soit à des changements fréquents de la parité, transformant un rattachement de jure à un flottement *de facto*.

¹⁰ Levy-Yeyati et Sturzenegger ont fait des observations annuelles sur les pays et ont utilisé trois indicateurs de leur système de change: la volatilité du taux de change nominal par rapport à la devise ancre ou à un panier de monnaie, la volatilité des fluctuations du taux de change et la volatilité des réserves internationales.

¹¹ Reinhart et Rogoff cherchent à résoudre les problèmes de mauvaises classifications potentielles des méthodes existantes en isolant d'une part, les régimes de change flexibles caractérisés par des taux

Les rapports annuels sur les régimes et les restrictions de change du FMI classent généralement les régimes de change en trois catégories que sont l'ancrage dur (régime de change fixe), l'arrimage souple (régime de change intermédiaire) et le flottement pur (régime de change flexible). Durant les trois dernières décennies, les systèmes de change en Afrique ont souvent évolué. Cette évolution a été caractérisée pendant les années 1980 par l'abandon progressif de l'ancrage fixe en faveur des régimes intermédiaires et flexibles. Cette tendance se maintient, pour les régimes intermédiaires, jusqu'au début des années 1990. Cette chute des régimes d'ancrage souple dans le continent africain s'est faite en faveur surtout des régimes flexibles à cause des solutions en coins préconisées dans la plupart des pays émergents et en développement. L'attrait pour les régimes flottants a diminué depuis l'an 2000 au profit du régime fixe. A la suite de la dernière crise financière, le nombre de pays en régime de change fixe a encore diminué en faveur des régimes de change plus souples.

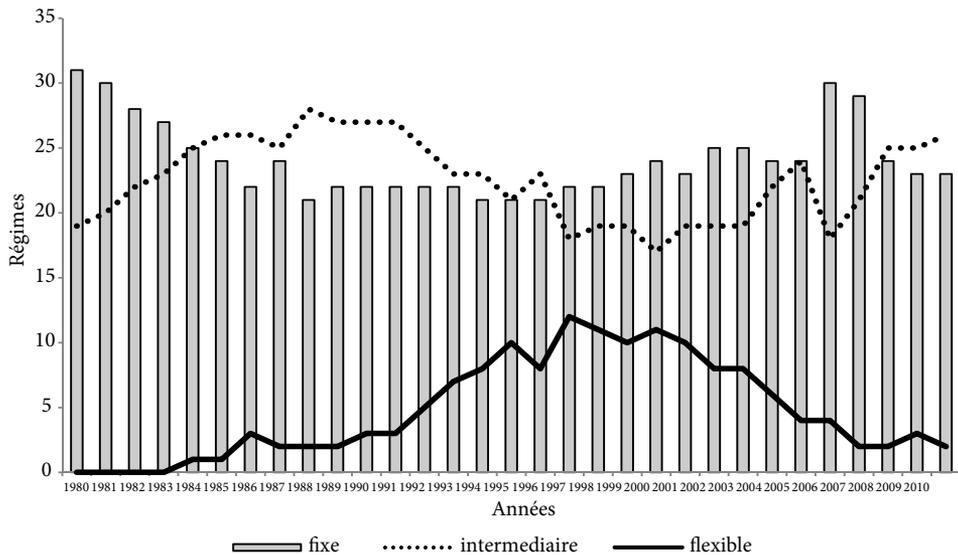


Figure 1 : Evolution des régimes de change en Afrique

Sources : Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010), FMI et AREAER (2009, 2010), FMI

Au début de l'année 2009, une nouvelle révision¹² a été apportée dans le système de classification des régimes de change. Les rapports 2009 et 2010 du FMI

d'inflation très élevés dans une catégorie de « free falling » et d'autre part en identifiant des taux de change sur les marchés parallèles pour les pays ayant un double marché des changes.

¹² Depuis la deuxième moitié des années 1970, cinq révisions ont été faites sur le système de classification des régimes de change. Il s'agit de la révision de 1975 (Juin 1975 – Septembre 1976), la révision de 1977 (Novembre 1976 – Décembre 1981), la révision de 1982 (Janvier 1982 – Octobre 1998), la révision de 1998 qui correspond au début de la classification de facto (Novembre 1998 – Janvier 2009) et la révision

sur les régimes de change présentent la nouvelle classification qui distingue neuf groupes formels auxquels s'ajoute un groupe résiduel. En Afrique, la classification se présente comme suit :

Tableau 1 : Classification des régimes de change en Afrique

	2009	2010
Le régime de change sans monnaie officielle	0	Zimbabwe
Le régime de caisse d'émission	Djibouti	Djibouti
L'ancrage fixe conventionnel	UEMOA, CEMAC, Erythrée, Cap-Vert, Comores, Libye, Maroc, Lesotho, Namibie et Swaziland	UEMOA, CEMAC, Erythrée, Cap-Vert, Comores, Libye, Maroc, Lesotho, Namibie, Sao Tome & Principe et Swaziland
Le régime stabilisé	Angola, Malawi et Sao Tome & Principe	Burundi, Rwanda et Tunisie
Le régime de type parité mobile	Botswana	Botswana
Le régime ajustable	Ethiopie	Ethiopie
Le régime de change fixe au sein de bandes horizontales	0	0
Le régime de change du type flottement géré	Algérie, Afrique du Sud, Burundi, Gambie, Ghana, Guinée, Kenya, Madagascar, Mozambique, Seychelles, Sierra Leone, Soudan, Tanzanie, Tunisie, Ouganda et Zambie	Afrique du Sud, Gambie, Ghana, Kenya, Madagascar, Mozambique, R. D. Congo, Seychelles, Sierra Leone, Soudan, Tanzanie, Ouganda et Zambie
Le régime de change de type flottement pur	R. D. Congo, Ile Maurice et Somalie	Ile Maurice et Somalie
Les autres régimes gérés	Egypte, Libéria, Mauritanie, Nigéria, Rwanda et Zimbabwe	Algérie, Angola, Egypte, Guinée, Liberia, Mauritanie, Malawi et Nigeria

Source : FMI (2009, 2010), Rapports annuels sur les régimes et les restrictions de change.

Ces groupes peuvent être classés dans les trois catégories que sont l'ancrage dur, l'arrimage souple et le flottement (Anderson et al. 2009). Dans la catégorie d'ancrage dur, on retrouve le régime de change sans monnaie officielle et celui de type caisse d'émission. Concernant les régimes intermédiaires, il y a l'ancrage fixe conventionnel, le régime stabilisé, la parité mobile, le régime ajustable et la parité fixe à l'intérieur d'une bande horizontale. Quant au régime de change flexible, il se caractérise par le flottement géré et le flottement libre ou pur. Ces trois catégories se démarquent l'une de l'autre¹³.

de 2009 (depuis Avril 2009). Elles ont porté sur la création de nouveaux groupes, le remplacement de certains groupes par d'autres ainsi que l'établissement formel de distinction entre les différents groupes.

¹³ En effet, la ligne de démarcation entre le régime de change fixe et le régime de change intermédiaire est l'engagement institutionnel sur lequel repose le régime de change fixe alors que celle entre

2. Régime de change et performances économiques : quelques faits stylisés

Cette section analyse l'évolution des performances économiques en Afrique en fonction des régimes de change.

2.1. Régime de change et inflation

La figure 1 (en annexe) montre l'évolution de l'inflation et de sa volatilité en Afrique en fonction du régime de change. Il apparaît qu'à part la première moitié des années 80 et la période de la dévaluation du franc CFA en 1994, les pays en régime de change fixe ont enregistré une inflation modérée. Par contre, les pays en régime de change intermédiaire et flexible ont connu, dans la plupart des cas, une inflation à deux chiffres. L'inflation s'est établie en moyenne à 6,22% dans les pays en régime de change fixe alors qu'elle a été de 10,84% en régime de change intermédiaire et 10,54% en régime de change flexible. Concernant la volatilité de l'inflation, elle est d'environ 8% aussi bien en régime de change fixe qu'en régime de change intermédiaire tandis qu'elle est de 9% en régime de change flexible. Ces performances peuvent refléter la situation monétaire dont le taux de croissance est estimé à 21,1% dans le groupe des pays en régime de change fixe, à 34,1% dans le groupe des pays en régime de change flexible et à 49,9% dans le groupe des pays en régime de change intermédiaire.

2.2. Régime de change et croissance

La figure 2 (en annexe) présente l'évolution de la croissance économique et de certains de ses déterminants en fonction du régime de change. Par rapport à la croissance du PIB réel par tête, les pays qui fonctionnent en régime de change intermédiaire présentent de meilleurs niveaux, pendant la période 2000–2010, avec 2,7%, suivis des pays en régime de change flexible avec 2,4% et 1,8% pour les pays en régime de change fixe. S'agissant du PIB réel, les pays en régime de change plus souple enregistrent une croissance du PIB réel d'environ 4,9% alors qu'elle est de 4,2% pour le groupe des pays en régime de change fixe.

Pour certains déterminants de la croissance, l'investissement s'est inscrit dans une tendance stable autour de 20% du PIB dans les pays en régime de change fixe et intermédiaire et est en moyenne de 16% du PIB dans les pays en régime de change flexible. Concernant le degré d'ouverture commerciale¹⁴, son niveau est estimé à 78,5% pour les pays en régime de change fixe, 68% dans ceux en régime de change intermédiaire et 62,6% dans ceux en régime de change flexible.

le régime de change intermédiaire et le régime de change flexible est l'existence d'une zone de cible explicite autour de laquelle l'autorité intervient.

¹⁴ L'ouverture commerciale est le rapport de la somme des importations et des exportations de biens et services sur le PIB réel.

3. Estimation économétrique de l'impact des régimes de change sur l'inflation et la croissance en Afrique

Dans cette section, nous évaluons quantitativement l'effet du régime de change sur l'inflation et la croissance en estimant leurs déterminants.

3.1. Spécification des modèles

Les équations estimées s'inspirent des études faites par Bailliu, Lafrance et Perreault (2003), Aloui et Sassi (2005), Klein et Shambaugh (2010) et Bhanumurthy et Mohanty (2014).

3.1.1. L'équation d'inflation

Une fonction de demande de monnaie simple fournit un cadre utile pour comprendre l'impact des régimes de change sur l'inflation. Une spécification générale de la demande de monnaie prend la forme suivante :

$$M_{i,t}^d = P_{i,t} \cdot L(\underbrace{i_{i,t}}_{-}, \underbrace{Y_{i,t}}_{+})^{(15)} \quad (1)$$

La Banque Centrale offre de la monnaie à l'économie. L'équilibre du marché monétaire exige que la demande de monnaie soit égale à l'offre de monnaie $M_{i,t}^s$. Puisque la demande de monnaie et l'offre de monnaie sont égales à l'équilibre, nous indiquerons aussi bien la demande de monnaie que l'offre de monnaie par $M_{i,t}$. Ainsi, nous avons à l'équilibre :

$$M_{i,t} = P_{i,t} \cdot L(\underbrace{i_{i,t}}_{-}, \underbrace{Y_{i,t}}_{+}) \quad (2)$$

Cette équation peut être réécrite comme suit :

$$P_{i,t} = \frac{M_{i,t}}{\underbrace{Y_{i,t}}_{+} \underbrace{L(i_{i,t})}_{-}} \quad (3)$$

¹⁵ $M_{i,t}^d$ est la demande de monnaie, $P_{i,t}$ est le niveau des prix, $Y_{i,t}$ est le revenu réel et i, t est le taux d'intérêt nominal, tous du pays i à la période t . Le niveau de prix est inclus parce que la demande de monnaie est une demande d'encaisses réels, c'est-à-dire $\left(\frac{M_{i,t}}{P_{i,t}}\right)$. La fonction de demande de liquidité est $L(\underbrace{i_{i,t}}_{-}, \underbrace{Y_{i,t}}_{+})$, où les signes sous les arguments représentent leurs effets respectifs sur la demande de

monnaie. La demande de monnaie augmente avec le revenu réel parce que cette variable sert de proxy pour le volume des transactions souhaitées qui nécessite de la monnaie. La demande de monnaie diminue avec une augmentation du taux d'intérêt nominal, car cela augmente le coût d'opportunité de la détention de monnaie plutôt que d'avoir des intérêts. Le taux d'intérêt nominal intègre les opinions des agents sur l'inflation future attendue.

Cette relation peut être exprimée en termes de variation en pourcentage. Dans ce cas, l'inflation $\pi_{i,t}$ est fonction des variations en pourcentage de l'offre de monnaie et du revenu, et du taux d'intérêt nominal. L'équation basée sur cette relation est ainsi :

$$\pi_{i,t} = \alpha_i i_{i,t} + \alpha_m \% \Delta M_{i,t} - \alpha_y \% \Delta Y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

L'équation [4] est élargie en intégrant le taux d'inflation retardé et celui importé, soit :

$$\pi_{i,t} = \alpha_\pi \pi_{i,t-1} + \alpha_i i_{i,t} + \alpha_m \% \Delta M_{i,t} - \alpha_y \% \Delta Y_{i,t} + \alpha_{imp} \pi_{i,t}^m + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Cette spécification (5) peut être modifiée pour examiner l'effet des régimes de change sur l'inflation. En effet, le régime de change fixe affecte potentiellement le taux de croissance de la masse monétaire à travers son effet de discipline et le taux d'intérêt nominal contenant l'inflation future anticipée à travers son effet de crédibilité. De ce fait, l'effet total du régime de change fixe sur l'inflation peut être capturé en les excluant de l'équation (5), soit :

$$\pi_{i,t} = \alpha_{tot} Fixe_{i,t} + \alpha_\pi \pi_{i,t-1} - \alpha_y \% \Delta Y_{i,t} + \alpha_{imp} \pi_{i,t}^m + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Nous nous attendons à ce que $\alpha_{tot} < 0$.

Ainsi, l'équation qui traduit uniquement l'effet de crédibilité est exprimée comme suit :

$$\pi_{i,t} = \alpha_{cré} Fixe_{i,t} + \alpha_\pi \pi_{i,t-1} + \alpha_m \% \Delta M_{i,t} - \alpha_y \% \Delta Y_{i,t} + \alpha_{imp} \pi_{i,t}^m + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Nous nous attendons à ce $\alpha_{tot} < \alpha_{cré} < 0$.

3.1.2. L'équation de croissance

Le consensus largement partagé de la récente littérature empirique sur la croissance est le cadre qui stipule que la croissance d'un pays est fonction d'une combinaison des variables de stocks de début de période et celles de flux, soit :

¹⁶ Les signes devant les coefficients représentent les impacts respectifs. En effet, le retard reflète l'inertie d'inflation. L'impact positif du taux d'intérêt nominal est possible à travers la fonction de réaction des banques centrales, qui répond à des taux d'inflation anticipée élevés en augmentant les taux d'intérêt. Cela serait également conforme à un effet « Fisher ». La masse monétaire a un effet positif car une croissance de la masse monétaire est susceptible de provoquer une hausse des prix. L'influence négatif du PIB réel peut être acceptable dans le cas des pays africains notamment subsahariens où la croissance de la production exerce généralement un effet dépressif sur les prix. L'inflation importée a un effet positif puisque la hausse des prix des produits importés se répercute sur les prix à la consommation.

$$Gr_t = F(Vs_t, Vf_t) \quad (8)$$

Le cadre général de la littérature représenté par l'équation (8) forme la base de notre spécification économétrique :

$$Gr_t = \alpha + \rho V_{i,t} + \varphi X_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Pour les facteurs explicatifs de la croissance économique, il est important de faire en sorte que le coefficient estimé de la variable relative au régime de change mesure seulement l'effet de cette variable sur la croissance, et non pas ceux d'autres variables. Les études d'Aloui et Sassi (2005), Klein et Shambaugh (2010) et Dufrénot et Ehrhart (2015) nous ont guidé dans le choix des variables. La seule variable définie en début de période est le PIB réel par tête initial¹⁸. Les variables de flux comprennent d'une part, le taux de croissance retardé du PIB réel, l'accumulation de capital, la main-d'œuvre et d'autre part, le degré d'ouverture, l'inflation et les dépenses de consommation des administrations publiques¹⁹. L'équation de croissance que nous utilisons est la suivante :

$$Gr_{i,t} = \delta_{Pib} PIB_0 + \delta_G Gr_{i,t-1} + \delta_I Inv_{i,t} + \delta_P Pop_{i,t} + \delta_O Ouv_{i,t} - \delta_{Inf} Inf_{i,t} - \delta_{Dap} Dadpub_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Cette équation servira de base pour étudier l'impact des régimes de change sur la croissance économique. Contrairement à l'effet d'ajustement qui implique un impact négatif du régime de change fixe sur la croissance économique, il y a l'argument d'un effet indirect selon lequel le régime de change fixe affecte positivement la croissance à travers le taux d'investissement par son effet d'accumulation et à travers le degré d'ouverture commerciale par son effet de productivité. Pour tester ainsi la totalité de ces effets, l'équation (10) sera modifiée en remplaçant les variables et par celle qui représente le régime de change fixe. Cette équation sera exprimée comme suit :

¹⁷ Gr_1 : le taux de croissance du PIB réel par habitant ; α : la constante qui est censée prendre en compte les répercussions des chocs mondiaux sur la croissance ; $V_{i,t}$: les déterminants de la croissance définis au début de la période t ; $X_{i,t}$: les déterminants de la croissance définis sur la période t ; u_i : l'effet spécifique au pays qui représente les facteurs non observables ; $\varepsilon_{i,t}$: le terme d'erreur.

¹⁸ Le coefficient du PIB réel par tête initial représente l'effet de convergence, qui serait négatif selon la théorie néoclassique et égal à zéro d'après la théorie de la croissance endogène, traduisant que les économies ne s'écartent pas de leur régime permanent de croissance.

¹⁹ Les trois premières variables sont des déterminants de base de la croissance dans le modèle de Solow. Leurs coefficients sont anticipés être positifs. Les autres sont des contraintes macro-économiques clés auxquelles les pays sont confrontés. Le degré d'ouverture capte la contrainte externe qui reflète la forte dépendance des pays vis-à-vis des importations et des exportations et affecte la croissance. L'inflation est aussi une mesure de l'instabilité macroéconomique, donc son influence devrait être négative. La part des dépenses de consommation de l'administration publique dans le PIB a un caractère improductif pour l'activité économique. Le coefficient serait donc négatif.

$$Gr_{i,t} = \delta_{tot} Fixe_{i,t} + \delta_{Pib} PIB_0 + \delta_G Gr_{i,t-1} + \delta_P Pop_{i,t} - \delta_{Inf} Inf_{i,t} - \delta_{Dap} Dadpub_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Nous devons nous attendre à ce que $\delta_{tot} > 0$.

Par ailleurs, il y a la préoccupation que la variable associée au régime de change fixe est simplement corrélée avec les variables omises qui affecte la croissance mais, n'affecte pas directement la croissance économique. Ainsi, la principale question est de savoir l'impact du régime de change sur les autres variables typiquement considérées comme des déterminants de la croissance économique en Afrique. Pour cela, nous contrôlons par exemple l'effet de productivité en introduisant la variable $Ouv_{i,t}$ dans l'équation (11), soit :

$$Gr_{i,t} = \delta_{hpro} Fixe_{i,t} + \delta_{Pib} PIB_0 + \delta_G Gr_{i,t-1} + \delta_P Pop_{i,t} + \delta_O Ouv_{i,t} - \delta_{Inf} Inf_{i,t} - \delta_{Dap} Dadpub_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

Finalement, nous introduisons la variable $Inv_{i,t}$ dans l'équation (12) pour examiner dans quelle mesure l'avantage de croissance conditionné par l'ouverture commerciale pourrait être expliqué par le taux d'investissement. Ainsi, nous estimons l'équation suivante :

$$Gr_{i,t} = \delta_{hacpro} Fixe_{i,t} + \delta_{Pib} PIB_0 + \delta_G Gr_{i,t-1} + \delta_I Inv_{i,t} + \delta_P Pop_{i,t} + \delta_O Ouv_{i,t} - \delta_{Inf} Inf_{i,t} - \delta_{Dap} Dadpub_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^{(20)} \quad (13)$$

Les équations (6), (7), (11), (12) et (13) seront estimées en utilisant la méthodologie qui sera identifiée à la sous-section suivante.

3.2. La méthodologie

Pour mettre en évidence l'impact des régimes de change, nous estimons les équations d'inflation et de croissance de la forme suivante :

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_2 y_{i,t-1} + \beta_1 E_{i,t} + \sum_{j=1}^j \delta_j Q_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^{(21)} \quad (14)$$

Soit $X_{i,t}$ l'ensemble des variables explicatives.

Les modèles d'inflation et de croissance sous leur forme standard s'écrivent comme suit :

²⁰ δ_{hpro} et δ_{hacpro} des équations (12) et (13) sont les coefficients associés au régime de change fixe respectivement hors effet de productivité et hors effets d'accumulation et de productivité.

²¹ $\varepsilon_{i,t} = u_i + v_{i,t}$; $y_{i,t}$ représente les variables dépendantes (inflation et croissance) ; α est la constante ; $E_{i,t}$ est la variable indicatrice qui représente le régime de change ; $Q_{i,t}$ est le vecteur des variables de contrôle ; u_i est l'effet spécifique ; $v_{i,t}$ est le terme d'erreur.

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_2 y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^j \delta_j X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

Cette équation présente une corrélation entre la variable endogène retardée et l'effet spécifique individuel, d'où l'existence d'un biais sur les estimateurs de cette équation en niveau (Bond 2002). Cependant, la résolution de ce problème de corrélation exige une transformation en différence première de l'équation en niveau afin d'éliminer l'effet spécifique individuel. Nous obtenons ainsi l'équation suivante :

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \sum_{j=1}^j \rho_j (X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (16)$$

Selon Sevestre (2002), il existe une corrélation entre $y_{i,t-1}$ et $\varepsilon_{i,t-1}$. Cette corrélation induit une corrélation entre $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ et $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$. Dans ce cas, la solution préconisée est l'utilisation de la méthode des moments généralisés (GMM) qui fournit des estimateurs convergents et sans biais (Sevestre 2002). Dans ce contexte, deux méthodes des moments généralisés sont souvent utilisées à savoir celle en différence de Arellano et Bond (1991)²² et celle en système de Blundell et Bond (1998)²³. Ce système s'écrit comme suit :

$$\begin{pmatrix} y_{i,t} - y_{i,t-1} \\ y_{i,t} \end{pmatrix} = \varphi \begin{pmatrix} y_{i,t-1} - y_{i,t-2} \\ y_{i,t-1} \end{pmatrix} + \theta \begin{pmatrix} X_{i,t} - X_{i,t-1} \\ X_{i,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1} \\ \alpha + \varepsilon_{i,t} \end{pmatrix} \quad (17)$$

Pour faire le choix entre les deux méthodes, Bond (2002) propose d'estimer un modèle autorégressif d'ordre 1 pour chaque variable explicative afin d'évaluer sa persistance²⁴. Les résultats autorégressifs montrent que la plupart des variables explicatives ont des coefficients élevés dont certains sont même compris entre 0,9 et 1 (tableau 2 de l'annexe). Ainsi, les estimateurs par la « GMM en système » vont être privilégiés.

Les équations sont estimées pour 32 pays d'Afrique²⁵. Dans une première situation, la variable qui représente le choix du régime de change est subdivisée en

²² La GMM en différence (Arellano et Bond 1991) consiste à estimer l'équation écrite en différence première tout en considérant comme instruments des variables explicatives en différences premières, leurs valeurs en niveau retardées d'une période ou plus.

²³ La GMM en système consiste à estimer un système formé par les équations en niveau et en différence première. Dans ce système, l'équation en niveau est instrumentée par les variables explicatives retardées écrites en différences et l'équation en différences est instrumentée par les variables explicatives retardées en niveau.

²⁴ Si pour une seule de ces variables, le coefficient autorégressif est proche de 1, on privilégie l'estimation par la « GMM en système » de Blundell et Bond, sinon on retient l'estimation par la « GMM en différence » d'Arellano et Bond.

²⁵ La liste des 32 pays se trouve en Annexe. Les autres pays africains n'ont pas été pris en compte en raison d'un manque de données pour certaines des variables utilisées dans les équations.

« fixe » et « non-fixe », afin d'évaluer l'impact du régime de change fixe. D'autre part, au niveau de la variable non-fixe, nous avons retenu une variable « flexible » pour représenter le régime de change flexible. Par conséquent le régime de change intermédiaire est la catégorie exclue, donc elle sera considérée comme la référence. Les résultats se trouvent en Annexe (tableaux 3 et 4).

3.3. Les données

A partir des équations de référence pour l'inflation (5) et la croissance (10), nous introduisons une variable binaire qui représente le régime de change adopté, tout en prenant en compte un caractère exogène du choix des régimes de change dans les pays africains²⁶.

Les données concernant le taux d'inflation, le PIB/tête, les taux de croissance de la masse monétaire, du PIB réel et de la population, l'inflation importée, les parts de l'investissement et de la consommation des administrations publiques dans le PIB, l'ouverture commerciale, sont issues des « World Development Indicators » de la Banque Mondiale. La classification des régimes de change est celle fournie par Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010).

3.4. Interprétation des résultats

D'abord, nous présentons les résultats avant leur interprétation. En effet, les résultats, présentés dans les tableaux 3 et 4, montrent que la significativité des régressions est globalement satisfaisante²⁷ et les variables ont le signe attendu. Les résultats permettent de dégager les constats suivants :

3.4.1. Pour l'inflation

Il ressort des résultats (tableau 3) que l'inflation pourrait s'expliquer principalement par sa persistance et l'inflation importée²⁸ contrairement à la croissance de la production réelle.

²⁶ La première variable binaire est Fixe et prend la valeur 1, si à une année particulière, le pays fonctionne en régime de change fixe et 0 sinon. La deuxième variable binaire est Flexible et prend la valeur 1, si à une année particulière, le pays fonctionne en régime de change flexible et 0 sinon. Dans ce cas, le régime de change intermédiaire est considéré comme la référence.

²⁷ Les valeurs de la statistique de Fisher comprises entre 414,36 et 672,63 pour l'équation d'inflation et entre 6,93 et 8,67 pour l'équation de la croissance et, des probabilités nulles. En outre, avec des probabilités supérieures à 5%, les tests d'Arellano et Bond indiquent une absence d'autocorrélation de second ordre et les tests de Sargan révèlent une validité des instruments utilisés.

²⁸ Plus précisément, un pays qui enregistre une inertie d'inflation ou une inflation importée de 10% de plus qu'un autre, aura tendance à avoir une inflation, respectivement de 4,5% ou de 3,4% plus élevée. Ce dernier résultat serait dû à la forte vulnérabilité de la plupart des pays africains face aux chocs exogènes. Par contre, les pays qui ont une croissance de la production réelle de 1% plus que les autres pourraient avoir un taux d'inflation qui est de 0,36% plus faible. Cela pourrait s'expliquer

Concernant le régime de change, les résultats (colonnes 1 et 2) montrent des effets significatifs du type de régime de change sur les performances d'inflation. En termes de « fixe » et « non fixe », le coefficient associé au régime de change fixe indique que les pays en régime de change fixe semblent avoir une inflation de 1,6 point de pourcentage plus faible que les pays en régime de change plus souple. Par rapport au régime de change intermédiaire, les résultats montrent que les pays en régime de change fixe présentent des niveaux d'inflation de 1,2 point de pourcentage plus faibles alors que les pays en régime de change flexible ont des taux d'inflation de 1,7 point de pourcentage plus élevés. Ces résultats pourraient par conséquent, refléter aussi bien l'effet de discipline que l'effet de crédibilité.

Nous évaluons ainsi l'effet de crédibilité des régimes de change qui se traduit par un contrôle de l'effet de discipline à travers une inclusion de la croissance de la masse monétaire²⁹. Avec cette introduction de la croissance de la masse monétaire, les coefficients associés aux régimes de change deviennent faibles et non significatifs, montrant ainsi l'importance de la masse monétaire dans le processus inflationniste. La non-significativité de ces coefficients montre la grande discipline monétaire qu'impose le régime de change fixe aux autorités monétaires et la dose de souplesse qu'accorde le régime de change flexible à la politique monétaire et de crédit.

L'absence d'effet de crédibilité³⁰ traduit que le régime de change ne semble pas être important dans l'ancrage des anticipations d'inflation en Afrique. L'implication à en tirer pour les pays de l'UEMOA est que le régime de change fixe ne semble pas dominer les régimes de change intermédiaire et flexible dans l'ancrage des anticipations inflationnistes des agents économiques dans l'union. Ainsi, la propension à importer la crédibilité de l'autorité de la zone ancre qui caractérise les régimes de change fixe n'a pas permis aux pays de l'UEMOA de réaliser de meilleures performances en termes d'inflation que les autres pays en régime de change intermédiaire et flexible. Cela pourrait aussi traduire que les ancrés nominaux domestiques sont en mesure de procurer une inflation faible et stable.

3.4.2. Pour la croissance

Les résultats montrent que les déterminants significatifs pour une croissance plus élevée sont la croissance du PIB/tête retardé et le niveau initial du PIB réel contrairement à l'inflation et les dépenses de l'administration (tableau 4)³¹.

par le caractère primaire de l'activité économique dans les pays africains, entraînant par exemple une baisse de l'inflation pendant les années de bonnes récoltes agricoles suite à une pluviométrie favorable.

²⁹ Les coefficients indiquent que les pays qui ont 10% de plus de croissance de la masse monétaire que les autres semblent avoir un taux d'inflation de 2,1% plus élevé.

³⁰ Ce résultat n'a pas été confirmé (colonnes 5 et 6 des tableaux 3, 5 et 7). Cela résulte du fait que l'effet de crédibilité n'a pas été contrôlé dans sa totalité. Il y a une crédibilité résiduelle captée à travers la vitesse de circulation de la monnaie, qui n'est pas prise en compte.

³¹ En effet, les coefficients associés à la croissance retardée traduisent qu'un pays qui a, pendant l'année précédente, un taux de croissance de 1% de plus qu'un autre aura tendance à avoir un taux de

Quant aux coefficients associés aux régimes de change, les résultats (colonnes 1 et 2) montrent que les régimes de change fixe et flexible semblent avoir des effets, respectivement négatif et positif sur la croissance économique, même s'ils sont non significatifs. Ces résultats font par conséquent, penser à un rôle très limité du régime de change sur la croissance économique. Pour le régime de change fixe, ce résultat pourrait être dû au fait que son impact sur l'accumulation de capital s'opposerait à celui sur la productivité des facteurs. Pour cela, nous contrôlons ainsi l'effet de productivité en introduisant la variable qui représente l'ouverture commerciale. Les résultats (colonnes 3 et 4) montrent que l'ouverture commerciale est un facteur important de croissance économique³² en Afrique.

Cette importance des échanges dans le processus de croissance se traduit aussi par la baisse de la plupart des effets à l'exception de ceux associés au régime de change fixe qui deviennent même significatifs. Ceci signifie que les performances sont plus faibles dans les pays en change fixe que dans les pays en régime de change plus souple. Cela révèle une absence d'effet d'accumulation du régime de change fixe qui impacte négativement la croissance économique en Afrique en inhibant les perspectives d'investissement. Les coefficients associés au régime de change fixe indiquent plus précisément que la croissance dans les pays en régime de change fixe est de 0,86% plus faible que ceux en régime de change plus souple. Spécifiquement, les pays en régime de change fixe semblent enregistrer des taux de croissance de 0,8% plus faibles que ceux en régime de change intermédiaire³³.

Finalement, nous contrôlons l'effet d'accumulation en plus de celui de productivité. En introduisant le taux d'investissement, il apparaît ainsi que l'investissement est le principal déterminant de la croissance économique en Afrique³⁴. Avec le contrôle sur l'accumulation de capital, l'effet du régime de change fixe a diminué³⁵ tout en restant significatif. Il apparaît donc que la croissance économique est de 0,79 point de pourcentage plus faible en régime de change fixe qu'en régime de

croissance de 0,1% plus élevé. Quant au PIB réel par tête initial, le coefficient semble être égal à zéro, ce qui est conforme à la théorie de la croissance endogène. Cependant, l'inflation et le niveau des dépenses de l'administration publique diminueraient la croissance économique respectivement de 0,05% et 1%. Ces résultats traduiraient d'une part, qu'une instabilité macroéconomique plus élevée atténue la croissance économique et d'autre part, que les dépenses de l'administration n'influent pas sur la croissance économique en Afrique en raison de la prépondérance des dépenses de consommation improductives mais, pire, elles pourraient fausser les décisions du secteur privé.

³² Les résultats indiquent que les pays dont la part des échanges sur le PIB réel est supérieure de 10% semblent avoir un taux de croissance de 0,4% plus élevé.

³³ Par contre, les pays en régime de change flexible ne semblent pas avoir une croissance significativement plus élevée que celle des pays en régime de change intermédiaire ; traduisant qu'aucun de ces régimes ne semble dominer en termes d'accumulation de capital.

³⁴ Les résultats montrent que les pays dont la part du niveau d'investissement sur le PIB réel est supérieure de 10% auront des taux de croissance de 0,6 à 0,7% de plus.

³⁵ Il en est de même pour l'impact positif de l'ouverture commerciale et celui négatif de l'inflation sur la croissance, une baisse de 1%.

change non-fixe. Par rapport aux pays en régime de change intermédiaire, les pays en régime de change fixe enregistrent des taux de croissance de 0,68 point de pourcentage plus faibles et ceux en régime de change flexible ne sont pas meilleurs.

Ces résultats montrent donc que dans les conditions d'obtention d'une croissance plus élevée, le choix du régime de change pourrait avoir une influence sur la croissance en Afrique. Plus précisément, la fixité du taux de change nominal semble réduire la croissance économique en Afrique. L'implication pour les pays de l'UEMOA est qu'ils n'ont pas bénéficié des avantages attribués au régime de change fixe à savoir d'une part, des taux d'intérêt plus faibles pouvant entraîner un investissement plus élevé et une croissance forte et soutenue et d'autre part, une élimination de la volatilité du taux de change favorisant des échanges commerciaux plus importants et une croissance plus forte. Par conséquent, les pays de l'UEMOA sont plus confrontés aux conséquences négatives liées au régime de change fixe. Il s'agit de l'absence d'une autonomie suffisante qui limite sévèrement la capacité à augmenter le crédit intérieur et laisse une faible marge de manœuvre aux autorités monétaires de l'UEMOA car leur politique, au lieu de se concentrer sur des considérations domestiques, est en partie tributaire de considérations extérieures qui reposent principalement sur le besoin de défendre le rattachement du franc CFA à l'euro. D'autre part, il s'agit de l'absence d'un mécanisme d'ajustement qui élimine la capacité des pays de l'union à mieux absorber les chocs réels internes et externes et par conséquent, à mieux s'isoler contre ces derniers pour promouvoir une croissance économique élevée et soutenue.

4. Tests de robustesses

Comme évoqué à la section 1, il existe un débat sur la façon de classer les régimes de change. En effet, la classification de Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010) utilisée n'est pas exempt à ce débat. Ainsi, cette section examine la sensibilité des résultats à d'autres classifications comme celle de jure et celle fournie par Ilzetzki, Reinhardt et Rogoff (2008). Ces résultats sont présentés en annexe³⁶.

Pour l'inflation, les résultats montrent que la plupart des effets liés au type de régime de change ont fortement baissé jusqu'à perdre même leur significativité pour certains. Les valeurs du coefficient indiquent que le taux d'inflation est de 0,92 à 0,98 point de pourcentage plus faible en régime de change fixe qu'en régime de change plus souple. Par rapport au régime de change intermédiaire, le coefficient traduit que les pays en régime de change fixe ne sont pas meilleurs que ceux en régime de change intermédiaire pour un bon contrôle des pressions inflationnistes. En

³⁶ Tableaux 5 et 7 pour l'inflation et tableaux 6 et 8 pour la croissance. Nous retenons dans ces tableaux que les coefficients associés aux régimes de change et ceux à travers lesquels les régimes de change affectent l'inflation et la croissance.

outre, il apparaît que le taux d'inflation est de 1,72 point de pourcentage plus élevé en régime de change flexible qu'en régime de change intermédiaire.

Concernant la croissance, la comparaison entre fixe et non-fixe révèle que les taux de croissance sont au moins de 0,5 point de pourcentage plus faibles en régime de change fixe qu'en régime de change plus souple. Par rapport aux pays qui fonctionnent sous un régime de change intermédiaire, les pays en régime de change fixe semblent enregistrer des taux de croissance de 0,6 à 0,7 point de pourcentage plus faibles alors que les pays en régime de change flexible enregistrent des taux de 0,7 point de pourcentage plus élevés.

Au total, ces tests confirment les meilleures performances des régimes de change fixe par rapport aux régimes de change intermédiaire et flexible en termes d'inflation obtenue à travers la discipline monétaire et les mauvais résultats du régime de change fixe par rapport aux régimes de change intermédiaire et flexible en termes de croissance économique.

Conclusion

L'objectif de cet article était d'évaluer l'influence du régime de change adopté par les autorités monétaires sur les performances économiques en Afrique comme l'inflation et la croissance, afin d'en tirer des implications pour les pays de l'UEMOA qui fonctionnent en régime de change fixe. Pour cela, nous avons considéré 32 pays d'Afrique pendant la période 1980-2010. Nos estimations montrent que le régime de change fixe fournit de meilleurs résultats pour un contrôle sur l'inflation grâce à un effet de discipline sur la politique monétaire mais il a une influence négative pour une croissance élevée, soutenue et durable en Afrique. Il pourrait en résulter que la quasi-stabilité des prix dans les pays de l'UEMOA semble être principalement due à la discipline monétaire qui limite sévèrement la capacité des autorités de la BCEAO à augmenter les crédits intérieurs plutôt qu'à la crédibilité de l'ancrage des anticipations associée au régime de change fixe. Dans ce sens, une politique monétaire qui se concentre principalement sur des considérations domestiques par la recherche d'une nouvelle ancre nominale domestique dans l'union pourrait avoir un effet positif sur la croissance économique, sans provoquer une hausse significative de l'inflation. Ainsi, tenant compte du fait que l'encadrement du crédit a été abandonné depuis 1994 et, que le ciblage de l'inflation est un moyen de réformer la politique monétaire sans détériorer les performances économiques dans les pays qui l'ont adopté, il devient nécessaire pour les pays de l'UEMOA de passer à un régime de change intermédiaire qui sera associé à une stratégie de ciblage d'inflation³⁷.

³⁷ Ceci est conforme à la conclusion d'Allégret (2007) selon qui une association entre les régimes de change intermédiaire et la stratégie de ciblage de l'inflation semble être la meilleure solution pour les économies émergentes plutôt que les régimes extrêmes (c'est-à-dire, l'ancrage dur et le flottement pur).

Ce changement de système pourrait être logique dans le contexte actuel d'une nouvelle réforme institutionnelle de l'UMOA et de la BCEAO, entrée en vigueur depuis le 1^{er} avril 2010. A travers cette réforme, la BCEAO s'est vue assignée un objectif explicite de stabilité des prix par les Chefs d'ETAT et de Gouvernement de l'UEMOA. Cette réforme consolide l'indépendance de la BCEAO et lui donne les moyens de renforcer sa crédibilité et son efficacité. En contrepartie, de nouvelles obligations en matière de compte rendu aux autorités, de transparence vis-à-vis du marché et d'information du public sont à la charge de la Banque Centrale. La Banque Centrale devra désormais communiquer ses décisions et rendre compte au public, aux acteurs du système financier et aux Etats des résultats de son action. Cela s'inscrit dans l'objectif de faire comprendre aux agents économiques la cohérence des décisions prises afin de leur permettre de former leurs propres anticipations et prévisions de la façon la plus rationnelle possible. Le choix des instruments de politique monétaire ainsi que la fixation de l'objectif d'inflation sont désormais clairement mentionnés. Le Comité de Politique Monétaire de la BCEAO, créé pour définir la politique monétaire, a retenu comme objectif un taux d'inflation en glissement annuel, compris entre 1% et 3% autour de 2% pour un horizon de 24 mois. Le cadre stratégique de formulation et de validation des objectifs de la politique monétaire se traduit par la fixation de taux d'intérêt directeurs et de coefficients de réserves obligatoires compatibles avec l'objectif de stabilité des prix. L'orientation de la politique de la BCEAO dépend de l'écart entre les prévisions à moyen terme de l'inflation et l'objectif poursuivi. Ces innovations montrent le fait que les autorités monétaires de l'UEMOA veulent influencer sur les anticipations des agents économiques. Ainsi, vue la portée de cette réforme, elle devrait s'accompagner d'une réforme opérationnelle explicite car par ses innovations majeures la nouvelle stratégie est très proche du ciblage d'inflation. Ceci milite en faveur de l'adoption d'une stratégie de cible d'inflation dans la zone UEMOA, politique jugée incompatible avec un régime de change fixe à cause de l'émergence possible d'un conflit d'objectifs.

Annexe³⁸

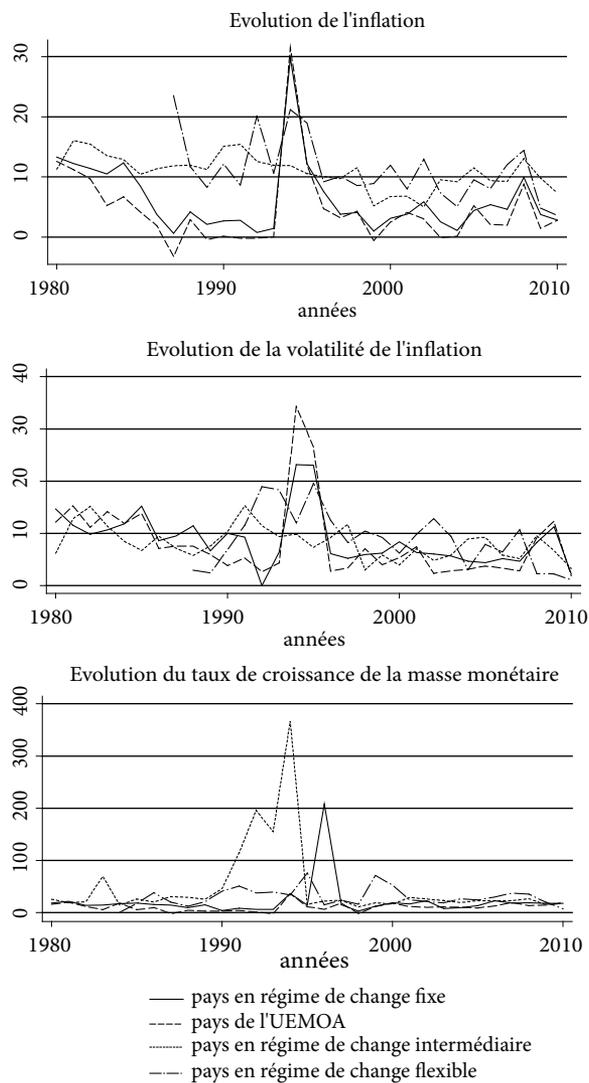


Figure 1 : L'évolution de l'inflation, de sa volatilité et de la croissance de la masse monétaire en Afrique

Sources : WDI, 2012 de la Banque Mondiale ; IFS, 2012 du FMI et calculs de l'auteur

³⁸ **Liste des 32 pays** : Algérie, Benin, Botswana, Burkina Faso, Cameroun, Cap-Vert, Tchad, Côte d'Ivoire, Egypte, Gabon, Gambie, Ghana, Kenya, Lesotho, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritanie, Ile Maurice, Maroc, Mozambique, Niger, Sénégal, Seychelles, Sierra Léone, Afrique du Sud, Swaziland, Tanzanie, Togo, Tunisie, Uganda, Zambie.

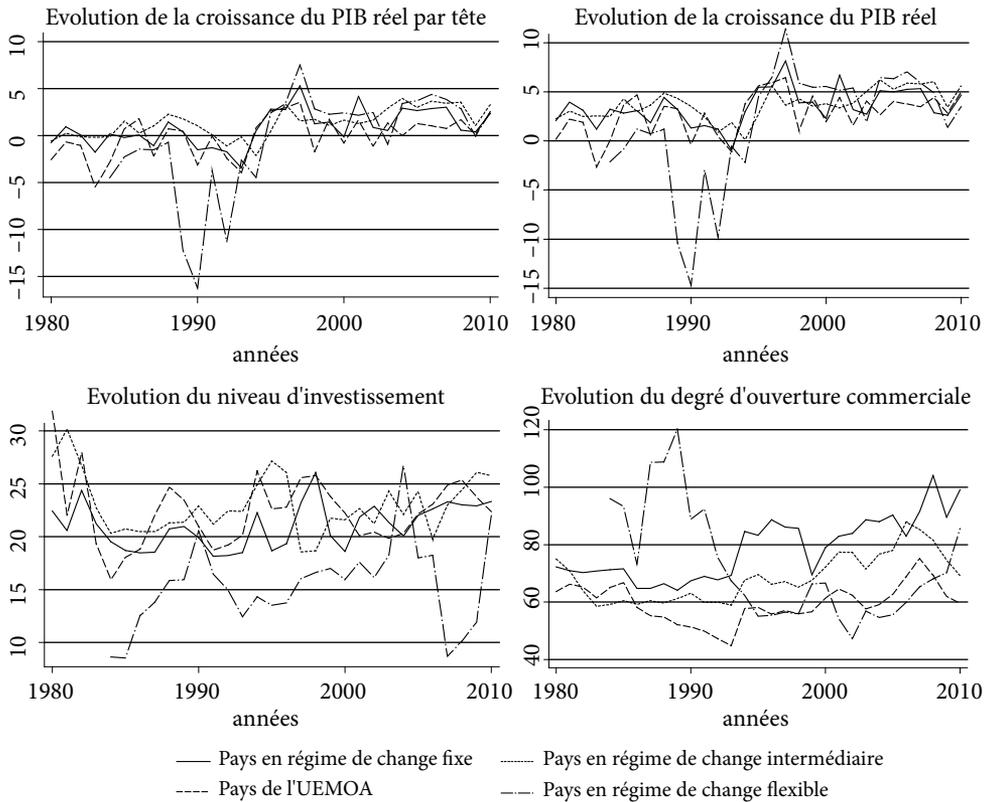


Figure 2 : Croissance des PIB réel et par tête, du taux d'investissement et de l'ouverture commerciale en Afrique

Sources : WDI, 2012 de la Banque Mondiale et calculs de l'auteur

Tableau 1 : Statistiques descriptives des données de l'estimation économétrique

Variables	Obs.	mean	std. Dev	Skewness	Kurtosis	Min	Max
Inflation	962	12,34	20,73	5,04	36,42	-14,94	200,03
Croissance du PIB/tête	977	1,19	4,64	-0,26	6,99	-19,69	29,10
Masse Monétaire	964	17,78	18,06	2,45	15,98	-28,30	174,43
Croissance du PIB réel	977	3,68	4,74	-0,19	7,90	-19,01	33,63
Inflation importée	919	14,62	38,70	9,22	134,61	-34,15	709,00
Taux d'intérêt nominal	896	12,15	9,08	2,93	14,20	2,75	72,5
Taux d'investissement	968	21,90	11,59	1,98	12,52	-8,63	115,10
Ouverture commerciale	959	74,73	36,75	1,22	4,59	6,32	256,36
Croissance de la population	992	2,43	0,91	-0,56	4,04	-1,08	5,92
Part des dépenses adm. publique	946	15,90	6,62	1,51	6,29	4,91	54,51

Sources : WDI de la Banque Mondiale et IFS du Fonds Monétaire International.

Tableau 2 : Résultats des estimations des modèles autorégressifs

	Antici- pation	Masse mon.	PIB réel	Inf. impor- tée	Tx. d'intérêt	PIB/tête	Initiale	Investis- sement
Coefficients (ar1)	0,73	0,56	0,22	0,3	-0,09	0,22	1,01	0,79
t-statistique	34,26	20,67	7,12	9,23	-2,96	7,22	371,61	40,6
	Ouv. com.	Popula- tion	Infla- tion	Dép. pu- bliques	Régime	Fixe	Flexible	Intermé- diaire
Coefficients (ar1)	0,97	0,95	0,78	0,9	0,98	0,93	0,87	0,89
t-statistique	118,2	86,54	26,87	68,29	82,55	79,18	52,99	61,52

Source : Estimations de l'auteur.

Tableau 3 : Estimation de l'équation d'inflation avec la classification de Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010)

Variable dépendante : Taux d'inflation	Effet total		Effet de crédibilité		Effet de discipline	
Taux d'inflation retardé (Inertie d'inflation)	0,454 (23,88) ***	0,450 (23,50) ***	0,335 (17,09) ***	0,335 (17,03) ***	0,382 (17,48) ***	0,382 (17,50) ***
Taux de croissance du PIB réel retardé	-0,356 (-3,79) ***	-0,359 (-3,84) ***	-0,331 (-3,93) ***	-0,330 (-3,92) ***	-0,416 (-4,62) ***	-0,426 (-4,73) ***
Inflation importée	0,342 (27,83) ***	0,342 (27,90) ***	0,291 (23,31) ***	0,290 (23,25) ***	0,321 (26,27) ***	0,321 (26,16) ***
Taux de croissance de la masse monétaire			0,215 (8,83) **	0,215 (8,83) ***		
Taux d'intérêt nominal					0,323 (6,21) ***	0,324 (5,95) ***
Fixe	-1,56 (-2,23) **	-1,183 (-1,61) *	-0,512 (-0,77)	-0,535 (-0,76)	-0,423 (-0,58)	-0,365 (-0,48)
Flexible		1,698 (1,52) *		-0,141 (-0,14)		0,184 (0,16)
Constante	3,722 (5,64) ***	3,414 (4,93) ***	1,516 (2,19) **	1,540 (2,14) **	0,491 (0,53)	0,459 (0,50)
Nombre d'observations	856	856	838	838	778	778
Nombre de pays	32	32	32	32	32	32
Statistique de Fisher	672,63 (0,000)	540,11 (0,000)	499,41 (0,000)	415,98 (0,000)	496,34 (0,000)	414,36 (0,000)
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(1)	-8,98 (0,000)	-8,89 (0,000)	-8,40 (0,000)	-8,37 (0,000)	-7,24 (0,000)	-7,23 (0,000)
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(2)	-0,69 (0,488)	-0,66 (0,509)	0,54 (0,588)	0,54 (0,589)	0,09 (0,929)	0,09 (0,929)
Nombre d'instruments	471	472	497	498	478	479
Test de Sargan	426,33 (0,906)	430,43 (0,880)	509,22 (0,276)	509,62 (0,272)	453,42 (0,723)	455,53 (0,699)

Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques du t de student. (***) indique une significativité à 99 %, (**) à 95 %, (*) à 90 % et (+) à 80 %.

Source : Les estimations de l'auteur.

Tableau 4 : Estimation de l'équation de croissance avec la classification de Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010)

Variable dépendante : Croissance du PIB/tête	Effet total		Hors Effet de productivité		Hors Effets de productivité et d'accumulation	
Croissance du PIB/tête retardée	0,102 (2,80) **	0,106 (2,93) **	0,088 (2,41) **	0,092 (2,52) **	0,087 (2,36) **	0,093 (2,51) **
PIB réel/tête Initial	0,00096 (3,28) **	0,00087 (2,99) ***	0,00027 (0,65)	0,00018 (0,43)	0,00029 (0,72)	0,00020 (0,49)
Ouverture commerciale			0,038 (2,52) **	0,039 (2,60) ***	0,032 (2,13) **	0,034 (2,25) **
Investissement en % du PIB réel					0,07 (2,71) ***	0,063 (2,46) **
Population	-0,038 (-0,08)	-0,042 (-0,09)	0,109 (0,23)	0,102 (0,21)	0,126 (0,26)	0,114 (0,24)
Inflation	-0,052 (-4,28) ***	-0,047 (-3,96) ***	-0,040 (-3,46) ***	-0,036 (-3,14) ***	-0,035 (-3,07) ***	-0,031 (-2,69) ***
Dépenses publiques	-0,105 (-1,71) *	-0,102 (-1,61) *	-0,074 (-1,23)	-0,067 (-1,07)	-0,084 (-1,37)	-0,072 (-1,14)
Fixe	-0,380 (-1,11)	-0,332 (-0,89)	-0,858 (-2,13) **	-0,805 (-1,89) *	-0,787 (-1,97) **	-0,682 (-1,61) *
Flexible		0,333 (0,59)		0,401 0,72		0,639 1,12
Constante	2,487 (2,53)	2,412 (2,26)	-0,0005 (-0,00)	-0,237 (-0,17)	-1,003 (-0,72)	-1,268 (-0,85)
Nombre d'observations	890	890	890	890	872	872
Nombre de pays	32	32	32	32	32	32
Statistique de Fisher	8,67 (0,000)	6,93 (0,000)	8,33 (0,000)	6,96 (0,000)	8,37 (0,000)	7,01 (0,000)
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(1)	-13,99 (0,000)	-14,16 (0,000)	-13,74 (0,000)	-13,90 (0,000)	-12,10 (0,000)	-12,27 (0,000)
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(2)	-0,65 (0,518)	-0,57 (0,569)	-0,41 (0,681)	-0,33 (0,738)	-0,56 (-0,577)	-0,46 (0,644)
Nombre d'instruments	154	155	185	186	216	217
Test de Sargan	142,21 (0,596)	146,10 (0,505)	177,74 (0,470)	180,27 (0,417)	189,79 (0,799)	193,24 (0,745)

Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques du t de student. (***) indique une significativité à 99%, (**) à 95%, (*) à 90% et (+) à 80%.

Source : Les estimations de l'auteur.

Tableau 5 : Estimation de l'équation d'inflation avec la classification De Jure

Variable dépendante : Taux d'inflation	Effet total		Effet de crédibilité		Effet de discipline	
Taux de croissance de la masse monétaire			0,217 (8,99) **	0,216 (8,93) ***		
Taux d'intérêt nominal					0,338 (6,38) ***	0,332 (6,05) ***
Fixe	-0,978 (-1,42) +	-0,364 (-0,47)	-0,05 (-0,08)	0,009 (0,01)	0,727 (0,98)	0,905 (1,13)
Flexible		1,718 (1,78) *		0,165 (0,18)		0,573 (0,54)
Nombre d'observations	859	859	841	841	781	781
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(2)	-0,68 (0,497)	-0,61 (0,544)	0,56 (0,579)	0,56 (0,578)	0,13 (0,899)	0,14 (0,886)
Test de Sargan	426,88 (0,919)	428,07 (0,912)	510,82 (0,291)	510,95 (0,290)	454,87 (0,739)	454,47 (0,744)

Tableau 6 : Estimation de l'équation de croissance avec la classification De Jure

Variable dépendante : Croissance du PIB/tête	Effet total		Hors Effet de productivité		Hors Effets de productivité et d'accumulation	
Ouverture commerciale			0,037 (2,48) **	0,036 (2,44) ***	0,031 (2,09) **	0,030 (2,05) **
Investissement en % du PIB réel					0,07 (2,76) ***	0,070 (2,73) **
Fixe	-0,422 (-1,25)	-0,312 (-0,80)	-0,796 (-2,11) **	-0,667 (-1,58) *	-0,736 (-1,95) **	-0,464 (-1,09)
Flexible		0,302 (0,62)		0,338 (0,7)		0,694 (1,38) +
Nombre d'observations	893	893	893	893	875	875
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(2)	-0,64 (0,521)	-0,57 (0,569)	-0,38 (0,701)	-0,31 (0,755)	-0,53 (-0,599)	-0,42 (0,678)
Test de Sargan	144,03 (0,554)	145,49 (0,520)	178,71 (0,450)	179,54 (0,433)	189,75 (0,799)	190,04 (0,795)

Tableau 7 : Estimation de l'équation d'inflation avec la classification d'Ilzetzki, Reinhart et Rogoff (2008)

Variable dépendante : Taux d'inflation	Effet total		Effet de crédibilité		Effet de discipline	
Taux de croissance de la masse monétaire			0,225 (9,05) **	0,226 (9,03) ***		
Taux d'intérêt nominal					0,282 (4,73) ***	0,303 (4,84) ***
Fixe	-0,923 (-1,30) +	-0,41 (-0,48)	0,094 (0,14)	0,032 (0,04)	-0,087 (-0,11)	-0,417 (-0,44)
Flexible		1,297 (-1,17)		-0,102 (-0,10)		-0,913 (-0,73)
Nombre d'observations	788	788	771	771	717	717
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(2)	-0,68 (0,495)	-0,66 (0,512)	0,92 (0,357)	0,92 (0,356)	0,48 (0,632)	0,49 (0,624)
Test de Sargan	473,05 (0,401)	477,40 (0,347)	521,39 (0,166)	523,07 (0,153)	481,95 (0,366)	483,30 (0,350)

Tableau 8 : Estimation de l'équation de croissance avec la classification d'Ilzetzki, Reinhart et Rogoff (2008)

Variable dépendante : Croissance du PIB/tête	Effet total		Hors Effet de productivité		Hors Effets de productivité et d'accumulation	
Ouverture commerciale			0,027 (1,84) *	0,027 (1,85) *	0,025 (1,69) *	0,025 (1,71) *
Investissement en % du PIB réel					0,052 (2,15) **	0,053 (2,20) **
Fixe	-0,544 (-1,65) +	-0,403 (-1,00)	-0,758 (-2,18) **	-0,591 (-1,43) +	-0,546 (-1,59) *	-0,224 (-0,54)
Flexible		0,353 (0,68)		0,405 (-0,79)		0,766 (1,45) +
Nombre d'observations	818	818	818	818	800	800
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond AR(2)	-0,70 (0,486)	-0,65 (0,513)	-0,47 (0,641)	-0,43 (0,670)	-0,61 -0,54	-0,55 (0,585)
Test de Sargan	139,52 (0,657)	139,52 (0,657)	187,91 (0,470)	187,37 (0,283)	197,68 (0,667)	196,63 (0,686)

Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques du t de student. (***) indique une significativité à 99%, (**) à 95%, (*) à 90% et (+) à 80%.

Source : Les estimations de l'auteur.

Bibliographie

- Adedeji, O., Ghazanchyan, M., Maehle, N., Stotsky, J.G., 2012, *The Relationship between the Foreign Exchange Regimes and Macroeconomic Performance*, IMF Working Paper 12/148.
- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., Rogoff, K., 2009, *Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of the Financial Development*, Journal of Monetary Economics, 56, pp. 494-513.
- Aloui, C., Sassi, H., 2005, *Régime de Change et Croissance Economique : Une Investigation Empirique*, Economie Internationale, no. 4, 104, pp. 97-134.
- Allegret J.P., 2007, *Quels Régimes de Change pour les Marchés Emergents ? Les Solutions de Coins en Questions*, PANOECOMICUS, N° 4, pp. 397-427.
- Anderson, H., Habermeier, K., Kokenyne, A., Veyrune, R., 2009, *Revised System for the Classification of Exchange Rate Arrangements*, IMF/WP/09/211.
- Arellano, M. Bond, S., 1991, *Some Tests Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, Review of Economic Studies, no. 58, pp. 277-298.
- Bailliu, J., Lafrance, R., Perrault, J-F., 2003, *Does Exchange Rate Policy Matter for Growth?*, International Finance, no. 6 : 3, pp. 381-414.
- Bhanumurthy, N.R., Mohanty, B., 2014, *Exchange Rate Regimes and Inflation: Evidence from India*, National Institute of Public Finance and Policy, Working Paper, no. 130.
- Blundell, R., Bond, S., 1998, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Model*, Journal of Econometrics, no. 87, pp. 115-143.
- Bond, S., 2002, *Dynamic Panel Data Model: A Guide to Micro Data Method and Practice*, The Institute For Fiscal Studies, Cemmap Working Paper, CWP09/02.
- Caglayan, M., Torres, R.I.M., 2011, *The Effect of the Exchange Rates on Investment in Mexican Manufacturing Industry*, Open Econ Rev, no. 22, pp. 669-683.
- Capraru, B. Ichnatov, I., 2012, *Exchange Rate Regimes and Economic Growth in Central and Eastern European Countries*, Procedia Economics and Finance, no. 3, pp. 18-23.
- Chang, R., Velasco, A., 2000, *Financial Fragility and the Exchange Rate Regime*, Journal of Economic Theory, no. 92, pp. 1-34.
- Coudert, V., Dubert, M., 2005, *Does Exchange Rate Regime Explain Differences in Economic Results for Asian Countries?*, Journal of Asian Economics, no. 16, pp. 874-895.
- De Grauwe, P., Schnabl, G., 2008, *Exchange Rate Stability, Inflation, and Growth in (South) Eastern and Central Europe*, Review of Development Economics, no. 12(3), pp. 530-549.
- De Vita, G., Kyaw, K.S., 2011, *Does the Choice of Exchange Rate Regime Affect the Economic Growth of Developing Countries ?*, Journal of Developing Areas, no. 45 (1), pp. 135-153.
- Diaw, A., Ka, B., 2012, *Régime de change et Croissance économique : le cas des pays de la CEDEAO*, Conférence Economique Africaine, Kigali, Rwanda, 30 octobre au 02 novembre.
- Dubas, J.M., Lee, B-J., Mark, N.C., 2010, *A Multinomial Logit Approach to Exchange Rate Policy Classification with an Application to Growth*, Journal of International Money and Finance, no. 29, pp. 1438-1462.
- Dufrénot, G., Ehrhart, H., 2015, *The ECOWAS Countries' Growth Rates: What Makes Them Similar and What Makes Them Different? A Quantile Regression Analysis*, Canadian Journal of Development Studies, vol. 36, no. 3, pp. 345-365.

- Edwards, S., Levy-Yeyati, E., 2005, *Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers*, European Economic Review, no. 49, pp. 2079–2105.
- Fleming, M., 1962, *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*, IMF Staff Papers, vol. 9, no. 3, pp. 369–380.
- FMI, 2009, 2010, Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, International Monetary Fund, www.imt.org.
- Friedman, M., 1953, *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press.
- Genberg, H., Swoboda, A.K., 2005, *Exchange Rate Regimes: Does what Countries Say Matter?*, IMF Staff Papers, vol. 52, IMF Conference in Honor of Michael Mussa, pp. 129–141.
- Ghazanchyan, M., Stotsky, J.G., Zhang, Q., 2015, *A New Look at the Determinants of Growth in Asian Countries*, International Monetary Fund, WP/15/195.
- Ghosh, A., 2014, *How do Openness and Exchange-Rate Regimes Affect Inflation?*, International Review of Economics and Finance, no. 34, pp. 190–202.
- Ghosh, A., Gulde, A., Ostry, J., Wolf, H., 1997, *Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?*, NBER, Working Paper, no. 5874.
- Ghosh, A., Ostry, J., Tsangarides, C.G., 2010, *Exchange Rate Regime and the Stability of the International Monetary System*, IMF, Occasional Paper, no. 270.
- Ghosh, A., Qureshi, M.S., Tsangarides, C.G., 2014, *On the Value of Words: Inflation and Fixed Exchange Rate Regimes*, IMF Economic Review, vol. 62, no. 2.
- Harms, P., Kretschmann, M., 2009, *Words, Deeds, and Outcomes: A Survey on the Growth Effects of Exchange Rate Regimes*, Journal of Economic Surveys, no. 23(1), pp. 139–164.
- Hayakawa, K.A., Kimura, F., 2009, *The Effect of Exchange Rate Volatility on International Trade in East Asia*, Journal of the Japanese and International Economies, no. 23, pp. 395–406.
- Ihnatov, I., Stoica, O., 2016, *Exchange Rate Regimes and External Financial Stability*, ECONOMIC ANNALS, vol. LXI, no. 209, April–June.
- Ilzetzki, E., Reinhart, C.M., Rogoff, K.S., 2008, *Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Which Anchor Will Hold?*, Mimeo (University of Maryland and Harvard University).
- Jakob, B., 2015, *Impact of Exchange Rate Regimes on Economic Growth*, Undergraduate Economic Review, vol. 12, iss. 1, article 11.
- Klein, M.W., Shambaugh, J.C., 2010, *Exchange Rate Regimes in the Modern Era*, Cambridge: The MIT Press.
- Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., 2003, *To Float or To Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth*, The American Economic Review, vol. 93, no. 4, September, pp. 1173–1193.
- Lohi, J., 2014, *Exchange Rate Regimes and Inflation in Sub-Saharan Africa*, Journal of Economics and International Finance, vol. 6 (8), pp. 173–189.
- Mundell, R.A., 1962, *The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability*, IMF Staff Papers, vol. 9, no. 1, pp. 70–79.
- Mundell, R.A., 1963, *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*, The Canadian Journal of Economics and Political Science, vol. 29, no. 4, pp. 475–485.
- Petreski, M., 2014, *Grooming Classifications: Exchange Rate Regimes and Growth in Transition Economies*, Munich Personal RePEc Archive (MPRA), Paper no. 54473.

- Ramos-Herrera, M.D.C., Sosvilla-Rivero, S., 2014, *Exchange-rate Regimes and Inflation: An empirical Evaluation*, Working Papers on International Economics and Finance, DEFI 14-02,
- Reinhart, C.M. , Rogoff, K.S., 2004, *The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation*, The Quarterly Journal Of Economics, vol. 119, no. 1, February, pp. 1-48.
- Slavtcheva, D., 2015, *Financial Development, Exchange Rate Regimes and Productivity Growth: Theory and evidence*, Journal of Macroeconomics 44, pp. 109-123.
- Sevestre, P., 2002, *Econométrie des Données de Panel*, Dunod.
- Sokolov, V., Lee, B-J., Mark, N.C., 2011, *Linkages between Exchange Rate Policy and Macroeconomic Performance*, Pacific Economic Review, 16: 4, pp. 395-420.
- Terry, R., Toulaboe D., 2013, *Exchange Rate Regime: Does it Matter for Inflation?*, Journal of Applied Business and Economics, vol. 14 (1), pp. 56-71.
- Veyrune, R., 2007, *Fixed Exchange Rates and Autonomy of Monetary Policy: The Franc Zone Case*, IMF/WP/07/34.
- Yamada, H., 2013, *Does the Exchange Rate Regime Make a Difference in Inflation Performance in Developing and Emerging Countries? : The role of Inflation Targeting*, Journal of International Money and Finance, no. 32, pp. 968-989.

CHEIKH TIDIANE NDIAYE

UFR SEG, LARES, UGB Saint-Louis

Cheikh-tidiane.ndiaye@ugb.edu.sn

AGRÉGATS MACROÉCONOMIQUES ET FLUCTUATIONS DE L'INVESTISSEMENT : L'EXEMPLE DES PAYS DE L'UEMOA

Résumé : Cet article propose une évaluation de l'impact de l'évolution des agrégats macroéconomiques sur l'investissement des pays de l'UEMOA. L'étude s'appuie sur une modélisation structurelle à composantes inobservables susceptible de faire ressortir les liens entre l'investissement et les variables macroéconomiques. Les résultats suggèrent la récurrence des chocs négatifs sur l'investissement. Les agrégats macroéconomiques (PIB, Inflation, Epargne), exercent ainsi un comportement pro-cyclique sur l'investissement. Par contre, le solde budgétaire est contra-cyclique suivant les phases du cycle de l'investissement. L'investissement productif devrait être une priorité des politiques budgétaires nationales dans les pays membres de l'union pour un développement économique soutenable.

Mots-clés : investissement, fluctuation, cycle, UEMOA.

JEL Classification : E21, E22, E30, E31, E32.

MACROECONOMIC AGGREGATES AND INVESTMENT FLUCTUATIONS: THE EXAMPLE OF WAEMU COUNTRIES

Abstract : This article provides an assessment of the impact of changes in macroeconomic aggregates on the investment of the WAEMU countries. The study is based on structural modeling of unobserved components likely to highlight the links between investment and macroeconomic variables. The results suggest the recurrence of negative impacts on investment. Macroeconomic aggregates (GDP, inflation, savings) exert a pro-cyclical behavior on the investment. On the other hand, fiscal balance is countercyclical following the different phases of investment cycle. Business investment should be a priority of national fiscal policies in the member countries of the Union for sustainable economic development.

Keywords : investment, fluctuation, cycle, WAEMU.

Introduction

Les caractéristiques du cycle économique sont liées par la dynamique des variables qui sont responsables de la transmission des impulsions dans les différents secteurs de l'économie. Ainsi, l'identification et la caractérisation du cycle passent nécessairement par une description de la dynamique des principaux agrégats macroéconomiques. Cette description permet d'entrevoir les coûts en bien-être des fluctuations qui demeurent la résultante de la dynamique oscillatoire ou aperiodique des composantes de l'économie.

L'origine des fluctuations macroéconomiques a occupé une large part dans la littérature économique et l'investissement a souvent été indiqué comme l'une des principales sources de ces fluctuations. Dans les pays en développement, les fluctuations macroéconomiques résultent de la combinaison de facteurs ayant un lien direct avec l'investissement. Celui-ci est générateur d'instabilités macroéconomiques qui peuvent occasionner des coûts sociaux relatifs à l'aversion au risque des agents économiques et aux effets nuisibles sur la croissance des revenus et le niveau de développement. Ainsi, elles ont des répercussions néfastes sur la croissance de la production et la consommation consécutives à une volatilité très accentuée. Par conséquent, les pertes en bien-être de l'accroissement de la volatilité de la production et surtout de la consommation peuvent réellement être substantielles. La production implique un processus qui se déroule dans le temps et tributaire des facteurs de production comme l'investissement. Or, un sentier de croissance est fortement marqué par des irrégularités ou des successions de phases d'expansion, de crise, de dépression et de reprise.

Les fluctuations macroéconomiques peuvent occasionner des changements dans la structure productive et induire ainsi des variations inattendues dans la dynamique de l'investissement. Par ailleurs, l'état du système financier permet aussi d'entrevoir la dynamique de l'investissement, et par voie de conséquence, la nature des fluctuations macroéconomiques. Les rigidités financières ciblées dans la zone UEMOA peuvent modifier sensiblement le volume d'investissement et cela pèse sur les performances macroéconomiques.

L'étude part de l'hypothèse selon laquelle l'évolution des agrégats macroéconomiques contribue à expliquer l'instabilité de l'investissement. En effet, les contraintes de crédit dans la zone sont à l'origine de distorsions importantes susceptibles de générer des fluctuations cycliques. L'analyse des mécanismes de transmission de la volatilité de l'investissement et des fluctuations macroéconomiques a occasionné un foisonnement des contributions dans la littérature économique. Dans la zone UEMOA, beaucoup d'auteurs se sont intéressés à la relation entre l'investissement et la croissance, mais les travaux qui se sont intéressés à la dynamique de l'investissement face à l'évolution des agrégats macroéconomiques sont quasi inexistantes

dans la zone. Cet article tente de combler cette limite en se proposant d'analyser la dynamique de l'investissement.

Cet article portant sur l'investissement et les agrégats macroéconomiques est composé de quatre sections. La première mène une analyse de l'évolution des principaux agrégats macroéconomique. La seconde présente une brève revue de la littérature. La troisième procède à la formalisation du modèle et la discussion des résultats. La quatrième section termine l'article par une conclusion et les recommandations de politiques économiques.

1. Analyse de l'évolution des principaux agrégats macroéconomiques

L'étude des phénomènes à l'origine des fluctuations macroéconomiques dans la zone UEMOA nécessite l'analyse du comportement de certaines variables importantes dans l'équilibre macroéconomique. Dans cette optique, l'étude de l'évolution des variables comme le PIB, l'épargne domestique, l'investissement, l'inflation ainsi que le solde budgétaire sera l'objet de cette section.

1.1. Le Produit Intérieur Brut (PIB)

Le PIB permet de mesurer les performances économiques d'un pays ou d'un groupe de pays sur une période donnée. C'est un indicateur de premier plan et ses fluctuations renseignent sur la situation macroéconomique d'un pays. Dans la zone UEMOA, le PIB a plus que triplé entre 1972 et l'année 2013. L'analyse de la trajectoire du PIB fait ressortir trois phases de croissance et deux périodes relativement marquées par l'instabilité comme le montre la figure 1 ci dessous.

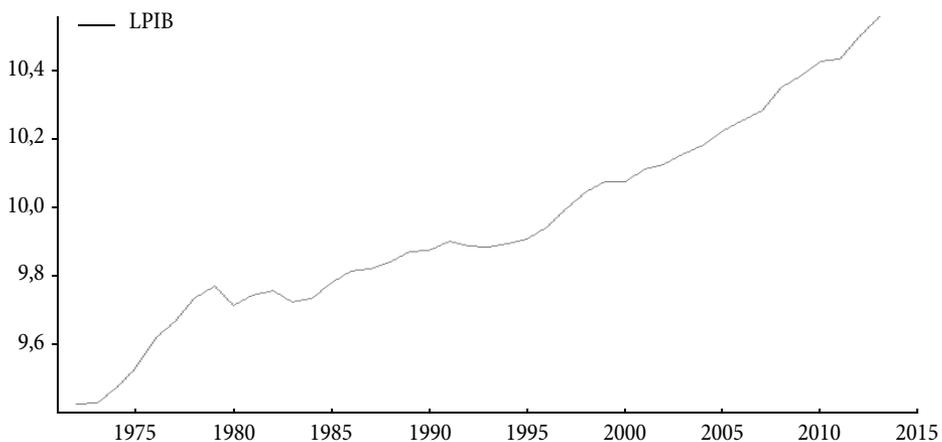


Figure 1 : Evolution du PIB de l'UEMOA

La figure 1 fait donc ressortir les deux périodes d'instabilité allant respectivement de 1980 à 1984 puis de 1992 à 1994. Cette première phase est marquée par la crise économique qui a touché les pays de la zone franc plus particulièrement ceux de l'UEMOA. En effet, la détérioration des termes de l'échange, la baisse des recettes gouvernementales et de la production conjuguées aux difficultés du système bancaire a accentué la fragilité de l'environnement macroéconomique. Les chocs externes survenus vers la fin des années 1970 ont également contribué à ralentir voire baisser la croissance. La deuxième phase a vu les pays de la zone faire face à d'énormes difficultés économiques et financières aboutissant à un changement de parité du FCFA en 1994. En plus, plusieurs réformes, notamment institutionnelles et financières, venaient d'être mises en œuvre. A cela s'ajoute, la crise économique qui affectait l'économie européenne et la France en particulier. Cette baisse de la production peut donc être considérée comme la conséquence à court terme de tous ces chocs. A la suite du changement de parité, la tendance du PIB est régulièrement à la hausse grâce notamment au redressement de l'activité économique dans l'Union.

1.1.1. L'épargne intérieure

L'épargne occupe une place importante dans la théorie économique. Son niveau peut donner une indication sur le niveau de développement d'un pays. En effet, les pays à haut revenu arrivent à collecter un volume d'épargne plus conséquent. Les pays en développement, notamment ceux de l'UEMOA, sont par contre confrontés au problème de l'insuffisance de l'épargne qui est un frein à l'investissement interne. Le volume d'épargne collecté au sein de l'Union continue d'augmenter à un rythme irrégulier et le niveau faible des taux créditeurs n'encourage pas les populations à épargner. La faible bancarisation contribue également à limiter la progression de l'épargne.

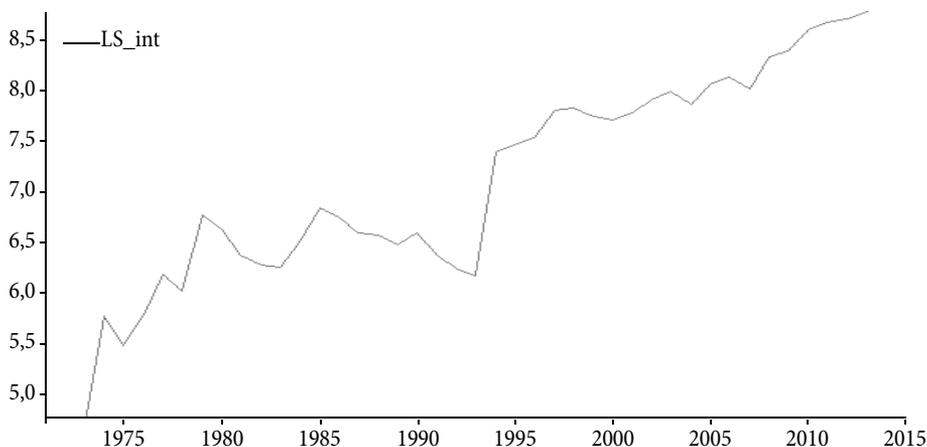


Figure 2 : Evolution de l'épargne domestique en zone UEMOA

En observant la figure 2, nous remarquons une hausse assez mouvementée de l'épargne intérieure durant la décennie 1970. Cette hausse est suivie par une « stagnation » entre 1980 et 1994. Plusieurs chocs ont frappé les économies de l'union durant cette période. Le début des années 1980 est marqué par la crise économique et donc le repli progressif dans l'évolution de plusieurs agrégats macroéconomiques. La contraction de l'épargne peut être considérée comme l'une des conséquences de la crise bancaire qui commençait à s'annoncer dans la zone. Vers la fin de la décennie 1980, plusieurs réformes sont enclenchées pour redynamiser l'activité économique. Dans cette optique, la libéralisation des conditions de banques conjuguée à la dévaluation du franc CFA sera déterminante dans l'optique d'accroître l'épargne domestique. Elle reste cependant largement insuffisante compte tenu des besoins de financement des économies de l'union.

1.2. L'investissement

La littérature économique a vu l'investissement jouer un grand rôle à la fois pour les keynésiens et les classiques. La promotion de l'investissement est donc l'un des grands défis des pays en développement. En effet, pour ces pays qui aspirent à atteindre les objectifs de développement, l'accroissement soutenu du stock de capital productif est un impératif. Cependant, attirer les capitaux dépend de plusieurs facteurs qui font que le niveau d'investissement d'une période à l'autre est très fluctuant. Ces pays, en particulier ceux de la zone UEMOA, sont confrontés au problème du manque d'investissement dont l'évolution est retracée par la figure 3 ci-dessous.

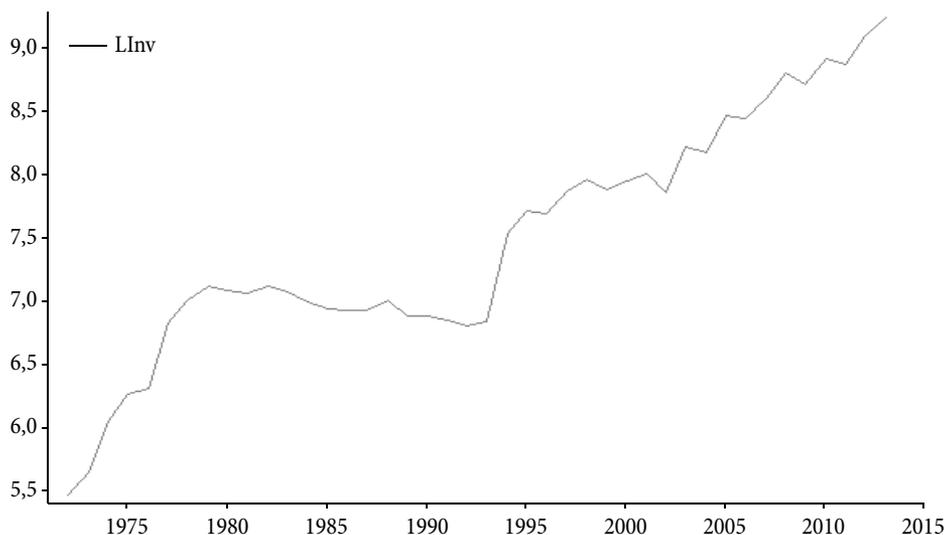


Figure 3 : Investissement dans la zone UEMOA

Depuis le début des années 1970, l'investissement a connu une progression importante dans la zone. Elle a cependant été marquée par une période relativement longue de stagnation voire de légère baisse. Au début des années 1980 jusqu'à la dévaluation, la tendance de l'investissement était plutôt baissière et cela tient à plusieurs facteurs. La crise économique mais aussi les défaillances du système bancaire qui ont été coûteuses à la fois pour les gouvernements, pour les entreprises mais également pour les ménages. Cette période correspond également à la « stagnation » de l'épargne qui est un facteur important pour l'accumulation du capital. Le financement des opérations d'investissement était devenu très difficile car les mauvais crédits étaient de plus en plus importants. Après la dévaluation, la tendance est revenue à la hausse avec notamment une conjoncture économique plus favorable.

1.3. L'inflation

L'inflation est définie comme une hausse généralisée et durable du niveau général des prix. Son maintien à un niveau stable constitue l'un des principaux objectifs de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). C'est un déterminant important de la croissance car sa volatilité a un impact certain sur l'activité économique. Elle est mesurée par la variation de l'indice des prix à la consommation.

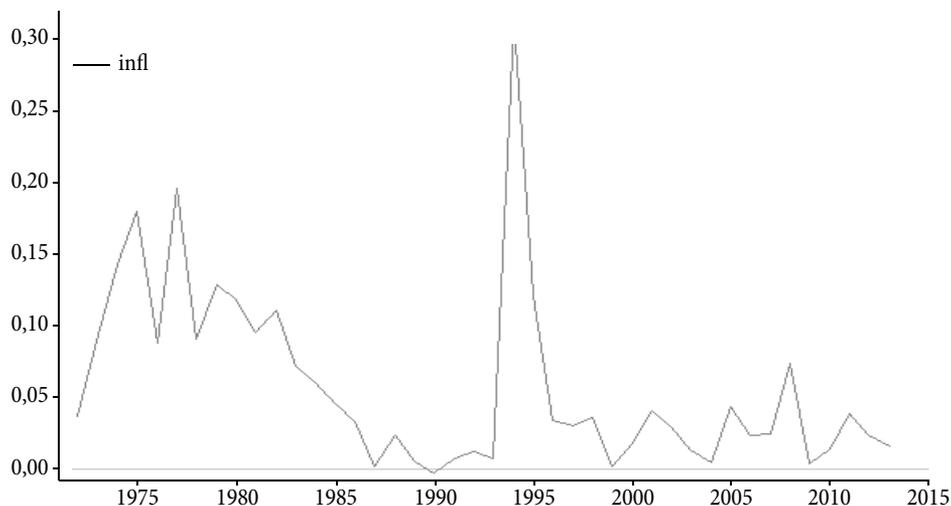


Figure 4 : Evolution du taux d'inflation dans l'UEMOA

La figure 4 ci-dessus montre une évolution très volatile de l'inflation dans la zone UEMOA. Entre 1973 et 1984, le taux d'inflation s'est maintenu au dessus de 6% avec un maximum de 19,6%. Comme dans la plupart des pays en développement, les deux chocs pétroliers sont en grande partie responsables de cette conjoncture

défavorable. La politique monétaire expansionniste de la BCEAO a également contribué à la hausse des prix dans la zone. La décennie suivante est marquée par une maîtrise relative des risques inflationnistes. En 1994, suite aux difficultés économiques les pays de l'Union aboutissant au changement de parité du FCFA, le taux d'inflation a atteint un niveau record à plus de 31%. L'inflation s'est de nouveau stabilisée en dessous de 5% à partir de 1996 excepté l'année 2008 où elle a atteint 7,4% à cause notamment de la flambée du prix du baril de pétrole.

1.4. Le solde budgétaire

Le solde budgétaire traduit la situation des finances publiques d'un pays en mesurant l'écart absolu entre les recettes et les dépenses d'un budget. La figure 5 montre l'évolution du solde budgétaire de la zone UEMOA.



Figure 5 : Le solde budgétaire de la zone UEMOA

L'examen de la courbe du solde budgétaire fait apparaître plusieurs périodes distinctes. Le solde est resté négatif pendant une longue période (1972–1993) traduisant une détérioration récurrente des finances publiques. Cette période coïncide avec les deux chocs pétroliers impliquant une forte inflation. De plus, la crise économique et bancaire dans la zone a occasionné de nombreuses dépenses pour limiter les effets néfastes et dans le même temps, les recettes fiscales sont assez faibles. Après une légère amélioration du solde devenu positif en 1994, le déficit s'est de nouveau accentué à la suite de la dévaluation du Franc CFA et la réduction des contraintes financières (1995–2005). En effet, cela a augmenté le service de la dette résultant de la hausse drastique de l'encours de la dette. Cependant, la situation s'est nettement améliorée avec l'initiative PPTE lancée en 1996 pour alléger le

poids de la dette des pays pauvres très endettés mais le solde reste déficitaire. En 2006, grâce aux performances macroéconomiques réalisées dans l'Union et suite à l'allègement de la dette multilatérale (IADM) dans la zone le solde redevient positif. A partir de 2007, le solde s'est encore détérioré traduisant les difficultés que rencontraient les pays de la zone pour maîtriser les dépenses engagées. L'élargissement de l'assiette fiscale conjugué à l'assainissement progressif des finances publiques, entre autres, devraient permettre la génération de ressources pour le financement de l'investissement productif.

L'analyse des principaux agrégats macroéconomiques de la zone UEMOA fait ressortir des phénomènes de comouvement du PIB, de l'épargne domestique et de l'investissement. En effet, il y a beaucoup de similitudes dans l'évolution de ces trois variables. Ce qui peut traduire une corrélation très étroite entre elles. Nous avons également constaté une grande sensibilité des économies aux chocs. Ainsi, le deuxième choc pétrolier et la crise qui a frappé la zone ont considérablement ralenti la croissance de la production, de l'épargne intérieure mais aussi de l'investissement. Parallèlement, le taux d'inflation est resté à un niveau très élevé jusqu'au milieu des années 1980 tandis que le déficit du solde budgétaire s'est accentué. Le changement de parité intervenu en 1994 a marqué une nouvelle dynamique dans l'évolution de ces variables. L'inflation a atteint un niveau record cette année là mais s'est ensuite régulièrement maintenue en dessous des 5%. En dehors des années 1994 (dévaluation) et 2006 (IADM), le solde budgétaire est systématiquement déficitaire. Les autres grandeurs ont repris leur dynamique de croissance après la dévaluation.

2. Revue de littérature

Depuis le début du siècle dernier, les fluctuations macroéconomiques et les phénomènes qui les génèrent ont pris plus d'ampleur dans la littérature économique. En effet, l'économie mondiale a subi plusieurs chocs, à la fois économiques et politiques, qui ont eu de grandes conséquences sur la stabilité macroéconomique internationale.

Les débats sur l'investissement et ses implications occupent une large place dans la théorie économique. La volatilité dans le temps des dépenses d'investissement est, en effet, la principale composante des cycles économiques de court terme de Epaulard (2001). Toujours selon elle, toutes les théories de la croissance, comme les travaux empiriques, placent les dépenses d'investissement au cœur du phénomène de croissance économique. Elles ont un impact direct via les dépenses publiques en infrastructure ou indirect avec l'accumulation du capital humain (dépenses d'éducation et de santé). Ces conclusions font ressortir implicitement les phénomènes de comouvements durant les cycles. Les fluctuations de l'investissement entraînent également des variations plus ou moins marquées de différentes variables macroéconomiques. Rosenwald (1999) nous dit que l'étude de l'investissement est

fondamentale pour la compréhension de l'activité économique. Sa forte volatilité participe aux fluctuations de l'économie de manière certaine et son impact à court terme sur la demande totale et à long terme sur l'offre totale en font une variable significative de l'économie. Cela nous ramène à des points de vue très importants de la littérature économique sur l'investissement. L'approche keynésienne, d'une part, nous dit que l'investissement est la composante la plus dynamique de la demande effective et qu'en période de sous-emploi, une politique de relance de la demande par l'investissement permet d'atteindre le plein emploi. Et inversement, en situation de plein-emploi avec des tensions inflationnistes croissantes, la réduction des flux d'investissement est également une bonne option. Toutefois, d'après la nouvelle économie keynésienne, il peut subsister une incertitude économique au moment de la détermination de la demande effective par les entrepreneurs. Cette incertitude est liée à l'absence de marchés d'assurance contre les méventes, autrement dit, les entrepreneurs ne peuvent pas couvrir le risque d'un rationnement lors de la mise en vente de leur production que l'incertitude existe (Ventelou 2011). D'autre part, l'analyse néoclassique trouve que l'investissement affecte la croissance en renforçant les capacités de production et en modernisant l'appareil productif.

Serven et Solimano (1992) ont essayé d'analyser, à travers la littérature, les interactions entre les politiques macroéconomiques, l'ajustement structurel et l'investissement privé dans certains pays en développement. Il en est ressorti que la baisse de l'investissement dans ces pays est liée à plusieurs facteurs. En premier lieu, le recul de l'épargne extérieure ne s'est pas accompagné d'une croissance de l'épargne domestique. En second lieu, la détérioration des conditions budgétaires¹ a conduit à des mesures d'ajustement budgétaire qui, dans la plupart des cas, s'est traduit par un recul de l'investissement public. En troisième lieu, ils affirment que l'instabilité macroéconomique liée aux chocs exogènes limite l'essor de l'investissement privé. En quatrième et dernière lieu, ils mettent en avant le surplomb de la dette qui, à travers une taxe tacite sur la production future, décourage les investisseurs potentiels. Des résultats similaires sont obtenus par Fatas et Summers (2016) qui soutiennent que face à l'augmentation de la dette publique, bon nombre de pays se sont engagés dans des consolidations budgétaires qui ont eu un impact négatif sur les taux de croissance. En effet, le surplomb de la dette représente une contrainte non négligeable pour solliciter des prêts sur les marchés de capitaux internationaux. Ponty (2005) rajoute que, dans la zone UEMOA, le niveau d'endettement atteint est souvent non soutenable et conduit à des effets d'éviction. En amont, il explique que les contraintes en devise et les difficultés à importer des biens d'équipement peuvent limiter l'investissement privé. Ces limites peuvent être réduites grâce à l'endettement extérieur qui a un effet positif sur l'investissement privé. Cependant, le

¹ Cette détérioration est due à la baisse des prêts internationaux, le niveau élevé des taux d'intérêt domestique et l'accélération de l'inflation.

secteur privé bénéficie assez peu des prêts internationaux et l'Etat non plus sollicite très peu les marchés internationaux.

Dans la théorie économique, l'investissement est également très présent dans les modèles de croissance et les modèles accélérateur-multiplicateur. Ces derniers modèles, d'abord introduit par Samuelson (cité dans Puu, Gardini et Sushko 2005) et développés par Hicks (cité dans Puu, Gardini et Sushko 2005), ont connu beaucoup de succès dans la théorie des cycles économiques. Biederman (1993) a essayé d'explorer l'existence d'une relation entre la théorie du revenu permanent et la stabilité de long terme de la production nominale en utilisant le modèle accélérateur-multiplicateur d'origine de Samuelson combiné à une fonction de consommation. Il montre que le comportement asymptotique de la production change considérablement lorsque les spécifications de la consommation et de l'investissement sont modifiées. Puu, Gardini et Sushko (2005) affirment, grâce à un modèle accélérateur-multiplicateur Hicksien, que l'omission du plafond conjuguée à l'introduction d'un facteur de dépréciation lié au stock de capital change le niveau du plancher. Cela crée ainsi des oscillations d'amplitude grandissante autour des tendances croissantes du revenu et du capital. De plus, l'utilisation de cette méthode leur a fourni une synthèse entre la théorie de la croissance et la théorie des cycles économiques.

Avec un modèle de type Kydland et Prescott (cité dans Rebelo 2005), par rapport à la production, la consommation est moins volatile, l'investissement a une volatilité trois fois supérieure tandis que la quantité de travail a un trend assez similaire. De plus, toutes ces variables macroéconomiques sont fortement procycliques avec une corrélation forte et simultanée avec la production. Dans son étude, Rebelo (2005) oppose également les chocs technologiques à l'investissement spécifique pour le progrès technologique. Il apparaît qu'un choc technologique positif, dans un modèle standard des cycles économiques, conduit à une plus grande productivité du travail et du capital existant. Par contre, la deuxième option n'a pas d'impact sur la productivité des anciens biens d'équipement. Elle rend plutôt les nouveaux biens d'équipement plus productifs ou moins coûteux, augmentant ainsi le retour réel sur investissement.

De nombreux travaux de recherche ont tenté d'illustrer empiriquement le rôle de l'investissement dans l'évolution des cycles économiques. Greenwood et Hercowitz (1986), étudient les conséquences macroéconomiques des chocs sur l'investissement dans un cadre où la décision d'investissement affecte le taux d'utilisation optimal du stock de capital déjà existant. Les résultats montrent que le taux d'utilisation des capacités de production peut être très important pour la compréhension des cycles. C'est un canal par lequel les chocs sur l'investissement génèrent un taux d'utilisation supérieur du stock de capital existant, d'où une hausse de la demande de travail. Ce mécanisme est cependant en contradiction avec l'effet de substitution intertemporel de l'offre de travail. Blackley (2000) estime pour sa part que les

changements dans le taux d'investissement aux Etats Unis constituent la principale source des fluctuations des dépenses agrégées.

Une série de travaux récents s'est intéressée à l'efficacité marginale de l'investissement comme étant une composante importante des fluctuations économiques. Furlanetto et Seneca (2014) montrent que l'effet de richesse sur l'offre de travail est en grande partie sans importance pour les dynamiques macroéconomiques, alors que le degré de complémentarité au sens d'Edgeworth entre la consommation et la quantité de travail est une clé pour obtenir les comouvements macroéconomiques. En effet, à la suite d'un choc sur l'efficacité marginale de l'investissement, la consommation déclinera suffisamment pour contrebalancer une hausse de l'investissement provoquée par ce choc. Mais, comme les nouveaux investissements augmentent le stock de capital, le nombre de demandes d'emploi changera progressivement, augmentant la quantité de travail, la production et le salaire réel, de plus cela permettra également le redressement de la consommation. Justiniano, Primiceri et Tambalotti (2008), analysent le cycle économique suite à des chocs éventuels sur l'investissement dans le cadre d'un modèle de la nouvelle synthèse néoclassique (NSN). Ils trouvent que les chocs sur l'efficacité marginale de l'investissement sont les principales causes des mouvements de l'output et de l'investissement. La concurrence imparfaite ainsi que les ajustements endogènes sont cruciaux pour la transmission de ces chocs. Les chocs de technologie neutres jouent également un rôle non négligeable dans les fluctuations de la consommation et de la production et sont principalement responsables de leurs comouvements. Par contre les chocs sur l'offre de travail contribuent faiblement au cycle. L'une des principales implications de ces conclusions est que la volatilité estimée des chocs d'investissement est beaucoup plus grande que celle du prix de l'investissement relatif à la consommation. Plus généralement, le secteur de l'investissement, appliqué à l'équation d'Euler notamment, est un moyen important de comprendre les cycles économiques. Dans un autre papier étroitement lié, Justiniano, Primiceri et Tambalotti (2010) explorent de manière plus profonde les sources de fluctuations. Ils fournissent d'abord une analyse plus complète de la contribution des chocs à la variance des variables observables, se concentrant particulièrement sur les fréquences des cycles. Ensuite, ils examinent en détail pourquoi le rôle de l'investissement a été atténué dans Smets et Wouters (cité dans Justiniano, Primiceri et Tambalotti 2010). Enfin, ils analysent les mécanismes économiques qui transforment ces perturbations en éléments moteurs des cycles économiques. Ils trouvent que les chocs sur l'efficacité marginale de l'investissement constituent la principale source de variations dans la quantité de travail, la production et l'investissement. Ces travaux ne prennent cependant pas en compte le système financier. Justiniano, Primiceri et Tambalotti (2011), lèvent cette limite et aboutissent au même résultat sauf que l'impact des chocs sur les variables macroéconomiques est moins important qu'en l'absence de frictions financières.

La littérature économique s'est aussi beaucoup intéressée à la variabilité de l'investissement en présence de rigidités financières. Ainsi, Kaskarelis et Varelas (1996) examinent les implications de l'hypothèse du revenu permanent de Biederman combiné au modèle macroéconomique accélérateur-multiplicateur de Samuelson en introduisant le rationnement du crédit dans la demande d'investissement privé. Les résultats montrent que les modèles de consommation des pays en question pourraient être des déterminants cruciaux pour un développement équilibré. En effet, dans le cas d'un modèle de consommation keynésien, les gouvernements ne peuvent pas restreindre l'offre de crédit au secteur privé sans prendre le risque de déstabiliser l'économie. Par contre, si le modèle est plus proche de la théorie du revenu permanent, les gouvernements pourraient financer leurs déficits en absorbant le crédit avec un risque considérablement plus petit et en même temps, cela produit des effets positifs durables sur la production. Dramani et Laye (2008) montrent que l'introduction de la contrainte sur le crédit domestique provenant des banques au Sénégal, met en évidence des distorsions assez marquées dans l'économie. Elles se manifestent par une poussée inflationniste, une détérioration du climat des affaires, une inhibition des chocs de dépenses publiques et d'investissement privé. Par conséquent, ces effets se traduisent par une compression de l'activité économique.

En outre, Casares et Poutineau (2012) estiment que la combinaison de la contrainte de préfinancement et d'un investissement endogène dans un cadre de nouvelle macroéconomie keynésienne s'avère intéressante pour apprécier les conséquences des chocs financiers et répliquer l'amplitude des pertes d'activité enregistrées aux États-Unis à la suite de la crise de 2008. En effet, en endogénéisant la formation de capital et en soumettant une partie de l'investissement à la disponibilité de liquidités auprès des banques, ils trouvent que cela a des répercussions importantes concernant l'influence de la dynamique du capital sur les fluctuations cycliques. En voulant déterminer lequel des chocs financiers ou technologiques impactent le plus les fluctuations de l'économie U.S., Kaihatsu et Kurozumi (2014) combinent le mécanisme de l'accélérateur financier de Bernanke, Gertler et Gilchrist (cité dans Kaihatsu et Kurozumi) ainsi que deux sortes de chocs financiers dans un modèle DGSE avec quatre autres chocs sur des variables relatives à l'investissement. Les résultats montrent que les chocs sur l'investissement spécifique de technologie neutre conduisent principalement les fluctuations de la croissance et de l'investissement, pendant que le choc sur les primes de financement extérieur joue un rôle important dans les fluctuations de l'investissement. Ce choc a entraîné des baisses substantielles et des hausses brusques consécutives dans les primes de financement extérieur causant des cycles de croissance-récession lors de dernières décennies. Des résultats similaires ont été obtenus par Christiano, Motto et Rostagno (2013) dans une étude basée sur l'économie américaine. Ces auteurs ont utilisé un modèle DSGE standard en prenant en compte un mécanisme d'accélérateur financier pour

affirmer que la volatilité de l'incertitude demeure le choc le plus important du cycle économique. D'autres études intègrent dans le modèle DSGE l'hypothèse d'hystérésis pour mieux expliquer l'efficacité des politiques de demande (monétaire et budgétaire) sur le long terme. A ce propos, Engler et Tervala (2016) soutiennent dans leur étude que le principal avantage de la politique budgétaire accommodante en présence d'hystérésis est de diminuer les dégâts d'une récession au niveau de la productivité à long terme et, par conséquent de la production. Le lien entre la récurrence des récessions et la production à long terme a fait l'objet d'une étude approfondie par Fatas et Summers (2016) qui ont montré que l'hystérésis peut induire un ralentissement temporaire susceptible d'affecter la productivité et la dynamique d'accumulation du capital.

Les causes des fluctuations cycliques continuent de susciter un intérêt certain dans la littérature. Plusieurs travaux théoriques et empiriques, en plus de l'élaboration de modèles très performants, continuent d'enrichir le débat. Notre contribution dans cet article s'inspire de l'approche de Harvey et Koopman (2000) portant sur un modèle structurel à composantes inobservables. Certaines études paramétriques comme celles de Harvey (1985, 1989), Watson (1986), Nelson (1988) et Clark (1988, 1989) ont tenté de critiquer la parfaite corrélation entre les impulsions des composantes tendancielle et transitoires supposée dans la décomposition de Beveridge-Nelson. Cette corrélation explique les répercussions des chocs des variables de l'économie sur les deux composantes (tendance et cycle). Ces auteurs ont surmonté cette limite dans l'approche de Beveridge et Nelson (1981) en imposant l'absence de corrélation entre ces deux composantes et en admettant l'hypothèse selon laquelle la composante tendancielle et celle cyclique sont inobservables (De Brouwer 1998).

3. La Modélisation Structurelle à Composantes Inobservables (MSCI) et discussion des résultats

3.1. Présentation du Modèle Structurel à Composantes Inobservables

Cette approche dans laquelle les composantes tendancielle et cyclique sont inobservables au sens de De Brouwer (1998), présente de nombreux avantages :

Une modélisation en série temporelle dans laquelle l'analyse des racines unitaires et de la stationnarité des séries n'est plus déterminante dans la démarche de modélisation ;

Une séparation précise de toutes les composantes temporelles : tendance, cycle, saison, aléa. Par conséquent, si la série détrendée s'explique pour l'essentiel via le cycle, elle ne se confond pas toujours avec le cycle. A ce titre, selon Harvey (1989) et Koopman et *al.* (2007), aucune méthode n'est plus performante que la MSCI pour extraire les séries saisonnières ajustées, ainsi que les séries « détrendées ».

Une estimation précise de la période des cycles et la possibilité de distinguer pour une même série des cycles de natures différentes en raison de périodes différentes. En effet, en macroéconomie, il existe différents types de cycles allant du plus court au plus long : cycle de stock, d'investissement, du bâtiment, fluctuations infra-longues, cycle long de type Kondratieff.

Un repérage et une caractérisation précis des chocs significatifs à effet persistant (choc sur la tendance) et des chocs non persistants (choc sur la composante aléatoire). Au niveau de la tendance, il est possible d'identifier si le choc affecte le niveau de la série ou sa pente.

Dans une modélisation multivariée, la possibilité de détecter des composantes communes au niveau de la tendance de la série (ce qui sous-entend la cointégration) et des composantes communes au niveau des cycles. On observe trois types de tendances communes : niveau commun des séries, pente commune, niveau et pente communs. Les cycles peuvent donc être similaires entre plusieurs séries si elles partagent un cycle de même période mais avec des amplitudes différentes et des avances-retards entre les cycles des séries. Les cycles peuvent être communs si, en plus d'avoir la même période, ils sont parfaitement synchrones mais se distinguent uniquement par des différences d'amplitude.

Les références mathématiques pour un détail sur la modélisation structurelle à composantes inobservables (MSCI) sont Harvey (1989), Harvey et Trimbur (2003), Koopman et al. (2007). La démarche peut être résumée comme suit :

Un modèle univarié général est spécifié de la façon suivante :

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + v_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec μ_t sa tendance, ψ_t son cycle tels que $(\mu_t + \psi_t)$ soit l'équivalent de y_t^P dans l'approche de BN, γ_t sa saison, v_t une composante autorégressive d'ordre 1 et ε_t l'aléa suivant un bruit blanc, tels que $(\gamma_t + v_t + \varepsilon_t)$ soit l'équivalent de y_t dans l'approche de BN. Néanmoins, contrairement à BN, la MSCI impose l'absence de corrélation entre les différentes composantes. Ceci signifie que les innovations génératrices de toutes les composantes ne sont pas corrélées entre elles. Autrement, l'équivalence entre les deux méthodes ne signifie pas systématiquement une identité stricte entre les composantes équivalentes.

Dans la MSCI, la tendance se décompose de la façon suivante entre un niveau μ_t et une pente β_t :

$$\begin{cases} \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \end{cases} \quad (2)$$

Avec $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$, $\zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$, les innovations respectives sur le niveau et la pente de la tendance.

Les composantes saisonnière et cyclique sont définies de manière récursive. γ_t est la composante saisonnière qui se définit de manière trigonométrique², en notant s la saison :

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{\frac{s}{2}} \gamma_{j,t} \quad (3)$$

où $\gamma_{j,t}$ est un cycle non stationnaire tel que :

$$\begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(\lambda_j) & \sin(\lambda_j) \\ -\sin(\lambda_j) & \cos(\lambda_j) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad (4)$$

avec $\lambda_j = \frac{2\pi \cdot j}{s}$, $1 \leq j \leq \frac{s}{2}$. $(\omega_t, \omega_t^*) \sim N(0, \sigma_\omega^2)$ sont les innovations générant de la saisonnalité.

ψ_t est la composante cyclique.

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho_\psi \cdot \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (5)$$

$(\kappa_t, \kappa_t^*) \sim N(0, \sigma_\kappa^2)$ sont les innovations générant le cycle. $0 \leq \rho_\psi \leq 1$ est le coefficient d'amortissement du cycle. Ce coefficient est un indicateur de la régularité du cycle. Plus il est proche de zéro, plus le cycle est confondu avec la composante aléatoire. Plus il est proche de 1, plus le cycle est parfaitement régulier. $0 < \lambda_c < \pi$ est la fréquence en radians du cycle, donc sa période vaut $\frac{2\pi}{\lambda_c}$. Si $\lambda_c = 0$ ou π le cycle s'assimile à une composante autorégressive.

Harvey et Trimbur (2003) proposent une écriture plus générale du cycle permettant d'obtenir un cycle mieux lissé en éliminant les fluctuations les plus erratiques. Dans ce cas, $\psi_t = \psi_t^{(k)}$ avec k le paramètre de lissage et pour $1 \leq j \leq k$:

$$\begin{bmatrix} \psi_t^{(j)} \\ \psi_t^{*(j)} \end{bmatrix} = \rho_\psi \cdot \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \psi_{t-1}^{(j)} \\ \psi_{t-1}^{*(j)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_t^{(j-1)} \\ \psi_t^{*(j-1)} \end{bmatrix} \quad (6)$$

² Il existe une écriture alternative de la saison sous forme de *dummy*.

avec $\kappa_t^* = \psi_t^{*(0)}$ et $\rho_\psi, \lambda_c, \sigma_\kappa^{2(3)}$. Comme indiqué précédemment, il est possible de considérer plusieurs cycles à l'intérieur d'une même série à condition de considérer des valeurs différentes pour les paramètres $\rho_\psi, \lambda_c, \sigma_\kappa^2$.

$$v_t = \sum_{j=1}^r \varphi_j y_{t-j} \quad (7)$$

avec r l'ordre autorégressif

Toutes les composantes peuvent être définies de manière stochastique ou déterministe, voire absentes notamment pour γ_p, ψ_p, v_t . Par ailleurs des variables explicatives exogènes peuvent être incluses dans le modèle sous une forme autorégressive à l'image de v_t . L'estimation des modèles se fait par le filtre de Kalman. Il est préférable de travailler en données logarithmiques car d'une part, comme d'habitude les coefficients des modèles sont interprétables comme des élasticités et d'autre part, selon Koopman et *al.* (2007) les modèles sont généralement de meilleure qualité.

La modélisation multivariée est une généralisation en modèle SUTSE⁴ de la modélisation univariée expliquée précédemment.

3.2. Estimation du modèle et discussion des résultats

L'analyse économétrique s'appuie sur une régression structurelle en composantes inobservables. La période retenue qui s'étend de 1971 à 2013 concerne des données agrégées de l'UEMOA. Les variables introduites dans les estimations sont le produit intérieur brut, l'indice des prix à la consommation, le solde budgétaire, l'épargne intérieure, une variable indicatrice et les éventuels chocs majeurs intervenus sur le rythme d'évolution de l'investissement.

Les résultats de l'estimation présentés dans le tableau 1 permettent de mettre en évidence un modèle avec comme variable dépendante la dynamique fluctuante de l'investissement. L'analyse des résultats montre que les fluctuations de l'investissement peuvent être expliquées par l'évolution des principales variables macroéconomiques telles que le produit intérieur brut, l'indice des prix à la consommation, l'épargne intérieure. Les fluctuations de ces variables agrégées demeurent la résultante de l'instabilité de l'investissement dans la zone UEMOA. Le signe négatif du coefficient du solde budgétaire indique la capacité pour cette variable de jouer une action contra-cyclique suivant les phases du cycle de l'investissement.

Les différents chocs négatifs répertoriés sur les composantes de l'investissement concernent les années 1976, 1978 et 2002. Pour les chocs de la fin des années 70, il est assez difficile d'en déduire les causes exactes, car durant cette période

³ Selon une logique similaire, il est possible de lisser une tendance.

⁴ *Structural Seemingly Unrelated Time Series Equations*.

l'économie de la zone se portait relativement bien et le niveau d'investissement a doublé sur cette période. Au vu de la situation, la dégradation des conditions budgétaires et la pression inflationniste peuvent être à l'origine des chocs de 1976 et 1978.

Dans les années 1970, l'investissement en zone UEMOA est surtout le fait des gouvernements et est essentiellement tourné vers l'agriculture. La part de la production nationale destinée à la consommation locale est très faible. Les cours des matières premières destinées à l'exportation augmentaient pendant que les pays de l'union contractaient des emprunts à des taux très bas, pour financer les importations (majoritairement destinées à la consommation) et faire face à la facture pétrolière. La dette contractée n'a donc pas servi à financer les investissements productifs générateurs de recettes, induisant ainsi une détérioration progressive du solde budgétaire. Lorsque l'endettement ne permet pas de renforcer le capital productif, ou même d'augmenter le rendement du capital existant, il devient néfaste pour la croissance car il décourage les investissements. En définitive, cet endettement a plus favorisé la dégradation des finances publiques que l'augmentation de la productivité du capital. En outre, le taux d'inflation est passé de 3,6% à 18% entre 1972 et 1975, atteignant son plus haut niveau en 1977 avec 19%. Cela peut également être un argument pour expliquer ces chocs négatifs, dans la mesure où, une forte inflation diminue les perspectives de profit pour les investisseurs. Conjugués à d'autres facteurs (deuxième choc pétrolier, explosion de la dette, conjoncture internationale défavorable, faillites bancaires...), les chocs négatifs sur l'investissement ont conduit à une stagnation puis à une récession dans l'union pendant la décennie 1980 et au début des années 1990.

L'année 2002 est par contre marquée par la chute du niveau de l'investissement dans la zone. Le taux d'investissement a baissé dans tous les pays membres de l'union, tout comme le taux d'épargne. Plusieurs raisons peuvent être avancées comme étant à l'origine de cette baisse. La hausse de l'inflation notée en 2001, la crise ivoirienne intervenue au troisième trimestre de l'année 2002, le repli de l'activité. Quelques éléments extérieurs ont également joué un rôle dans ces perturbations. En effet, ce choc est intervenu à un moment où l'économie mondiale connaît un ralentissement à cause notamment d'une hausse des prix du pétrole faisant suite à la guerre en Irak. Cela a créé la panique dans les marchés boursiers et instauré l'incertitude autour de l'environnement économique et financier international. Parallèlement, nous avons noté une baisse des flux d'IDE à destination des pays de l'UEMOA.

Tableau 1. Résultat de l'estimation

Investissement				
Variable Dépendante				
<i>Tendance</i>	Niveau stochastique			
	Pente Stochastique			
	Paramètre de lissage = 1			
<i>Cycle</i>	Période = 12,6771 années			
	Facteur d'amortissement = 0,9999			
	Paramètre de lissage = 1			
<i>Interventions</i>	<i>Date</i>	<i>Coefficient</i>	<i>RMSE</i>	<i>Prob</i>
Choc sur la partie irrégulière	1976	-0,2132	0,0504	0,0002
Choc sur la pente	1978	-0,1843	0,0428	0,0002
Choc sur la partie irrégulière	2002	-0,2696	0,0496	0,0000
Choc sur la partie irrégulière	2010	0,1588	0,0513	0,0041
<i>Variables exogènes</i>		<i>Coefficient</i>	<i>RMSE</i>	<i>Prob</i>
<i>Produit Intérieur Brut</i>		0,86549	0,4694	0,0748
<i>IPC</i>		0,0335	0,0059	0,0000
<i>Solde budgétaire</i>		-0,0007	0,0000	0,0125
<i>Epargne Intérieure</i>		0,1172	0,0486	0,0219
<i>Dummy = 1994</i>		0,1414	0,0632	0,0324
Qualité de l'estimation				
<i>Vitesse de Convergence</i>	Forte			
<i>Log-vraisemblance</i>	68,9551			
<i>Normalité</i>	0,7981			
<i>Durbin Watson</i>	1,7823			
<i>R²</i>	0.9968			

Conclusion et recommandation de politique économique

Le présent travail propose une analyse empirique de l'impact de l'évolution des principaux agrégats macroéconomiques sur les fluctuations de l'investissement des pays de l'UEMOA. Les résultats suggèrent la persistance accentuée des chocs sur l'investissement dans les pays de l'union. De même, l'investissement suit la dynamique des variables macroéconomiques comme le PIB, l'IPC et l'épargne. Ils

rèvent également le comportement contra-cyclique des politiques budgétaires nationales suivant les différentes phases du cycle de l'investissement. La récurrence des chocs sur l'investissement montre le caractère vulnérable des pays de l'union qui sont exposés aux multiples aléas subordonnés à l'investissement.

Les politiques économiques devraient être orientées vers des objectifs macroéconomiques de stabilisation jugés prioritaires selon les phases du cycle de l'investissement. D'autres variables macroéconomiques comme l'épargne devrait pouvoir jouer une action contra-cyclique face aux retournements de conjoncture de l'investissement.

Bibliographie

- Beveridge, S. et C.R. Nelson, 1981, *A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series Into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle*, *Journal of Monetary Economics* 7, pp. 151–174.
- Biederman, D.K., 1993, *Permanent Income and Long-Run Stability in the Generalized Multiplier/Accelerator Model*, *Journal of Macroeconomics*, vol. 15, no. 2, 249–272.
- Blackley, P.R., 2000, *Sources of Sectoral Fluctuations in Business Fixed Investment*, *Journal of Economics and Business*, 52, pp. 473–484.
- Casares, M., Poutineau, J.C., 2012, *Investissement, Contraintes Financières et Fluctuations Macroéconomiques*, *Revue économique*, 5 vol. N° 63, 935–951.
- Christiano, L., Motto, R., Rostagno, M., 2013, *Risk shocks*, National Bureau of Economic Research, Working Paper series N°18682.
- Clark, P. K., 1988, *Nearly Redundant Parameters and Measures of Persistence in Economic Time Series*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, no. 12, pp. 447–461.
- Clark, P.K., 1989, *Trend Reversion in Real Output and Unemployment*, *Journal of Econometrics*, no. 40, pp. 15–32.
- De Brouwer, G., 1998, *Estimating Output Gaps*, Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, no. 9809.
- Dramani L., Laye, O., 2008, *Les déterminants de l'investissement privé au Sénégal : Une Approche V.A.R Structurel*, ANSD.
- Engler, P., Tervala, J., 2016, *Hysteresis and Fiscal Policy*, DIW Berlin.
- Epaulard, A., 2001, *À la recherche des déterminants de l'investissement des entreprises*, *Économie et statistique*, no. 341–342.
- Fatas, A., Summers, L.H., 2016, *Hysteresis and Fiscal Policy During the Global Crisis*, available at <http://voxeu.org/article/hysteresis-and-fiscal-policy-during-global-crisis> (accès : october 19).
- Furlanetto, F., Seneca, M., 2014, *Investment Shocks and Consumption*, *European Economic Review*, 66, pp. 111–126.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., 1986, *Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle*, Institute for International Economic Studies, Seminar Paper N°357.

- Harvey, A.C., 1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A.C., 1985, *Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series*, Journal of Business and Economic Statistics, American Statistical Association, vol. 3(3), pp. 216–27.
- Harvey, A.C., Koopman, S.J., 2000, *Signal Extraction and the Formulation of Unobserved Components Models*, Econometrics Journal, no. 3, pp. 84–107.
- Harvey, A.C., Trimbur, T.M., 2003, *General Model-Based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series*, The Review of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 85(2), pp. 244–255.
- Hicks, J.R., 1950, *A Contribution to the Theory of the Trade Cycle*, Oxford University Press, Oxford.
- Justiniano, A., Primiceri, G.E., Tambalotti, A., 2008, *Investment Shocks and Business Cycles*, Working Paper, Federal Reserve Bank of Chicago, no. 12.
- Justiniano, A., Primiceri, G.E., Tambalotti, A., 2010, *Investment Shocks and Business Cycles*, Journal of Monetary Economics, no. 57, pp. 132–145.
- Justiniano, A., Primiceri, G.E., Tambalotti, A., 2011, *Investment Shocks and the Relative Price of Investment*, Review of Economic Dynamics, no. 14, pp. 102–121.
- Kaihatsu, S., Kurozumi, T., 2014, *Sources of Business Fluctuations: Financial or Technology Shocks?*, Review of Economic Dynamics, no. 17, pp. 224–242.
- Kaskarelis, I.A., Varelas, E.G., 1996, *Permanent Income and Credit Rationing in the Open Economy Multiplier-Accelerator Model: An Exercise for the Developing Countries Case*, Journal of Macroeconomics, vol. 18, no. 3, pp. 531–549.
- Koopman, S.J., Harvey, A.C., Doornik, J.A., Shephard, N., 2009, *STAMP 8.2 : Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, Timberlake Consultants Ltd., London.
- Koopman, S.J., 2007, *STAMP 8.2 : Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, Timberlake Consultants Ltd.
- Nelson, C.R., 1988, *Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of Time Series with a Unit Root*, Journal of Economic and Dynamics and Control, no. 12, pp. 475–488.
- Ponty, N., 2005, *Un modèle macrodynamique des économies des pays membres de l'UEMOA : MADYN*, Centre d'économie et du développement, IFRéDe-GRES-Université Bordeaux IV, Document de travail, DT/118.
- Puu, T., Gardini, L., Sushko, I. 2005, *A Hicksian Multiplier-accelerator Model with Floor Determined by Capital Stock*, Journal of Economic Behavior & Organization, vol. 56, pp. 331–348.
- Rebelo, S., 2005, *Real Business Cycle Models: Past, Present and Futur*, The Scandinavian Journal of Economics, vol. 107, no. 2, pp. 217–238.
- Rosenwald, F., 1999, *L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement*, INSEE, Document de travail, G9907.
- Serven, L., Solimano, A., 1992 *Private Investment and Macroeconomic Adjustment: A Survey*, The World Bank Research Observer, vol. 7, no. 1, pp. 95–114.
- Smets, F., Wouters, R., 2007, *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian Approach*, American Economic Review, 97 (3), pp. 586–606.
- Ventelou, B., 2011, *La pensée économique contemporaine*, cahiers français no. 363, pp. 8–13.
- Watson, M.W., 1986, *Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends*, Journal of Monetary Economics, no. 18, pp. 49–75.

OUSMANE MARIKO

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Bamako, Chercheur invité au Centre de Recherche en Economie de Grenoble (CREG)

MAHAMADOU BEÏDALY SANGARE

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako

Auteur correspondant : Ousmane Mariko, ousmariko@yahoo.fr

**ANALYSE DES IMPACTS DE LA MIGRATION ET DES
TRANSFERTS DE FONDS SUR LES COMMUNAUTÉS
D'ORIGINE DES MIGRANTS AU MALI : CAS DU
CERCLE DE YÉLÉMANÉ**

Résumé : La présente étude cherche à examiner l'impact de la migration et des transferts de fonds sur les communautés d'origine des migrants. Cela à partir d'un modèle d'équations simultanées inspiré de la théorie de la nouvelle économie de la migration du travail (NEMT), en utilisant les données d'une enquête ménage réalisée en 2014 sur 160 ménages dans 9 villages du cercle de Yélémané qui est une des principales zones de départ des migrants maliens. L'étude a montré que le nombre de migrants et la production agricole sont négativement corrélés. Par contre les transferts de fonds ont un impact positif sur la production agricole et non agricole. Outre leurs effets positifs sur les investissements productifs et sur la capacité d'adoption des technologies à forte intensité de capital, les transferts de fonds agissent positivement et significativement sur les dépenses alimentaires, de santé et d'éducation des ménages qui en bénéficient. Ces résultats montrent que les transferts de fonds issus de la migration contribuent fortement à l'amélioration des conditions de vie des familles d'origine des migrants dans cette zone.

Mots-clés : migration, transferts de fonds, NEMT, modèle d'équations simultanées, Mali.

JEL Classification : J6, J80, J15.

ANALYSIS OF THE IMPACT OF MIGRATION AND REMITTANCES ON THE COMMUNITIES OF ORIGIN OF MIGRANTS IN MALI: THE CASE OF THE LOCALITY OF YÉLÉMANÉ

Abstract: This study seeks to examine the impact of migration and remittances on the communities of origin of migrants. This is based on a model of simultaneous equations inspired by the theory of the new economy of labor migration (NEMT), using data from a survey carried out in 2014 on 160 households in 9 villages of the locality of Yélémané which is one of the main areas of departure for Malian migrants. The study showed that the number of migrants and agricultural production are negatively correlated. On the other hand, remittances have a positive impact on agricultural and non-agricultural production. In addition to their positive effects on productive investment and the ability to adopt capital-intensive technologies, remittances have a positive and significant effect on the food, health and education expenditures of households benefiting from them. These results show that remittances from migration contribute significantly to improving the living conditions of migrant families in this area.

Keywords: migration, remittances, NEMT, model of simultaneous equations, Mali.

Introduction

Selon la théorie néoclassique (Lewis 1954 ; Ranis et Fei 1961 ; Todaro 1969 ; Harris et Todaro 1970), la migration de la main d'œuvre entre deux espaces économiques serait liée au différentiel de salaire qui y existe et les flux migratoires perdureront tant que ce différentiel reste élevé pour les migrants potentiels. Suivant cette approche, la décision de migrer est individuelle et faite suite à un calcul rationnel de la part du migrant. Ces résultats ont abouti à des conclusions pessimistes quant aux effets de la migration sur les milieux d'origine des migrants (fuite des cerveaux et des bras valides).

Mais les récents travaux sur la migration ont remis en cause ces conclusions. En effet, les auteurs se réclamant de la nouvelle économie de la migration du travail (Stark 1991 ; Stark et Bloom 1985, Taylor 1999) montrent que les motifs de décision individuelle ne prennent pas en compte tous les aspects liés à la migration. Pour ces auteurs, la migration est le résultat d'une décision collective (familiale) adoptée comme réponse aux conditions environnementales précaires et à l'incomplétude ou à l'absence des marchés (du travail, du crédit et de l'assurance). Ces travaux montrent que les liens que les migrants entretiennent avec leurs foyers d'origine constituent un facteur important dans l'analyse des moyens d'existence locaux et des stratégies de lutte contre la pauvreté et d'adaptation au changement climatique.

Taylor et Rozelle (2003) ont montré qu'en Chine, les transferts ont un effet positif sur le revenu des ménages par le biais des investissements agricoles rendus possibles grâce aux envois de fonds des émigrés. Kuhn et Stillman (2004) révèlent que les transferts de fonds agissent favorablement sur les dépenses d'éducation et de santé dans les communautés d'origine des migrants en Russie. Traoré (2004),

à travers un modèle linéaire a montré que la consommation et les transferts de fonds sont positivement et significativement corrélés dans la région de Kayes au Mali. Ouédraogo (2004) quant à elle, révèle que les transferts de fonds constituent une source importante de financement des investissements agricoles au Burkina Faso et que les transferts influencent de façon positive, la capacité d'adoption des technologies agricoles à forte intensité de capital (utilisation de la traction animale et des engrais) par les ménages. Dans le même ordre d'idée, Gubert (2000) rapporte que 81% des ménages qui reçoivent des transferts dans la région de Kayes au Mali utilisent la traction animale contre 71% pour les ménages sans migrant. Selon la même source plus d'un quart des ménages de cette région soutenus par un migrant utilisent un tracteur lors du labour.

Les transferts de fonds effectués par les migrants peuvent contribuer de façon directe ou indirecte à atténuer la pauvreté dans les milieux d'origine des migrants, s'ils sont destinés à des ménages ruraux pauvres : de façon directe, car ils constituent un revenu pour ces ménages, et de façon indirecte, puisqu'ils peuvent lever certaines contraintes de liquidité (Massiah 2004 ; Khachani 2004 ; Daum 1995). Même si les migrants ne sont pas pour la plupart issus de familles pauvres, les fonds qu'ils envoient peuvent avoir une incidence indirecte positive sur les ménages pauvres grâce à l'effet multiplicateur des dépenses. Adelman, Taylor et Vogel (1988), estiment qu'une augmentation de 100 dollars des fonds envoyés à partir des Etats-Unis se traduit par une hausse de 178 dollars du revenu total d'un village natal des migrants au Mexique.

Ainsi, l'effet positif des transferts de fonds sur l'amélioration des conditions de vie et la réduction de la pauvreté dans les milieux d'origine des migrants est avéré. Cependant, certains auteurs mettent en exergue l'effet négatif de la migration sur les communautés d'origine des migrants, qui ont une forte propension à délaisser les activités productives au profit de la migration. La forte dépendance de certaines localités du Mali des transferts de fonds et leur faible niveau de production agricole malgré les conditions climatiques et environnementales favorables sont évocatrices de ce syndrome. Sur un échantillon de 305 foyers agricoles, le Commissariat au plan dans son rapport de 2002 trouve une corrélation négative entre les transferts de fonds et la production agricole dans la région de Kayes. Ce rapport témoigne aussi que le mécanisme d'assurance que constituent les transferts provoque l'apparition d'un phénomène d'aléa moral, lequel se manifeste par des niveaux de production agricole et une efficacité productive sensiblement inférieurs chez les ménages bénéficiant des transferts bien qu'ils aient un niveau d'adoption des technologies agricoles supérieur à celui des ménages qui ne bénéficient pas des transferts. Par ailleurs Azam et Gubert (2002), montrent que plus de 90% des transferts de fonds destinés aux ménages de la même région sont utilisés à des fins de consommation. Cela semble confirmer la théorie de la dépendance selon laquelle les transferts de fonds peuvent conduire à une situation de dépendance, amenant les ménages à se spécialiser dans la migration au lieu de se servir de l'argent de la migration pour investir.

Il semblerait donc que la migration ait deux effets contradictoires sur le milieu d'origine des migrants. Toute la question est de savoir si l'effet positif induit par les transferts de fonds est assez fort pour compenser l'effet négatif de la migration ?

Beaucoup de travaux ont été menés sur la migration au Mali; Daum (1995), Azam et Gubert (2002), Traoré (2004), etc. Cependant, aucun de ces travaux n'aborde la question de la migration au Mali avec l'approche de la NEMT. Or, au Mali, l'émigration est un phénomène géré par la communauté. La migration est souvent consécutive à un consensus et à une stratégie familiale, le migrant étant alors aidé dans la prise en charge de son voyage. La primauté du groupe, de la famille sur l'individu est conservée dans les situations d'émigration. Une forme de dette sociale lie alors le migrant à sa communauté d'origine. L'entraide intergénérationnelle et la solidarité envers sa famille deviennent un devoir pour le migrant. Ainsi, la nature de ce lien qui lie le migrant à sa communauté d'origine, amène à penser qu'un modèle de migration basé sur la théorie de la NEMT est plus approprié au cas du Mali qu'un modèle de décision individuelle.

L'objectif principal de cette recherche est d'analyser l'impact de la migration sur les communautés d'origine des migrants dans le cercle de Yélémané, une des principales zones de départ des migrants maliens notamment ceux de la France.

1. Cadre conceptuel

Le modèle théorique qui sera présenté dans ce papier est inspiré de Stark (1991). Ce modèle s'inscrit dans le cadre de la nouvelle économie de la migration du travail (NEMT). Nous reprenons la présentation de Rozelle, Taylor et DeBraun (1999) pour illustrer ce modèle.

Le modèle postule que le chef de ménage prend la décision pour tout le ménage. On considère un ménage qui peut investir au total une somme T . Cette somme peut être la valeur d'une terre agricole, de la main d'œuvre, ou tout autre moyen de production. Le chef de ménage peut investir dans deux activités à rendement différent.

Soit Q_i avec $i = 0 ; 1$ (0 pour l'activité à faible rendement et 1 pour l'activité à rendement élevé). La production de chaque activité dépend du montant investi et des caractéristiques démographiques du ménage Z . Soit $Q_i = f(T_i; Z)$ où T_i est le montant investi dans l'activité i . On en déduit le revenu total $Y = g(Q_0; Q_1) = P_0Q_0 + P_1Q_1$.

Pour un prix relatif $P = \frac{P_1}{P_0}$, le ménage va investir uniquement dans l'activité à fort rendement. Le ménage produira $Q^* = f_1(\bar{T}; Z)$ et aura pour revenu $Y^* = g(Q^*) = P_1Q^*$

Quels sont les effets de la migration et des envois de fonds dans ce cadre d'analyse ?

Dans un environnement où le marché fonctionne parfaitement, les envois de fonds n'ont aucun impact sur la production du ménage. En effet, le modèle de ménage agricole dans un environnement de complétude des marchés a comme caractéristique d'être séparable (Singh, Sevuire et Strauss 1986). Les décisions de production sont donc indépendantes des dotations et des préférences du ménage. Sur le plan théorique les décisions de production et de consommation peuvent être analysées comme étant prises de façon séquentielle. Le ménage détermine d'abord la production, puis il en déduit son niveau de consommation. Les effets négatifs de la migration peuvent intervenir au niveau de la production (baisse de la production à la suite d'une diminution de la main d'œuvre). Dans le cas du modèle de ménage agricole néoclassique, les envois de fonds sont considérés comme des transferts de revenus. Ils ont un effet sur la consommation du ménage en allégeant la contrainte budgétaire mais n'ont aucun effet sur la production du ménage.

La NEMT postule la présence d'imperfections des marchés. Ces imperfections sont introduites dans le modèle de la façon suivante. En présence de contraintes de marchés (crédit, liquidité) le ménage ne peut investir qu'une part de \bar{T} , soit $T_1 < \bar{T}$. Par exemple, le ménage possède un champ dont la mise en culture nécessite d'engager des dépenses ex ante (achat de semences, engrais, embauche de travailleurs agricoles). Si le ménage ne peut engager ces dépenses par manque d'épargne ou d'accès au crédit, alors il sera contraint dans sa production car ne pouvant cultiver qu'une partie du champ. La production contrainte s'éleva ainsi à Q_1^c et Q_0^c . La migration permet de relâcher la contrainte. En présence de défaillance ou d'absence de marché du crédit, les membres du ménage peuvent être conduit à migrer (M) pour envoyer des transferts (R) à leur famille. En présence d'imperfections des marchés, le modèle devient non séparable et pour les ménages qui ne passent pas par le marché, des prix fictifs (shadow prices) sont évalués. Ces prix permettent aux envois de fonds d'avoir un impact sur la sphère de production du ménage. Du point de vue théorique, les décisions de production et de consommation sont prises simultanément.

La migration peut réduire la contrainte de crédit en déplaçant verticalement Q_1^c . Cependant l'effet net de la migration n'est pas forcément positif. La migration peut aussi bien conduire à une baisse de la production qu'à une hausse. L'effet net $C(M; R)$ combine l'effet négatif de la migration et l'effet positif des envois de fonds des émigrés. Selon la NEMT, $T_1 = C(M; R)$ avec $C(M) = \frac{dC}{dM} < 0$ et $C(R) = \frac{dC}{dR} > 0$.

La production contrainte devient $Q_1^c = f_1(T_i; Z)$ pour la technologie à forte productivité et $Q_0^c = f_0(\bar{T}_i - T_i; Z)$ pour la technologie à faible productivité. Le revenu contraint du ménage est dès lors $Y^c = g(Q_0^c; Q_1^c) = p_1 Q_1^c + p_0 Q_0^c$ avec $Y^c < Y^*$. On rappelle que Y^* est le revenu non contraint et Y^c est le revenu contraint.

L'effet total n'est pas déterminé étant donné que les effets partiels de la migration $C(M)$ et des transferts $C(R)$, sont inconnus. On peut tout de même faire une hypothèse sur la valeur des coefficients. La non séparabilité du modèle doit se traduire par des coefficients $\beta_M = \frac{\partial Q}{\partial M}$ et $\beta_R = \frac{\partial Q}{\partial R}$, non nuls dans l'équation de la production.

Tester si les coefficients sont significativement différents de zéro permet de valider ou non les hypothèses de la NEMT. Peu de tests de l'hypothèse de la NEMT ont été réalisés dans la littérature. On peut néanmoins citer Lucas (2004) ; Taylor et Wyatt (1996) ; Rozelle, Taylor et DeBraun (1999) ; Taylor et Rozelle (2003).

Cette étude se propose de tester les hypothèses de la NEMT dans le cas du Mali en utilisant le modèle empirique présenté ci-dessous. Pour rester dans la logique de la NEMT, nous utiliserons un modèle à équations simultanées dont les équations décrivent les différents aspects de la vie des ménages en relation avec la migration et les envois de fonds.

La migration et les transferts de fonds impactent différents aspects de la vie des ménages d'origine des migrants voire toute la communauté. La migration entraîne une diminution de la production agricole du fait de la baisse de la main d'œuvre agricole. Mais les transferts de fonds issus de la migration rendent possible l'acquisition des moyens de production plus performants favorisant ainsi une amélioration de la productivité agricole. Par ailleurs, les transferts représentent plus de 80% du budget de consommation des ménages de cette région du Mali. En plus de la liquidité, les migrants envoient à leurs parents d'autres articles tels que les médicaments, les vêtements, les appareils électroménagers, des livres, etc. Les premiers migrants de cette région étaient pour la plupart des illettrés. Les difficultés rencontrées par ces pionniers notamment en France ont poussé les familles des migrants à investir dans l'éducation de futurs migrants. C'est pourquoi dans cette région il n'est pas rare de trouver des jeunes qui apprennent le français, l'anglais, l'espagnol et l'italien. Les familles des migrants sont plus enclines à fréquenter les centres de santé compte tenu de leurs moyens. Pour toutes ces raisons, nous pensons que les transferts de fonds agissent positivement sur les dépenses de consommation, de santé et d'éducation.

L'analyse empirique portera sur des variables telles que : le nombre de migrants M ; le montant en FCFA des transferts reçus au cours des 12 derniers mois T ; la valeur de la production agricole Y_a ; la valeur de la production non agricole Y_n ; le montant des investissements agricoles I_a et non agricole I_n ; l'adoption de la traction animale par le ménage TA qui est une variable binaire ; les dépenses alimentaires C_a ; les dépenses de santé C_s et les dépenses d'éducation C_E , la taille du ménage en équivalent adulte $Taille$; l'âge du chef de ménage Age ; le niveau d'éducation du chef de ménage $Education$, une variable binaire qui prend la valeur 1 si le chef de ménage sait lire et écrire et 0 s'il ne sait ni lire ni écrire, le nombre de personnes dépendantes qui fait référence au nombre d'inactifs dans le ménage, le réseau de migration : On approxime le réseau de migration par le nombre total de migrant

dans le village (en soustrayant le nombre de migrants par ménage étudié). La norme du village en termes de transfert, cette variable devrait n'avoir aucune influence sur le revenu du ménage tout en influençant le montant des transferts reçus par le ménage. Elle devrait permettre également de capter l'effet positif des infrastructures permettant de faciliter la réception des fonds envoyés par les migrants (comme les agences de transfert d'argent, les bureaux de poste ou même le téléphone). Pour approximer la norme du village, on utilise le montant moyen des transferts du village (en soustrayant le montant des transferts par ménage étudié), la durée dans la migration : cette variable répond à la question depuis combien de temps le ménage participe à la migration. Tout comme le réseau de migration, la durée de la migration influence le nombre de migrant du ménage et le volume des transferts. Enfin, on notera que les valeurs monétaires seront exprimées en franc CFA.

Notre modèle comporte huit équations spécifiées comme suit :

L'équation de la production

L'imperfection du marché contraint la production à haut rendement, ce qui fait que le revenu contraint Y^c dépend de la migration (M) et des transferts (R) à cela s'ajoute un vecteur des caractéristiques individuelles du ménage et de la communauté Z_k . A travers la production la migration et les transferts peuvent avoir des effets sur les différentes sources de revenu.

$$Y_k^c = \beta_{0k} + \beta_{Mk}M_i + \beta_{Rk}R_i + \beta_{Zk}Z_i + \varepsilon_{yk} \quad (1)$$

$k = (a, n)$

ε_y = terme d'erreur lié à la production

Hypothèse de la NEMT

Cette hypothèse postule que ni la migration (M) ni les transferts (R) n'affectent les sources de revenu. Donc $\beta_{Mk} = 0$; $\beta_{Rk} = 0$, avec $k = a, n$.

L'équation des transferts

Le montant des transferts dépend du nombre de migrants et des caractéristiques démographiques.

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 M + \alpha_2 Z + \varepsilon_R \quad (2)$$

ε_R = terme d'erreur lié aux transferts

L'équation de la migration

La migration est fonction des caractéristiques démographiques du ménage.

$$M = g(Z_i, \beta) + \varepsilon_M \quad (3)$$

On pose $M = \exp(\beta_0 + \beta_1 Z_i) + \varepsilon_M$
 ε_M = terme d'erreur lié à la migration

L'équation de la consommation

On sait à travers les études précédentes que les transferts de fonds représentent une part importante du budget des ménages. On suppose donc que les dépenses alimentaires et non alimentaires (santé, éducation, etc.) des ménages dépendent des caractéristiques démographiques du ménage, de la migration et des transferts de fonds. La présente modélisation portera seulement sur les dépenses alimentaires (a), de santé (s), et d'éducation (e).

$$C_j = \lambda_{0j} + \lambda_{1j}M_i + \lambda_{2j}R_i + \lambda_{3j}Z_i + \varepsilon_{cj} \quad (4)$$

Avec $j = a ; s ; e$ et ε_c = terme d'erreur lié à la consommation

L'équation de l'investissement

On distingue deux types d'investissement, les investissements agricoles (a) et les investissements non agricoles (n)

$$I_l = \rho_{0l} + \rho_{1l}M_i + \rho_{2l}R_i + \rho_{3l}Z_i + \varepsilon_l \quad (5)$$

Avec $l = a ; n$ et ε_l = terme d'erreur lié à l'investissement

L'équation de la traction animale

L'adoption de la traction animale est exprimée par une variable binaire qui présente les modalités suivantes.

$$TA = \begin{cases} 1 & \text{Si le ménage adopte la traction animale} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

On suppose que le ménage tire une certaine satisfaction (utilité) de l'utilisation de la traction animale et que c'est cette utilité qui dicte sa décision d'adopter ou pas la traction animale. Le niveau de cette utilité n'est pas observable mais, il dépend des caractéristiques démographiques du ménage, de la migration et des transferts de fonds.

Soit TA^* une variable latente qui exprime l'utilité que le ménage tire de l'adoption de la traction animale.

$$TA = \begin{cases} 1 & \text{Si } TA^* > 0 \\ 0 & \text{Si } TA^* < 0 \end{cases}$$

$$TA^* = f(M_i; R_i; Z_i) + \varepsilon_{ta}$$

ε_{ta} = terme d'erreur

Sous la forme économétrique, l'équation prend la forme suivante :

$$TA^* = \beta_{0ta} + \beta_{1ta}M_i + \beta_{2ta}R_i + \beta_{3ta}Z_i + \varepsilon_{ta} \quad (6)$$

2. Méthodes d'estimation

Les équations du modèle forment un système d'équations simultanées. La migration (M) et les transferts (R) sont des variables endogènes mais elles apparaissent dans certaines équations comme régresseurs, ce qui pourrait créer un biais d'endogénéité dans l'estimation. Aussi, les transferts de fonds et les autres sources de revenu peuvent être sujets aux mêmes types de chocs exogènes, qui causeront une autocorrection des erreurs. Le biais de sélection peut être également un problème car ce n'est pas tous les ménages qui ont des migrants, ce n'est pas non plus tous les ménages qui reçoivent des transferts ou qui font des activités non agricoles. Dans notre échantillon, 90% des ménages participent à la migration et reçoivent tous des transferts. On peut donc supposer qu'il n'y aurait pas de biais de sélection dans le modèle.

Nous utiliserons les doubles moindres carrés (DMC) sur les équations linéaires et la méthode du maximum de vraisemblance (MMV) sur les équations non linéaires. Ce choix s'explique par le fait que les équations de notre modèle sont toutes sur-identifiées. Par ailleurs, la particularité de certaines variables endogènes de notre modèle nous amène à adopter une spécification non linéaire pour l'estimation de l'équation de la migration M et de l'adoption de la traction animale TA .

2.1. Le modèle de comptage

Le facteur de non négativité doit être pris en compte dans l'équation de la migration. Pour ce faire il faut utiliser un modèle de comptage pour la forme fonctionnelle de l'équation de la migration. Le modèle de comptage a plusieurs avantages. Il prend en compte les ménages qui n'ont pas de migrant et ceux qui ont plus d'un migrant. Il ne conduit pas à des prédictions négatives comme serait le cas d'une spécification linéaire.

Soit M_i la variable dépendante de comptage $M_i = 0, 1, \dots, n$.

La probabilité donnée par la distribution de Poisson que M_i soit égale à un entier r quelconque est :

$$prob(M_i = r) = \frac{\lambda^r}{r!} \exp(-\lambda)$$

Où λ est le paramètre de la distribution tel que,

$$E(M_i) = \text{var}(M_i) = \lambda.$$

Pour introduire des variables explicatives dans le modèle, on conditionne λ en imposant la forme log-linéaire suivante :

$$\log(\lambda_i) = \beta_0 + \beta_1 Z_{1i} + \beta_2 Z_{2i} + \dots + \beta_{ki} Z_{ki} \Leftrightarrow \log(\lambda_i) = Z_i \beta$$

ou encore $\lambda_i = e^{\beta' Z_i}$ avec Z_i le vecteur des variables explicatives (caractéristiques démographiques du ménage), $Z_i = (1 \ z_{1i} \ z_{2i} \dots \ z_{ji} \dots \ z_{ni})$ et $\beta = (\beta_0; \beta_1; \dots; \beta_k)$ est le vecteur des paramètres.

Lorsque les variables explicatives Z_i sont égales au logarithme des variables économiquement pertinentes $Z_i = \log(z_i)$ le paramètre β_i est égal à :

$$\beta_i = \frac{\partial \log E(M)}{\partial \log z_i}$$

et s'interprète comme une élasticité.

Cette spécification revient à supposer que les variables expliquées M_i sont distribuées suivant des lois de Poisson indépendantes de paramètres λ_i

$$\text{prob}(M_i = r) = \exp[-\lambda_i(Z_i)] \frac{[\lambda_i(Z_i)]^r}{r!}$$

Le modèle de comptage peut être estimé par la méthode du maximum de vraisemblance, par la méthode des moments ou encore par les moindres carrés non linéaires. La fonction de vraisemblance du modèle de Poisson est :

$$L(M, \beta) = \prod_{i=1}^n \left[\exp(-\lambda_i) \frac{\lambda_i^{M_i}}{M_i!} \right] = \prod_{i=1}^n \exp[-\lambda_i + M_i Z_i \beta - \log(M_i!)]$$

$$\Leftrightarrow \log(L) = -\sum_{i=1}^n \lambda_i + \beta \sum_{i=1}^n M_i Z_i + \sum_{i=1}^n \log(M_i!) = -\sum_{i=1}^n e^{\beta Z_i} + \sum_{i=1}^n M_i (\beta' Z_i) + \sum_{i=1}^n \log(M_i!)$$

On peut vérifier que cette fonction de vraisemblance est concave en β . On a $k+1$ paramètres à estimer donc $k+1$ conditions de premier ordre de type :

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (M_i - \lambda_i) Z_i = 0$$

On rappelle que $\lambda_i = \exp(\beta Z_i) \Leftrightarrow \log \lambda_i = \beta Z_i$.

2.2. Le modèle probit

L'adoption de la traction animale est représentée par une variable binaire qui prend la valeur 1 si le ménage utilise la traction animale et 0 sinon. On utilise un modèle probit pour l'estimer. L'avantage d'un modèle probit est d'avoir des probabilités positives.

On suppose que l'adoption de la traction animale par les ménages de l'échantillon suit une loi normale. Soit $F(X'\beta)$ la fonction de répartition de la loi normale avec X le vecteur des variables explicatives (1 les caractéristiques démographiques du ménage la migration les transferts) et β le vecteur des paramètres.

On sait que :

$$TA = \begin{cases} 1 & \text{Si } TA^* > 0 \\ 0 & \text{Si } TA^* < 0 \end{cases}$$

Et que :

$$TA_i^* = X_i'\beta + \varepsilon_i$$

$$prob(TA_i = 1) = prob(TA_i^* > 0) = prob(X_i'\beta > -\varepsilon) = F(X_i'\beta)$$

$$prob(TA_i = 0) = 1 - F(X_i'\beta)$$

La fonction de maximum de vraisemblance de la loi normale est donnée par la formule :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[F(X_i'\beta) \right]^{TA_i} \left[1 - F(X_i'\beta) \right]^{1-TA_i}$$

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{n_1} F(X_i'\beta) \quad \text{si } TA = 1 \text{ et } L(\beta) = \prod_{i=1}^{n_2} \left[1 - F(X_i'\beta) \right] \quad \text{si } TA = 0$$

$$\Leftrightarrow \log L(\beta) = \sum_{i=1}^{n_1} TA_i \log F(X_i'\beta) + \sum_{i=1}^{n_2} (1 - TA_i) \log \left[1 - F(X_i'\beta) \right]$$

$$\frac{\partial \log L(\beta)}{\partial \beta} = \sum_{TA=1} \frac{f(X_i'\beta)}{F(X_i'\beta)} X_i' + \sum_{TA=0} \frac{-f(X_i'\beta)}{1 - F(X_i'\beta)} X_i' = 0$$

avec $f(X_i'\beta)$ la fonction de densité de la loi normale n_1 et n_2 sont respectivement les nombres de ménages de l'échantillon qui adoptent et ceux qui n'adoptent pas la traction animale.

La dernière équation, représente les $k + 1$ conditions de premier ordre, qui doivent être vérifiées. On obtient les valeurs des paramètres estimés par itérations.

L'effet marginal d'une variable explicative quelconque x_j sur la probabilité d'adoption de la traction animale est donné par la formule suivante :

$$\frac{\partial E(TA)}{\partial x_{ij}} = f(X_i' \beta) \beta_j,$$

avec $E(TA)$ l'espérance mathématique de TA.

3. Présentation des données

Les données utilisées dans cette étude ont été collectées dans le cercle de Yélémané situé à 136 km de la ville de Kayes, chef-lieu de la région du même nom. Le cercle de Yélémané est l'une des principales zones de départ des migrants maliens, il compte 12 communes et parmi ces dernières 3 communes ont été retenues par ordre d'importance en terme d'émigration. Dans chaque commune, 3 villages ont été choisis ce qui donne un total de 9 villages. L'enquête s'est déroulée en un seul passage. Au départ 300 ménages avaient été choisis de façon aléatoire, mais seuls 160 chefs de ménage ont accepté de répondre aux questionnaires. Sur ces 160 ménages, 144 soit 90% avaient au moins un migrant à l'extérieur du Mali et ont tous affirmé avoir reçu des transferts de ce dernier au cours des 12 derniers mois.

Tableau 1 : Indicateurs économiques des ménages de l'échantillon

Indicateurs	Ménages avec migrants	Ménages sans migrant
Nombre de ménages	144	16
Nombre de migrants	330	0
Transferts en FCFA	184 316 300	0
Investissements agricoles en FCFA	63 55 000	Très faible
Investissement non agricoles en FCFA	3 233 000	Très faible
Dépenses alimentaires en FCFA	475 784,722	149 687,5
Dépenses de santé en FCFA	46 383,333	25 550
Dépenses d'éducation en FCFA	24 340,28	Très faible
Production agricole en FCFA	32 800 850	3 223 000
Production non agricole en FCFA	13 094 500	1 175 000
Ménages adoptant la traction animale	76	7

Source : Données d'enquête (2014).

On dénombre 330 migrants au total pour une moyenne de 2.29 migrants par ménage participant à la migration. Ces migrants ont envoyé en 2014 à leurs familles 184 316 300 FCA soit une moyenne de 558 534,2424 FCFA par migrant et une moyenne de 1 279 974,306 FCFA de transfert reçu par famille de migrant. On remarque aussi qu'en moyenne les ménages avec migrants investissent plus que les ménages sans migrant aussi bien dans les activités agricoles que les activités non agricoles. Mais, cet écart au niveau de l'investissement entre les deux types de ménages ne se ressent pas sur leurs productions moyennes qui sont très proches. Pour ce qui

concerne les dépenses alimentaires, de santé et d'éducation, la différence entre les deux catégories de ménage est très nette. Enfin, 52,78% des ménages avec migrants adoptent la traction animale contre 43,75% pour les ménages sans migrant.

4. Résultats des estimations

L'estimation économétrique des équations du modèle a donné les résultats suivants :

Tableau 2 : Résultats de l'estimation de l'équation de la migration

Variables explicatives		Coefficients	Z-statistic
Constante		-0,9881***	-3,8661
Caractéristiques démographiques			
Taille du ménage		0,1038***	4,8502
Age du chef de ménage		-0,0029	-0,6612
Nombre de personnes dépendantes		-0,0368	-1,0819
Education		0,0451	0,2430
Durée de la migration		0,0649***	4,1044
Réseau de migration		0,0027	8986,0000
Statistiques de régression			
LR statistic	99.2100	Log-likelihood	-232,5127
Restr. Log-likelihood	282.1177		

*** Coefficient significatif à 1%.

Source : Données d'enquête.

La taille du ménage a un effet positif sur le nombre de migrants par ménage. Cela signifie qu'en moyenne, les ménages qui possèdent plus d'actifs sont les plus engagés dans la migration. Ce résultat confirme l'hypothèse de la NEMT selon laquelle, en absence de marché du travail ou lorsque celui-ci ne fonctionne pas normalement, la migration permet au ménage de maximiser son revenu par la valorisation de son surplus de main d'œuvre et de diversifier ses sources de revenu en répartissant ses actifs entre les travaux domestiques et la migration.

La durée de la migration et la présence de réseau de migration dans le village favorisent la migration. Ce résultat montre la création au fil du temps des réseaux familiaux de migration qui semblent plus efficaces que les réseaux villageois. En clair, plus le ménage a une longue expérience dans la migration, plus le nombre de ses migrants est élevé. Compte tenu des liens familiaux, le migrant une fois installé cherche à faire migrer d'autres membres de sa famille en prenant en charge leur voyage. Au-delà de la solidarité familiale, cela permet de répartir les charges de la famille entre les migrants et d'amoindrir la charge qui repose sur chaque migrant. En outre, il faut noter que le fait d'avoir ses frères avec lui dans un pays étranger donne au migrant une certaine assurance de sécurité.

Le nombre de personnes dépendantes du ménage joue négativement sur le nombre de migrants. Cela peut s'expliquer par le fait que plus le ménage compte beaucoup de membres inactifs plus il a besoin de ses actifs pour les travaux domestiques et pour s'occuper des vieilles personnes et de l'éducation des enfants. Mais cette variable n'est pas statistiquement significative.

Tableau 3 : Résultat de l'estimation de l'équation des transferts

Variables explicatives	Coefficients	t-statistic
Constante	66 263,48	0,4398
Nombre de migrant	448 933,6***	12,4723
Caractéristiques démographiques		
Taille du ménage	-13 731,01	-0,8877
Age du chef de ménage	8 752,661***	2,676
Nombre de personnes dépendantes	7 704,77	0,3455
Education	-85 034,08	-0,7270
Durée de la migration	-21 217,51*	-1,7270
La norme du village en termes de transferts	0,0035	0,7442
R2	0,6787	F- statistic
		53,881

*** Coefficient significatif à 1%.

* Coefficient significatif à 10%.

Source : Données d'enquête.

Le nombre de migrants, l'âge du chef de ménage et le nombre de personnes dépendantes agissent positivement sur le volume des transferts. Ce résultat montre que plus un ménage dispose de migrants plus il reçoit des transferts. D'autre part, les transferts augmentent en volume avec l'âge du chef de ménage et le nombre de personnes dépendantes dans le ménage. Le premier résultat s'explique naturellement car il est normal qu'un ménage qui a plus de migrants reçoit plus de transferts. Dans les autres cas, on peut supposer que, plus le chef du ménage est âgé et plus le nombre de membres inactifs dans le ménage est élevé, plus le ménage a besoin d'un soutien financier accru de la part des migrants.

La taille du ménage a un effet négatif mais non significatif sur les transferts de fond. On ne s'attendait pas à ce signe négatif mais cela peut s'expliquer par le fait que les ménages qui ont plus d'actifs ont une production agricole assez suffisante leur permettant d'être moins dépendants des transferts de fonds des migrants.

Le nombre de migrants a un effet négatif et significatif sur la production agricole. Ce résultat confirme l'hypothèse de la NEMT selon laquelle le départ d'un migrant se traduit par une baisse de la main d'œuvre disponible pour les travaux champêtres, ce qui provoque en absence ou en cas de disfonctionnement du marché du travail une diminution de la production agricole. Par contre, la migration a un

Tableau 4 : Résultats de l'estimation de l'équation de la production

Variables explicatives	Production agricole		Production non agricole	
	coefficients	t-statistic	Coefficients	t-statistic
Constante	41 473,79***	2,7285	10 486,72	0,2564
Nombre de migrant	-23 817,32***	6,9128	10 474,43	-0,8576
Transferts en espèce	0,0032	-0,6366	0,0197	1,0891
Transferts en nature	0,0021	0,3458	0,0128	-0,5916
Caractéristiques démographiques				
Taille du ménage	10 975,99***	9,3909	4 789,324	1,1559
Age du chef de ménage	640,8569	2,5769	792,9252	0,8994
Nombre de personnes dépendantes	181 136,48***	10,6996	3 733,465	0,6213
Education	-7 417,353	-0,8373	59 269,26*	1,8238
Durée de la migration	298,6067	0,3443	-2 076,779	-0,6754
Statistiques de régression				
R2	0,8892		0,1068	
F- statistic	151,4495		2,2564	

*** Coefficient significatif à 1%.

* Coefficient significatif à 10%.

Source : Données d'enquête.

impact positif sur la production non agricole. On peut supposer qu'après le départ des migrants, le ménage intensifie les activités non agricoles afin de compenser la perte de revenu agricole consécutive à la migration.

Les transferts de fonds ont un effet positif sur la production agricole et non agricole. Les transferts de fonds donnent aux ménages la possibilité d'investir dans des équipements agricoles plus performants qui accroissent la productivité et dans les activités non agricoles plus rentables. Cet effet positif des transferts sur la production permet de compenser l'effet négatif induit par la migration.

La taille du ménage influence positivement la production agricole et non agricole. Cela tient au fait que le facteur travail de la main d'œuvre constitue le principal facteur de production. De ce fait, la production agricole d'un ménage dépend fortement de sa dotation en main d'œuvre agricole. Or en milieu rural du fait de l'absence de marché de travail, la main d'œuvre est essentiellement familiale.

Le nombre de personnes dépendantes est positivement et significativement corrélé avec la production agricole. Cela veut dire qu'en moyenne les ménages ayant plus de personnes dépendantes ont une production agricole supérieure à celle des autres. Il s'agit de personnes qui consomment plus qu'ils ne produisent ce qui revient à dire que les actifs doivent produire d'avantage pour pouvoir nourrir les inactifs. Son effet sur la production non agricole est également positif.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation de l'équation des investissements

Variables explicatives	Investissements agricoles		Investissements non agricoles	
	Coefficients	t-statistic	Coefficients	t-statistic
Constante	20662,22	1,2972	24380,64	0,9014
Nombre de migrant	8134,318*	1,7098	14746,70*	1,8255
Transferts en espèce	0,0398***	5,6643	0,0811***	6,7874
Transferts en nature	0,0417***	4,9667	0,03863***	2,7069
Caractéristiques démographiques				
Taille du ménage	75,7902	-0,4773	-6538,273**	2,3859
Age du chef de ménage	-145,788	2,5769	1629,493***	2,7946
Nombre de personnes dépendantes	852,723	0,3643	1179,021	0,9666
Education	-5838,671	0,4773	2260,412	0,1281
Durée de la migration	-1880,88	-1,3869	-2715,35	-1,3353
Statistiques de régression				
R2	0,5088		0,4333	
F- statistic	19,5446		14,4309	

*** Coefficient significatif à 1%.

** Coefficient significatif à 5%.

* Coefficient significatif à 10%.

Source : Données d'enquête.

Les transferts de fonds influencent positivement et significativement les investissements agricoles et non agricoles. Autrement dit, plus un ménage reçoit des transferts, plus il est incité à investir une partie dans les activités productives. Ce résultat montre que les transferts allègent les contraintes de liquidité qui pèsent sur les ménages dans le financement des activités génératrices de revenu.

Le nombre de migrants du ménage a un effet positif sur les investissements agricoles et non agricoles. L'effet positif du nombre de migrants sur les investissements peut s'expliquer, par une simple chaîne de relation causale migration → transferts → investissements ou par le fait que, le ménage tente de combler la perte de main d'œuvre consécutive à la migration par un accroissement des investissements.

La taille du ménage a un effet positif mais non significatif sur les investissements agricoles. Par contre, elle agit négativement et significativement sur les investissements non agricoles. On peut expliquer cela par le fait que les ménages de grande taille doivent faire face à un besoin alimentaire plus grand, cela peut les inciter à investir plus dans l'agriculture pour accroître leur production agricole au détriment des activités non agricoles.

L'âge du chef de ménage influence positivement et significativement les investissements non agricoles, tandis que son effet sur les investissements agricoles est négatif. Ce résultat s'explique par le fait qu'à partir d'un certain âge, certains chefs

de ménage se retirent des activités agricoles et se reconvertissent dans d'autres activités telles que le commerce de bétail qui nécessitent des investissements importants.

La durée de la migration agit négativement sur les investissements. Cela peut être dû au fait que les ménages ayant une longue expérience dans la migration ont tendance à délaissier les activités productives pour se spécialiser dans la migration.

Tableau 6 : Résultats de l'estimation de l'équation de l'adoption de la traction animale

Variables explicatives	Coefficients	z-statistic
Constante	-1,1469	-0,7819
Nombre de migrant	-1,8634**	-2,3464
Transferts en espèce	1,18E-5***	3,3084
Transferts en nature	2,45E-06	1,5426
Caractéristiques démographiques		
Taille du ménage	-0,1959	-1,0709
Age du chef de ménage	0,0487	1,5161
Nombre de personnes dépendantes	0,3172	1,1472
Education	1,8554	1,3945
Durée de la migration	-0,55	-0,5419
Statistiques de régression		
LR- statistic	31,0566	
Restr. Log-likelihood	-47,4744	Log- likelihood -31,9461

*** Coefficient significatif à 1%.

** Coefficient significatif à 5%.

Source : Données d'enquête.

Les transferts en espèce constituent le principal déterminant de l'adoption de la traction animale avec un coefficient positif et significatif. Plus un ménage reçoit des transferts plus la probabilité qu'il adopte la traction animale est élevée. Les premières études menées dans cette région du Mali Gubert (2000) et au Burkina Faso Ouédraogo (2004) sont parvenues à la même conclusion.

La taille du ménage a un effet négatif sur la probabilité d'adoption de la traction animale. On peut expliquer cela par la substitution entre le travail humain et la traction animale dans l'agriculture. Les ménages qui ont plus d'actifs sont incités à substituer le travail humain à la traction animale même s'ils disposent des moyens pour l'adopter.

Le nombre de migrants influence négativement et significativement la probabilité que le ménage adopte la traction animale. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les ménages qui ont plus de migrants sont moins enclins à s'investir dans les activités agricoles à cause des transferts de fonds.

Tableau 7. Résultats de l'estimation des équations de la consommation

Variables explicatives	Dépense alimentaire		Dépense de santé		Dépense d'éducation	
	Coefficients	t-stat	Coefficients	t-stat	Coefficients	t-stat
Constante	140 296,2**	2,3096	-492,0493	-0,0137	-2837,153	-0,4347
Nombre de migrant	92 444,84***	5,0952	9773,2	0,9109	459,0267	0,2355
Transferts en espèce	0,0783***	2,9163	0,0589***	3,7174	0,0498***	17,2765
Transferts en nature	0,0368	1,1493	0,0056	0,2957	-0,045	1,3117
Caractéristiques démographiques						
Taille du ménage	1 548,522	0,2515	1 158,572	-0,3183	907,0569	1,3717
Age du chef de ménage	-74,3239	-0,0567	1 384,163*	1,7913	-42,1427	-0,2995
Nombre de personnes dépendantes	1 965,823	0,2202	4 565,834	-0,865	112,0368	-0,1168
Education	15 320,38	0,3284	53 541,42*	1,9412	2 848,974	-5685
Durée de la migration	8 850,06*	1,9377	-448067	-0,1659	-348,3856	-0,71
Statistiques de régression						
R2	0,5588		0,1873		0,7563	
F- statistic	23,9102		4,3515		58,5982	

* Coefficient significatif à 10%.

** Coefficient significatif à 5%.

*** Coefficient significatif à 1%.

Source : Données d'enquête.

Les résultats montrent une très forte dépendance des dépenses alimentaires, de santé et d'éducation des transferts de fonds. Les transferts de fonds permettent aux ménages d'améliorer leurs conditions de vie.

Conclusion

En économie, la migration a souvent été étudiée en termes de mobilité du facteur travail, de ce fait son analyse a été liée à celle du marché du travail. Aujourd'hui cette approche parcellaire de la migration semble dépassée, car la migration s'insère dans une approche plus globale qui est celui du développement international. Ce nouveau contexte place l'analyse des causes et des effets au cœur du débat sur la migration.

Cet article s'était fixé comme objectif d'analyser l'impact de la migration et des transferts de fonds sur la production, l'investissement, l'alimentation, la santé, l'éducation et la modernisation du système productif dans les milieux d'origine des migrants au Mali, cela, à partir d'un modèle économétrique inspiré de la NEMT. Les données utilisées ont été collectées au cours de la campagne agricole 2014 dans 9 villages du cercle de Yélémané dans la région de Kayes. L'enquête s'est déroulée en

un seul passage et a permis de recueillir des informations sur les activités économiques, les caractéristiques démographiques et les comportements migratoires de 160 ménages de cette localité. L'importance du nombre des Maliens de l'extérieur originaires de cette localité justifie son choix.

Les résultats de l'analyse économétrique montrent que la migration a une incidence négative sur la production agricole. En effet, le départ des migrants provoque une diminution de la main d'œuvre agricole qui se répercute sur la production. Néanmoins, cet effet négatif de la migration sur la production agricole est compensé par l'effet positif des transferts de fonds sur les familles des migrants. Les transferts de fonds contribuent au bien-être des ménages d'origine des migrants, grâce à leur effet positif sur la consommation, les soins de santé et les dépenses d'éducation. Ces résultats montrent aussi que les transferts de fonds peuvent impulser une amélioration des conditions de vie des ménages bénéficiaires.

Certes, il apparaît dans cette étude que les transferts de fonds des migrants jouent un rôle essentiel dans l'amélioration des conditions de vie des familles des migrants, mais aucun pays au monde ne peut bâtir éternellement ses espoirs de développement sur la migration, surtout dans un contexte où les principaux pays d'accueil des migrants se montrent de plus en plus hostiles à l'immigration. Par ailleurs, de nombreux jeunes Maliens perdent la vie chaque année en tentant de rejoindre clandestinement l'Europe. Ces drames interpellent aussi bien les pouvoirs politiques que les autres acteurs afin de trouver une alternative à la migration pour le développement économique.

Bibliographie

- Azam, J.P., Gubert, F., 2002, *Those in Kayes. The Impact of Remittances on Their Recipients in Africa*, Document de travail, DIAL/Unité de Recherche CIPRE, Octobre.
- Daum, C., 1995, *Les migrants, partenaires de la coopération internationale : le cas des maliens de France*, Réalisé dans le cadre du programme de recherche *Migration internationale et développement*, Document technique, N° 107, juillet.
- Gubert, F., 2000, *Migration, Remittances and Moral Hazard: Evidence from the Kayes area, Western Mali*.
- Harris, J., Todaro, M., 1970, *Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis*, American Economic Review, 60
- Khachani, M., 2004, *Des Liens Entre Migration et Développement : Dialogue sur la coopération migratoire en méditerranée occidentale*, association marocaine d'étude et de recherche sur la migration.

- Khun, R., Stillman, S., 2004, *Understanding Inter-household Transfers in a Transition Economy : Evidence from Russia*, Economic Development and Cultural Change, vol. 53, October.
- Lewis, A., 1954, *Economic Development with Unlimited Supplies of Labour*, Manchester School of Economic and Social Studies, vol. 23.
- Lucas, R.E.B., 2004, *International Migration to the High Income Countries, Some Consequences for Economic Development in the Sitting Countries*, University of Boston.
- Massiah, G., 2004, Migration coopération et développement, Centre d'Etude et d'Initiation à la Solidarité Internationale, Site Internet, <http://cedetun.article.migration.htm>
- Ouedraogo, A., 2004, *Migration, transferts et investissements agricoles: Cas du Burkina Faso*, Mémoire de DEA/PTCI, Université de Ouagadougou.
- Ranis, G., Fei, J.C.H., 1961, *A Theory of Economic Development*, American Economic Review, vol. 51, pp. 533–565.
- Rozelle, S. Taylor, J.E., DeBrau, A., 1999, *Migration, Remittances, and agricultural Productivity in China*. American Economic Review, 89 (2), pp. 287–291.
- Singh, L. Squire, Strauss, J., 1986, *Agricultural Household Models, Extensions, Application and Policy*, John Hopkins University Press.
- Stark, O., 1991, *The Migration of Labor*, Blackwell, Cambridge & Oxford.
- Stark, O., Bloom, E.D., 1985, *The New Economics of Labor Migration*, The American Economic Review, 75 (2), pp. 173–178.
- Stark, O., Lucas, R.E., 1988, *Migration, Remittances and the Family*, Economic and Cultural Change, vol. 36.
- Taylor, J. E., 1999, *The New Economics of Labor Migration and the Role of Remittances in the Migration Process*, International Migration, 37 (1), pp. 63–88.
- Taylor, J.E., 2000, *Migration: New Dimensions and Characteristics, Causes, Consequences and Implications for Rural Poverty*, Document de travail FAO-ESA
- Taylor, J. E., Rozelle, S., 2003, *Migration and Income Source Communities: A New Economic of Migration Perspective from China*, Economic Development and Cultural Change, vol. 52, October.
- Taylor, J.E., Vogel, S., 1988, *Life in a Mexican Village: ASAM Perspective*, Journal of Development Studies, vol. 25, pp. 5–24.
- Taylor, J.E., Wyatt, T.J., 1996, *The Shadow Value of Migrant Remittances, Income and Inequality in a Household-Farm Economy*, Journal of Development Studies, 32(6), pp. 899–912.
- Todaro, M.P., 1969, *A Model for Labor Migration and Urban Unemployment in Less Development Countries*, American Economic Review, 59 (1).
- Traoré, B., 2004, *Impact des transferts des migrants d'Europe sur le bien-être économique : Cas de la région de Kayes au Mali*, Mémoire de DEA/PTCI, Université de Ouagadougou.

MOUHAMADOU LAMINE DIAL

Centre de recherches économiques appliquées CREA (FASEG) UCAD

moladial@yahoo.fr/mouhamadou.dial@ucad.edu.sn

PRODUCTIVITE AGRICOLE DANS L'UEMOA : UNE DÉCOMPOSITION EN EFFICACITÉ TECHNIQUE ET EN CHANGEMENT TECHNOLOGIQUE

Résumé: Cet article analyse la croissance de la productivité totale des facteurs du secteur agricole dans les pays de l'UEMOA. La méthode DEA a été utilisée pour mesurer les indices de Malmquist (1953) de la productivité globale des facteurs avec des données de panel pour la période 1990–2014. Les résultats montrent, d'une part, une contribution plus importante du changement technologique à la productivité agricole et d'autre part, une influence plus forte de l'efficacité d'échelle comparativement à l'efficacité technique.

Mots-clés : productivité agricole, analyse d'enveloppement des données, efficacité, UEMOA.

JEL Classification : Q16, R15.

AGRICULTURAL PRODUCTIVITY IN THE WAEMU COUNTRIES: DECOMPOSITION IN TECHNICAL EFFICIENCY AND IN TECHNOLOGICAL CHANGE

Abstract: This article analyzes the growth of the total productivity of factors of the agricultural sector in the WAEMU countries. DEA method was used to measure the indices of Malmquist (1953) of the total factor productivity with panel data for the period 1990–2014. The results show, on one hand, a greater contribution of technological change to agricultural productivity and, on the other hand, a stronger influence of the efficiency scale compared to the technical efficiency.

Keywords : agricultural productivity, data envelopment analysis, efficiency, WAEMU.

Introduction

La productivité des facteurs est reconnue comme un déterminant clé de la croissance économique à long terme (Baumol 1984 ; Krugman 1997). En effet, plusieurs travaux ont permis d'établir les variables qui agissent sur le taux de croissance de la production, il s'agit principalement des ressources mobilisées (Gillis et al. 1990 ; Mounier 1992), de la technologie (Greenwald 1984) et de l'efficacité de l'appareil productif (Schultz 1964). La productivité globale des facteurs (PGF) est l'accroissement relatif de richesse qui n'est pas expliqué par l'accroissement d'un usage des facteurs de production.

Longtemps reconnue comme le moteur de la croissance économique (Alene 2010), la productivité globale des facteurs reste fortement influencée par l'organisation de la production et le progrès technique (Nkamleu, 2004), ce qui justifie l'importance de la revue théorique et empirique sur ce thème (Nin, Arndt et Preckel 2003 ; Lio et Hu 2008 ; Headey et al. 2010 ; Fuglie 2012 ; Avila et Evensan 2010 ; Chaudhary 2012).

Dans l'agriculture, Ball et al. (2010) ont constaté, qu'à l'exception de certains pays et pour une certaine période¹, la PGF en Amérique a été supérieure à celle de l'Europe entre 1973–2002. Cependant, ils notent que l'Espagne et la Suède, compte tenu de leurs spécificités, ont enregistré des taux supérieurs à ceux des Etats-Unis, ce qui traduit la présence de quelques disparités entre les pays membres de l'Union Européenne.

En étudiant les tendances de la productivité agricole dans les pays en développement, Fulginiti et Perrin (1998) ont relevé une croissance négative dans 18 pays, confirmant ainsi, les résultats des travaux de Kawagoe, Hayami et Ruttan (1985) et de Lau et Yotopoulos (1989). Dans la même logique, Thirtle et al. (2001), à travers une analyse comparative entre l'Asie et l'Afrique, ont mis en exergue des taux de croissance négatifs de la productivité agricole sur la période 1965–1981. En Afrique, plusieurs travaux empiriques (Fulginiti, Perrin et Yu 2004; Nin et Yu 2008; Nkamleu 2004) ont été consacrés à l'analyse de la croissance de la productivité agricole. En effet, la baisse des performances agricoles entre 1960 et 1970 est largement imputable à des facteurs exogènes comme la guerre civile (Block 2010). Cependant, durant les années 1980, les réformes des politiques macroéconomiques et les dépenses en recherche/développement ont considérablement amélioré les rendements agricoles (Alene 2010 ; Nin-Pratt et Yu 2011).

Au niveau de l'agriculture, la problématique de la variation de la productivité globale porte sur la détermination de la contribution de l'efficacité technique et de celle du changement technologique. En effet, en utilisant la méthode DEA, Rungsu-riyawiboon et Lissitsa (2006) ont pu montrer que la PGF a progressé annuellement

¹ Belgique (1973–1985) et Pays Bas (1973–1992)

de 1,3% dans l'Union européenne avec 15 pays, sur la période 1992–2002, en raison d'une progression du changement technologique (1,36%), tandis que l'efficacité technique a diminué de 0,11%. Sur la même période, la progression annuelle de la PGF dans l'Union européenne avec 10 pays (1,4%) est légèrement supérieure du fait de l'augmentation de l'efficacité technique (1,12%) mais aussi du changement technologique (1,3%), tandis que l'efficacité d'échelle décroît légèrement ($-0,002\%$). Là encore, on note une grande disparité entre les Etats membres dans la progression de la PGF s'échelonnant entre $-0,5\%$ pour l'Irlande et $5,3\%$ pour l'Estonie. Appliquant la même méthode sur une période plus longue (1980–2000), Corelli et Rao (2005) constatent également que la croissance de la PGF dans les pays membres de l'UE avec 15 pays, est due pour l'essentiel au changement technologique tandis que dans les nouveaux pays membres l'évolution de l'efficacité technique apporte une contribution importante à la croissance de la PGF.

En Afrique Francophone, la productivité globale des facteurs a connu une évolution négative ($-0,2\%$) au cours de la période 1970–2000 (Nkamleu 2004). Une décomposition de cette mesure montre que la faible performance de la productivité agricole est imputable à un retard technologique ($-0,7\%$), mais l'efficacité technique est restée satisfaisante. Par contre, Olajide (2011) a montré qu'une décomposition des mesures de la PGF révèle que l'augmentation de la productivité agricole ($0,17\%$) en Afrique sub-saharienne est due à un changement technologique ($0,23\%$) plutôt qu'à l'efficacité technique ($-0,4\%$).

Actuellement, la problématique de la productivité agricole dans les pays de l'Union Economique et Monétaire de Ouest Africaine (UEMOA) se pose dans un contexte de mondialisation et de mutations technologiques. Elle appelle en conséquence à une redéfinition que l'on pourrait formuler en ces termes : est-ce que la productivité agricole est expliquée par l'efficacité technique et le changement technologique ?

Pour répondre à cette préoccupation, nous prenons appui sur l'UEMOA. En effet, les politiques agricoles, qui ont toujours supposé que cette union est homogène, apparaissent inefficaces, et pourtant, un Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité (PCSC) a été adopté depuis 1999.

Ainsi, il apparaît pertinent, dans un tel contexte, d'étudier la variation de la productivité agricole en déterminant la part qui relève de l'efficacité technique et celle du changement technologique, afin d'analyser l'hétérogénéité des économies qui partagent une politique agricole commune. Selon Farrell (1957), l'efficacité technique est la capacité à produire un maximum d'outputs possible à partir d'une quantité d'inputs donnée alors que le changement technologique désigne l'ensemble des innovations qui permettent d'améliorer les méthodes de production et d'accroître la productivité.

Le choix de l'UEMOA comme champ d'investigation se justifie pour deux raisons. D'abord, l'essentiel de la main d'œuvre, soit près de 70% de la population

active, est d'origine agricole. Ensuite, une réduction significative de la pauvreté passe par l'amélioration des performances agricoles.

Pour mieux comprendre les facteurs explicatifs de la productivité agricole, nous utilisons l'approche DEA pour calculer l'indice de productivité de Malmquist (1953) afin d'étudier, d'une part, sa dynamique et, d'autre part, d'évaluer la contribution du changement technologique et celle de l'efficacité technique.

A cet effet, nous cherchons à identifier, dans une première partie (1), les facteurs explicatifs de la productivité globale des facteurs (PGF) dans l'agriculture et, dans une seconde partie (2), présenter les résultats empiriques et leurs implications.

1. Identification des facteurs explicatifs de la productivité globale des facteurs

Nous utilisons la méthode DEA pour calculer l'indice de productivité totale des facteurs de Malmquist (1953). La méthode DEA est fondée sur la programmation linéaire pour identifier des fonctions de productions empiriques. C'est une méthode basée sur la théorie microéconomique, qui compare toutes les unités similaires en prenant en compte simultanément plusieurs dimensions. Elle détermine la frontière d'efficacité du point de vue de la meilleure pratique.

En présence de données de panel, elle permet de calculer des indices de productivité globale des facteurs en utilisant des mesures d'efficacité. En effet, la méthode DEA ne nécessite pas d'hypothèses particulières puisque la frontière est déterminée par les données. Son avantage par rapport à l'approche de frontière stochastique « SFA », est sa capacité de réaliser des estimations d'efficacité dans un cadre multi-output. Ce qui la rend plus intéressante dans le secteur agricole (caractère multidimensionnel). Cependant, la DEA est assez sensible au choix des outputs et des inputs.

L'indice de productivité de Malmquist (1953) ne formule aucune hypothèse sur la forme fonctionnelle de la technologie de production et rend l'information sur les prix non indispensable.

La méthode permet de construire une frontière de production qui enveloppe les observations d'une période donnée à l'aide d'un programme linéaire sous les hypothèses relatives à la convexité et à la monotonie de l'ensemble des possibilités de production. Nous présentons d'abord l'approche théorique du modèle avant de procéder à son estimation.

1.1. Modèle théorique

Sur le plan théorique, cet article s'appuie sur l'approche par la comptabilité de la croissance développée par Solow (1957). En effet, le point de départ est la définition d'une fonction de production agrégée ; celle-ci correspond à la manière dont

l'entrepreneur (représentatif) utilise de manière optimale les facteurs de production pour produire. En général, il s'agit d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. La démarche de Robert Solow consiste à isoler les contributions de différents facteurs de production à la croissance de la production.

Pour simplifier, le cas d'une fonction de production de type néo-classique est utilisé. Soit $F(A, K, L)$ une fonction de production qui est une représentation de la technologie, c'est-à-dire de la manière dont se combinent les facteurs de production capital K et travail L pour générer un produit Y . Le facteur A représente un niveau de technologie et c'est ce facteur qui va indiquer la productivité globale des facteurs. Donc :

$$F(A, K, L). \quad (1)$$

Un exemple simple est celui de la fonction de production de type Cobb-Douglas, soit :

$$Y = AK^\alpha L^\beta \text{ avec } 0 < \alpha + \beta \leq 1 ; \alpha \geq 0 ; \beta \geq 0 ; (\alpha\beta) > 0 \quad (2)$$

Cette fonction est telle qu'il n'est pas possible de produire sans au moins une unité de chaque facteur de production ; une augmentation de l'utilisation d'au moins un de ces facteurs conduit à un niveau de production plus élevé. Toutefois, plus un facteur de production est utilisé, plus l'ajout d'une unité supplémentaire de ce facteur apporte une plus faible augmentation du produit total. Il s'agit de rendements décroissants. Si $\alpha + \beta = 1$, alors les rendements sont globalement constants. Une telle formulation du progrès technique A est appelée neutre au sens de Hicks car une évolution du progrès technique ne modifie pas les choix optimaux des stocks de capital et de travail utilisés.

En passant en logarithme, l'équation (1) devient alors :

$$\log Y = \log A + \alpha \log K + \beta \log L. \quad (3)$$

La différence première de cette équation donne :

$$d \log Y = d \log A + \alpha d \log K + \beta d \log L. \quad (4)$$

Pour de petites variations, la différence des logarithmes est une approximation des taux de croissance. De plus,

$$\frac{\partial F}{\partial K} = \alpha AK^{\alpha-1} L^\beta = \alpha \frac{AK^\alpha L^\beta}{K} = \alpha \frac{Y}{K} = \alpha \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Y}. \quad (5)$$

Suivant le même raisonnement pour β , de manière générale, il en ressort que :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\partial F}{\partial A} \frac{A}{Y} + \left(\frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Y} \right) \frac{\Delta K}{K} + \left(\frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{Y} \right) \frac{\Delta L}{L}, \quad (6)$$

$\frac{\partial F}{\partial A} \frac{A}{Y}$ est le gain apporté par le taux de croissance de la productivité globale des facteurs et il se calcule comme le résidu de :

$$\frac{\partial F}{\partial A} \frac{A}{Y} = \frac{\Delta Y}{Y} - \left(\frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Y} \right) \frac{\Delta K}{K} - \left(\frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{Y} \right) \frac{\Delta L}{L}. \quad (7)$$

Ce résidu est connu sous le nom de résidu de Solow. Il s'agit des gains de production obtenus indépendamment de ceux obtenus par une plus grande utilisation des facteurs de production. Ces gains sont mesurés par la productivité globale des facteurs dont on cherche à expliquer la croissance dans le cadre de cet article en utilisant l'indice de Malmquist (1953).

1.2. Le modèle empirique

L'indice de Malmquist (1953), qui est calculé en termes de fonctions distance, est basé sur la programmation linéaire. Il compare l'output obtenu à la période t avec les inputs de cette période à l'output obtenu en $t + 1$ avec les inputs de la période $t + 1$.

Soient (S^t) et (S^{t+1}) deux ensembles de production dans l'intervalle $[1 ; T]$ avec la possibilité que :

$$S^t = \left\{ \left(x^t, y^t \right) \right\} \text{ et } S^{t+1} = \left\{ \left(x^{t+1}, y^{t+1} \right) \right\}.$$

D'après Färe et al. (1994), la fonction distance orientée output à la période t se définit comme suit :

$$\begin{aligned} D_0^t(x_i^t, y_i^t) &= \min \left\{ \theta, \left(x_i^t, \frac{y_i^t}{\theta} \right) \in S^t \right\} = \\ &= \left[\max \left\{ \theta; \left(x_i^t, \theta y_i^t \right) \in S^t \right\} \right]^{-1} \\ &= \left[F_0^t(x_i^t, y_i^t) \right]^{-1} \end{aligned} \quad (8)$$

$F_0^t(\cdot)$ – Efficience technique de production de Farrell (1957).

S^t – Frontière de production.

Notons que : $D_i^t(x_i^t, y_i^t) \leq 1$ si et seulement si $(x_i^t, y_i^t) \in S^t$.

Färe et al. (1994) définissent l'indice synthétique de la productivité de Malmquist (1953) comme suit :

$$M_0(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, x_i^t, y_i^t) = \left[\frac{D_0^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) D_0^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^t(x_i^t, y_i^t) D_0^{t+1}(x_i^t, y_i^t)} \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (9)$$

Cette fonction distance mesure le changement proportionnel maximum de l'output pour que le couple (y_i^{t+1}, x_i^{t+1}) soit réalisable par rapport à la technologie de la période t . Elle calcule la distance qui sépare une observation de la frontière technologique.

Pour éviter de choisir une référence particulière, Caves, Christensen et Diewart (1982) ont décomposé l'indice synthétique de Malmquist (1953) comme étant la moyenne géométrique de deux indices :

$$M^t = \frac{D_0^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^t(x_i^t, y_i^t)}. \quad (10)$$

et

$$M^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^{t+1}(x_i^t, y_i^t)}. \quad (11)$$

L'équation (10) montre que l'indice peut être décomposé en deux composantes indépendantes : changement de l'efficacité (ECH_i^t) et progrès technologique (TCH_i^t).

$$(ECH_i^t) = \frac{D_0^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^t(x_i^t, y_i^t)}. \quad (12)$$

$$(TCH_i^t) = \left[\left(\frac{D_0^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x_i^t, y_i^t)}{D_0^{t+1}(x_i^t, y_i^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (13)$$

L'équation (12) est le ratio de l'efficacité technique de Farrell (1957) alors que l'équation (13) traduit la moyenne géométrique de l'évolution technologique. En effet, sur la base de l'hypothèse des rendements d'échelle constants, Färe et al. (1994) ont décomposé l'efficacité technique, en efficacité technique pure et en efficacité d'échelle, à l'image de Farrell (1957). L'efficacité d'échelle fait référence à la taille

de l'unité de production alors que l'efficacité technique pure traduit l'utilisation optimale des ressources par le gestionnaire de l'unité de production.

Après transformation, l'équation (9) peut être reformulée comme suit :

$$M_0(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, x_i^t, y_i^t) = MALM_i^t = ECH_i^t \times TCH_i^t$$

$$M_0(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, x_i^t, y_i^t) = \left[\frac{D_0^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^t(x_i^t, y_i^t)} \right] \left[\left(\frac{D_0^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_0^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x_i^t, y_i^t)}{D_0^{t+1}(x_i^t, y_i^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (14)$$

Si $x^t = x^{t+1}$ et $y^t = y^{t+1}$, alors $Mo(.) = 1$ et $Mo(.) > 1$, traduit un gain de productivité

Le premier terme de l'équation (14) représente le changement de l'efficacité technique, il traduit un rapprochement ou un éloignement de la frontière des meilleures pratiques. Le second terme traduit le changement technologique qui se matérialise par un déplacement de la frontière de production à la période $t + 1$.

Ainsi, nous pouvons calculer, pour chaque unité de production i , les trajectoires de la productivité, du changement de l'efficacité technique et du progrès technique.

Une valeur de ECH_i^t et de TCH_i^t supérieure à 1 traduit une amélioration de l'efficacité technique et du progrès technique entre les deux périodes.

Pour estimer le modèle empirique, nous partons de l'hypothèse d'une technologie à rendements d'échelle constants (Fare et al. 1994) et des données de FAOSTAT (2015) pour mesurer la dynamique de la productivité agricole dans chaque pays de l'UEMOA durant la période 1990–2014.

L'indice de la production agricole est représenté par l'output et la main d'œuvre est captée par la population active, c'est-à-dire l'ensemble des personnes occupées ou non dans l'agriculture, la chasse, la pêche et la foresterie. La terre est l'ensemble des superficies utilisées pour la culture (temporaires/pérennes) et le pâturage. L'engrais est mesuré par la quantité (tonne métrique) d'éléments fertilisants agricoles consommés par chaque pays. Nous prenons aussi en compte le nombre total des tracteurs utilisés dans l'agriculture.

A la période t , les variables du modèle sont :

- y_i^t : vecteur des quantités d'outputs du pays i .
- x_i^t : vecteur des quantités d'inputs du pays i .
- Yt : matrice ($M \times N$) des quantités d'outputs des N pays.
- Xt : matrice ($K \times N$) des quantités d'inputs des N pays.
- λ : vecteur ($N \times 1$) de pondération.
- θ : scalaire reflétant le degré d'explication du vecteur output.

Ainsi, nous procédons à la résolution des quatre programmes linéaires suivants :

$$[D_0^t(x^t, y^t)]^{-1} = \max_{\theta, \lambda, \theta} \begin{cases} -\theta y_i^t + Y^t \lambda^3 0 \\ S/C \begin{cases} x_i^t - X^t \lambda^3 0 \\ \lambda^3 0 \end{cases} \end{cases} \quad (\text{PL1})$$

$$[D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})]^{-1} = \max_{\theta, \lambda, \theta} \begin{cases} -\theta y_i^{t+1} + Y^{t+1} \lambda^3 0 \\ S/C \begin{cases} x_i^{t+1} - X^{t+1} \lambda^3 0 \\ \lambda^3 0 \end{cases} \end{cases} \quad (\text{PL2})$$

$$[D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})]^{-1} = \max_{\theta, \lambda, \theta} \begin{cases} -\theta y_i^{t+1} + Y^t \lambda^3 0 \\ S/C \begin{cases} x_i^{t+1} - X^t \lambda^3 0 \\ \lambda^3 0 \end{cases} \end{cases} \quad (\text{PL3})$$

$$[D_0^{t+1}(x^t, y^t)]^{-1} = \max_{\theta, \lambda, \theta} \begin{cases} -\theta y_i^t + Y^{t+1} \lambda^3 0 \\ S/C \begin{cases} x_i^t - X^{t+1} \lambda^3 0 \\ \lambda^3 0 \end{cases} \end{cases} \quad (\text{PL4})$$

2. Résultats et implications de politiques économiques

Nous exposons d'abord, la nature des résultats avant d'en déduire les implications de politiques économiques, ensuite.

2.1. Présentation des résultats

Nos estimations économétriques révèlent deux types de résultats : d'une part, une contribution plus importante du changement technologique à la productivité agricole et une plus forte influence de l'efficacité d'échelle sur l'efficacité technique, d'autre part.

Une contribution plus importante du changement technologique à la productivité agricole

Le tableau 1 ci-dessous montre que, dans l'espace UEMOA, la productivité totale des facteurs du secteur agricole a enregistré une hausse en moyenne de 3,1%. Malgré une variation positive dans chaque pays, nous constatons une grande hétérogénéité au sein de l'union. En effet, les résultats classent les pays en trois groupes :

- le premier constitué uniquement par le Burkina Faso avec un taux de croissance de la productivité globale des facteurs supérieur à 5 %,
- le second, avec des taux compris entre 3% et 5% (Niger, Bénin, Guinée Bissau),
- le troisième et le dernier groupe, avec des taux de croissance inférieurs à 3% (Mali, Côte d'Ivoire, Togo, Sénégal).

Tableau 1 : Décomposition de la productivité globale des facteurs dans l'agriculture

Pays	Taux de changement de l'efficacité technique globale TCETG	Taux de changement du niveau technologique TCTEC	Taux de changement de la productivité totale des facteurs TCPTF
Bénin	1,000	1,036	1,036
Burkina Faso	1,004	1,073	1,078
Côte d'Ivoire	1,004	1,016	1,020
Guinée – Bissau	1,000	1,032	1,032
Mali	1,011	1,012	1,024
Niger	1,016	1,031	1,048
Sénégal	0,992	1,009	1,001
Togo	1,007	1,007	1,015
UEMOA	1,004	1,027	1,031

Source : Calculs de l'auteur.

Cette hétérogénéité traduit l'existence de trois groupes de pays en ce qui concerne la productivité globale des facteurs au niveau de l'agriculture. Par ailleurs, la hausse de la productivité globale des facteurs découle soit d'une amélioration de l'efficacité de l'appareil productif, soit d'un changement technologique. Avec une croissance moyenne de 2,7%, le changement technologique (TCTEC) est le facteur déterminant de l'amélioration de la productivité agricole au sein de l'UEMOA.

Les résultats montrent que le passage d'un groupe de pays à un autre entraîne une diminution du degré d'explication de la productivité globale des facteurs par le changement technologique. Ainsi, dans le premier groupe, la croissance de la productivité globale des facteurs est expliquée par une hausse de 7,3% du changement technologique contre une hausse de 0,4% de l'efficacité technique. Dans le second groupe, elle est expliquée par une augmentation en moyenne de 3,3% du changement technologique contre 0,5% de l'efficacité technique et enfin, dans le troisième groupe, nous avons 1,1% contre 0,35%.

Une influence plus forte de l'efficacité d'échelle sur l'efficacité technique

La décomposition de l'efficacité technique du secteur agricole en efficacité technique pure et en efficacité d'échelle est présentée dans le tableau 2 suivant :

Tableau 2 : Décomposition de l'efficacité technique au cours de la période 1990–2014

Pays	Taux de croissance de l'efficacité technique pure TCETP	Taux de croissance de l'efficacité d'échelle TCEE	Taux de croissance de l'efficacité technique globale TCETG
Bénin	1,000	1,000	1,000
Burkina Faso	1,006	0,998	1,004
Côte d'Ivoire	1,000	1,004	1,004
Guinée – Bissau	1,000	1,000	1,000
Mali	1,000	1,011	1,011
Niger	0,997	1,019	1,016
Sénégal	0,997	0,995	0,992
Togo	1,004	1,003	1,007
Moyenne	1,001	1,004	1,004

Source : Calculs de l'auteur.

L'analyse du tableau montre une tendance à l'augmentation de l'efficacité technique globale de 0,4% en moyenne pour l'ensemble des pays de l'UEMOA. Cependant, cette performance n'a pas été homogène. A ce niveau, les résultats déclinent trois groupes de pays :

- les pays ayant une croissance de l'efficacité technique globale supérieure à 1% (Mali et Niger),
- les pays ayant un taux de croissance compris entre 0% et à 1% (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Togo, Benin, Guinée-Bissau),
- le Sénégal qui enregistre une variation négative de l'efficacité technique globale avec un taux inférieur à 0%.

L'augmentation de l'efficacité technique de la production agricole peut être imputable plus à l'efficacité d'échelle qu'à l'efficacité technique pure. En effet, le tableau 2 montre que l'efficacité d'échelle (0,4%) connaît en moyenne une hausse relativement plus forte que l'efficacité technique pure (0,1%).

Cependant, si dans certains pays, la croissance de l'efficacité technique globale dépend plus de l'efficacité technique pure (Burkina Faso, Togo), pour d'autres, nous avons un résultat contraire (Côte d'Ivoire, Mali, Niger). Le cas du Sénégal est particulier en ce que la baisse est surtout tirée par l'efficacité d'échelle.

2.2. Implications de politique économique

L'analyse des résultats permet d'affirmer que l'amélioration de la productivité totale des facteurs du secteur agricole dans l'UEMOA est imputable, en grande partie,

à l'introduction et au développement de nouvelles technologies agricoles dans les différents pays, ce qui explique la situation exceptionnelle du Burkina Faso.

En effet, ce pays a investi dans les technologies agricoles grâce à des règles de contractualisation favorisant un processus d'innovation guidé par la demande. L'augmentation des rendements agricoles provient aussi de la mise en place d'un dispositif d'appui-conseil agricole avec des conseillers qui assurent l'encadrement des producteurs dans l'adaptation, la démonstration et la diffusion de nouvelles pratiques technologiques.

Il est donc important que les autres pays de la zone s'inspirent de ces mécanismes mis en place au Burkina Faso. Cependant, ayant des spécificités agricoles différentes, chaque Etat doit donc s'appuyer sur ses avantages comparatifs en matière de spéculations agricoles pour davantage booster la productivité agricole.

Il convient alors, pour les Etats de l'UEMOA, d'intensifier les investissements agricoles pour développer des paquets technologiques appropriés tels que des technologies d'irrigation entraînant l'introduction d'une plus grande mécanisation agricole.

En effet, des innovations technologiques agricoles, permettent d'avoir une agriculture hautement productive, efficace et compétitive, susceptible de booster la croissance économique (FAO 2009). Pour maintenir cette dynamique, il apparaît primordial, dans le cadre de la Politique Agricole Commune (PAC) de l'UEMOA, de mener des actions dans trois directions :

- faciliter l'accès de différentes catégories de producteurs aux nouvelles technologies agricoles,
- encourager le transfert technologique entre l'extérieur et les pays de l'UEMOA, par le biais des investissements directs étrangers,
- accroître les investissements en mettant l'accent sur les activités de recherche/développement.

Etant donné que l'agriculture est la principale source d'emplois et de revenus pour une bonne partie de la population, investir dans l'efficacité et la productivité devrait donc être l'une des priorités de la commission de l'UEMOA afin de réaliser une croissance économique forte capable de réduire de manière significative la pauvreté.

Conclusion

Cet article présente des résultats importants sur le niveau et la tendance de la productivité globale des facteurs du secteur agricole des pays membres de l'UEMOA. Du point de vue méthodologique, il se fonde sur l'indice de Malmquist (1953) en utilisant des données de panel sur la période 1990–2014.

Les résultats révèlent que la productivité globale des facteurs a connu une croissance sur l'ensemble des pays de la zone. L'analyse montre que la performance de la

productivité agricole est due au changement technologique. Cependant, l'efficacité technique a connu aussi une augmentation qui s'explique plus par l'efficacité d'échelle que par l'efficacité technique pure. Il faut souligner tout de même que le Sénégal est le seul pays de la zone à connaître une baisse de son efficacité technique globale. Il serait donc, intéressant dans les recherches ultérieures d'analyser l'efficacité allocative et l'efficacité économique.

Bibliographie

- Alene, A.D., 2010, *Productivity Growth and the Effects of R&D in African Agriculture*, *Agricultural Economics*, 41, pp. 223–238.
- Avila, A.F., Evenson, R.E., 2010, *Total Factor Productivity Growth in Agriculture: The Role of Technological Capital*, dans: Evenson, R.E., Pingali, P. (eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 4. Elsevier Science, Amsterdam, pp. 3769–3822.
- Ball, V.E., Butault, J.P., San Juan Mesonada, C., Mora, R., 2010, *Productivity and International Competitiveness of Agriculture in the European Union and the United States*, *Agricultural Economics*, vol. 41, pp. 611–627.
- Baumol, W., 1984, *On Productivity Growth in the Long Run*, *Atlantic Economic Journal*, 12, pp. 4–10.
- Block, S., 2010, *The Decline and Rise of Agricultural Productivity in Sub-Saharan Africa Since 1961*, National Bureau of Economic Research MA: (NBER), Working Paper 16481. Cambridge.
- Caves, D.W., Christensen, L.R., Diewert, W.E., 1982, *The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity*, *Econometrica*, 50 (6), pp. 1393–1414.
- Chaudhary, S., 2012, *Trends in Total Factor Productivity in Indian Agriculture: State-level Evidence Using Non-parametric Sequential Malmquist Index*, Working Paper, no. 215, Centre for Development Economics, Delhi School of Economics.
- Coelli, T.J., Rao, D.S.P., 2005, *Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980–2000*, *Agricultural Economics*, 32 (1), pp. 115–134.
- FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations), 2012, FAOSTAT agricultural database.
- FAO, 2009, *Le défi spécifique en Afrique Subsaharienne in Forum d'experts de haut niveau Comment nourrir le monde 2050*, Rome/Italie.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., Zhang, Z., 1994, *Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries*, *American Economic Review* 84, pp. 66–83.
- Farell, M.J., 1957, *The Measurement of Production Efficiency*, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120, pp. 253–281.
- Fuglie, K., 2012, *Productivity Growth and Technology Capital in the Global Agricultural Economy*, dans : Keith, O., Fuglie, Sun Ling Wang, Eldon Ball V., *Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective*, CAB International, Oxfordshire, UK.

- Fulginiti, L.E., Perrin, R.K. Yu, B., 2004, *Institutions and Agricultural Productivity in Sub-Saharan Africa*, *Agricultural Economics*, 31, pp. 169–180.
- Gillis, M., 1990, *Economie Du Développement*, Nouveaux Horizons.
- Greenwald, D., 1984, *Encyclopédie économique*, Tendances actuelles.
- Headey, D., Alauddin, M., Rao, D.S.P., 2010, *Explaining Agricultural Productivity Growth: An International Perspective*, *Agricultural Economics*, 41, pp. 1–14.
- Kawagoe, T., Hayami, Y., Ruttan, V., 1985, *The Intercountry Agricultural Production Function and Productivity Differences Among Countries*, *Journal of Development Economics*, 19, pp. 113–132.
- Krugman, P., 1997, *The Age of Diminished Expectations: U.S. Economic Policy in the 1990s*, Cambridge, Mass, MIT Press, London.
- Lau, L.T., Yotopoulos, P.A., 1989, *The Metaproduction Function Approach to Technological Change in World Agriculture*, *Journal of Development Economics*, 31, pp. 241–269.
- Lio, M.C, Hu, J.L., 2008, *Governance and agricultural production efficiency: A cross-country aggregate frontier analysis*, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 60, no. 1, 2009, pp. 40–61.
- Malmquist, S., 1953, *Index Numbers and Indifference Surfaces*, *Trabajos de Estadística* 4, pp. 209–242.
- Mounier, A., 1992, *Les Théories Économiques de la Croissance Agricole*, INRA, Economica.
- Nin, A., Arndt C., Preckel, P.V., 2003, *Is Agricultural Productivity in Developing Countries Really Shrinking? New Evidence Using a Modified Nonparametric Approach*, *Journal of Development Economics*, 71, pp. 395–415.
- Nin, A., Yu, B., 2008, *An Updated Look at the Recovery of Agricultural Productivity in Sub-Saharan Africa*, IFPRI Discussion Paper 00787, Washington, DC.
- Nin-Pratt, A., Yu, B., 2011, *Agricultural Productivity and Policies in Sub-Saharan Africa*, International Food Policy Research Institute (IFPRI), Development Strategy and Governance Division, Discussion paper 01150.
- Nkamleu, G., 2004, *Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in African Agriculture*, *African Development Review*, 16 (1), pp. 203–222.
- Olajide, A.A., 2011, *Empirical Analysis of Agricultural Productivity Growth in Sub-Sahara Africa: 1961–2003*, *Libyan Agriculture Research Center Journal International*, 2 (5), pp. 224–231.
- Rungsuriyawiboon, S., Lissitsa, A. 2006, *Agricultural Productivity Growth in the European Union and Transition Countries*, IAMO Discussion Paper no. 94. www.nesdb.go.th/econSocial/macro/TNCE/Download/1/supawat.pdf.
- Schultz, T.W., 1964, *Transforming traditional agriculture*, New Haven, Yale University Press.
- Solow, R.M., 1957, *Technical Change and the Aggregate Production Function*, *Review Economic Statistics*, 39(3), pp. 312–320.
- Thirtle, C., Piesse, J. Lusigi, A., Suhariyanto, K., 2003, *Multi-factor Agricultural Productivity, Efficiency and Convergence in Botswana, 1981–1996*, *Journal of Development Economics*, 71, pp. 605–624.

POLITIQUE MONETAIRE ET ZONE EURO

JEAN-CHRISTOPHE POUTINEAU

CREM, UMR CNRS 6211, Université de Rennes I, Rennes, France

GAUTHIER VERMANDEL

Université Paris-Dauphine & PSL Research University, Paris, France

Auteur correspondant : Jean-Christophe Poutineau, jean-christophe.poutineau@univ-rennes1.fr

**LA POLITIQUE DE CIBLAGE D'INFLATION DANS LES
ÉCONOMIES ÉMERGENTES : UNE ÉVALUATION DE
L'EXPÉRIENCE POLONAISE (1995–2015)**

Résumé : Cet article évalue le bilan de la politique monétaire polonaise entre 1995 et 2014 à l'aide du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne estimé à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance bayésien. Nos résultats montrent que la Banque Nationale de Pologne a été particulièrement réactive à l'inflation puisque l'élasticité du taux d'intérêt à cette variable est de 1,86. L'analyse de la contribution des différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise permet de contraster les facteurs déterminant les fluctuations de l'activité de ceux affectant l'évolution trimestrielle de l'inflation. Ainsi, les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité tandis que les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande. Enfin, une seconde série de résultats, fondés sur une analyse contrefactuelle de la période 1995–2014 permet d'observer que la règle de politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne au cours de cette période ne se distingue pas réellement du scénario "agressif" visant à réagir fortement aux développements inflationnistes et qu'elle a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

Mots-clés : politique monétaire, règle de Taylor, modèle d'équilibre général intertemporel, estimation bayésienne.

JEL Classification : F32, F34, F36, F44.

INFLATION TARGETING IN EMERGING ECONOMIES: THE ASSESSMENT OF THE POLISH EXPERIENCE (1995–2015)

Abstract: The aim of this paper is to assess the Polish monetary policy experience between 1995Q1 and 2014Q4 in the light of the three equation new Keynesian model estimated with Bayesian econometrics. Our results show that the National Bank of Poland has performed relatively well in stabilizing activity and inflation as the results observed are very close to the ones obtained under either an aggressive simple interest rule.

Keywords: monetary policy, Taylor rule, DSGE model, Bayesian estimation.

Introduction

La Pologne a débuté sa transition vers l'économie de marché en 1990 dans un cadre macroéconomique particulièrement dégradé (hyperinflation, chômage, forte dette extérieure, cours de la monnaie fortement dégradé...). Une série de réformes structurelles importantes en partie centrées sur le marché des biens et services ont permis à ce pays de décoller économiquement puisqu'à la fin des années 1990, le PIB par tête d'habitant en Pologne représentait environ 40% du PIB moyen. Au-delà des mesures structurelles, la politique monétaire a constitué un pilier important de la transformation économique polonaise. De 1990 à 1995 (adoption du nouveau Zloty) la conduite de la politique monétaire menée par la Banque Nationale de Pologne a été réformée à plusieurs reprises pour lutter contre l'inflation. Ainsi, alors que le taux d'inflation en Pologne était de 250% en 1989, il n'atteignait plus que 21% en 1995. Ce résultat a été atteint en grande partie par un contrôle strict de l'évolution des agrégats monétaires et la mise en œuvre de mesures administratives strictes visant à contrôler la liquidité du secteur bancaire.

Le tournant important de la politique monétaire polonaise se situe sans doute en 1995 avec la mise en circulation d'un nouveau Zloty (suite à une dévaluation de 1 :10 000 par rapport à l'ancienne monnaie). Depuis cette date, en effet, l'indépendance de la banque centrale a été renforcée et la Banque Nationale de Pologne a adopté une stratégie de politique monétaire fondée sur le ciblage de l'inflation (officiellement actée en 1997) et l'utilisation d'instruments de marché. Cette politique de ciblage d'inflation stricte a permis de réduire le taux d'inflation à 1,7% en 2003.

L'objectif de cet article est d'apprécier le bilan de la politique monétaire polonaise depuis les 20 dernières années au travers du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne. L'évolution institutionnelle dans lequel s'opère la politique monétaire polonaise et l'utilisation du taux d'intérêt directeur comme mécanisme de transmission des décisions de politique monétaire, permet de procéder à cet exercice à l'aide du modèle de synthèse à trois équations. Ce modèle repose sur une

description du fonctionnement de l'économie fondée sur une relation de Phillips nouvelle keynésienne (du côté offre) et sur une relation IS intertemporelle (du côté de la demande). La politique monétaire est conduite selon une règle simple reliant le taux d'intérêt aux évolutions de l'inflation et de l'output gap. La vision de la politique monétaire menée dans ce cadre correspond à celle prévalant en Pologne selon laquelle (i) l'objectif principal de la politique monétaire était de maintenir un taux d'inflation faible et stable, et. (ii) la conduite des actions de politique monétaire était basée sur le contrôle d'un taux d'intérêt directeur.

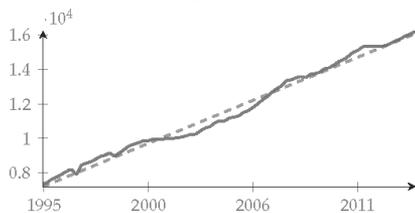
Cet article propose de fait deux séries de résultats. La première partie de l'analyse s'attache à apprécier dans quelle mesure le modèle de synthèse à trois équations permet de capter les caractéristiques de l'économie polonaise. Ce cadre est estimé du premier trimestre 1995 au quatrième trimestre 2014 et les résultats obtenus montrent que la Banque Nationale de Pologne a été particulièrement réactive à l'inflation puisque l'élasticité du taux d'intérêt à cette variable est de 1,86 (pour une valeur théorique généralement postulée à 1,5 dans la littérature) tandis que l'élasticité à l'output gap est de 0,6. En comparant les fonctions impulsionnelles obtenues sur la base de ce modèle avec un modèle BVAR(4) on montre de nombreuses similarités (en particulier pour la transmission des chocs réels d'offre et de demande). L'analyse de la contribution de différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise permet d'observer (i) que les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité (les premiers ayant un effet pro cyclique tandis que les second ont un effet contra cyclique), tandis que (ii) les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande. Une seconde série de résultats, fondés sur une analyse contrefactuelle de la période 1995–2014 apprécie le degré d'activisme et les résultats de la politique effectivement menée (et estimée sur la base du cadre d'analyse) à d'autres scénarios. Nous observons que la règle de politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne au cours de cette période ne se distingue pas réellement du scénario "agressif" visant à réagir fortement aux développements inflationnistes et qu'elle a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

Le reste de l'article est organisé de la manière suivante : la section 1 met en perspective le cadre d'analyse retenu dans cet article en présentant les principaux faits stylisés qui ont caractérisé l'évolution macroéconomique et la conduite de la politique monétaire en Pologne sur la période 1995–2014. La section 2 introduit le cadre d'analyse de l'étude et présente les résultats de l'estimation du modèle obtenus en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance bayésien. La section 3 reporte les réponses impulsionnelles du modèle et les compare à celles provenant d'un cadre BVAR(4), apprécie la contribution de différents chocs à l'évolution macroéconomique trimestrielle et compare la politique effectivement menée à des scénarios alternatifs, sur la base d'un exercice contrefactuel. La section 4 conclut.

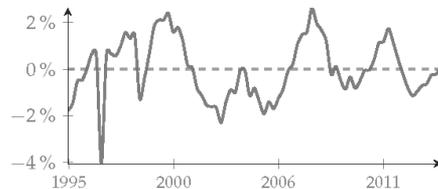
1. Faits stylisés et réformes monétaires

La figure 1 résume les performances macroéconomiques de la Pologne du premier trimestre 1995 au quatrième trimestre 2014 en retenant les trois variables clefs du modèle de synthèse de la nouvelle économie keynésienne (l'activité, le taux d'inflation et le taux d'intérêt). Comme le soulignent les figures 1a et 1b, le PIB réel a augmenté de manière significative au cours de la période (de $0,7 \times 10^4$ millions de Zlotys en 1995 à $1,4 \times 10^4$ en 2015). Toutefois, cette évolution a été caractérisée par de fortes fluctuations autour du trend (en particulier entre 1995 et 1999). L'évolution dynamique de l'inflation et du taux d'intérêt (représentées par les figures 1c et 1d) reflètent quant à elles les conséquences des évolutions institutionnelles qui ont marqué la conduite de la politique monétaire.

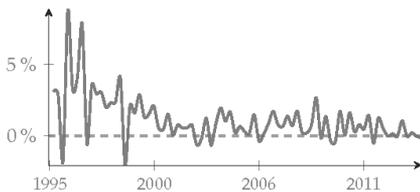
a) PIB réel par tête (bleu) et son trend linéaire (gris)



b) Déviations en pourcentages du PIB réel par rapport à son trend



c) Taux d'inflation trimestriel calculé par le déflateur du PIB



d) Taux d'intérêt annuel du marché monétaire

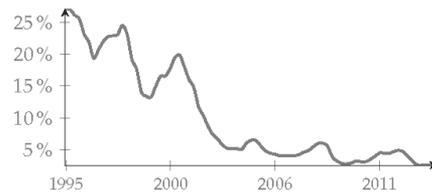


Figure 1 : Bilan macroéconomique de la Pologne entre 1995 et 2014

Le taux d'inflation a baissé de manière significative depuis la fin des années 1990 et l'adoption de pratiques nouvelles fondées sur le ciblage de l'inflation a renforcé de manière cruciale ce phénomène. Ces cinq années sont particulièrement intéressantes, le taux d'inflation ayant baissé de 60% à 15%. Une valeur élevée pour les taux d'intérêt (qui ont baissé de 30% en 1995 à 15% en 1999) a été nécessaire pour inverser la dynamique de l'inflation. L'augmentation transitoire de l'inflation en 2000–2001 a été stabilisée par une augmentation temporaire des taux d'intérêt. Ces taux d'intérêt ont ensuite baissé pour amortir le ralentissement de l'activité en 2001–2002. Au terme de 12 ans de désinflation depuis le début de transition en 1990,

le taux d'inflation polonais a atteint un minimum de 1,7 % en 2003. Par la suite, la crise financière qui a débuté en 2007 aux Etats-Unis, a affecté légèrement l'activité polonaise entre 2008 et 2009 ainsi que reporté par l'output gap négatif (même si aucune « cassure » ne peut être observée dans l'évolution à moyen terme en ce qui concerne l'inflation et le taux d'intérêt). Comme expliqué par Lyziak et al. (2011) « la Pologne a reçu provenant de la politique de cohésion européenne qui l'a préservé des effets de la contagion négative provenant de cette crise au niveau international ».

Ces performances macroéconomiques sont en grande partie dues aux mesures de politique monétaire conduites par la Banque Nationale de Pologne. En effet, depuis 1989 la politique monétaire a été un élément important de la stratégie mise en œuvre pour adopter le fonctionnement d'une économie de marché. Deux raisons principales sont généralement invoquées dans la littérature pour expliquer ce poids attribué aux décisions de politique monétaire. Tout d'abord, le début de la période de transition a été marqué par une courte période d'hyper inflation qui a nécessité un contrôle étroit de l'évolution des agrégats monétaires. D'autre part, la Pologne a mis en œuvre une politique d'intégration à l'Union européenne qui a nécessité une réforme en profondeur des mécanismes de mise en œuvre de sa politique monétaire, tant au niveau de ses objectifs que de ses instruments.

Préalablement à la période retenue dans cet article, la Pologne a connu de 1989 à 1995 de fortes transformations économiques qui lui ont permis de mettre en place les bases de sa future politique monétaire. En 1989 la situation de la Pologne était particulièrement dégradée: cette année-là la Pologne n'a pas été capable de rembourser une partie du service de sa dette tout en connaissant une période d'hyper inflation. De 1989 à 1995 l'objectif principal de la Banque Nationale de Pologne a été de faire baisser structurellement le taux d'inflation. Deux chiffres permettent de résumer la réussite de cette politique : le taux annuel d'inflation qui avoisinait 250% en 1989 est tombé à 21% en 1995. Ce bon résultat a été atteint dans un environnement changeant : la baisse initiale du taux d'inflation (de 250% en 1989 à 60,4% en 1991 et 44,3% en 1992) a été obtenue par des réformes importantes centrées sur la dérégulation du marché des biens et services et la réduction du déficit budgétaire et sur une politique monétaire stricte fondée sur un contrôle étroit des agrégats monétaires sur la base de pratiques administratives. La loi bancaire (Banking Act) de 1989 a établi le principe de la banque universelle et le contrôle de la quantité de monnaie en circulation s'est effectuée par l'imposition de réserves obligatoires importantes sur les banques. Cette politique particulièrement violente a été justifiée par la situation de surliquidité bancaire et le sous-développement des marchés financiers en Pologne à cette époque. Le statut et les pratiques de la Banque Nationale de Pologne ont été actualisés une nouvelle fois par la loi bancaire de 1992 qui a renforcé l'indépendance de cette banque centrale. A partir de 1993, l'utilisation d'instruments de marché a commencé à prévaloir dans les interventions de la banque afin de se rapprocher des pratiques conventionnelles qui caractérisaient les

banques centrales européennes. Au cours de cette période des mesures transitoires de contrôle de l'évolution des agrégats monétaires sont toutefois restés en pratiques afin de cadrer l'évolution de l'inflation.

L'analyse menée dans cet article débute en 1995. Cette année est généralement considérée comme un tournant de la politique monétaire polonaise. Tout d'abord, cette date correspond à la finalisation du marché interbancaire en Pologne. D'autre part, une réforme monétaire a été menée avec l'introduction d'un nouveau zloty dont la valeur correspond à 1:10 000 de l'ancien Zloty. Les deux années qui ont suivi cette réforme ont été caractérisées par des changements en profondeur dans la mise en œuvre de la politique monétaire. A partir de 1996, la Banque Nationale de Pologne a fixé des objectifs opérationnels de politique monétaire et à partir de 1997 elle a suivi une politique de ciblage de l'inflation. La loi bancaire de 1997 a renforcé la similarité des procédures de la Banque Nationale de Pologne avec celles adoptées par les banques centrales d'Europe de l'ouest. Ainsi, l'indépendance de la Banque Nationale de Pologne a été renforcée par la mise en place d'un conseil de politique monétaire (auparavant les décisions restaient à la discrétion du président de la banque). Suite à cette loi bancaire, la stabilité des prix est devenue l'objectif prioritaire de la politique monétaire. Au-delà de ce principe général, la Banque Nationale de Pologne a pu à la fois déterminer ses objectifs de politique monétaire et ses instruments.

La politique d'accession de la Pologne comme membre de l'Union européenne (UE) à partir de 1994 a constitué un autre élément qui a renforcé le mécanisme de mise en place de la politique de ciblage d'inflation. En 1994, le traité d'association avec les pays de l'union européenne (signé en 1991) est entré en application. La contrainte sur la stabilisation des prix a été renforcée par le projet de transition vers l'Union Economique et Monétaire. Depuis 1999, la Banque Nationale de Pologne ne prend plus en compte les modifications de la masse monétaire comme objectif de politique monétaire. La "stratégie de politique monétaire à moyen terme" (1999–2003) a eu pour objectif principal de faire baisser le taux d'inflation en dessous de 4% en 2003. La Pologne est devenu membre de l'UE en mai 2004 et la Banque Nationale de Pologne une des composantes du Système Européen de Banques centrales. En février 2004, la Banque Nationale de Pologne a mis en place une nouvelle politique de moyen terme *la stratégie de politique monétaire après 2003* afin de sécuriser la politique de ciblage d'inflation à la suite du processus de désinflation. Durant cette période, la cible d'inflation était fixée à 2,5% (+/-1 point) et la mise en œuvre de la politique monétaire reposant sur l'instrument du taux d'intérêt directeur.

La réaction de la Banque Nationale de Pologne à la crise financière a été assez originale si on la compare à celle des autres banques centrales de pays développés ou émergents. La réaction initiale de la Banque Nationale de Pologne a été de mettre en œuvre des mesures fondée sur la gestion de la liquidité. Toutefois, à la

différence de la Banque Centrale Européenne, elle n'a utilisé que des instruments conventionnels (fondés sur l'usage du taux au jour le jour). Ainsi que le souligne notamment Lyziak et al. (2011), contrairement à d'autres pays, la Pologne a peu senti les effets du krach financier compte tenu de l'ouverture commerciale et financière plus faible que d'autres économies émergentes d'Europe de l'Est. De plus, les fonds perçus de la politique de cohésion européenne ont eu un fort effet stabilisateur et ont permis à la Banque Nationale de Pologne de poursuivre la mise en œuvre d'une politique monétaire conventionnelle.

2. Le cadre d'analyse

Cette section présente le cadre théorique et économétrique de l'article. Dans une première sous-section, nous détaillons le cadre d'analyse fondé sur une version log-linéaire du modèle de synthèse de la nouvelle économie keynésienne. Dans une seconde sous-section, nous précisons la démarche économétrique fondée sur l'utilisation du maximum de vraisemblance bayésien introduit pour l'estimation des Modèles d'Equilibre Général Intertemporel Stochastique (MEGIS) par Smets et Wouters (2003, 2007).

2.1. Le modèle nouveau keynésien à trois équations

Le modèle de synthèse de la nouvelle économie keynésienne propose une description compacte du fonctionnement de l'économie. Sous forme log linéaire, il combine trois équations : une relation de Phillips nouvelle keynésienne (du côté offre), une relation IS intertemporelle (du côté de la demande) et une règle monétaire simple (telle la règle de Taylor) qui décrit la réaction du taux d'intérêt à l'évolution de l'*output gap* et de l'inflation. Les relations de Phillips et IS sont construites sur des fondements microéconomiques (voir par exemple Poutineau, Sobczak et Vermandel (2015) pour une introduction). La forme retenue dans cet article est une version hybride du cadre de la NEK, prenant en compte des rigidités réelles (habitudes de consommation notamment).

La première équation du modèle (courbe IS intertemporelle) décrit une relation négative entre demande agrégée et taux d'intérêt : en maximisant son bien-être, le ménage va allouer son revenu de façon intertemporelle entre consommation et épargne en fonction du taux d'intérêt par un phénomène de lissage. Une hausse du taux d'intérêt incite le ménage à épargner, alors qu'une baisse l'incite à consommer. Une fois log-linéarisée, l'équation d'Euler qui décrit le comportement de consommation intertemporelle du ménage relie l'écart de production courant (\hat{y}_t) à sa valeur passée (\hat{y}_{t-1}), à sa valeur future anticipée ($E_t \hat{y}_{t+1}$), au taux d'intérêt réel courant $\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}$ et à un choc de demande ε_t^D :

$$\hat{y}_t = \frac{h/\gamma}{1+h/\gamma} \hat{y}_{t-1} + \frac{1}{1+h/\gamma} \hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_C(1+h/\gamma)} (\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \varepsilon_t^D \quad (1)$$

Dans cette relation, h est le niveau d'inertie de l'écart de production (micro-fondé par des habitudes de consommation des ménages), $\sigma_C > 0$ représente l'élasticité de répartition intertemporelle de la consommation et le choc de demande est un processus autorégressif d'ordre 1 de la forme : $\varepsilon_t^D = \rho^D \varepsilon_{t-1}^D + \eta_t^D$ (où $0 \leq \rho^D < 1$ est un terme autorégressif tandis que l'innovation se décrit par $\eta_t^D \sim N(0, \sigma_D^2)$).

La deuxième équation est la nouvelle courbe de Phillips. Comme dans sa version originelle (Phillips 1958), la relation de Phillips combinée à la loi d'Okun permet d'obtenir un lien direct entre écart de production et taux d'inflation. Le fondement microéconomique de cette relation est décrit du point de vue d'une firme proposant un bien différencié imparfaitement substituable aux autres biens dans le panier de consommation des agents. Dans ce cadre de concurrence monopolistique, cette firme ne peut ajuster son prix de vente que de manière discontinue dans le temps (selon le mécanisme de Calvo (1983)) créant de fait une rigidité nominale. Une fois ce comportement agrégé sur l'ensemble des firmes et après log-linéarisation, cette nouvelle courbe de Phillips lie le taux d'inflation courante ($\hat{\pi}_t$) à l'inflation passée ($\hat{\pi}_{t-1}$), à l'inflation anticipée ($E_t \hat{\pi}_{t+1}$), à l'écart de production (\hat{y}_t) et à un choc d'offre qui pousse les prix à la hausse (ε_t^S). Elle a la forme suivante :

$$\hat{\pi}_t = \frac{\xi}{1 + \beta \xi \gamma^{1-\sigma}} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta \gamma^{1-\sigma}}{1 + \beta \xi \gamma^{1-\sigma}} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa \left[(\sigma_C + \sigma_L) \hat{y}_t - \left(\sigma_C \frac{h}{\gamma} \right) \hat{y}_{t-1} \right] + \varepsilon_t^S \quad (2)$$

Dans cette équation, $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta\gamma^{1-\sigma})}{\theta(1+\theta\beta\gamma^{1-\sigma})}$, le paramètre représente le degré de

persistance de l'inflation tel que décrit par Clarida, Gali et Gertler (1999), $0 < \beta < 1$ est le facteur d'escompte, $0 \leq \theta < 1$ est le degré de rigidité des prix tandis que $\sigma_L > 0$ est l'élasticité frischiennne. Le choc d'offre est un processus autorégressif d'ordre 1 de la forme : $\varepsilon_t^S = \rho^S \varepsilon_{t-1}^S + \eta_t^S$ où ρ^S est le terme autorégressif tandis que l'innovation se décrit par $\eta_t^S \sim N(0, \sigma_S^2)$. Ce choc capte tous les mouvements de prix exogènes au modèle tels que les chocs sur le prix des matières premières.

Dans ce cadre, la règle monétaire suivie par les autorités permet de préciser l'équilibre du modèle. Deux types de règles monétaires sont prises en compte : les règles simples (qui décrivent la manière dont la politique monétaire est menée de manière pragmatique par les banques centrales) et les règles de politique monétaire optimale (qui décrivent comment la politique monétaire devrait être menée sur la base d'une maximisation du bien-être des agents).

La règle simple traditionnellement prise en compte dans les modèles de la NEK est la règle de Taylor, qui relie le taux d'intérêt nominal choisi par la Banque centrale au taux d'inflation et au niveau d'output gap de l'économie. Cette règle s'écrit :

$$\hat{r}_t = \rho \hat{r}_{t-1} + (1 - \rho) (\phi^\pi \hat{\pi}_t + \phi^y \hat{y}_t) + \varepsilon_t^R \quad (3)$$

Dans cette règle, le paramètre $0 \leq \rho < 1$ mesure le degré de lissage du taux d'intérêt $\phi^\pi \geq 1$, est le degré de réaction de la politique monétaire au taux d'inflation $\phi^y \geq 0$ et à l'écart de production. Le choc de taux d'intérêt ε_t^R est un processus autorégressif d'ordre 1 de la forme : $\varepsilon_t^R = \rho^R \varepsilon_{t-1}^R + \eta_t^R$ où $0 \leq \rho^R < 1$ est le terme autorégressif tandis que l'innovation se décrit par $\eta_t^R \sim N(0, \sigma_R^2)$. Ce choc capte toutes décisions de politique monétaire qui sortent de la partie déterministe de la règle de taux. Un aspect important de celle-ci est le degré de réaction à l'inflation ϕ^π : si ce degré est inférieur à 1, la politique monétaire ne réagit plus suffisamment à l'inflation pour la stabiliser, plongeant l'économie dans une spirale inflationniste. En revanche, une valeur de ce paramètre supérieure à 1 implique qu'une variation du taux d'intérêt nominal se traduit par un ajustement du taux d'intérêt réel plus que proportionnel dans le même sens, ce qui a un effet stabilisateur.

2.2. Estimation

Dans l'estimation, nous retenons des données trimestrielles sur l'économie polonaise entre 1995T1 et 2014T4. Notre échantillon est relativement court, la collecte de données pour des économies issues du bloc soviétique ayant commencé de manière scrupuleuse essentiellement après 1995. Cette période retenue pour l'analyse combine trois avantages : tout d'abord, il permet d'exclure la période de transition post socialiste au cours de laquelle la lutte contre l'hyperinflation puis l'inflation a été fondée sur la mise en œuvre de pratiques administratives strictes visant à contrôler l'offre de monnaie. Cette politique ne correspondant pas au cadre d'analyse introduit dans la section précédente. Ensuite, cette période couvre une pratique de politique monétaire fondée sur l'utilisation conventionnelle du taux d'intérêt comme instrument de transmission des décisions de politique monétaire au marché. Enfin, les données utilisées dans l'estimation couvrent la période de crise qui a débuté en 2007 et tient compte de la crise souveraine en Grèce. Nous utilisons le PIB, le déflateur du PIB et le taux d'intérêt nominal fixé par la Banque centrale.

Le tableau 1 présente un résumé de l'analyse des séries temporelles pour les trois variables clés de l'analyse effectuée avant le travail d'estimation bayésienne. En utilisant deux tests standards de racine unitaire (le test Dickey Fuller augmenté et le test Phillips Perron), nos résultats confirment que les séries brutes contiennent une racine unitaire (ce qui est généralement le cas du PIB et des prix qui évoluent le long d'une tendance). Les résultats du test pour le taux d'intérêt du marché sont peu clairs

mais le test Dickey Fuller augmenté suggère que cette variable n'est pas stationnaire. Cette caractéristique dans le cas polonais peut sans doute s'expliquer par le fait que la décroissance du taux d'inflation observée à moyen terme dans cette économie a été obtenue pour partie par la mise en œuvre d'une politique de taux d'intérêt suivant une tendance décroissante. Pour rendre les variables stationnaires, nous avons mesuré l'inflation en log et en différence première. Pour le PIB, nous avons procédé en deux temps. Nous avons tout d'abord divisé la série brute par la population, puis, dans un second temps, nous l'avons exprimée en log puis en différence première. Pour l'exercice d'ajustement, le taux d'intérêt a été converti en moyenne trimestrielle.

Tableau 1 : Tests de racine unitaire

		Test ADF	Test de Phillips-Perron
Avant transformation :	Y_t	-1,1545	11,233
	P_t	-2,5772	5,9186
	R_t	-1,8934	-4,0973***
Après transformation :	$\Delta \log(Y_t/(P_t L_t))$	-9,5764***	-4,4605***
	$\Delta \log(P_t)$	-10,299***	-6,0370***
	$R_t/4$	-1,8934	-4,0973***

Note : tous les tests utilisent un lag. *, ** et *** sont les seuils de significativité à 10%, 5% et 1%. Le PIB nominal est, le déflateur du PIB est, le taux d'intérêt est et enfin la population.

La figure 1 illustre les séries transformées utilisées dans l'exercice d'ajustement. Cette figure révèle que la transformation des données a permis de rendre les trois séries stationnaires. Ces trois graphiques permettent de résumer simplement l'évolution macroéconomique observée sur l'intégralité de la période de l'analyse. Le taux de croissance de la production réelle par tête tend à fluctuer autour d'un taux de croissance moyen de 1% par trimestre, avec un décrochage notable autour de 2008 correspondant aux conséquences de la crise financière. L'évolution des prix sur la période souligne très nettement la baisse du taux d'inflation à partir du début des années quatre-vingt, puis sa stabilisation à un niveau faible à compter de la fin des années 90. L'évolution du taux d'intérêt est comparable puisque celui-ci baisse sur l'ensemble de la période.

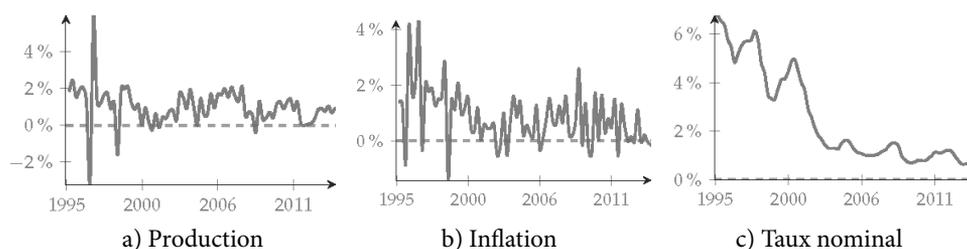


Figure 2 : Séries utilisées dans l'estimation

Dans notre analyse, une partie des paramètres structurels du modèle est calibrée¹. En relation avec les valeurs communément retenues dans la littérature, nous calibrons le facteur d'actualisation β à 0.995 et la substituabilité des biens à 6 (ce paramètre n'étant pas correctement identifié car il disparaît lors de la log-linéarisation du modèle). Les paramètres qui affectent les dynamiques conjoncturelles sont estimés par le maximum de vraisemblance bayésien (Miao (2014) ou An and Schorfheide (2007)). Cette méthode combine la vraisemblance du modèle économétrique avec des croyances a priori sur les paramètres du modèle et leur distribution de probabilité. Cette approche s'est imposée à la suite des travaux de Smets et Wouters (2003) montrant qu'un MEGIS avec suffisamment de paramètres estimables, de chocs et de rigidités est capable d'expliquer les fluctuations macroéconomiques de la zone euro aussi bien qu'un VAR non-contraint. Une autre raison justifiant l'emploi de l'inférence Bayésienne, vient de ce que les MEGIS sont mal spécifiés et que l'information contenue dans les données est insuffisante. L'ajout de croyances a priori permet de pallier à ces carences informationnelles. Le modèle est relié aux données en utilisant les trois équations de mesures suivantes : $y_t^{obs} = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}$, $\pi_t^{obs} = \hat{\pi}_t$ et $r_t^{obs} = \hat{r}_t$, où y_t^{obs} , π_t^{obs} et r_t^{obs} représentent les vecteurs de données du taux de croissance du PIB, le taux d'inflation et le taux d'intérêt nominal respectivement dont la moyenne a été retirée.

Les croyances a priori ont été fixées en relation avec les hypothèses traditionnellement retenues dans la littérature. Outre le choix d'un a priori sur la valeur du paramètre, la démarche économétrique nécessite le choix d'une distribution de probabilité pour le paramètre. En suivant la littérature, et selon les cas, nous retenons l'une des quatre distributions suivantes : la distribution normale (noté N), la distribution Beta (noté B, pour les paramètres compris entre 0 et 1), la distribution gamma inverse (noté IG, destinés à l'estimation de la variance des chocs, ce qui assure des a priori relativement diffus et sur un support positif) et la distribution Gamma (G, pour des a priori encore plus diffus sur un support également positif). La signification de chacun des paramètres estimés, sa valeur et son écart-type sont reportés dans le tableau 2.

Nos résultats sont globalement standards en dépit de la taille réduite de l'échantillon utilisé dans l'exercice d'estimation. De manière générale, tous les paramètres structurels sont bien identifiés (la distribution à postériori étant différente de la distribution à priori, témoignant de l'apport de l'information véhiculée par les séries). On peut ainsi comparer nos valeurs estimées avec les résultats obtenus par Kolasa (2009), sachant que notre estimation prend en compte une période plus longue et intègre les conséquences de la crise financière de 2007 et que nous ne tenons pas compte de l'ouverture de l'économie polonaise. Ainsi nous obtenons des

¹ Certains paramètres sont réputés mal identifiés, c'est-à-dire que lors de l'inférence bayésienne, les données n'apportent aucune information pour déterminer la valeur estimée de ces paramètres. Dès lors, il est convenu de calibrer ces paramètres plutôt que de tenter en vain de les estimer.

Tableau 2 : Distribution des priors et posteriors pour les paramètres structurels et chocs structurels

Spécification		Distribution des Priors			Distribution des Posteriors		
		Forme	Moy.	E.T.	Mode	Moy.	[5%;95%]
<u>Paramètres Structurels</u>							
Aversion au risque	σ	G	1,50	0,37	1,14	1,22	[0,72;1,70]
Courbure du travail	ϕ	G	2,00	0,75	1,14	1,34	[0,52;2,13]
Poids de l'inflation	ϕ^π	N	2,00	0,15	1,86	1,87	[1,70;2,04]
Poids de la production	ϕ^y	N	0,50	0,10	0,60	0,59	[0,43;0,74]
Lissage du taux	ρ	B	0,75	0,05	0,94	0,93	[0,91;0,95]
Rigidité nominale	θ	B	0,75	0,05	0,83	0,82	[0,77;0,88]
Indexation des prix	ξ	B	0,50	0,20	0,05	0,09	[0,01;0,17]
Habitudes de conso.	h	B	0,50	0,15	0,54	0,55	[0,38;0,73]
<u>Trends</u>							
Productivité du travail	$(\alpha - 1)100$	G	1,00	0,50	1,01	1,01	[0,95;1,07]
Inflation	$(\bar{\pi} - 1)100$	G	1,00	0,50	1,43	1,40	[0,88;1,87]
<u>Processus de choc</u>							
Ecart type - offre	σ_S	IG	0,10	2,00	1,54	1,56	[1,31;1,80]
Ecart type - demande	σ_D	IG	0,10	2,00	0,13	0,15	[0,10;0,20]
Ecart type - taux	σ_R	IG	0,10	2,00	0,30	0,31	[0,26;0,36]
Terme AR - offre	ρ^S	B	0,50	0,20	0,05	0,08	[0,01;0,15]
Terme AR - demande	ρ^D	B	0,50	0,20	0,95	0,94	[0,90;0,98]
Terme AR - taux	ρ^R	B	0,50	0,20	0,18	0,19	[0,06;0,32]
Log vraisemblance					-360,81	-360,58	

Note : N représente une distribution Normale, G une distribution de Gamma, B de Beta and IG une Gamma Inverse.

valeurs plus faibles pour l'indice d'aversion au risque de consommation σ (1,22 au lieu de 1,79 chez Kolasa), pour le paramètre de désutilité du travail ϕ (1,34 au lieu de 1,93 chez Kolasa), pour l'élasticité du taux d'intérêt au taux d'inflation ϕ^π (1,87 au lieu de 2,12 chez Kolasa). A l'inverse, nous obtenons une valeur plus élevée pour l'élasticité du taux d'intérêt à l'output gap ϕ^y (0,59 au lieu de 0,26 chez Kolasa), pour l'autocorrélation du taux d'intérêt ρ (0,93 au lieu de 0,78 chez Kolasa) et pour le paramètre de loterie de Calvo.

La figure 3 trace les distributions a priori et donne également les estimations a posteriori² pour chacun des paramètres afin d'offrir une inspection visuelle rapide de l'information véhiculée par les séries dans l'estimation des paramètres. Comme

² La distribution *a posteriori* combine la fonction de vraisemblance avec les informations *a priori*. Pour calculer la distribution *a posteriori* afin d'évaluer la vraisemblance marginale du modèle, l'algorithme de Metropolis-Hastings est employé. Pour ce faire, un échantillon de 50 000 tirages a été généré, en négligeant les premiers 10 000. Le facteur d'échelle a été fixé à 0,40 afin d'offrir des

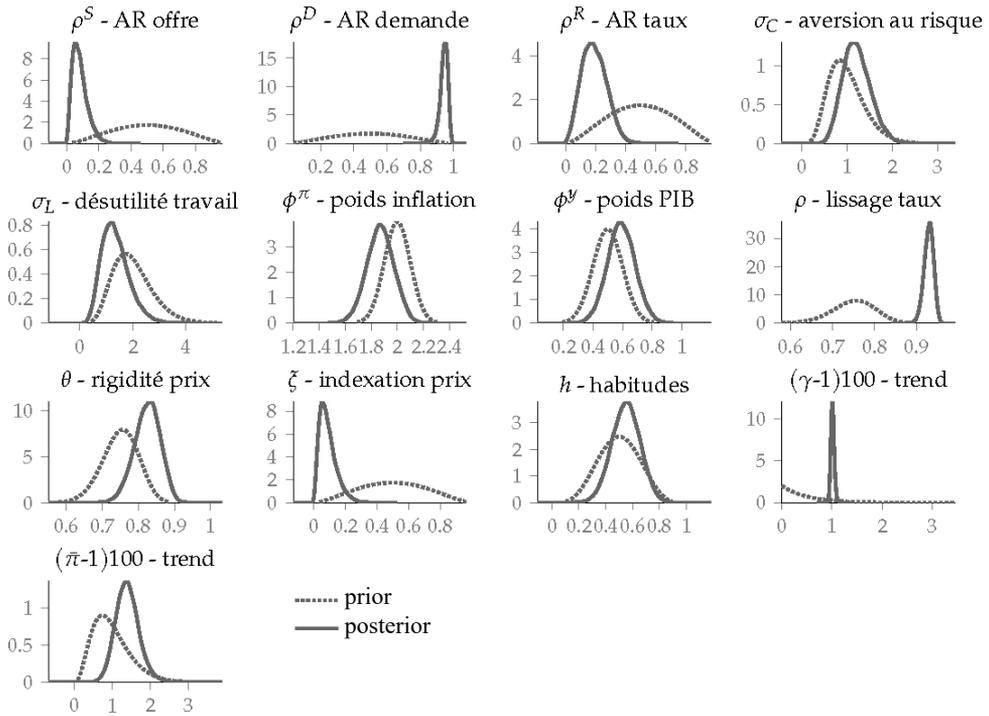


Figure 3 : Distributions a priori et a posteriori des paramètres du MEGIS

reporté dans la figure 3, les seuls paramètres pour lesquels les deux distributions semblent coïncider sont les paramètres reliés à la fonction d'utilité qui sert de base aux formes linéaires du modèle et les paramètres de la règle de Taylor. Ces caractéristiques ont déjà affecté des études précédentes (An et Schorfiede (2007) et Kolasa (2009)).

3. Une évaluation de la politique monétaire polonaise

Dans cette section nous utilisons le modèle estimé afin d'apprécier la performance de la politique monétaire polonaise au vu de l'analyse de la nouvelle économie keynésienne telle que décrite par le modèle à trois équations. Nous procédons en trois temps. Dans une première sous-section, nous nous intéressons aux fonctions de réponses impulsionnelles obtenues par le modèle que nous comparons à celles obtenues par un BVAR(4). Dans une seconde sous-section, nous apprécions la contribution de différents chocs à l'évolution macroéconomique (fluctuations trimestrielles de l'output gap et du taux d'inflation). Dans une troisième sous-section

taux d'acceptation proche de 30 pour cent. La convergence a été évaluée à l'aide des statistiques de convergence à plusieurs variables.

nous procédons à un exercice contrefactuel de politique monétaire afin d'apprécier l'évolution macroéconomique qui aurait pu être obtenue par une règle plus stricte ou plus laxiste que celle estimée sur la période.

3.1. Réponses impulsionnelles du MEGIS

Dans cette sous-section, on apprécie dans quelle mesure le modèle estimé reflète la diffusion des chocs d'offre et de demande en comparant les fonctions de réponse impulsionnelles bayésiennes du modèle à celles obtenues à l'aide d'un BVAR(4). Pour le MEGIS, on reporte les réponses simulées à la suite d'un choc dont la taille est donnée par l'écart-type calculé par le modèle. Sur la forme, toutes les réponses du MEGIS sont en accord avec celles généralement obtenues dans la littérature.

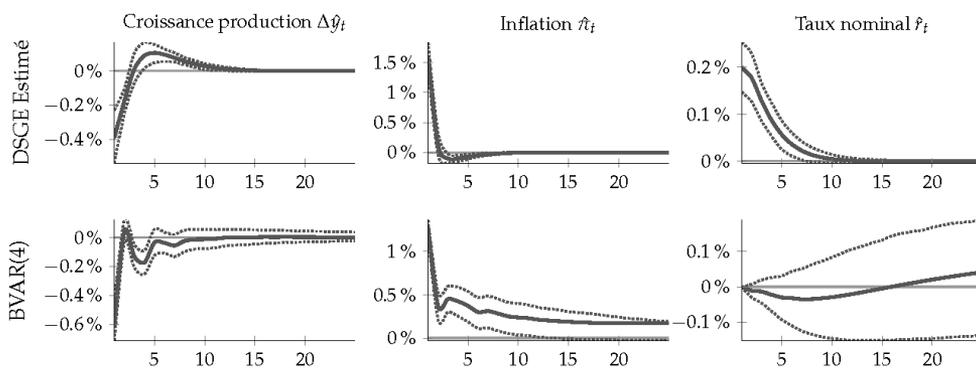


Figure 4 : Réponse à un choc d'offre avec le modèle à 3 équations et le modèle BVAR(4) avec un interval à 90%

La figure 4 décrit les conséquences d'un choc positif de marge ($\eta^D > 0$) qui induit une augmentation de l'inflation. Ce choc permet de représenter les déterminants de l'inflation exogènes au modèle (tels que les chocs sur le prix de l'énergie). Dans le cadre de synthèse retenu dans cet article, ce choc affecte négativement l'activité réelle et augmente le taux d'inflation. Il conduit la banque centrale à augmenter son taux d'intérêt afin de lutter contre l'inflation, ce qui affecte négativement l'activité via la relation IS (le taux d'intérêt réel diminue compte tenu de la réaction plus que proportionnelle du taux d'intérêt nominal au choc d'inflation). La vitesse de retour des agrégats à leur valeur d'équilibre est en partie retardée par la valeur du coefficient d'autocorrélation du choc d'offre, qui est élevée. La fonction impulsionnelle calculée sur la base du BVAR(4), met en évidence une baisse de l'activité qui disparaît au terme de deux trimestres (l'intervalle de confiance heurtant l'axe des abscisses au troisième trimestre). Cet effet est en ligne avec la réaction du MEGIS. Les résultats sont aussi comparables pour le taux d'inflation. Par contre, le résultat du BVAR(4) n'est pas significatif pour le taux d'intérêt.

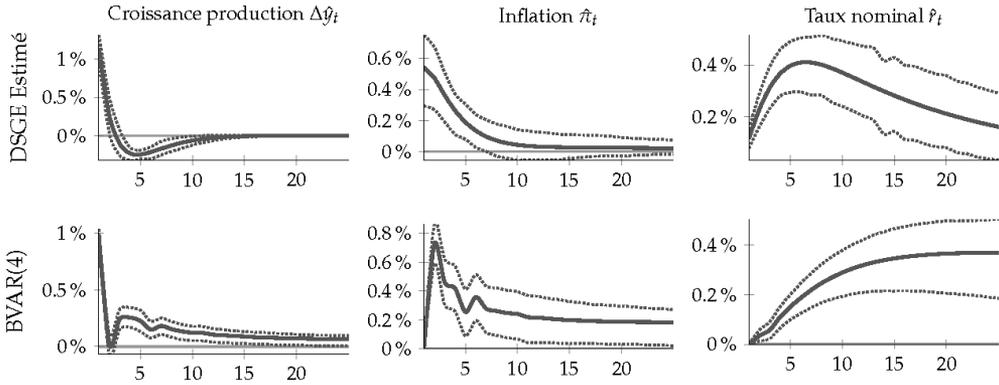


Figure 5 : Réponse à un choc de demande avec le modèle à 3 équations et le modèle BVAR(4) avec un interval à 90%

La figure 5 décrit les conséquences d'un choc positif de demande ($\eta^R > 0$) qui affecte la relation IS du modèle. Ce choc prend en compte les innovations associées des chocs de politique budgétaire ou de préférence des agents qui ne sont pas pris en compte la partie déterministe de la relation IS. Comme documenté de manière standard dans la littérature, un choc de demande positif conduit à une augmentation de l'activité et du taux d'inflation dans l'économie, cette dernière étant nécessaire au maintien de l'équilibre sur ce marché. Cette augmentation du taux d'inflation conduit la banque centrale à augmenter son taux d'intérêt, ce qui a un effet positif sur le taux d'intérêt réel. Au fur et à mesure que le temps passe, cette réaction de politique monétaire amortit l'inflation et referme l'output gap. De manière significative, les résultats obtenus pour le MEGIS et le BVAR (4) sont comparables pour le choc de demande, que ce soit en termes d'amplitude ou de persistance.

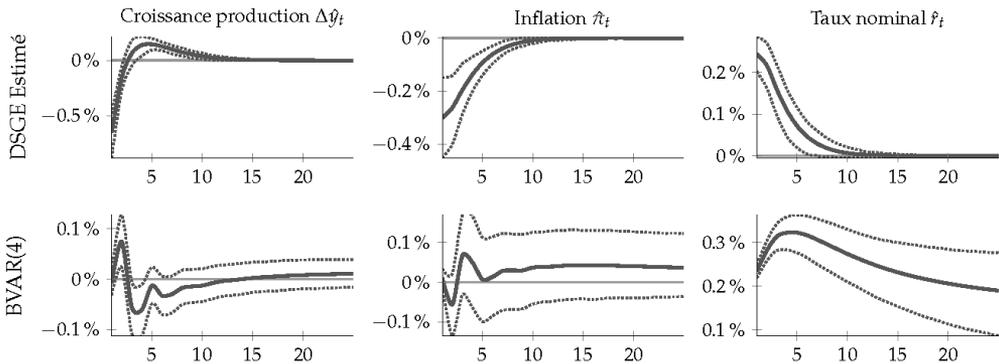


Figure 6 : Réponse à un choc de taux d'intérêt avec le modèle à 3 équations et le modèle BVAR(4) avec un interval à 90%

La Figure 6 décrit les conséquences d'un choc positif de taux d'intérêt ($\eta^R > 0$). Ce choc a un effet clairement déflationniste (forte réduction du taux d'inflation et baisse du PIB) compte tenu de la forte hausse du taux d'intérêt réel qui affecte négativement à la fois la consommation des ménages (qui retardent leurs décisions d'achat) et l'investissement des entreprises. La comparaison des résultats du MEGIS et du BVAR (4) illustre un problème récurrent de ce type d'exercice puisque nous ne trouvons aucune réponse significative, si ce n'est pour le taux d'intérêt.

4.3.2. Décomposition du cycle économique

Comme présenté dans la figure 7, nous reportons la contribution relative des trois types de chocs aux fluctuations trimestrielles de l'activité et de l'inflation. Dans la partie haute de cette figure, la courbe solide reporte l'évolution du PIB et les composantes de l'histogramme associé à chaque date la contribution positive ou négative des chacun des trois chocs. Comme on le voit, le pouvoir explicatif du modèle est assez bon (la partie foncée soulignant la composante non expliquée de la fluctuation du PIB étant réduite). Cette évolution trimestrielle du PIB est principalement expliquée dans notre modèle par les chocs d'offre et de politique monétaire, les chocs de demande ayant une contribution marginale. Dans cette figure on peut ainsi distinguer deux sous périodes : avant 2000 la taille des chocs est assez importante, alors qu'elle apparait plus limitée par la suite. Ensuite, la crise

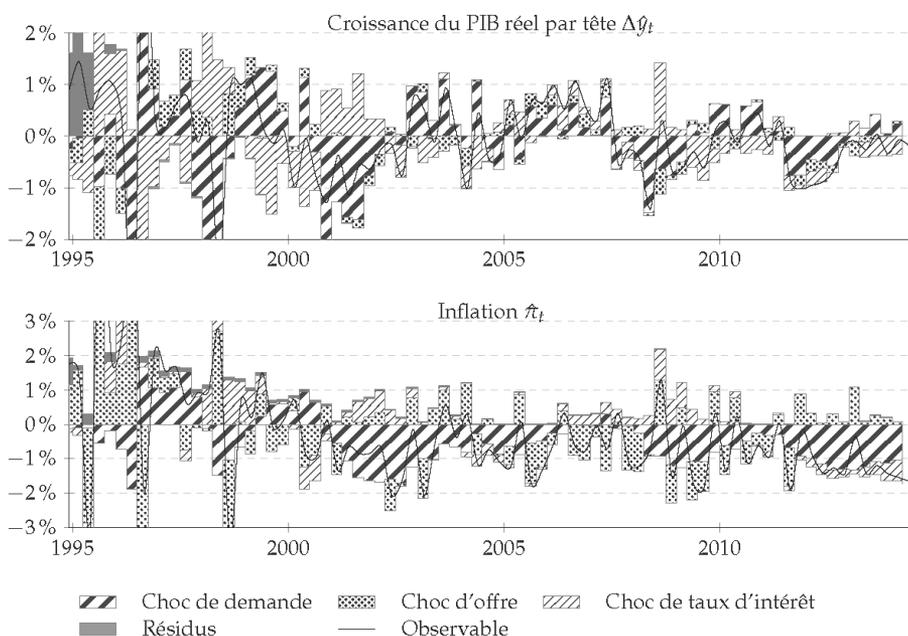


Figure 7 : Décomposition historique

financière a un effet dépressif sur le taux de croissance du PIB mais de manière transitoire. Ainsi le pic de la crise est observé lors du troisième trimestre 2008 et il combine un effet négatif des trois chocs.

Dans la partie basse de la figure 7 – qui décrit les fluctuations de l'inflation – on observe aussi les deux sous périodes de manière assez claire. Comme pour l'activité, la taille des chocs est assez importante avant 2000, alors qu'elle apparaît plus réduite après cette date. A l'inverse de l'activité, les chocs de demande ont un impact important sur les fluctuations de l'inflation. Depuis le premier trimestre 2001, avec un impact très clairement négatif entre 2001 et 2014. En contraste, la contribution des chocs d'offre est plus volatile tandis que les chocs de politique monétaire ont un impact plus limité depuis 2001.

Le tableau 3 décrit la décomposition de la variance du taux de croissance, d'inflation et du taux d'intérêt sur l'ensemble de la période. Comme reporté, les chocs d'offre ont un impact majeur sur l'activité et l'inflation puisqu'ils expliquent respectivement plus de 63% et de 75% de celle-ci. Les chocs de demande ont un effet essentiellement sur la variabilité du taux d'intérêt (ils expliquent plus de 88% de la variance de cette variable sur la période). Les chocs de taux d'intérêt ont enfin un impact notable sur la variabilité du taux de croissance (en expliquant presque 25% de la variabilité de cet indicateur).

Tableau 3 : Décomposition de la variance inconditionnelle

Spécification	Chocs d'offre ε_t^S	Chocs de demande ε_t^D	Chocs de taux d'intérêt ε_t^R
$\Delta \hat{y}_t$	33,07%	9,82%	57,12%
$\hat{\pi}_t$	85,17%	9,48%	5,35%
\hat{r}_t	0,34%	99,45%	0,21%

La figure 8 documente la contribution de chacun des trois chocs sur la variabilité de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt, en fonction de l'horizon temporel retenu. Cette analyse permet d'apprécier la stabilité de la contribution relative de chacune des trois innovations. Comme on peut le voir dans le premier histogramme la décomposition de la variance de l'activité est très peu impactée par l'horizon temporel. Au fur et à mesure que le temps passe, la contribution des chocs de demande augmente pour expliquer la variance de l'inflation, même si la contribution du choc d'offre reste cruciale (puisque'il explique plus de 75% de la fluctuation totale de l'inflation). Comme le souligne le troisième histogramme, la contribution des chocs à la variance du taux d'intérêt est fortement affectée par l'horizon temporel retenu. En effet, même si les chocs de politique monétaire peuvent expliquer la moitié des fluctuations de cette variable au cours du premier trimestre, il ne représente que 5% de celle-ci à long terme. En contraste, la contribution du choc de demande devient cruciale pour expliquer les fluctuations du taux d'intérêt à l'horizon d'une année.

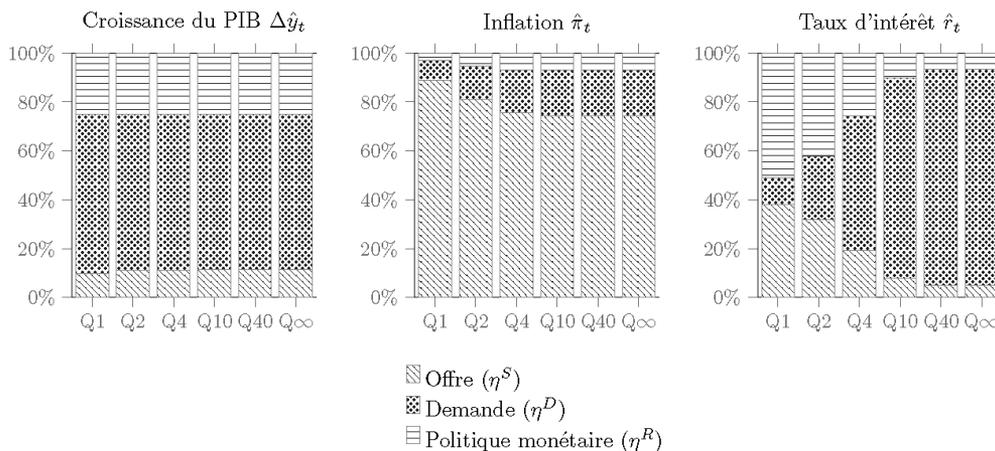


Figure 8 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

3.3. Exercice contrefactuel

Les MEGIS offrent un cadre d'analyse consistant pour mener des exercices contrefactuels (c'est à dire explorer des scénarios alternatifs dans la conduite des décisions de politique monétaire) sur la base de l'estimation menée dans la Section 3. Notre objectif est de comparer la performance macroéconomique atteinte par la Pologne sur la base de la règle de Taylor estimée au cours de l'analyse à deux autres politiques : une politique agressive qui impose un poids élevé à la fois sur l'inflation et l'activité ($\phi^\pi = 2,5$ and $\phi^y = 1$) et une politique passive ($\phi^\pi = 1,5$ et $\phi^y = 0$) qui néglige l'effet des variations du taux d'intérêt sur l'activité tout en suivant le principe de Taylor revenant à autoriser une réaction du taux d'intérêt nominale plus que proportionnelle à l'inflation, afin d'agir sur le taux d'intérêt réel et stabiliser les prix. Sur la base de ces deux règles alternatives, on apprécie dans quelle mesure la politique effectivement mise en oeuvre en Pologne a pu améliorer ou détériorer la situation macroéconomique de ce pays au cours de la période 1995–2014.

La figure 9 reporte l'effet des trois politiques sur l'évolution temporelle de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt. La politique estimée est reportée en traits pleins, la politique passive en pointillés et la politique agressive en traits discontinus. Comme on peut le voir, la politique passive aurait eu un effet assez défavorable sur les fluctuations de l'activité et du taux d'inflation par rapport à la politique qui a effectivement été menée (en fait estimée sur la base de notre modèle). A l'inverse les résultats atteints avec la politique effective sont très proches de ceux observés sous la règle agressive. Enfin, comme le montre le troisième graphique de la figure 9, les trois types de règle de politique monétaire semblent avoir le même effet sur l'évolution du taux d'intérêt (même si les fluctuations observées depuis 2004 apparaissent légèrement plus importantes sous une règle agressive).

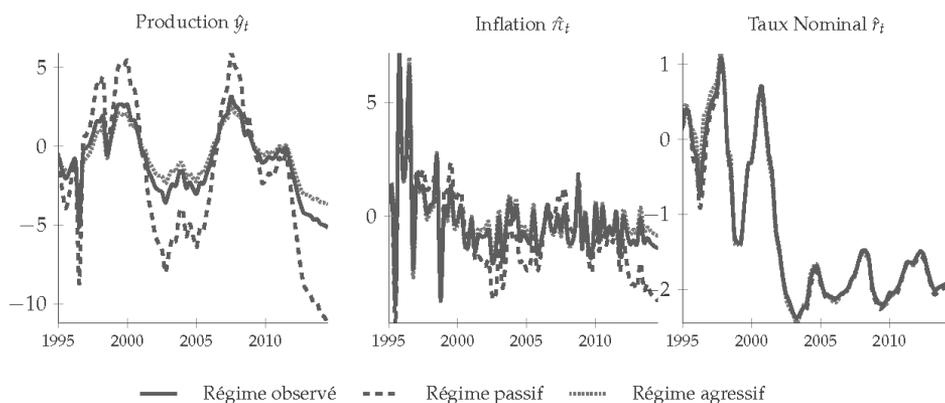


Figure 9 : Chemins contrefactuels pour la production, l'inflation et le taux nominal selon différents régimes: observé, passif et agressif

Tableau 4 : Ecart-type généré par le modèle estimé, le régime passif et le régime agressif

Spécification	Ecart type					
	conditionnel (périod 1995–2014)			inconditionnel		
	estimé	passif	agressif	estimé	passif	agressif
pLB	2,16	4,54	1,63	2,99	6,18	2,25
Inflation	1,63	1,98	1,59	1,87	2,67	1,75
Taux	0,98	0,97	1,01	1,46	1,46	1,48

Le tableau 4 reporte les écarts types de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt générés par le modèle sous chaque scénario de politique monétaire. Deux séries de résultats sont proposés: l'écart type conditionnel (généré en retenant la période 1995–2014) ou l'écart type asymptotique. Deux séries de conclusions peuvent être tirées de ce tableau. Tout d'abord, malgré la taille réduite de l'échantillon les performances conditionnelles et asymptotiques restent assez proches (ou du moins elles donnent le même classement dans les contributions relatives). En relation avec les conclusions tirées de l'analyse de la figure 9, les écarts types de l'activité et de l'inflation sont plus fortes (respectivement 4,54 et 1,98) sous le régime passif, tandis que les résultats obtenus sous le régime agressif (respectivement 1,63 et 1,59) sont en grande partie comparables avec les résultats obtenus dans notre analyse sur la base de la règle simple estimée par le modèle à trois équations (respectivement 2,16 et 1,63). Enfin, comme observé précédemment, le choix du régime de politique monétaire n'a pas d'effet notable sur la volatilité du taux d'intérêt nominal. Ainsi la règle simple estimée pour la Banque Nationale de Pologne sur la période 1995–2014 a eu des effets comparables à une règle agressive et a amorti de manière significative les fluctuations de l'activité au cours de la période considérée dans cet article.

Conclusion

L'objectif de cet article a été d'apprécier le bilan de la politique monétaire polonaise entre 1995 et 2014 à l'aide du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne. Nous avons estimé ce modèle et les résultats obtenus montrent que la Banque Nationale de Pologne a été particulièrement réactive à l'inflation puisque l'élasticité du taux d'intérêt à cette variable est de 1,86 (pour une valeur théorique généralement postulée à 1,5 dans la littérature) tandis que l'élasticité à l'output gap est de 0,6. L'analyse de la contribution des différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise a permis de contraster les facteurs déterminant les fluctuations de l'activité de ceux affectant l'évolution trimestrielle de l'inflation. Ainsi, les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité tandis que les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande.

Nos résultats sont comparables à ceux obtenus par Brzoza (2006) à l'aide d'un SVAR sur une période de temps plus courte et confirment l'importance d'une politique monétaire stricte comme instrument utile à la stabilisation de la conjoncture dans une économie émergente. L'utilisation d'un MEGIS présente un intérêt supplémentaire, puisqu'il permet de proposer une appréciation objective des résultats de la politique monétaire en les comparant à des scénarios idéalisés. Une seconde série de résultats, fondés sur une analyse contrefactuelle de la période 1995–2014 a permis d'observer que la règle de politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne au cours de cette période ne se distingue pas réellement du scénario "agressif" visant à réagir fortement aux développements inflationnistes et qu'elle a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

Références

- An, S., Schorfheide, F., 2007, *Bayesian Analysis of DSGE Models*, *Econometric Reviews*, 26 (2–4), pp. 113–172.
- Brzoza-Brzezina, M., 2006, *The Information Content of the Neutral Rate of Interest*, *Economics of Transition* 14 (2), pp. 391–412.
- Calvo, G.A., 1983, *Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework*, *Journal of Monetary Economics* 12 (3), pp. 383–398.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M., 1999, *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1661–1707.
- Kolasa, M., 2009, *Structural Heterogeneity or Asymmetric Shocks? Poland and the Euro Area Through the Lens of a Two-country DSGE Model*, *Economic Modelling* 26 (6), pp. 1245–1269.

-
- Lyziak, T., Przystupa, J., Stanislawska, E., Wrobel, E., 2011, *Monetary Policy Transmission Disturbances during the Financial Crisis : A Case of an Emerging Market Economy*, Eastern European Economics, 49 (5), pp. 75–96.
- Miao, J., 2014, *Economic Dynamics in Discrete Time*, MIT Press.
- Poutineau J.-C., Sobczak K., Vermandel G. (2015), *The Analytics of the New Keynesian 3-equation*, Poznan University Economic Review, vol. 1(2), pp. 110–129.
- Smets, F., Wouters, R., 2003, *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*, Journal of the European Economic Association, 1 (5), pp. 1123–1175.
- Smets, F., Wouters, R., 2007, *Shocks and Frictions in Us Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*, American Economic Review, 97 (3), pp. 586–606.

PHILIPPE VIGNERON

Institut d'Etudes européennes, Université libre de Bruxelles

Chercheur associé au Ceric, Université Aix-Marseille

philippe.henri.vigneron@gmail.com

LA ZONE EURO ENTRE OPTIMALITÉ, VIABILITÉ ET PÉRENNITÉ

Résumé : La zone euro n'est certes pas une zone monétaire optimale mais est-ce un argument dirimant pour envisager sa fin et prôner le retour des monnaies nationales ? Elle a en tout cas montré qu'elle pouvait être une zone monétaire viable puisque son existence perdure depuis plus de 15 ans. La problématique posée dans cet article est de savoir si elle peut être pérenne et, pour ce faire, sur quelles bases il faudrait en améliorer le fonctionnement.

Mots-clés : Banque centrale européenne, union économique et monétaire, zone euro, zone monétaire optimale.

JEL Classification : E52, E58.

EUROZONE BETWEEN OPTIMALITY, VIABILITY AND PERENNITY

Summary : The Euro area cannot certainly be considered as an optimum currency area but is this determinant to propose to bring it to an end and to come-back to national currencies ? The euro area showed that it could be considered as a viable monetary area as it exists since more than 15 years. The aim of this article is to know if it could be perennial and to do so on which bases its functioning could be enhanced.

Keywords : European Central Bank, economic and monetary union, euro area, optimum currency area.

Introduction

En matière d'intégration économique et monétaire, la littérature académique est particulièrement abondante sur la théorie des zones monétaires optimales (ZMO). La plupart de ces articles se réfèrent également à l'unique expérience politique concrète existant à ce jour dans ce domaine d'intégration, à savoir le processus d'union économique et monétaire européen (UEM).

Parmi les auteurs, certains soulignent à l'envi que la zone euro n'est pas une véritable ZMO et recensent ses manques et ses vices de construction tandis que d'autres relèvent les progrès accomplis et les acquis engrangés sur le difficile chemin de la formation d'une zone monétaire sinon optimale tout au moins viable et peut-être même pérenne.

C'est ce hiatus entre une théorie économique et une mise en œuvre politique que le texte qui suit veut brièvement cerner et tenter de juguler pour dégager autant que faire se peut quelques réflexions pour l'avenir.

1. Optimalité

1.1. Une intuition géniale

C'est en 1961, dans l'*American Economic Review*, que l'économiste canadien R. Mundell esquaissa la théorie des zones monétaires optimales en quelques pages.

A cette époque, le débat théorique faisait rage entre les économistes tenant du système de taux de change fixes, qui régissait les relations monétaires internationales depuis les accords de Bretton Woods de 1944, et les économistes tenant d'un système où les taux de change seraient flottants. Les arguments s'échangeaient sur les avantages et les inconvénients des deux systèmes en termes de croissance, de stabilité et de prévisibilité à l'échelle mondiale. Après le retour de la convertibilité des monnaies européennes à la fin des années 1950, la spéculation sur les taux de change apparaissait et les paradoxes de Bretton Woods étaient mis en lumière par l'économiste belge R. Triffin.

L'originalité de la pensée de Mundell a été de tenter de dépasser ce débat un peu académique en explorant un cadre conceptuel nouveau permettant d'analyser diverses configurations monétaires : pourquoi un pays ne pourrait-il pas combiner les changes fixes et les changes flottants en fonction du type de relations entretenues avec ses partenaires ? C'est ainsi qu'il allait définir de manière intuitive la ZMO qui est la zone à l'intérieur de laquelle l'ajustement optimal se réalise par des taux de change fixes alors que cet ajustement se réalise avec des taux de change flottants avec d'autres monnaies ou zones monétaires.

En initiant cette problématique au moment où six États européens établissaient la Communauté économique européenne, Mundell laissait entendre que les cadres purement nationaux étaient désormais dépassés et ne représentaient plus nécessairement l'échelle appropriée pour organiser les relations économiques avec les partenaires. En s'interrogeant sur la validité de ces cadres nationaux et sur la pérennité d'un système international unique, il ouvrait ainsi la voie, déjà explorée par Triffin, à la réflexion sur l'opportunité d'une union monétaire entre certains pays et donc sur la faisabilité d'une intégration monétaire régionale. Il était cependant

pleinement conscient que les monnaies sont aussi l'expression de la souveraineté nationale et que, dès lors, l'exercice entrepris devait s'accompagner d'une prise de conscience politique profonde.

1.2. Un formidable outil théorique

Cette théorie a considérablement renouvelé l'analyse macroéconomique en économie ouverte et a constitué une des bases essentielles de réflexion sur l'intégration économique et monétaire.

L'approche entamée par Mundell et poursuivie dans les années 1960 essentiellement par les économistes américains R. McKinnon (1963) et P. Kenen (1969) tente de déterminer dans quelles conditions un pays ou un groupe de pays peut décider d'entrer dans une union monétaire. Ils vont ainsi analyser les coûts et les bénéfices engendrés par l'utilisation d'une monnaie unique et fixer des critères d'optimalité pour déterminer si un groupe de pays possède les propriétés requises pour former une zone monétaire.

Les bénéfices apparaissent dans l'élimination du risque de change et dans la fin des manipulations de taux de change à l'intérieur de la zone, dans la réduction des coûts des transactions intrazonales et, plus généralement, dans l'allègement des charges de trésorerie. Tout ceci favorise les relations commerciales, la transparence et la concurrence sur les marchés.

Les inconvénients se situent, quant à eux, dans la perte de l'instrument du taux de change et, plus généralement, dans la perte de l'autonomie dans la détermination des préférences politiques entre chômage, inflation et déficit budgétaire. La politique monétaire unifiée de la zone se traduit par le statut indépendant de la banque centrale unique.

En étudiant comment peut s'opérer la compensation de la perte de l'instrument du taux de change dans le chef des différents pays membres de la zone, ces économistes vont tout spécialement s'intéresser aux instruments qui existent au sein d'une zone intégrée pour absorber les effets des chocs asymétriques.

Ils vont retenir les critères d'optimalité suivants :

- le degré d'intensité de l'intégration économique des entités de la zone (degré d'ouverture de leur économie et d'intensité de leurs échanges) ;
- le degré de symétrie entre les entités de la zone (degré de similarité de leurs structures économiques et financières) ;
- le degré de puissance des mécanismes correcteurs des différences entre les entités de la zone (degré de mobilité des facteurs de production – travail et capital – ainsi que existence et importance d'un certain type de fédéralisme budgétaire au sein de la zone capable de mettre en œuvre des flux financiers compensateurs).

Il s'agira dès lors de trouver l'équilibre entre les bénéfices marginaux microéconomiques et les coûts marginaux macroéconomiques pour aboutir à, ou tout au moins

approcher, la formation d'une zone monétaire optimale. Car on doit évidemment souligner qu'il n'existe pas de zone monétaire optimale au sens strict dans le monde, même au sein d'un même État. L'optimalité est un concept. La théorie des ZMO fournit donc un outil d'analyse extrêmement précieux, mais cela reste une théorie.

Au fur et à mesure du développement de celle-ci, un certain nombre d'économistes comme J. Ingram (1962), N.N. Mintz (1970), J.M. Fleming (1971), W. Corden (1972), P. Robson (1987) vont mettre plus particulièrement en lumière certains aspects de cette problématique et insister sur l'un ou l'autre critère. Ils pointeront ainsi l'importance de la diversification sectorielle, de la flexibilité des prix et des salaires, de l'intégration des marchés financiers, de l'intégration budgétaire et, in fine, de l'intégration politique c'est-à-dire l'importance d'une réelle détermination politique dans la construction réussie d'une union monétaire.

On le voit, le corpus de cette théorie des ZMO s'est considérablement étoffé dans le courant des années 1970 et 1980, époque de l'effondrement du système de Bretton Woods et de la généralisation par défaut des changes flottants, et toute étude sur l'intégration économique et monétaire se référait d'une manière ou d'une autre à cette théorie. Celle-ci tendait à montrer la complexité du processus d'intégration économique et monétaire en faisant ressortir l'imbrication des différents aspects de la politique économique et les effets d'entraînement occasionnés par les étapes successives de ce processus.

Dès les années 1990 cependant, des critiques (G. Tavlas 1993) relèveront certaines faiblesses de cette théorie. Celles-ci portent à la fois sur les difficultés rencontrées pour mesurer correctement ces critères sur la base de données empiriques suffisamment fiables ainsi que sur le poids respectif de ces critères et les incohérences qui peuvent survenir entre eux dans la décision de rejoindre ou non une ZMO.

2. Viabilité

2.1. La praticabilité d'une zone monétaire

La seule véritable initiative politique concrète qui ait été prise en matière d'intégration économique et monétaire est celle de l'intégration européenne et on constate que celle-ci s'est réalisée à l'ombre de la théorie des ZMO sans pour autant s'y appuyer et en tirer les conclusions de politique économique qu'elle véhicule.

Cela tient d'abord au fait que la création d'une union économique et monétaire ne se pose pas en termes d'optimalité mais bien plutôt en termes de praticabilité. C'est, in fine, la volonté politique qui est déterminante, ce qui signifie que certains pays chercheront à entrer dans une zone monétaire alors qu'ils sont encore loin de remplir les critères d'optimalité et à l'inverse d'autres pays choisiront de rester en dehors alors qu'ils sont bien plus proches de ces critères. Il est utile de le rappeler,

l'Union européenne (UE) en général et la zone euro en particulier se sont bâties sur des considérations de nature essentiellement politique et non pas tellement sur des critères purement économiques, même si ceux-ci ont été mis en avant au cours des étapes de sa construction.

Cela tient ensuite au fait que la création d'une union économique et monétaire s'inscrit dans un contexte historique donné.

Ainsi, par delà cette prégnance du politique, l'essence même de la théorie des ZMO a été sinon ignorée, du moins interprétée à la lumière des développements économiques du moment. Tout l'exercice initié par le rapport Delors ayant abouti au traité de Maastricht montre que les conditions énoncées pour entrer dans l'UEM, c'est-à-dire les fameux critères de convergence et la prépondérance accordée au contrôle de l'inflation, ne reflètent que très partiellement la théorie des ZMO. La construction conceptuelle de l'UEM est avant tout basée sur la préservation de l'acquis du marché unique et se conçoit donc comme un rempart contre les risques de déstabilisation de cet acquis par des manipulations de taux de change. La monnaie unique constitue à la fois une réponse à l'effondrement du système de Bretton Woods et une force motrice qui doit mener les économies des États membres vers une convergence accrue en s'appuyant sur les variables clés que constituent la maîtrise de l'inflation et la discipline budgétaire.

Cette vision libérale et monétariste s'est construite sur l'expérience passée du Système monétaire européen (SME) et relève à la fois de l'ordo-libéralisme allemand et du rôle éminent joué par les banques centrales, et tout particulièrement par la Bundesbank, dans le processus d'intégration. Ceci a eu pour effet qu'un certain nombre d'économistes anglo-saxons comme M. Feldstein ou M. Friedman, ont exprimé dès l'abord leurs doutes sur la pérennité de la construction économique et monétaire européenne. Ils souligneront en particulier l'importance de s'accorder globalement sur une même hiérarchie d'objectifs et surtout sur une interprétation commune de l'arbitrage inflation versus chômage (homogénéisation des préférences), tout en craignant par ailleurs, sans l'avouer vraiment, l'affirmation de l'identité monétaire naissante de l'UE dans le concert des grandes devises.

C'est l'économiste C. Wyplosz qui parlera un jour de « rendez-vous manqué » entre l'UE et les ZMO et considérera qu'il s'agit là du « péché originel » de l'UE.

2.2. Une évolution centripète ou centrifuge ?

Après une relative mise en veilleuse, la théorie des ZMO a connu depuis la fin des années 1990 un regain d'intérêt, avec les travaux de J.A Frankel et A.K. Rose (1997), C.Wyplosz (2006) ou F.P. Mongelli (2008), entre autres à la suite de l'évolution constatée dans l'UE. L'UEM va en effet jouer le rôle de laboratoire d'idées pour la reprise des recherches en matière de ZMO. On pourra ainsi désormais étudier in situ la mise en place et l'évolution d'une zone monétaire sur la base d'un certain

nombre de données et voir ainsi jusqu'à quel point il y a adéquation ou non entre la théorie et la réalité politique.

La question s'est très tôt posée de savoir si, une fois entamée, l'intégration renforçait ou non la convergence entre les économies de la zone et si, en quelque sorte, l'union monétaire produisait d'elle-même les conditions de son optimisation. Autrement dit, tous les critères devaient-ils être nécessairement respectés *ex-ante* par les États désireux de créer une ZMO ou, chemin faisant, ces critères pouvaient-ils être respectés par ces États une fois membres de la zone, c'est-à-dire *ex-post* ?

L'apport des nouvelles études produites sur les ZMO au cours de ces années se penche donc sur le caractère endogène ou exogène des critères d'intégration.

Les premiers pas de la zone euro ont plutôt donné l'impression que l'intégration, en facilitant les échanges et en facilitant les investissements directs transfrontaliers dans la zone, poussait à une corrélation accrue des cycles économiques et donc à une convergence des économies qui pourrait aboutir à une homogénéisation progressive des préférences. Mais c'était sans compter sur la survenue de chocs asymétriques d'origine externe qui ont montré au contraire que ces cycles étaient différenciés car les États ont réagi selon leur propre culture interne dans les choix macroéconomiques et ont cherché à exploiter plus intensément leurs avantages comparatifs, leurs dotations factorielles, ce qui a eu pour effet in fine d'avoir des économies moins corrélées.

Les nouvelles études menées en matière de ZMO basées sur des données empiriques (T. Bayoumi et B. Eichengreen 1998) ont déterminé que certains facteurs d'optimisation sont plutôt endogènes (l'intégration financière, l'intégration commerciale) tandis que d'autres sont plutôt exogènes (institutions et régulations du marché du travail ou des marchés de produits). Ceci a conduit l'UE à entamer par ailleurs des réformes structurelles à travers différents programmes comme la stratégie de Lisbonne dont les résultats sont pour le moins globalement décevants.

Les conclusions tirées de ces études montrent que la différence essentielle entre le degré d'optimalité global de la zone euro et celui des États-Unis s'explique par l'importance de la réaction politique aux chocs asymétriques. En effet, les performances entre États américains ne sont pas nécessairement meilleures que celles des États de la zone euro en termes de convergence ; par contre, c'est la réponse de l'État central qui donne une plus grande cohésion aux États-Unis grâce à une certaine homogénéité des structures politiques et au fédéralisme budgétaire et fiscal.

2.3. Viabilité et résilience

Après plus de 15 ans d'existence, la zone euro a montré qu'il ne fallait pas nécessairement être une ZMO pour être une zone monétaire viable.

Elle s'est progressivement étendue, passant de 11 États membres à 19, montrant ainsi qu'elle exerce une certaine attractivité et qu'aucun de ses membres n'a voulu la

quitter. Elle s'est aussi approfondie, même si c'est le plus souvent dans la douleur et sous le poids des événements extérieurs, et elle a trouvé une place dans le concert de grandes zones monétaires à l'échelle mondiale. L'euro, à qui certains prédisaient une mort rapide, est toujours présent et est devenu une grande devise internationale tant sur le plan commercial que sur le plan financier.

Elle a en outre montré sa capacité de résilience pendant la crise de 2007 et au cours des années qui ont suivi. Certes, ce fut au prix de réformes difficiles prises dans l'urgence et au prix de fortes tensions politiques entre ses membres mais on peut légitimement s'interroger sur ce qui serait advenu de certains de ceux-ci en l'absence d'une monnaie unique. Après tout, d'autres zones monétaires ont aussi souffert pendant cette période troublée.

Cependant, elle a aussi révélé sa faible propension à la croissance et a contribué à l'apparition d'une cassure structurelle entre ses membres du nord et du sud de l'Europe.

Depuis la mise en place de la zone euro, la doctrine (Louis 2009) n'a cessé de constater le déséquilibre flagrant existant entre un volet monétaire intégré couronné par une banque centrale unique émettant une monnaie unique et un volet économique encore largement décentralisé et resté entre les mains des États membres. La politique monétaire de la zone est en effet conçue et administrée par un système de type fédéral composé de la Banque centrale européenne (BCE) et des banques centrales nationales des pays de la zone formant le Système européen de Banques centrales (SEBC) tandis que les politiques économiques (et non la politique économique) sont menées par les autorités nationales dans le respect de grandes orientations non contraignantes, excepté dans le domaine des finances publiques, qui est encadré par un pacte de stabilité particulièrement rigoureux même s'il n'est pas pleinement appliqué, sans pour autant s'appuyer sur une harmonisation fiscale minimale.

Une telle construction a provoqué des tensions au fil du temps et a montré que la détermination d'un *policy mix* au niveau de la zone était en fait impossible avec les instruments existants. A ce propos, J. Bourrinet (2010) parle de « *policy-mix* inaccessible ». Cette construction fait peser un poids excessif sur la BCE, seule institution fédérale, et ce d'autant que le pacte de stabilité est un édifice à la fois contestable quant à certains de ses fondements et contesté quant à son application.

En se basant sur des études empiriques récemment menées à l'échelle de la zone euro (Alves et Barbosa 2011), celle-ci souffrirait surtout d'une faible optimalité dans trois domaines : flexibilité des marchés du travail, intégration financière et intégration budgétaire et fiscale. Ces manques se sont révélés cruciaux lors du déclenchement de la crise financière et économique dès 2007-2008. Ils ont cependant été en partie compensés par les réformes successives entreprises depuis par les autorités européennes et nationales dans le domaine bancaire et dans le domaine des finances publiques.

Il n'en reste pas moins que la zone euro reste bancaire et que, devant la faiblesse de la reprise économique, c'est la BCE qui a seule pris ses responsabilités et a lancé un programme de politique monétaire dite « non conventionnelle » de plus en plus ambitieux de taux d'intérêt nuls ou négatifs et de déversement de liquidités dit d'assouplissement quantitatif ou « *Quantitative easing* » ou encore, « *QE* », à l'instar d'ailleurs d'autres banques centrales. Ce sont ces mesures, jugées dans un premier temps utiles, et même indispensables, qui sont maintenant petit à petit remises en question car elles ne sont pas parvenues à rétablir une croissance durable dans la zone et suscitent certaines inquiétudes à la fois pour l'avenir de la situation financière du système bancaire et pour la composition du portefeuille des banques centrales gonflés de titres publics et parfois privés non dénués de risques.

Quoi qu'il en soit, il est patent que les banques centrales ne peuvent être seules à la manœuvre et que les États doivent s'engager sur le front de la croissance et sur celui des réformes structurelles.

La question existentielle rémanente n'est donc pas de savoir si la zone euro est viable – elle a montré qu'elle l'était jusqu'à présent – mais si elle est pérenne.

3. Pérennité

La question de la pérennité de la zone euro a toujours suscité des débats passionnés car les adversaires idéologiques de l'euro n'ont jamais désarmé. Mais le but de cet article n'est pas de revenir sur ces polémiques un peu stériles aux relents souverainistes mais bien de poser un regard le plus objectif qui soit sur la situation actuelle.

Bien sûr, on peut estimer que plus la zone euro dure, plus le mirage du retour aux monnaies nationales se dissipe. L'euro est non seulement entré dans les mœurs mais la plupart des agents économiques se rendent compte qu'une dissolution de la zone aurait un coût élevé en termes à la fois financiers, économiques, politiques et psychologiques et ferait entrer l'Europe et le monde dans une période de grande incertitude et de grande instabilité.

3.1. Un risque de délitement

Cependant, le risque perdure malgré tout de voir un jour la zone euro se déliter ou éclater si les autorités communautaires et nationales se contentent de maintenir le statu quo juridique et institutionnel actuel et n'opèrent pas certains revirements en matière de politique économique. C'est ainsi que de nombreuses études récentes examinent les modifications qui pourraient être apportées au fonctionnement de la zone pour assurer sa pérennité.

Car, contrairement à ce que certains peuvent prétendre, le sort de l'Union européenne et de la zone euro sont étroitement imbriqués et ce n'est pas moins d'euro

mais plus d'euro qui serait nécessaire pour consolider l'édifice européen et, en particulier, son marché unique.

Le récent ouvrage de J. Stiglitz (2016), dont le diagnostic sur l'état de l'Union et de la zone nous paraît dans l'ensemble plutôt pertinent, propose d'abandonner l'euro pour sauver l'Europe. Bien que cet auteur, contrairement à d'autres économistes américains, porte au total un regard plutôt bienveillant sur le processus d'intégration européenne, il semble tomber dans le travers classique de ces économistes, sans doute inhérent à leur vision américano-centrée, qui tend à minimiser les questions de taux de change et donc l'apport de l'euro à la stabilité monétaire interne de la zone. De même, il ne tient pas compte de l'appropriation de l'euro par la grande majorité des agents économiques de la zone. Non seulement l'euro a permis d'assurer à ceux-ci un cadre monétaire stable et prévisible qui a consolidé le formidable développement du marché unique mais un éventuel retour aux monnaies nationales ne semble en effet pas souhaité par la population de la zone euro.

Quelle voie faudrait-il donc emprunter pour consolider l'euro? L'idéal fédéraliste européen étant pour l'instant en veilleuse, c'est une voie pragmatique et prudente qu'il faudrait emprunter pour amorcer cette consolidation.

Peu de temps après la parution du livre de Stiglitz est sortie une nouvelle étude de l'Institut Notre Europe tentant de définir une telle stratégie globale pour réformer la zone euro afin justement d'assurer sa pérennité.

L'intérêt de ce document, qui est le fruit d'un panel composé de plusieurs économistes de différents États membres, est de donner un schéma de réforme complet en trois piliers, couvrant à la fois des propositions de court terme applicables sans changement de traité et des propositions de long terme impliquant un saut qualitatif important sur le plan institutionnel.

3.2. Quelques considérations personnelles

En gardant en mémoire à la fois le livre de Stiglitz et le document de Notre Europe, qu'il nous soit permis de développer ci-après quelques considérations personnelles.

La première porte sur la nécessité d'une relance de l'investissement privé et public non seulement parce que c'est la clé d'un retour de la croissance et d'une reprise de l'emploi mais aussi parce que, pendant trop longtemps, les États membres ont laissé se dégrader l'investissement public pour se couler dans le carcan des critères du pacte de stabilité.

En ce qui concerne l'investissement privé, cette idée a connu un début de concrétisation avec le Plan européen d'investissements stratégiques, mieux connu sous le nom de Plan Juncker, présenté à la fin de 2014 et mis en œuvre dès l'été 2015, qui a pour but d'attirer des capitaux privés pour des projets d'investissement à risque via un fonds d'investissement européen. Mais il s'agit maintenant de mettre en place un outil de plus grande ampleur, comme le souligne le plan d'extension proposé

par la Commission et avalisé par le Conseil Ecofin en décembre 2016, qui vise la somme de 500 milliards d'euros à l'échéance de 2020, en particulier pour des projets de long terme et de type transfrontalier.

En ce qui concerne, en revanche, l'investissement public, les choses sont plus compliquées face à l'obstruction systématique de l'Allemagne et des Pays-Bas à toute idée de développer les dépenses publiques d'investissement, pourtant nécessaires alors que ces deux pays sont sans doute ceux qui disposent des marges les plus importantes pour une telle politique.

Ce retour à une vision de nature plutôt keynésienne destinée à moderniser et améliorer les conditions de vie des citoyens européens est pourtant depuis peu soutenu de manière générale par le FMI et l'OCDE à l'échelle du monde, au-delà donc du cas de la zone euro, et par la BCE dans le cadre de cette zone. Tant il apparaît maintenant de plus en plus évident qu'il est dangereux de vouloir réduire brutalement les déficits publics comme on a essayé de le faire trop longtemps et que les conditions financières caractérisées par des taux d'intérêt très bas, voire négatifs, constituent une opportunité à saisir et tant il apparaît que certains EM ne peuvent continuer à engranger des surplus budgétaires au détriment de l'ensemble de la zone euro.

Il s'agirait, sans toucher aux traités existants, de s'interroger sur la pertinence du maintien tel quel de la machinerie institutionnelle mise en place pour encadrer les déficits publics, ce qui devrait passer par un réaménagement du pacte et des normes SEC appliquées en matière d'investissement et, plus globalement, par une réinterprétation des critères de convergence qui nécessiterait de revenir à séparer les dépenses d'investissement des dépenses courantes dans le calcul du déficit public et d'appliquer des règles plus strictes en matière d'excédent courant excessif dans le souci d'abandonner l'idée absurde initiée par l'Allemagne de la nécessité d'un solde budgétaire à l'équilibre en toutes circonstances, allant même jusqu'à la sanctifier en la constitutionnalisant. Et cela passerait aussi par le développement de partenariats public-privé sous l'égide de la Banque européenne d'Investissement (BEI).

Ceci relève de la politique définie à l'échelle européenne et dépend donc à la fois de la Commission européenne, dont la position paraît de plus en plus ouverte à ce sujet, et des ministres des finances de la zone euro. Cette politique ne devrait rien enlever par ailleurs à la nécessité de maintenir les efforts entrepris et souvent insuffisamment développés au niveau des politiques structurelles sur le plan du rapprochement des normes financières, sociales et fiscales, ce que craignent par-dessus tout l'Allemagne et les Pays-Bas.

La deuxième concerne le retour progressif à une structure de taux d'intérêt normale et le ralentissement progressif de la politique de QE, sous la forme d'un « *tapering* » doux, ce qui semblerait constituer la voie que devrait suivre la BCE à partir de 2017. Certains économistes se demandent aussi s'il ne serait pas utile de relever les objectifs d'inflation ou même si la BCE ne devrait pas carrément

remplacer progressivement ses achats de dettes d'État par des participations dans des fonds dédiés au financement d'infrastructures ou de projets d'innovation, en partenariat avec la BEI afin de mieux irriguer l'économie réelle.

Tout ceci relève de la politique de la BCE, en accord avec les autres grandes banques centrales.

De notre avis, et contrairement à ce que d'aucuns affirment, il n'est par contre pas besoin de redéfinir le mandat de la BCE, celle-ci ayant à suffisance montré que, sous un intitulé qui peut paraître un peu limité, il est en fait susceptible d'interprétations larges.

La troisième relève que l'achèvement de l'union bancaire et, en particulier, l'important volet de la garantie des dépôts bancaires, est une condition fondamentale pour constituer un véritable marché financier intégré. De même, au-delà de cette union bancaire, il faudrait réfléchir à développer une plus grande centralité de la régulation des marchés des capitaux qui devrait pouvoir aboutir à terme à la création d'un superviseur semblable à la *Securities and Exchange Commission (SEC)* américaine pour la zone euro.

La quatrième enfin porte sur le chantier proprement institutionnel. C'est en effet par un saut qualitatif institutionnel que l'on pourra à terme consolider la zone euro et la rendre ainsi plus optimale. Ce sont toutes les questions concernant l'installation de mécanismes correcteurs au niveau de la zone, d'une certaine harmonisation fiscale impliquant de pouvoir prendre des mesures ponctuelles à la majorité qualifiée, si besoin est par recours à une coopération renforcée, de la mise en place d'un budget de la zone euro et, *in fine*, de la gouvernance de cette zone (Trésor commun et ministre des finances pour la zone, représentation unique de celle-ci dans les organisations internationales) qui sont posées. Ce sont aussi les questions d'appropriation démocratique, avec la possibilité d'installer une sorte de parlement de la zone euro comprenant à la fois des députés européens et des députés des différents parlements nationaux des États membres de la zone.

Ceci ne doit pas être considéré comme de l'union politique à l'échelle de la zone euro, ce qui serait dommageable à la construction de l'UE et de toute façon irréaliste, mais bien plutôt comme la concrétisation d'une autonomie juridictionnelle, en particulier dans le domaine de la capacité budgétaire de la zone euro.

Conclusion

La zone euro existe depuis plus de quinze ans. Elle a résisté à des changements brutaux de conjoncture internationale et a constitué un bouclier protecteur face aux évolutions dramatiques suscitées par la grande crise financière et économique apparue dès 2007.

Cependant, cette résilience ne s'est pas faite sans dégâts en son sein et l'évolution divergente des économies de ses États membres a révélé lacunes et dysfonctionnements non seulement à la lumière de la théorie des ZMO mais également, de manière plus pragmatique, à la faveur d'une analyse critique de son équilibre interne entre volet monétaire et volet budgétaire.

Considérer que dès lors il serait nécessaire de dissoudre la zone euro et de s'en retourner aux monnaies nationales nous paraît constituer une grave erreur d'appréciation basée sur des considérations essentiellement idéologiques et reviendrait, comme dit le dicton, à « jeter le bébé avec l'eau du bain ».

Il nous semble donc que les responsables politiques tant européens que nationaux devraient se pencher avec intérêt sur les études menées afin de consolider la zone euro suivant un certain nombre de pistes esquissées ci-avant.

Sinon, cette zone pourrait finir par se démanteler. Par delà des considérations idéologiques et partisans sur le bien-fondé de cette UEM, un tel démantèlement aurait certainement un coût financier élevé et un coût politique impossible à chiffrer et inaugurerait une période de déstabilisation non seulement européenne mais mondiale.

Bibliographie

- 2017–2027 Europe : sortir de l'ambiguïté constructive ?, France-Stratégie, Paris, mai 2016
- Alves, R.H., Barbosa, J.R., 2011, *The Euro area ten years after its creation : (Divergent) Competitiveness and the optimum currency area theory*, Panoeconomicus.
- Bourrinet, J., Vigneron, Ph., 2010, *Les paradoxes de la zone euro*, Bruylant, Bruxelles.
- Implementation of the Lisbon Treaty-Improving functioning of the EU : Economic and Monetary Policy*, Parlement européen, Commission des affaires institutionnelles, juin 2016.
- Kenen, P.B., 1969, *The Optimum Currency Area : An Eclectic View*, dans Mundell et Swoboda : *Monetary Problems of the International Economy*, Chicago, University of Chicago Press.
- L'euro et la croissance après le Brexit*, 2016, Notre Europe/Institut Jacques Delors/Bertelsman Stiftung, septembre.
- Louis, J.V., 2009, *L'Union européenne et sa monnaie*, Institut d'Etudes européennes, Editions de l'Université libre de Bruxelles, Commentaire Mégret, Bruxelles.
- McKinnon, R.I., 1963, *Optimum Currency Areas*, American Economic Review, vol. 52.
- Mundell, R.A., 1961, *A Theory of Optimum Currency Areas*, American Economic Review, vol. 51.
- Quelle union budgétaire pour la zone euro ?*, 2016, Conseil d'analyse économique, Paris, février.
- Stiglitz, J., 2016, *L'euro : comment la monnaie unique menace l'avenir de l'Europe*, Les liens qui libèrent, Paris.

JOÃO SOUSA ANDRADE

Professeur, Faculté d'Économie de l'Université de Coimbra

jasa@fe.uc.pt

**DÉBAT SUR L'INTÉGRATION ÉCONOMIQUE ET
MONÉTAIRE EUROPÉENNE : LE CAS DU PORTUGAL**

Résumé: L'intégration économique et monétaire européenne du Portugal doit être analysée dans une perspective historique tenant en compte les aspects non seulement économiques mais aussi politiques. Malgré son empirique colonial le Portugal est un pays d'émigrants où l'Europe détient une partie très importante. Les Portugais sont un peuple avec un sentiment européen qui n'oublie pas une dictature qui a duré presque un demi-siècle. Les revenus des Portugais sont aujourd'hui beaucoup plus élevés ainsi que leur niveau de capital fixe – surtout en infrastructures – et capital humain qu'avant l'intégration européenne. Les problèmes économiques récents de l'économie portugaise sont le résultat de déséquilibres qui se sont développés pendant les années après la Révolution démocratique. L'absence des politiques plus appropriées à une zone monétaire de taux de change fixe et avec des chocs financiers provoqués par la réduction des taux d'intérêt et l'entrée des fonds structurelles est responsable de la mauvaise performance de l'économie portugaise après 2002. À l'heure actuelle la crise bancaire et de la dette publique interdisent la sortie de l'euro. Mais en dépit de cela les gouvernements et la grande majorité des partis politiques envisagent une intégration plus approfondie de l'union monétaire.

Mot-clés : émigration, dictature, démocratie, dette publique, taux de change réel, euro.

JEL Classification : E52, H63.

**DEBATE ON THE ECONOMIC AND MONETARY INTEGRATION IN EUROPE:
THE CASE OF PORTUGAL**

Abstract: The European economic and monetary integration of Portugal should be analyzed from a historical perspective, taking into account not only economic but also political aspects. Despite its colonial heritage, Portugal is a country of emigrants in which Europe holds a very important part. Portuguese people have a European feeling they do not forget a dictatorship that has lasted almost half a century. The incomes of Portuguese are nowadays much higher as also the level of fixed capital – especially in infrastructure – and human

capital than before European integration. The recent economic problems of the Portuguese economy are the result of imbalances that developed during the years after the Democratic Revolution. The absence of more appropriate policies for a monetary zone with a fixed exchange rate and with financial shocks caused by the reduction of interest rates and the massive entry of structural funds is responsible for the poor performance of the Portuguese economy after 2002. At present the banking crisis and public debt do not allow the exit of the Euro. But in spite of this constraint Portuguese governments and the great majority of the political parties envisage a deeper integration in the monetary union.

Keywords : emigration, dictatorship, democracy, public debt, real exchange rate, euro.

Nous pensons que la position portugaise sur le projet d'une « monnaie unique européenne », Leuro, doit être entendue dans un contexte historique et institutionnel au-delà du niveau exclusivement économique. La vocation atlantique du pays a été placée comme un destin naturel pendant plus d'un demi-siècle. On résume le contexte politique de la période juste avant la Révolution Démocratique (1), certaines des conséquences économiques de l'après Révolution et la « solution » de l'intégration européenne (2) et finalement on propose une datation de la « crise portugais » et dont le début ne coïncide pas totalement avec la crise financière internationale. Chacun de ces points est divisé en sections qui donnent des « photos » de la société et de l'économie portugaise. A la fin nous concluons. Les données utilisées ont été obtenues, pour la plupart, des tableaux et figures, de la base de données macroéconomiques AMECO de la Commission européenne. Ces données ont été complétées avec ceux de la base portugaise PORDATA (<http://www.pordata.pt/en/Portugal>) pour les taux d'intérêt, les niveaux de la dette publique et l'endettement externe de l'économie portugaise. Tous les données et figures ont été manipulées avec le logiciel R (R 2008). Quand on a voulu comparer les données de l'économie portugaise, nous avons utilisé l'Allemagne comme référence.

1. La période avant l'intégration européenne. Le contexte politique

1.1. Émigration. Le côté négatif dans la mémoire des Portugais

Le Portugal a été toujours un pays d'émigrants (Almeida and Barreto 1970), (Godinho 1977) et (Peixoto 1993). Au début de ce siècle le nombre des Portugais et de leurs descendants directs vivant à l'étranger correspondent à 40% de la population portugaise. Les cas les plus notables sont ceux du Luxembourg où 15% de la population est portugaise et de Paris, qui était la deuxième ville portugaise à la fin des années soixante.

La première vague de l'émigration a eu lieu de la moitié du XIX siècle jusqu'aux années trente du XXème siècle. Elle a été de caractère permanent et se dirigeait vers

le Brésil et les États Unis. La seconde vague, celle-ci proche de nos mémoires, fut des années soixante jusqu'à la Révolution Démocratique de 1974. Plus d'un million et demi sont sortis du pays, surtout vers la France et l'Allemagne. La presque totalité des émigrants étaient des travailleurs sans qualification professionnelle, surtout de petits agriculteurs mais aussi des travailleurs du bâtiment fuyant la pauvreté. A ce groupe s'ajoutait une petite minorité des jeunes qui ne voulait pas participer à la guerre conduite par le régime dictatorial dans les colonies, ceux-ci avec une formation scolaire supérieure, sinon universitaire.

1.2. Une nouvelle vague, la troisième et leur contexte et conséquences

Ces dernières années, disons surtout après la moitié des années 2000, une nouvelle vague est née (Pereira 2011). Depuis 2007 100 000 Portugais sont sortis par an en moyenne. De 2011 à 2015 un demi-million est sorti du pays. Il semble qu'en 2016 le nombre d'émigrants s'est un peu réduit. Cette vague est bien différente des vagues précédentes : le nouveau émigrant n'a pas besoin de quelqu'un pour lui écrire les lettres qu'il envoie chez lui ou lire celles qu'il reçoit, il a un cours universitaire du premier au troisième cycle et communique avec la famille par internet ; en général il n'a pas envie de retourner à son pays pour acheter des terres, bâtir une maison ou ouvrir un petit commerce comme l'émigrant d'avant. Les pays de destination se sont diversifiés beaucoup et on enregistre des pays comme l'Angleterre, la Suisse, l'Irlande et l'Australie, même l'Islande ! Ces migrants représentent la capacité de l'individu à réussir dans des sociétés modernes, dans un monde développé et concurrentiel. Mais ils représentent aussi pour l'économie portugaise une perte formidable de capital humain.

En conclusion, nous disons que la deuxième vague d'émigration a poussé les Portugais à vouloir suivre la voie de l'Europe de l'après-guerre : à faire partie de la Communauté européenne, à nier le régime qui les poussait à sortir, et aujourd'hui à continuer de bénéficier de cette intégration du point de vue de l'emploi et de la consommation. La nouvelle émigration est le résultat d'un marché du travail qui est devenu presque « global ».

1.3. L'évolution politique avant la Révolution Démocratique : instabilité, dictature et la terreur de la guerre coloniale

L'instabilité économique et sociale des dernières années de la monarchie a plongé l'économie dans un sentier de divergence avec le monde développé. L'instabilité s'est même devenue plus grave après la révolution républicaine (1910) qui a installé la République. Dans les deux premières colonnes du tableau 1 nous pouvons constater ce processus de divergence qui a éloigné les Portugais des autres peuples européens.

Après le coup d'État de 1926 jusqu'à la révolution de 1974 les Portugais ont connu la dictature de Salazar jusqu'à 1968 et après de Caetano jusqu'à 1974. La « vision étroite » du régime peut être exemplifiée avec le fait que Salazar dès l'accident

Tableau 1 : PIB par tête portugais (%)

Par rapport à	1860	1913	1950	1975
Allemagne d'Ouest	77	37	41	34
Danemark	93	34	31	36
France	75	42	33	32
Grande-Bretagne	47	29	28	44
Italie	92	66	65	59
Pays développé	86	45	37	38

Source : (Reis 1984).

jusqu'à sa mort (1970) était convaincu qu'il continuait à diriger le gouvernement. Le Président de la République n'a pas eu le courage de lui dire la vérité.

Les principes du fascisme ont évolué avec Salazar vers une sorte de « fascisme portugais ». Après la fin de la Deuxième Guerre mondiale (1945) le régime se referme encore plus, empêchant et annulant les espoirs des ouvriers et d'une classe moyenne d'ouverture aux idées du monde occidental et surtout à l'idée de démocratie (Almeida et al. 1979). L'indépendance mondiale des colonies des années 1950 n'a pas eu de répercussion sur la situation de l'empire colonial portugais et la situation internationale de guerre froide a aidé le régime dictatorial à se maintenir. L'isolement était la marque spécifique de la vie politique et sociale au Portugal. Ce n'est qu'à la fin de 1955 que le Portugal est devenu membre de l'ONU – en septembre 1946, son adhésion avait été rejetée (Ferreira 1993). Et cet isolement politique a fait que le Portugal, qui a commencé à remplir de façon informelle les règles du nouveau système monétaire international depuis 1949, est devenu membre du FMI et de la Banque Mondiale seulement en 1960. En septembre 1947, le régime de Salazar rejette formellement l'aide du Plan Marshall (Rollo 1994). Un an après il sera au contraire demandé, mais le gros de l'aide avait déjà été distribué¹. En ce qui concerne l'UNESCO, le Portugal est devenu membre seulement en mars 1965.

Dans cette société fermée, la révolte violente des nationalistes africains aura des conséquences terribles sur l'économie et la société. La Guerre Coloniale commence en 1961 en Angola et ira peu à peu s'étendre à Guinée-Bissau (1963) et au Mozambique (1964). À la répression de la liberté d'expression s'ajoute à partir de 1961 la mobilisation des jeunes pour une guerre lointaine et sans appui de la population de la métropole. Le coût financier fut extraordinaire ; pendant les années soixante, les dépenses de défense représentaient 40% du budget d'État et pour les 13 ans de guerre en moyenne 33%. Entre réfractaires et déserteurs on compte de 110 000 à 170 000 personnes². En termes de morts on compte du côté portugais, à l'exclusion

¹ De toute façon, l'Aide Marshall a été très important du point de vue du financement d'infrastructures. Voir aussi, M.J. Nunes (2009).

² La population portugaise était de 8858 mille habitants en 1960.

des africains combattant dans l'armée portugaise, 8 831 ; des blessés et handicapés 20 000 militaires ; et avec des troubles psychologiques provoqué par la guerre 140 000 (600 000 familles) (Albuquerque 2003). Au début des années soixante-dix la génération des jeunes de 30 ans avec un diplôme universitaire a commencé à faire une deuxième mission de guerre en Afrique. La rigueur de la guerre peut être perçue par le fait qu'à la cérémonie de l'indépendance du Mozambique, le Frelimo a libéré des militaires portugais qui étaient prisonniers tandis que l'armée portugaise n'avait aucun prisonnier vivant pour rétribuer ... Les massacres de 1972 de Chawola, Juwau et Wiryamu (le plus connu) en Mozambique (Dhada 2015), prouvent aussi le caractère violent de la guerre.

Quand on fait une analyse rétrospective du passé politique récent avant la Révolution de 1974, nous devons aussi parler de deux éléments qui comptent beaucoup du point de vue du bien-être individuel : la censure et la police politique. Ces deux institutions ont réduit à néant la liberté individuelle dans des manifestations collectives. Les journaux, les livres, le théâtre et le cinéma étaient contrôlés par le régime d'une façon stricte. Comme l'a reconnu Arendt (1972) la police secrète fait partie du noyau du pouvoir dictatorial ainsi que les placements abusifs en détention provisoire par la justice. Le Portugal n'a pas été épargné. La Police de Vigilance et Défense de l'État (PVDE), créée en 1935, sera remplacée par la Police Internationale et de Défense de l'État (PIDE) en 1945 et cette dernière sera convertie en Direction-Générale de Sécurité (DGS) en 1969 (Pimentel 2011). Jusqu'aux années soixante, la quasi-totalité des persécutions étaient dirigées vers des syndicalistes et membres du Parti Communiste ; après le début de la Guerre Coloniale, elles se sont élargies aux étudiants et à leurs groupes politiques. Les sessions du Tribunal spécial pour les crimes contre l'État ont beaucoup augmenté après le début de la Guerre. Le camp de concentration du Tarrafal, créé à l'image des camps nazis, en 1936, au Cap Vert dans l'île de Santiago, a reçu des opposants au régime. Il sera fermé en 1954 et rouvert en 1961 pour recevoir les résistants africains qui combattaient la présence portugaise dans les colonies. Il était connu comme le "camp de la morte lente". Nous pouvons dire qu'on vivait dans un pays claustrophobe où les éditions clandestines de livres, l'écoute des émissions radio des ondes courtes et le Sud Express (le train Lisbonne-Paris) étaient des fenêtres de liberté pour la classe moyenne ; et n'oublions pas l'analphabétisme d'une partie considérable de la population (un peu plus de 50% en 1960 (Candeias et Simões 1999)).

1.4. Divergence économique mais stabilité économique

L'économie portugaise a connu une raisonnable stabilité macroéconomique dans un cadre d'une économie qui continuait à diverger du monde développé (deux dernières colonnes du tableau 1). Le taux d'inflation depuis la fin de guerre jusqu'à la moitié des années soixante n'était pas différent de ce qui se passe depuis le projet européen de « monnaie unique » et sa réalisation (figure 1 et tableau 2).

Cette stabilité pendant l'ancien régime se montre aussi au niveau de l'emploi, soit en termes de secteurs de production soit au niveau du chômage et de la répartition des revenus (tableau 3). Les variations de ces indicateurs sont minimales, reflétant une économie traditionnelle.

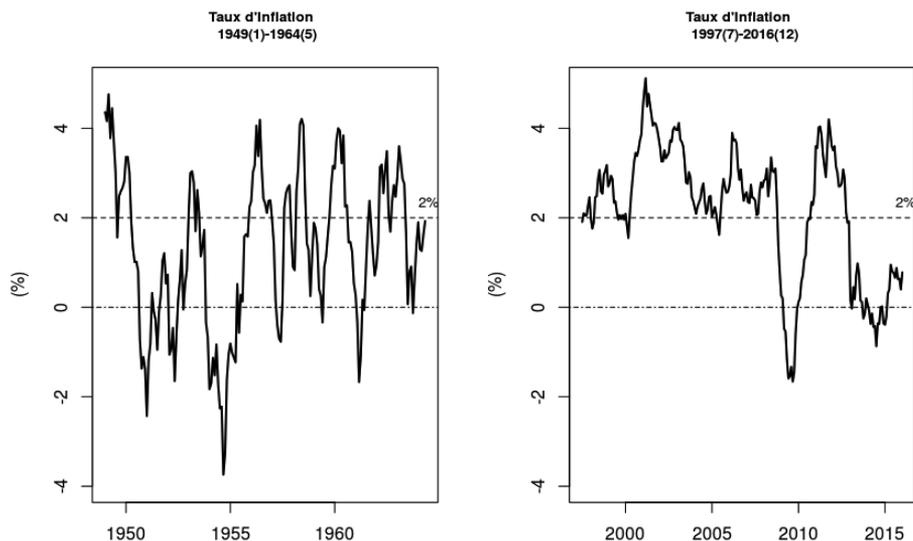


Figure 1 : Évolution du taux d'inflation

Tableau 2 : Taux d'inflation annuel (IPC) en %

Période	Minimum	Médiane	Maximum
1949(1)–1964(5)	-3,7	1,42	4,76
1997(7)–2016(12)	-1,7	2,46	5,12

Tableau 3 : Quelques indicateurs économiques, 1953–1973

Indicateurs (1953–1973)	Moyenne	Coefficient de variation
% l'emploi du secteur primaire	37,6	0,019
% des revenus du travail dans le PIBcf	48,6	0,001
Taux de chômage (%)	2,9	0,001

2. L'Après Révolution Démocratique (1974) et l'intégration européenne

Le premier résultat de la Révolution a été le rétablissement de la démocratie que pendant un certain nombre d'années cherchait son chemin vers une démocratie parlementaire ou présidentielle.

Les effets immédiats de la Révolution, comme il serait naturel d'attendre après une dictature qui a duré presque un demi-siècle, ont été des revendications des syndicats et des partis politiques gauchistes qui ont beaucoup augmenté les coûts salariaux, soit par l'augmentation des salaires soit par des lois plus favorables aux travailleurs, et en parallèle les dépenses publiques de caractère social. Le tableau 4 résume bien ce qui s'est passé au niveau de la répartition des revenus et du déséquilibre des dépenses publiques.

Tableau 4 : Quelques indicateurs économiques après 1973

Indicateurs (après 1973)	1973	1976	1981
% des revenus du travail dans le PIBcf	51,5	62,1	46,1
% dépenses totales du gouvernement dans le PIBpm	19,9	32,1	42,1
% du solde budgétaire dans le PIBpm	1,7	-5,3	-12,5

Depuis 1974 le solde budgétaire est devenu systématiquement négatif. Il était positif depuis 1950 (sauf pour l'an 1963) malgré le poids des dépenses militaires avec la guerre dans les colonies (voir plus haut). Le fait qu'en 1981 la répartition des revenus est revenue au niveau des débuts des années soixante est le résultat d'une nouvelle instabilité créée dans l'économie portugaise : un phénomène d'inflation très important qui traînera à son tour l'instabilité au niveau du taux de change nominal et des taux d'intérêt.

Le Portugal vivait dans l'après Révolution une période d'euphorie qui était connue comme « processus révolutionnaire en cours ». La nouvelle Constitution de la République présentait le régime politique comme en transition vers le socialisme. Pour qu'on puisse comprendre l'environnement culturel et politique à l'époque il suffira dire qu'on ne rencontre dans les rapports annuels de la Banque du Portugal aucune référence à la crise pétrolière, avec la forte montée des prix, que le monde a connu en 1973–1974. Et on ne peut lire qu'un seul petit paragraphe, plus tard, à propos de la deuxième montée des prix du pétrole à la fin des années soixante-dix.

2.1. L'intégration européenne comme une assurance-vie démocratique

Le projet d'adhésion à la Communauté Economique Européenne était surtout un projet politique de défense et de garantie de la démocratie. La demande d'adhésion fut décidée par le gouvernement et approuvée par le parlement portugais en novembre 1976. Mais des négociations avaient déjà commencé pour élargir les protocoles commerciaux signés en 1972 par Marcelo Caetano. Le projet était très complexe, il était vu dans les extrêmes de la classe politique soit comme allant contre la Constitution – une fois qu'il représentait l'approfondissement du capitalisme – par les partis politiques « anti-capitalistes », soit comme détruisant notre identité nationale, par les mouvements d'extrême droite. Les changements du point de vue

institutionnel ont été très profonds et parfois difficiles à entreprendre. Le 12 juin 1985, l'intégration a été finalement décidée par les autorités européennes.

Avec la création de la monnaie-unique la situation va être identique : la position des gouvernements et des partis de centre-gauche, centre-droit et droite, a été toujours d'être dans le groupe fondateur. Quand les dirigeants de la France, l'Allemagne, l'Italie et l'Espagne se sont réunis à Versailles le 6 mars 2017 pour exprimer leur soutien à une solution pour l'Union européenne d'évolution à des vitesses différentes, le gouvernement portugais du centre-gauche (mais soutenu par des partis gauchistes³) a publiquement déclaré qu'il soutenait cette idée dès lors que le Portugal figurait dans le premier groupe.

2.2. L'ouverture de l'économie portugaise et les déséquilibres persistants

Au-delà des problèmes soulevés par l'environnement révolutionnaire la crise économique, provoquée par la hausse des prix du pétrole, a eu des conséquences graves sur l'économie portugaise. Le déséquilibre externe croissant a obligé le gouvernement portugais à demander de l'aide du FMI en 1977 et 1983. En 1986 le solde externe des échanges commerciaux était pratiquement nul. Depuis l'intégration européenne, le solde négatif n'a pas cessé d'augmenter. En 1999 il a atteint une valeur maximale : les importations ont été 39,6 % de plus que les exportations (figure 2). L'épargne se réduisait à une vitesse considérable (figure 3). La tendance de l'épargne de 1972 jusqu'à 1999 montre que l'évolution de la situation macroéconomique était insoutenable.

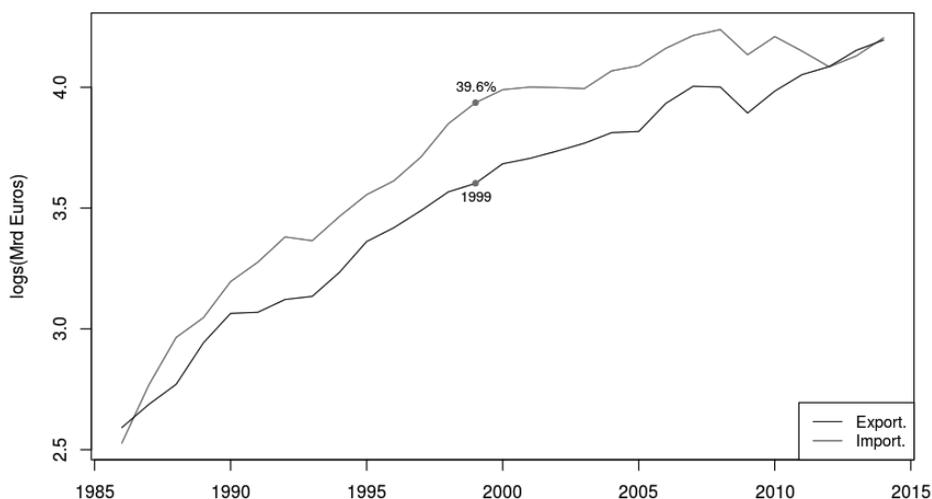


Figure 2 : Exportations et importations de biens et services

³ Le Parti Communiste et un parti constitué par une alliance de Trotskistes et Maoïstes.

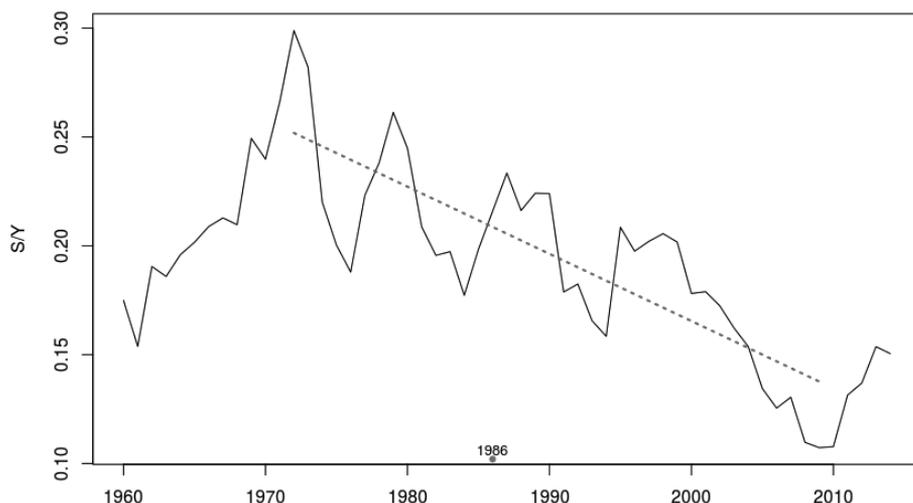


Figure 3 : L' épargne brute sur le PIB

Le problème du déséquilibre externe était connu mais il était sous-estimé (Blanchard et Giavazzi 2002), devant la nouvelle situation d'appartenance à une union monétaire. L'environnement de la pensée économique peut être résumé avec cette citation de Victor Constâncio lors de son discours inaugural comme Gouverneur de la Banque du Portugal : « En l'absence de monnaie nationale, nous n'aurons pas des problèmes de balance des paiements comme auparavant. Il n'y a pas de problème monétaire macroéconomique et en conséquence on n'aura pas besoin de prendre des mesures restrictives à cause de la situation de la balance des paiements. On n'analyse pas la dimension macroéconomique de la balance externe du Mississippi ou de toute autre région d'une grande union monétaire » (Constâncio 2000). Seulement un peu plus tard cette position a changé et a été reconnue comme incorrecte (Blanchard 2007).

2.3. Une inflation persistante

A l'époque de l'intégration portugaise (1986), un pays avec un passé inflationniste, la France, faisait déjà une politique de désinflation compétitive avec Pierre Bérégovoy, comme d'ailleurs Giersch (1979) avait demandé un peu avant aux syndicats allemands d'y participer. (Trichet 1992) l'a nettement présentée plus tard (de Boissieu and Pisani-Ferry (1995)), un pays avec un taux d'inflation inférieur à ses partenaires développera par rapports à ces derniers un avantage compétitif dans une situation de stabilité du taux de change. Au Portugal, l'absence d'une conscience des coûts que l'inflation comportait, de la part des responsables politiques, faisait que celle-ci était bienvenue pour réduire les coûts réels salariaux. Comme on peut voir par

l'évolution des prix du PIB en €, par rapport à l'évolution en Allemagne (figure 4), on est devant la création d'un biais qui affecte négativement la compétitivité de l'économie portugaise. L'inclinaison de la tendance des prix de 1998 jusqu'à 2008, à la veille de la crise financière, est plus élevée pour le Portugal. Cette conscience sur le rôle négatif de l'inflation commencera à se faire sentir avec le ministre Braga de Macedo (en 1992) qui en termine avec l'indicateur d'inflation passée dans les contrats collectifs de travail : le niveau passé du taux d'inflation est remplacé par l'anticipation du taux d'inflation, ce qui n'a pas été facile d'admettre de la part des syndicats.

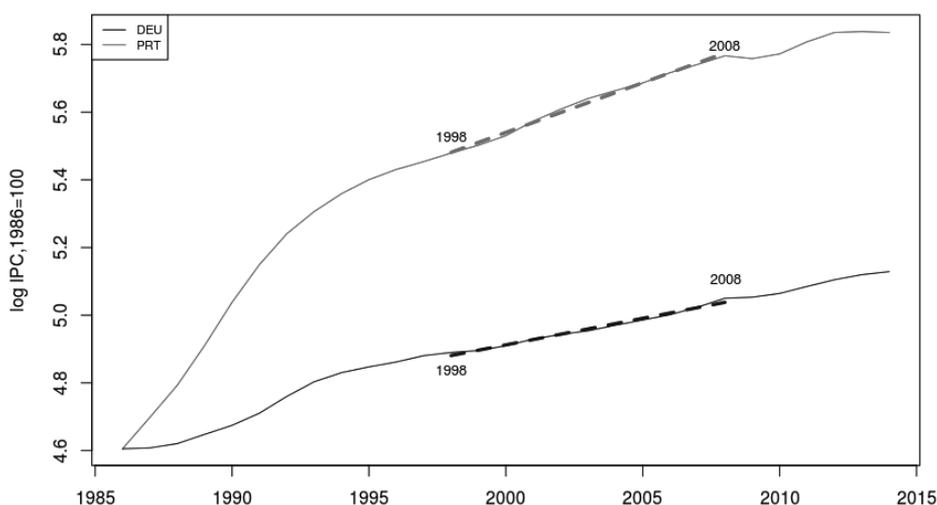


Figure 4 : Evolution de l'indice des prix à la consommation (prix nationaux)

Devant une inflation croissante pendant la deuxième partie des années 80 et qui a atteint 18,4%, 18,2% et 16,5% en 1990, 1991 et 1992, la Banque de Portugal ira développer une politique de contrôle du taux de change par rapport au Mark (DM), c'est-à-dire, une politique d'appréciation du taux de change réel (TCR) (Mateus 1992). C'est la politique avec des effets les plus immédiats et aussi la plus agréable pour la classe moyenne, mais la plus nocive pour l'économie dans la moyenne et longue période (Rebelo et Vegh 1996). Les prix relatifs des produits importés se réduisent et nous parlons des biens de consommation durables et des biens des nouvelles technologies. C'est vraiment la grande fête de la consommation. On reviendra sur ce sujet plus bas.

Les salaires réels en termes des prix du PIB ont augmenté à un rythme plus rapide qu'en Allemagne jusqu'en 2010 (figure 5) conduisant à une convergence nominale des salaires (figure 6).

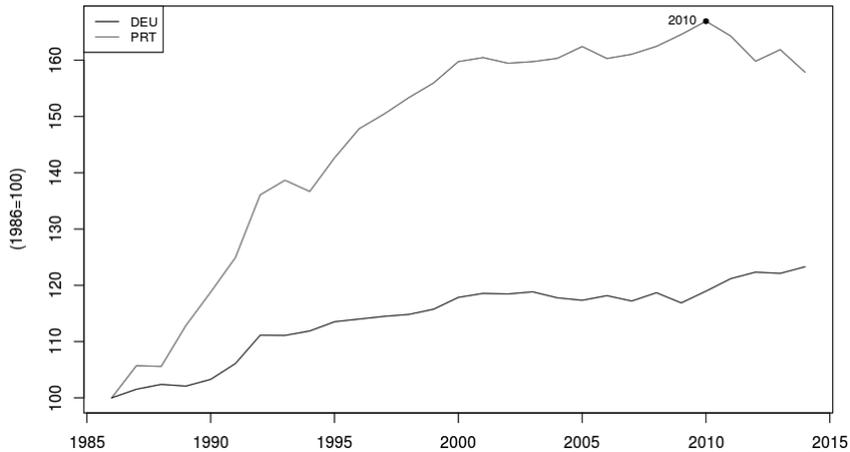


Figure 5 : Evolution des salaires réels par employé



Figure 6 : Salaire en Allemagne par rapport au salaire en Portugal par employé

Le taux de croissance des salaires réels a été en moyenne 3 fois plus élevé au Portugal qu'en Allemagne (2,1% contre 0,7%, figure 5), et depuis l'intégration européenne la différence des salaires jusqu'à la crise financière se réduit de moitié. Le contexte « culturel » d'appartenance à l'Europe et d'impossibilité des crises de paiements cachaient le développement de déséquilibres économiques très inquiétants. En résultat de cette évolution, le coût réel du travail, rapport de rémunération par travailleur par rapport au PIB nominal par travailleur, a eu une évolution opposée à ce qui se passait en Allemagne jusqu'à la veille de la crise financière (figure 7). La croissance des coûts réels a augmenté jusqu'à 2001 tandis qu'elle se réduisait en Allemagne grâce surtout au développement technologique. En 2005, prenant comme base l'année 1986 (rappelons, l'entrée du Portugal dans la CEE), les coûts réels étaient 12,4% plus élevés au Portugal qu'en Allemagne.

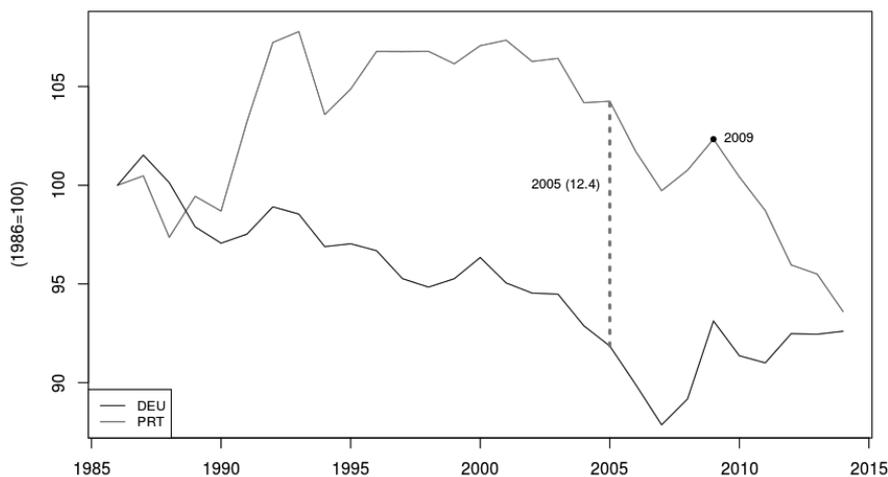


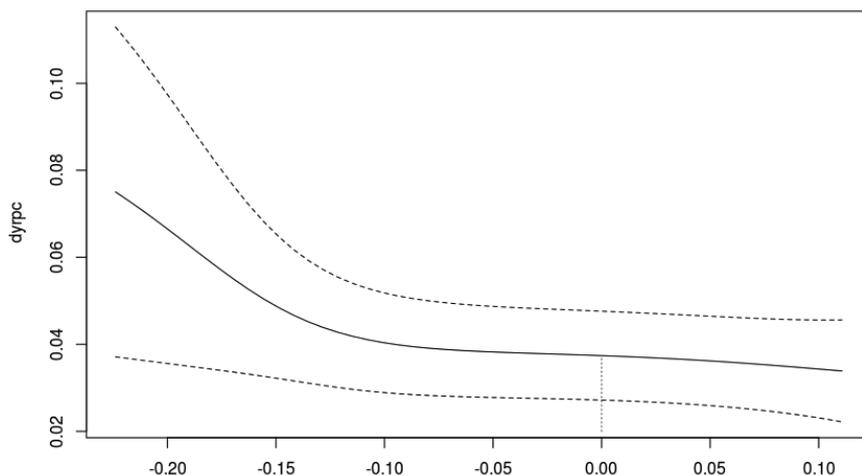
Figure 7 : Évolution des coûts réels du travail

Nous avons déjà fait allusion à un certain aveuglement d'institutions comme la Banque Centrale, au-delà de celui du gouvernement, à propos des crises pétrolières. La même histoire va se répéter à propos des pertes de compétitivité de l'économie portugaise à cause de l'évolution fortement négative du taux de change réel (figure 8) et du choc provoqué par l'adhésion de la Chine à l'organisation mondiale du commerce (WTO) (Ahearne et Pisani-Ferry 2006). En 2008, prenant comme base l'an 1986, le TCR était 67 % plus élevé qu'en Allemagne. Du côté des échanges internationaux, après l'Italie l'économie portugaise était la plus affectée par le nouveau contexte du commerce de textiles.



Figure 8 : Évolution du taux de change réel (coûts unitaires du travail)

Les effets de la perte de compétitivité sur la croissance peuvent être aperçus par la relation non-paramétrique (figure 9) entre le taux de croissance du PIB réel par tête et le taux de variation du TCR (Racine 2008).



La courbe utilise un estimateur local de constante pour l'estimateur de régression de Kernel et une validation croisée des moindres carrés pour sélectionner la bande (*bandwidth*). Les intervalles de confiance à 90% ont été obtenus par simulation *bootstrap*. Nous avons utilisé le paquet pour R « np » de Hayfield, T. et J.S. Racine (2008).

Figure 9 : Relation entre croissance et TCR dans l'économie portugaise

La relation de la figure 9 illustre bien le concept de désinflation compétitive : la réduction du TCR a un effet positif plus important que l'appréciation sur la réduction de l'activité. Malheureusement la situation de l'économie portugaise reste dans la partie droite de l'axe des abscisses, de l'effet négatif de l'appréciation du TCR sur la croissance.

2.4. Les chocs financiers et des transferts de fonds

En conséquence de l'intégration européenne deux autres phénomènes se développent en parallèle : la réduction des taux d'intérêt, comme résultat de l'intégration dans une zone d'intégration financièrement crédible et l'existence des transferts des fonds structurels de la CEE dont bénéficiera le Portugal. Dans le tableau 5 nous avons des valeurs qui illustrent la progressive croissance des taux depuis le début des années 1960 et la croissance rapide qui a suivi la Révolution Démocratique de 1974. La valeur maximale est atteinte en 1985, un an avant l'intégration européenne. La chute des taux a été brutale jusqu'à 2005 (figure 10). Cette évolution a eu un effet considérable sur la demande globale, réduisant l'épargne et augmentant les

importations, les prix domestiques et en conséquence le TCR, augmentant encore le niveau de la dette envers l'extérieur. Dans la figure 11, avec l'endettement externe de l'économie portugaise, on peut s'apercevoir que la tendance de 1986 jusqu'à 2009 était insoutenable. On a passé d'une situation de niveau pratiquement nulle pour des valeurs supérieures au PIB portugais.

Tableau 5 : Taux d'intérêt de long terme

Année	1960	1973	1985	2005	2012
Taux long-terme (%)	1.6	4.3	27.74	3.4	10.6

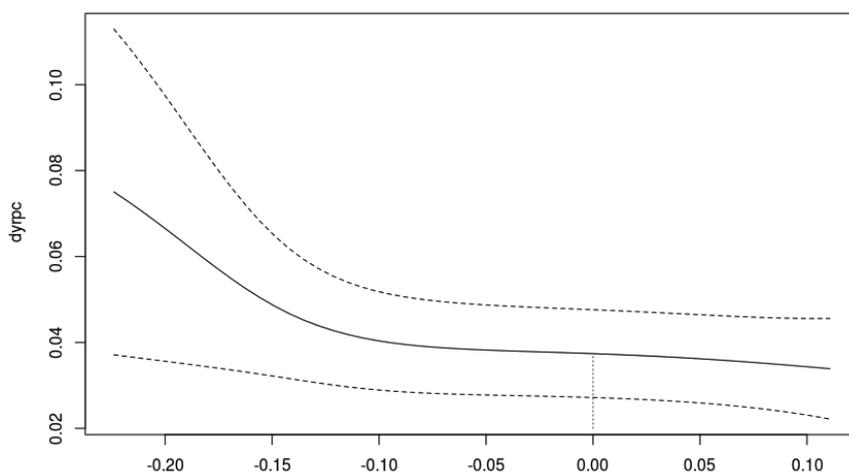


Figure 10 : Taux d'intérêt de long terme (1985-2012) et tendance (1985-2005)

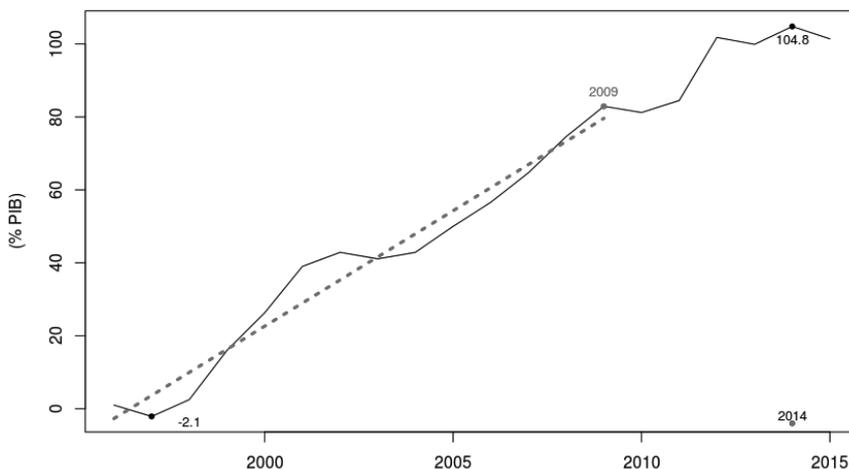


Figure 11 : Dette externe nette de l'économie portugaise (1986-2015)

L'aide européenne a atteint 4,1% du PIB portugais en 1993 et 1995. Si on tient aussi compte des remises des émigrants, on registre en 1990 une valeur des transferts de 8,6 % du PIB. Ce sont des valeurs très au-delà du seuil de prise en considération de la présence possible d'un effet de « mal hollandais ». Andrade et Duarte (2013) présentent confirmation de la présence de ce type de problème pour l'économie portugaise. Par contre ces auteurs nient le phénomène pour le cas des économies irlandaise et espagnole (Andrade et Duarte 2014).

En parallèle avec l'aide communautaire, les remises des émigrants, la réduction des taux d'intérêts et l'accès à un marché financier profond et faisant une lecture très peu correcte de la situation économique portugaise en terme de soutenabilité de moyen et long terme, les dépenses publiques augmentaient chaque année. Dans la figure 12 nous comparons le niveau des dépenses courantes de l'État au Portugal et en Allemagne, après 1995. La tendance de la dépense est décroissante pour l'Allemagne et croissante pour le Portugal. Si en 1986 les valeurs sont presque identiques, en 2014 il y a une différence de 4,5%. La politique budgétaire a eu l'effet contraire à ce qu'on devrait attendre dans une situation ressemblant au « mal hollandais ». Les valeurs du déficit budgétaire illustrent aussi la contribution de l'État pur l'accroissement de la demande globale (figure 13). Les gouvernements ont partagé la myopie de la Banque du Portugal et d'autres agents comme les syndicats et les organisations patronales.

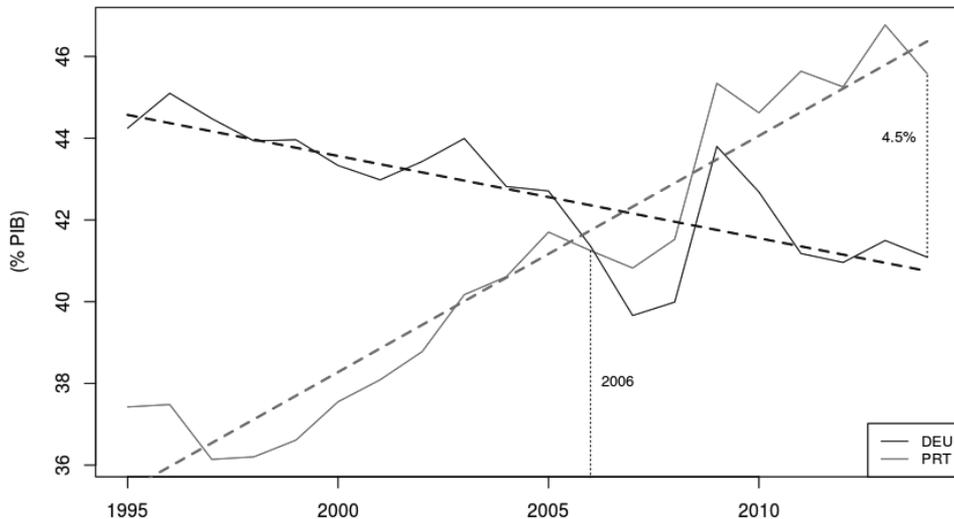


Figure 12 : Dépenses courantes de l'État 1995-2014

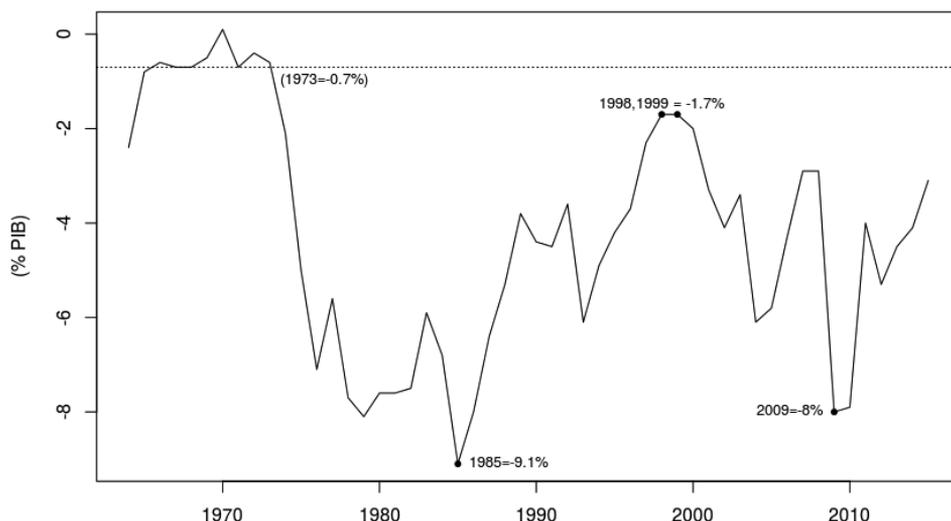


Figure 13 : Déficit budgétaire 1964–2015

L'économie portugaise n'a pas connu d'excédents budgétaires depuis la Révolution Démocratique. De 1985 à 1998 les gouvernements ont réduit sa grandeur mais immédiatement après on voit le déficit augmenter jusqu'à la veille de la crise financière.

3. La crise portugaise et la crise financière internationale

La photo de l'économie portugaise présentée jusqu'ici a pour but de montrer que cette économie est entrée en crise avant le début de la crise financière qui a commencé par la crise des « sub-primes ». Les raisons pour ça résident dans l'irresponsabilité soit de la politique monétaire soit de la politique budgétaire. L'économie portugaise a profité de l'intégration européenne, mais toute une série de comportements et de politiques ont mis l'économie dans un sentier d'insoutenable à moyen et long terme. Son évolution était surtout insoutenable du point de vue financier.

Sur la figure 14 nous suivons l'évolution des taux de croissance du PIB réel. La tendance est nettement décroissante. Pereira (2011) date le début de notre crise contemporaine en 1998 tandis que Andrade et Duarte (2011) proposent l'année 2003 en se basant sur des données trimestrielles (plus précisément le deuxième trimestre de 2002). Quelle que soit la date, le plus important c'est que le début est daté avant 2009/2010.

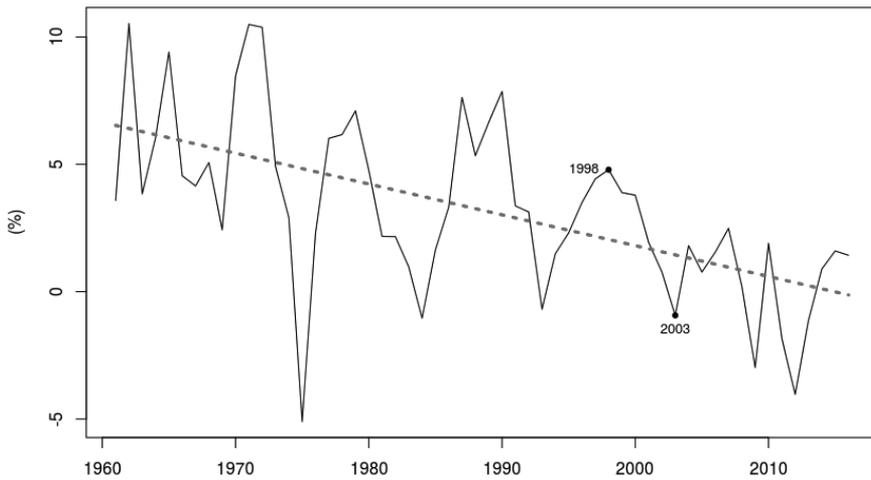


Figure 14 : La crise portugaise commence quand ? (données de 1961–2016)

La non soutenabilité des finances publiques portugaises a conduit le gouvernement à demander de l'aide à la Commission européenne. C'était la troisième fois depuis la Révolution Démocratique, la première a été en 1977 et la deuxième en 1983, ces deux demandes ont été faites au FMI. Le 6 avril 2011 la demande de financement était la conséquence « naturelle » de taux d'intérêt de court terme de 6%, de long terme de 9% et d'un taux de 10% dans le marché secondaire de la dette publique. Une partie de la dette avait été cachée par des opérations des pouvoirs publics hors budget et des dettes non connues d'entreprises publiques. Le secteur public des entreprises de transport avait une dette (non connue) de 11% du PIB.

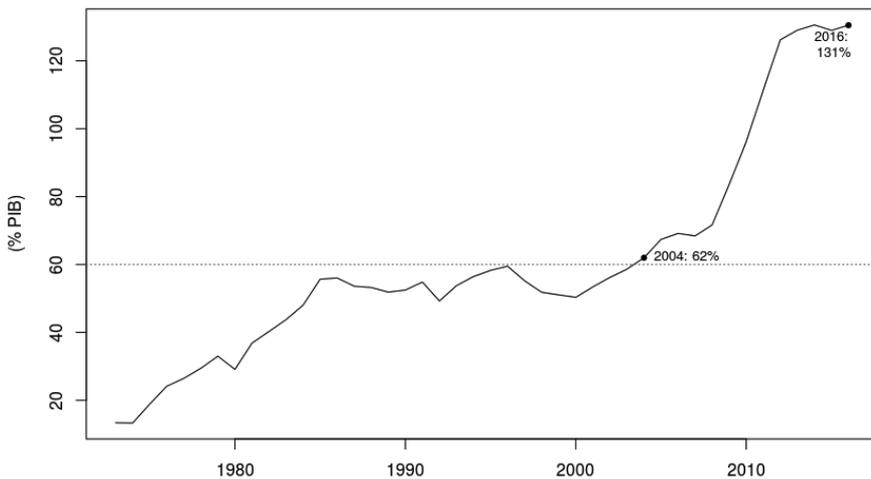


Figure 15 : Dette publique portugaise, 1973–2016

Nous pouvons voir dans la figure 15 une dette très peu élevée en 1973 (13,4%), qui va monter jusqu'à 55,7% en 1985 et qui restera plus ou moins constante jusqu'à 2002, au niveau de 54 %. En 2004 le niveau dépassera le seuil de 60% et de 2008 à 2014 elle ira pratiquement doubler, de 71,7% elle passera à 130,6%.

Le Programme d'Ajustement Économique pour le Portugal, le « Bailout programme » fut signé le 17 mai 2011 et a été finalisé le 17 mai 2014, trois ans plus tard. En résultat des difficultés économiques et financières créées par les mesures restrictives du Programme la question de l'appartenance à la zone monétaire européenne a été posée de nouveau par des partis politiques plus à gauche.

3.1. Le désastre de la sortie de l'UEM

La banque portugaise a réussi dans un premier temps à se recapitaliser sans aide publique mais elle a bénéficié de l'aide publique financière. La continuation de la stagnation du produit et le contexte des taux d'intérêt très faibles a conduit la banque portugaise à une situation très fragile (EBA 2015; EBA 2016a; EBA 2016b) et Schoenmaker et Véron (2016). Cardoso (2017) a bien résumé la situation de la banque portugaise : elle a les plus petits ratios de solidité financière de l'Union européenne ; elle est l'avant-dernière en terme de rentabilité ; et finalement elle a le niveau plus élevé de créances irrécouvrables. Une petite banque a disparu (BANIF) ; à « la plus brillante étoile » de la banque portugaise (BES) a été appliquée la nouvelle règle européenne de résolution bancaire avec la division entre une « banque bonne » et une « banque mauvaise » ; une des banques les plus actives (BCP) continue avec de graves problèmes de solvabilité même après l'entrée des capitaux angolais ; et finalement la banque qui se présentait comme « un produit typiquement portugais » (BPI) a été achetée par la banque espagnole La Caixa. Au-delà du changement de propriété, les banques portugaises possèdent encore une partie importante de la dette publique portugaise (25%) après avoir possédé au début de la crise financière presque la moitié. Abandonner l'euro serait équivalent à détruire le système bancaire portugais. Ceci étant, on provoquerait une réduction formidable du bien-être collectif, la fermeture des marchés de capitaux internationaux et une diminution considérable du pouvoir d'achat des Portugais.

Conclusion

Après cette lecture de certains des événements qui ont conduit l'économie portugaise à la situation courante nous devons répondre à la question : est-ce que l'appartenance à une zone monétaire de taux de change fixes n'a pas permis à l'économie portugaise de résoudre les problèmes posés par la crise financière ? a) Les problèmes vécus récemment par l'économie portugaise ne sont pas imputables à la crise finan-

cière internationale, mais la crise a exacerbé ces problèmes et surtout les coûts des politiques de correction des déséquilibres ; b) la crise financière internationale a contraint le gouvernement portugais à des mesures pour contrôler certains des déséquilibres majeurs de l'économie portugaise. La crise internationale ne peut pas être vue comme le facteur plus important pour expliquer la situation actuelle de l'économie portugaise. Le régime de taux de change fixe avec l'introduction de l'euro ne doit pas être aussi vu comme étant à l'origine de la situation portugaise : les déséquilibres se sont développés peu à peu mais d'une façon permanente depuis l'adhésion du Portugal à la CEE.

La sortie de l'UEM n'est pas envisagée par la majorité des partis politiques et des gouvernements – quel que soit le type de coalition de ceux pour gouverner. La sortie provoquerait une grave crise financière ; elle est donc vraiment interdite du point de vue économique. Sortir de la zone euro doit donc être exclu comme une possibilité.

Bibliographie

- Ahearne, A., Pisani-Ferry, J., 2006, *The Euro: Only for the Agile*, Bruegel Policy Brief, 1, February.
- Albuquerque, A.D., 2003, *Entrevista a Afonso Albuquerque*, Correio da Manhã, 30.03, Lisboa, <http://www.cmjournal.pt/mais-cm/domingo/detalhe/afonso-albuquerque-temos-140-mil-traumatizados-de-guerra>.
- Almeida, C., Barreto, A., 1970, *Capitalismo e Emigração em Portugal Lisboa*, Prelo Editora.
- Almeida, J.F.D., Pais, J.M., et al., 1979, *Materiais para a história do advento do fascismo em Portugal*, *Análise Social* XV(58–2), pp. 393–450.
- Andrade, J.S., Duarte, A.P., 2013, *Será que a Economia Portuguesa Sofre da Doença Holandesa?*, Estudos de Homenagem a João Ferreira do Amaral, Parte II. J. Santos, M. St-Aubyn, J. Lopes and S. Santos. Coimbra, Edições Almedina, pp. 583–621.
- Andrade, J.S., Duarte, A.P., 2014, *L'intégration européenne et la Maladie Hollandaise: le cas du Portugal et de l'Espagne*, La "Grande Europe" en Devenir. J.-P. G, Claude Berthomieu, Elena Ponomarenko et Srdjan Redžepagic, Nice, CEMAFI International Association, pp. 137–149.
- Andrade, J.S., Duarte, M.A., 2011, *The Fundamentals of the Portuguese Crisis*, *Panoeconomicus* 58(2), pp. 195–218.
- Arendt, H., 1972, *Les Origines du Totalitarisme (1951)*, Paris, Gallimard.
- Blanchard, O., 2007, *Adjustment within the euro. The difficult case of Portugal*, *Portuguese Economic Journal*, 6(1), pp. 1–21.
- Blanchard, O., Giavazzi, F., 2002, *Current Account Deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein-Horioka Puzzle?*, *Brooking Papers on Economic Activity* 2, pp. 147–209.
- Boissieu, C., Pisani-Ferry, J., 1995, *The Political Economy of French Economic Policy and the Transition to EMU*, CEPII, Working paper 1995–2009.

- Candeias, A., Simões, E., 1999, *Alfabetização e escola em Portugal no século XX: Censos Nacionais e estudos de caso*, *Análise Psicológica*, XVII(1), pp. 163–194.
- Cardoso, F.P., 2017, *Bancos portugueses são dos mais frágeis de toda a União Europeia*, *Dinheiro Vivo* 286(4/02).
- Constâncio, V., 2000, *Discurso de Tomada de Posse do Governador*, Banco de Portugal, <https://www.bportugal.pt/intervencoes/discurso-de-tomada-de-posse-do-governador-023> February.
- Dhada, M., 2015, *The 1972 Wiriyamu Massacre of Mozambique*, London, Bloomsbury Academic Press.
- EBA, 2015, *Report – 2015 EU-wide transparency exercise*, The European Banking Authority.
- EBA, 2016, *2016 EU-wide transparency exercise*.
- EBA, 2016, *Risk Assessment of the European Banking System*, The European Banking Authority.
- Ferreira, J.M., 1993, *Características históricas da política externa portuguesa entre 1890 e a entrada na ONU*, *Política Internacional*, 1(6), pp. 113–156.
- Giersch, H., 1979, *Aspects of Growth, Structural Change, and Employment, a Schumpeterian Perspective*, *Weltwirtschaftliches Archiv Band*, 115(Heft 4), pp. 629–652.
- Godinho, V.M., 1977, *Estrutura da Antiga Sociedade Portuguesa*, Lisboa, Arcádia.
- Hayfield, T., Racine, J.S., 2008, *Nonparametric Econometrics: The Np Package*, *Journal of Statistical Software*, 27(5).
- Mateus, A., 1992, *A economia portuguesa depois da adesão às Comunidades Europeias: transformações e desafios*, *Análise Social*, xxviii (118–9)(4º-5º), pp. 655–671.
- Nunes, M.J., 2009, *Memórias Soltas*, Lisboa, Alêtheia Editores.
- Peixoto, J., 1993, *A emigração portuguesa a partir de 1980*, *Emigração/imigração em Portugal*. Actas do Colóquio Internacional sobre Emigração e Imigração em Portugal (séculos XIX e XX). N. d. Silva, I. Baganha, M.J. Maranhão, M. H. Pereira, Lisboa, Fragmentos, pp. 278–307.
- Pereira, Á.S., 2011, *Portugal na Hora da Verdade*, Lisboa, Gradiva.
- Pimentel, I.F., 2011, *A História da PIDE*, Lisboa, Temas e Debates.
- R, D.C.T., 2008, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, Vienna, Austria R Foundation for Statistical Computing, <http://www.R-project.org>.
- Racine, J.S., 2008, *Nonparametric Econometrics: A Primer*, *Foundation and Trends in Econometrics*, 3(1), pp. 1–88.
- Rebelo, S., Vegh, C.A., 1996, *Real Effects of Exchange-Rate-Based Stabilization: An Analysis of Competing Theories*, NBER Macroeconomics Annual 1995, vol. 10 B.S. Bernanke, J.J. Rotemberg. Cambridge, Ma., The M.I.T. Press.
- Reis, J., 1984, *O atraso económico português em perspectiva histórica (1860–1913)*, *Análise Social* XX(80–1), pp. 7–28.
- Rollo, M.F., 1994, *Portugal e o Plano Marshall: história de uma adesão a contragosto (1947–1952)*, *Análise Social*, XXIX(128–4), pp. 841–869.
- Schoenmaker, D., Véron, N., 2016, *European Banking Supervision: The First Eighteen Months*, Bruegel Blueprint, Series XXV.
- Trichet, J.C., 1992, *Dix ans de désinflation compétitive en France*, Les notes bleues de Bercy, 16 octobre.

Chronique de politique monétaire

RÉFLEXIONS SUR L'HYPERTROPHIE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE CONDUITE PAR LA BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE

Introduction : « Les politiques monétaires actuelles me plongent dans un abîme de doutes »

C'est en ces termes, qu'en mai 2016, Jacques de Larosière traduisait le trouble suscité par l'évolution récente des politiques monétaires.

Réaction inquiétante d'un expert ayant assumé de lourdes responsabilités dans l'ordre monétaire international et européen¹. D'autant que ce trouble est assez largement ressenti et, souvent, exprimé en termes beaucoup moins nuancés. Certains n'hésitent pas, en effet, à dénoncer une folie collective des banques centrales [Artus et Virard 2016]. Les banquiers centraux, hier technocrates inconnus, seraient devenus les nouveaux maîtres du monde. On compterait, aujourd'hui, sur leurs interventions pour faire repartir la croissance, combattre la déflation, résoudre les problèmes d'endettement des États, empêcher l'éclatement de la zone euro. Depuis 2008, ces banquiers centraux auraient cherché à éviter un dé-

sastre pire que celui de 1929 en injectant des milliers de milliards d'euros dans l'économie. Mais, en inondant de liquidités l'économie mondiale, ils l'auraient plongée dans une crise financière géante où chaque secousse serait suivie de répliques toujours plus désastreuses.

La Banque centrale européenne (BCE) est-elle atteinte par cette folie des banques centrales ? Sa politique nous conduit-elle vers l'abîme de doutes évoqué par Jacques de Larosière ?

Il faut, tout d'abord, noter que la BCE n'a jamais rencontré un consensus général. Certains ont même prédit que les dérives acceptées par l'institution ne pourraient que conduire à la catastrophe. Ainsi, en Allemagne, la *Bundesbank* n'a pas hésité, à de multiples reprises, à marquer ses réserves, voire sa totale opposition, sur certaines options retenues par la BCE. Dans le pays le plus important de la zone euro, les conservateurs et certains milieux financiers ont affiché une véritable aversion vis-à-vis de la politique monétaire de la BCE. Le nouveau parti politique *Alternativ für Deutschland*, lancé il y a 4 ans par un quarteron de professeurs d'économie de la prestigieuse université de Tübingen, qui est devenu très rapidement la troisième force politique allemande avec 15% environ de l'électorat, n'avait,

¹ Jacques de Larosière, Directeur général du Fonds monétaire international (1978-1987), Gouverneur de la Banque de France (1987-1993), Président de la Banque européenne pour la reconstruction et le développement (1993-1998), auteur d'un rapport remarqué sur la supervision financière européenne en 2009.

à l'origine, pour tout programme que la sortie de la zone euro, concrétisant par là le rejet définitif de la politique monétaire conduite par la BCE. Cette défiance s'est propagée dans nombre d'autres États de la zone euro. À cet égard, la France n'a pas manqué de Cassandra pour dénoncer l'impossible défi auquel la BCE était confrontée. Dès 2009, certains n'hésitaient pas à proclamer la fin de l'euro [Saint-Étienne 2009]. À l'automne 2011, Jacques Attali pronostiquait que l'euro avait une chance sur deux de disparaître avant la Saint-Sylvestre !

Nous n'entendons pas, ici, reprendre les multiples controverses sur la viabilité de l'euro mais, plus précisément, soumettre à la réflexion un constat : c'est par une politique monétaire spécifique que la BCE, depuis plusieurs années, entend relever les défis de la zone euro. Dans un contexte mondial éruptif (crise économique et financière mondiale depuis 2008), confrontée à une architecture incomplète de la zone euro, la BCE engage sa politique monétaire sur la voie de l'hypertrophie (augmentation importante du volume d'un organe avec ou sans altération anatomique). Elle organise, dans ce but, une triple démarche :

- élargissement des objectifs de la politique monétaire,
- développement d'une panoplie extensive des interventions,
- utilisation intensive et systématique de tous les instruments de la politique monétaire.

Les interactions entre ces trois éléments débouchent sur une hypertrophie comportant de multiples conséquences. On peut discerner, sur l'une des faces de cette hypertrophie, les apports de la nouvelle stratégie (1), alors que, sur l'autre face de l'hypertrophie, s'insistent les risques d'une telle aventure (2).

1. Les apports de la politique monétaire hypertrophiée conduite par la BCE

La zone euro recèle dans ses structures et son fonctionnement un certain nombre de paradoxes (Bourrinet et Vigneront 2010). Parmi ces paradoxes, la double solitude que connaît la BCE au sein de l'Union économique et monétaire (solitude institutionnelle prolongée par une solitude opérationnelle) pose un problème majeur.

Face à une BCE totalement indépendante, disposant de toutes les prérogatives en matière de politique monétaire, on trouve un Eurogroupe, simple réunion des ministres des finances des États membres de la zone euro, qui doit assurer, à défaut d'une politique économique unifiée dans cette zone, la coordination des politiques économiques nationales. Cette impérative obligation de coordination des politiques nationales est précisée, dès l'origine, par l'article 104 du Traité instituant la Communauté européenne (1957). Elle est reprise dans le premier mémorandum de la Commission européenne sur l'Union économique et monétaire (1968). Elle est chiffrée, à la décimale près, par le Pacte de stabilité et de croissance (1997). Elle est, enfin, ressassée en permanence depuis plus d'un demi siècle par toutes les institutions européennes : Commission, Conseil des ministres, Conseil européen, multiples « sommets européens » etc. En dépit de ces constants rappels, la réalisation effective de la coordination des politiques économiques n'a pas dépassé le stade embryonnaire en raison du faible engagement des États membres de la zone euro et du laxisme des institutions européennes dans l'application des sanctions prévues par le Pacte de stabilité et de croissance en cas de non-respect des engagements pris pour la coordination

des politiques économiques nationales. Les améliorations apportées par rapport à cet objectif par les textes européens les plus récents et par le Traité sur la stabilité, la coordination et la gouvernance (2013), notamment sur le contrôle des budgets nationaux, ne suffisent pas pour garantir une convergence effective des politiques économiques nationales dans la zone euro. Les recommandations aux États membres de la Commission européenne dans le cadre de la nouvelle procédure pour déséquilibres macroéconomiques sont peu suivies en pratique. Elles sont à la fois mal reliées au diagnostic global sur la zone euro et dispersées sur des enjeux très divers.

Faute d'une politique économique unifiée ou coordonnée dans la zone euro, le *policy mix* s'avère inaccessible et contraint la BCE à une solitude opérationnelle qui, bon gré mal gré, va dériver vers une hypertrophie de la politique monétaire européenne. Lorsque les menaces se précisent contre l'euro, le Président de la BCE (notamment dans sa déclaration du 10 juillet 2012 à Londres) affirme solennellement qu'il utilisera tous les moyens de la politique monétaire et que ces moyens seront suffisants. C'est un engagement explicite vers une hypertrophie de la politique monétaire impliquant une mobilisation de tous les instruments d'intervention tant conventionnels que non conventionnels.

Mobilisation des instruments conventionnels

C'est essentiellement par le jeu des taux directeurs que la politique monétaire européenne va être orientée. La baisse continue des taux de refinancement auprès de la BCE et des taux de dépôt démarre en 2008. Le taux directeur de refinancement de 3,5% à cette date tombe brutalement à 1% en 2009 et à 0% depuis 2012. Le taux de dépôt

consenti par la BCE aux banques commerciales suit une évolution parallèle, mais tombe dans la catégorie des taux négatifs à compter de 2014.

Cette évolution des taux directeurs entend favoriser l'investissement et la consommation par une baisse significative du coût du crédit sur le moyen et le long terme et stimuler l'ensemble de l'économie. Fondamentalement, la baisse des taux et les taux négatifs se traduisent par une taxe sur l'épargne et une redistribution vers la consommation et l'investissement. Pour les États lourdement endettés, ce qui est le cas de la plupart des membres de la zone euro, la baisse des taux d'emprunt liée à l'évolution des taux directeurs de la BCE constitue une véritable aubaine, allégeant considérablement la charge de la dette. Ainsi, la France, pays lourdement endetté à un niveau proche de 2 200 milliards d'euros, qui empruntait en 2007 à un taux proche de 4%, peut se refinancer sur les emprunts à 10 ans, en 2016, au taux de 0,14% et même bénéficier de taux négatifs pour les emprunts à moins de 5 ans. Dans un contexte de faible croissance, la baisse des taux constitue également une arme contre le risque de déflation. La rapidité et l'ampleur de la baisse des taux directeurs de la BCE témoignent d'une mobilisation totale des instruments conventionnels dans le cadre de la politique monétaire hypertrophiée. Il faut cependant noter que l'efficacité de la baisse des taux directeurs s'épuise au fil du temps pour disparaître lorsque le taux zéro est atteint (situation du taux directeur de la BCE depuis 2012). L'épuisement des effets attendus des instruments conventionnels dans le cadre d'une politique monétaire hypertrophiée conduit donc la BCE vers la recherche de nouveaux instruments non conventionnels.

Mobilisation des instruments non conventionnels

Ces nouveaux moyens d'intervention de la BCE concernent principalement le rachat par la Banque centrale de dettes publiques et privées et l'octroi de facilités de crédit accordées aux établissements bancaires par la BCE pour aboutir à une politique de création monétaire accélérée dénommée le plus souvent « *quantitative easing* » ou « assouplissement quantitatif ». Cette politique, qui injecte directement dans l'économie des liquidités importantes, a été pratiquée dans plusieurs pays, notamment au Japon depuis l'an 2000 puis, à la suite de la crise financière de 2007, au Royaume-Uni de 2009 à 2013 et aux États-Unis de 2010 à 2014.

Rappelons les principales modalités de la création monétaire accélérée développées par la BCE en 4 étapes.

a) En mai 2010, l'Eurosystème adopte un programme d'acquisition de titres de dettes souveraines sur le marché secondaire. À la fin de 2011, ce programme appelé *Securities Market Programme* (SMP) avait permis d'acquérir plus de 200 milliards d'euros de titres publics essentiellement espagnols, grecs, irlandais, italiens et portugais. Ces achats ont permis de soutenir les cours de ces titres et de réduire le taux de rendement des nouvelles émissions de ces pays. Ces achats ont également dissuadé les spéculateurs prenant pour cible les États du sud de la zone euro considérés comme vulnérables.

b) À la fin de l'année 2011, l'Eurosystème a lancé un programme de prêts pour les établissements bancaires, sur 3 ans, à un taux de 1%. Baptisé *Long Term Refinancing Operations* (LTRO), ce programme, plusieurs fois prolongé, qui a dépassé, au total, la somme de 1000 milliards d'euros, avait pour but d'éviter que certaines banques ayant des difficultés à se refinancer soient contraintes à vendre des actifs à prix cassé. Cette facilité, comme les autres prêts

consentis ultérieurement au système bancaire par la BCE, a permis de constituer des réserves de liquidités pour les établissements bancaires les plus fragiles, mais s'est avérée insuffisante pour réamorcer globalement la pompe à crédit.

c) À l'automne 2012, l'Eurosystème a lancé un nouveau programme d'achat de titres souverains baptisé *Outright Monetary Transactions* (OMT). Ce programme non quantifié mais conditionnel vise les titres à maturité courte des États membres de la zone euro sous assistance du Mécanisme européen de stabilité. Le programme OMT n'a pas été mis en œuvre, mais le seul fait de sa création a provoqué un effet d'annonce important pour marquer l'engagement irréversible de la BCE dans la voie d'une politique monétaire hypertrophiée. Cette annonce a eu également des effets sur les taux d'intérêt concernant les emprunts souverains dans la zone euro en réduisant la spéculation sur les titres les plus vulnérables, provoquant une baisse sensible des taux d'emprunt (les taux des pays du sud de la zone euro qui empruntaient souvent à 13-15% ont été ramenés à une marge de 3-4%).

d) L'engagement de la BCE dans le rachat de dettes publiques et privées demeurant une nécessité pour garantir la stabilité de la zone euro, un nouveau programme d'achat de titres est annoncé en mars 2015 et baptisé *Expanded Asset Purchase Programme* (APP). Ce programme était prévu pour 2 ans avec possibilité de prolongement. Il prévoyait des sommes considérables de rachat (60 milliards d'euros mensuels rapidement portés à 80 milliards mensuels). Il devrait au total aboutir à un rachat dépassant 2 000 milliards d'euros, engageant la BCE dans la voie d'une assurance illimitée des dettes souveraines et de certaines dettes privées. Le 8 décembre 2016, la BCE a annoncé que ce programme d'achats, dans le cadre d'une gestion pragmatique et flexible, serait

prolongé jusqu'à fin 2017 et même au-delà si nécessaire, le montant des rachats mensuels étant ramené de 80 à 60 milliards d'euros. Cependant, cette nouvelle flexibilité affichée est perçue par certains comme un risque sérieux : s'engager à maintenir ces mesures accommodantes sur une aussi longue période alors que l'économie européenne semble en meilleure situation constituerait une inquiétante fuite en avant. Les marchés pourraient considérer qu'il y a un engagement vers un *quantitative easing* indéfini et la BCE se trouverait piégée par l'obligation de prolonger son programme d'achats sur une très longue période. La sortie d'une politique monétaire hypertrophiée serait-elle plus délicate à gérer que son déclenchement ?

Au total, par ces différents instruments non conventionnels, **la BCE substitue, de sa propre autorité, la stabilité financière à la stabilité des prix comme objectif principal de sa politique.** Par ailleurs, l'injection massive de liquidités dans l'économie a facilité le maintien de taux bas sur le moyen et le long terme et contribué à la baisse de l'euro au niveau international. Autant d'aides précieuses pour les États de la zone euro les plus vulnérables. Pour contrer le risque de déflation, la BCE a été conduite à développer sans cesse l'arsenal des moyens non conventionnels visant à soutenir la consommation et l'investissement face à une croissance tendancielle qui s'affaiblissait de plus en plus dans la zone euro. Cette fuite en avant, à travers l'hypertrophie de la politique monétaire, est toujours possible car il n'y a aucune limite technique à l'augmentation des bilans des banques centrales. Une banque centrale peut toujours créer de la monnaie pour racheter des actifs. Cependant, l'accroissement excessif des bilans (celui de la FED américaine a été multiplié par 6 depuis 2007 atteignant 4 200 milliards d'euros en 2016) peut susciter des inquiétudes et sur le volume

global et sur la qualité des actifs acquis. C'est une des préoccupations permanentes de la *Bundesbank* allemande concernant l'évolution du bilan de la BCE suite à l'utilisation importante des instruments non conventionnels. De ce point de vue, l'hypertrophie de la politique monétaire ne semble pas sans risques.

2. Les risques liés à l'hypertrophie de la politique monétaire conduite par la BCE

Lorsque l'argent ne coûte rien on ne fait que des bêtises.

S'il convient, à l'évidence, de relativiser cette perception populaire des conséquences de l'hypertrophie de la politique monétaire, nous devons constater que les velléités de propulser la politique monétaire au rang de remède universel viennent se fracasser sur les bases de l'économie réelle en générant différentes perturbations de court et de long terme. Ces perturbations ont un impact sur le fonctionnement des structures et sur le comportement des agents. Elles pourraient constituer, au final, une menace potentielle pesant sur la stabilité financière.

Les risques de court terme

Les principaux risques d'une politique monétaire hypertrophiée dans le court terme concernent le laminage de la rentabilité du système bancaire et des revenus de l'épargne. Les taux négatifs ont un effet déstabilisateur sur les structures financières et s'avèrent peu compatibles avec le fonctionnement d'une économie de marché.

La rentabilité du secteur bancaire repose, dans une large mesure, sur l'existence d'un différentiel entre les taux d'intérêt à long terme et les taux à court terme. La baisse

systematique des taux d'intérêt dans le cadre d'une politique monétaire hypertrophiée entraîne mécaniquement une baisse du montant de ce différentiel. C'est une perte de revenus pour les banques commerciales. On a pu constater que la marge bénéficiaire des 13 principales banques européennes avait baissé de 2,5% au premier trimestre 2016 entraînant une chute de 20% de leurs profits. De plus, dans un cadre concurrentiel renforcé, la plupart des banques rechignent à répercuter sur leurs clients les conséquences de la baisse des taux et de l'avènement des taux négatifs. Il y a là une autre cause de l'érosion des profits. La fin de la rémunération des dépôts effectués par les banques auprès de la BCE et l'instauration d'un taux négatif (-0,4%) depuis 2014 sont une autre cause de la baisse des revenus du système bancaire. En 2015, au Japon, le coût des taux négatifs pour les 3 principales banques a été évalué à 3 milliards d'euros. La chute des revenus des banques européennes devient une source de préoccupation majeure pour beaucoup d'établissements qui sont, aujourd'hui, contraints par l'alourdissement des normes prudentielles, les nouvelles règles de la supervision bancaire européenne, les tests de résistance. En outre, les incertitudes sur le montant des créances douteuses détenues par les banques de la zone euro posent problème. Ce montant est évalué à près de 1000 milliards d'euros dont 350 en Italie. Les banques espagnoles, grecques, portugaises, irlandaises sont considérées comme fragiles. En Allemagne même, la situation du principal établissement bancaire, la *Deutsche Bank*, se caractérise par une inquiétante opacité. Le renforcement des fonds propres et des ratios de solvabilité, indispensables pour améliorer la situation de nombreuses banques, est compromis par la chute des revenus du secteur bancaire consécutive à la politique des taux d'intérêt conduite par la BCE.

La baisse systématique des taux directeurs et l'avènement des taux négatifs déstabilisent les structures financières qui investissent dans les titres et obligations d'État dont les taux sont en chute libre suite à la politique conduite par la BCE. Ainsi, le *Bund* allemand, titre de référence, était en 2016 émis avec un taux d'intérêt de 0,01%. Le rapport des titres d'État s'est donc effondré. Fonds de pension, caisses de retraite, compagnies d'assurance qui investissent largement dans ces catégories d'actifs sont contraints de répercuter cette évolution au grand dam de leurs clients et de tous les épargnants.

Le problème de la répercussion des taux négatifs aux différents stades du système bancaire se trouve posé. Les banques coopératives allemandes qui comptent 30 millions de clients et représentent environ 1/3 de l'activité bancaire vivent principalement de l'activité liée aux taux d'intérêt. Elles sont donc particulièrement touchées par les conséquences de la politique monétaire de la BCE, au point que certaines d'entre elles ont décidé de répercuter sur leurs clients les taux négatifs que leur impose la Banque centrale européenne. Dès 2014, la *Skatbank* avait décidé de taxer les dépôts supérieurs à 500 000 euros. Une autre banque coopérative bavaroise, la *Raiffeisenbank*, taxe depuis 2016, à hauteur de 0,4% les dépôts de ses clients supérieurs à 100 000 euros, répercutant, ainsi, intégralement les taux de dépôt négatifs que lui impose la Banque centrale européenne. Ces décisions restent très exceptionnelles, la forte concurrence qui règne dans le secteur bancaire allemand empêchant toute généralisation à court terme.

Aboutirait-on, avec une généralisation des taux négatifs, à une « monnaie fondante » ? On sait que l'économiste allemand, Silvio Gesell, préconisait, pendant la crise de 1929, d'appliquer des taux négatifs aux

dépôts pour stimuler la croissance. Une monnaie frappée par les taux négatifs voit sa valeur diminuer au cours du temps, et perdre son attractivité en tant qu'instrument de réserve de valeurs et devrait donc circuler plus rapidement. Il y aurait donc un moyen de réduction de la « trappe à liquidités » lié à la thésaurisation. Cette évolution, qui reste incertaine, ne peut occulter la lourde pénalisation de l'épargne qui résulte, dans le court terme, d'une politique de taux négatifs pour les particuliers et les institutions financières.

Les risques de long terme

La poursuite d'une politique monétaire hypertrophiée sur le long terme génère des risques spécifiques. Cette politique perd, en effet, une partie de sa lisibilité par la moindre efficacité, au fil du temps, d'un certain nombre des instruments utilisés (évolution des taux d'intérêt vers le niveau zéro). Certaines orientations de la politique monétaire hypertrophiée peuvent, d'autre part, s'avérer contre-productives dans la mesure où le prolongement de cette politique encourage les États et les agents économiques à considérer que cette pérennité leur permet de s'affranchir de certaines contraintes dans la gestion publique et privée. La déconnection prolongée entre création de monnaie et création de richesse fait peser, à terme, une menace spécifique sur la stabilité financière.

Le maintien d'une politique monétaire hypertrophiée permet donc le laxisme dans la gestion des finances publiques puisque cette orientation, comme nous l'avons déjà montré, aboutit à une réassurance illimitée des dettes souveraines et conduit à l'instauration de taux d'intérêt très faibles ce qui réduit le coût de la gestion publique et de l'endettement qui deviennent pratiquement indolores. Il y a là directement ou indirectement une incitation à s'affranchir

des normes de gestion posées par le Pacte de stabilité en 1997. La soutenabilité de l'endettement public, souvent considérée comme problématique au-delà de 100% du PIB, ne paraît plus être une contrainte majeure puisque les nouveaux emprunts sont garantis par la BCE et leurs taux sensiblement réduits. Un pays lourdement endetté comme la France peut donc ajouter année après année un déficit budgétaire de l'ordre de 80 à 100 milliards d'euros. Il en est de même pour tous les États de la zone euro. Déficits budgétaires et endettements publics massifs sont devenus parfaitement supportables par la « magie » d'une politique monétaire hypertrophiée ! On peut également différer les réformes de structures et reporter sur l'endettement les déséquilibres des comptes publics. Une approche réaliste ne peut, cependant, se limiter à prendre en compte les seules facilités découlant de la politique monétaire hypertrophiée. La BCE, elle-même, dans son rapport semestriel sur la stabilité financière (novembre 2016), note qu'un risque de correction sur le marché mondial des actifs résulte des incertitudes politiques et des changements de politique attendus aux États-Unis. Dans le même document, la BCE exprime des réserves sur la soutenabilité de l'endettement des États et des entreprises face à une croissance qui demeure faible en Europe. N'y aurait-il pas, dans ce cadre, une épée de Damoclès liée à tout resserrement de la politique monétaire ? La menace paraît sérieuse pour tout pays lourdement endetté. En France, la charge de la dette (42 milliards d'euros par an) constitue le deuxième poste budgétaire derrière l'éducation nationale (65 milliards d'euros). Le relèvement de 100 points de base du taux directeur de la BCE, conduisant ce taux de 0% à 1%, aurait de lourdes répercussions sur l'ensemble des maturités de la dette française : coût global de 40 milliards d'euros en cumulé à un

horizon de 5 ans. Si le taux directeur de la BCE revenait à son niveau de 2008 (3,5%), l'accroissement de charges serait alors de l'ordre de 130 milliards d'euros. Dans ces conditions, on comprend la pointilleuse attention de tous les acteurs publics et privés au moindre changement de cap d'une politique monétaire accommodante de la BCE. On comprend, également, le jugement sévère porté par les tenants de l'orthodoxie financière sur la politique monétaire qui facilite le laxisme dans la gestion des finances publiques. Christian Noyer, gouverneur honoraire de la Banque de France, souligne un autre risque lié à l'expansion du bilan de la BCE : la détention et la gestion active d'un portefeuille de titres de dettes publiques se traduit par des « responsabilités quasi-budgétaires, ce qui doit être évité » [Noyer 2016, p. 33].

Le risque majeur d'une politique monétaire hypertrophiée concerne sur le long terme **l'émergence d'une déconnection entre la création de monnaie et la création de richesse**. La capacité de création monétaire pour les banques centrales est illimitée. L'afflux de liquidités transmises à l'économie entraîne, souvent, une euphorie des marchés financiers. Cette euphorie, sur une longue période, risque de ne plus donner une valorisation correcte des actifs. L'excès de liquidités résultant des achats massifs de titres par la BCE conduit vers volatilité, vulnérabilité et dépendance des marchés. Cette évolution multiplie les opportunités de bulles spéculatives en incitant les investisseurs à prendre de plus en plus de risques, creusant ainsi un fossé entre l'économie réelle et la spéculation financière. La monnaie n'est plus, alors, au service de l'économie réelle et une vulnérabilité générale se développe. La menace d'un krach obligataire en cas de relèvement rapide des taux d'intérêt peut être considérée comme un risque systémique qui prend place parmi les doutes évoqués par Jacques

de Larosière sur l'évolution des politiques monétaires actuelles.

Conclusion

Résumons en trois points, pour conclure, notre réflexion sur l'évolution de la politique conduite par la BCE au cours de la dernière décennie.

1. La politique monétaire hypertrophiée de la BCE a certainement eu un impact positif sur le fonctionnement de la zone euro en créant tout d'abord une réassurance illimitée pour les dettes souveraines, en organisant un financement à faible coût pour les États, en apportant une masse de liquidités pour pallier le risque de déflation. Elle a, cependant, échoué sur le rétablissement d'un taux de croissance rapide ainsi que sur une diminution significative du chômage.

2. Cette politique ne peut, cependant, avoir qu'un caractère temporaire. Certains de ses instruments (réduction des taux d'intérêt notamment) perdent de leur efficacité sur une longue période et/ou finissent par être contre-productifs, les objectifs monétaires et non monétaires s'avérant contradictoires. La sortie de ce modèle de politique monétaire peut s'avérer plus délicate que son lancement et son développement. En témoignent les tâtonnements de la FED américaine depuis plusieurs semestres pour décider du calendrier de relèvement des taux directeurs. Dans une déclaration devant le Congrès américain, le 17 novembre 2016, la présidente de la banque centrale américaine, Janet Yellen, a précisé que le relèvement des taux ne pouvait être réalisé que de manière très graduelle en prenant soin de préparer les marchés à une telle évolution. Un mois plus tard (14 décembre 2016), la FED mettait en œuvre ces sages recommandations en relevant d'un quart de point ses taux directeurs et en programmant

trois hausses de ces même taux au cours de l'année 2017.

3. Enfin, la politique monétaire, fût-elle hypertrophiée, ne saurait prendre en charge l'ensemble de la gestion macro-économique. Il y a, aujourd'hui, sur ce constat essentiel, consensus pour rappeler la nécessaire alliance et complémentarité entre politique monétaire, politique budgétaire et politique structurelle. Ce consensus s'exprime à trois niveaux :

- **au niveau de la zone euro**, le président de la BCE, Mario Draghi, ne cesse de le répéter à chacune de ses conférences de presse ;
- **au niveau de la périphérie de la zone euro**, le gouverneur de la Banque d'Angleterre rappelait le 5 août 2016 que la croissance de l'économie à long terme ne relevait pas de la seule politique monétaire ;
- **au niveau mondial**, le Sommet du G-20, 5 septembre 2016 à Hangzhou (Chine), a rappelé que la politique monétaire, à elle seule, ne peut pas conduire à une croissance équilibrée.

Jacques BOURRINET
Professeur émérite,
Aix-Marseille Université

Bibliographie

Documents des institutions européennes

Commission Européenne, « EMU@10: Successes and Challenges after 10 years of EMU », European Economy 2/2008, Communication de la Commission du 15.05.2008

Banque Centrale Européenne (Bulletins mensuels) 05/08 Édition spéciale sur les 10 ans de la BCE 11/01 The economic policy framework in EMU 1/01 The ECB relations

with international organisations and fora 11/99 Legal instruments of the ECB.

Banque Centrale Européenne (Rapports semestriels sur la stabilité financière)

Conseil Européen, « Améliorer la mise en œuvre du pacte de stabilité et de croissance », rapport du Conseil au Conseil européen, Annexe II aux Conclusions de la présidence, Conseil européen de Bruxelles, mars 2005.

Ouvrages

Aglietta, M., 2008, *Macroéconomie financière*, La Découverte, Paris.

Artus, P., Viard, M.P., 2016, *La folie des banques centrales*, Fayard, Paris.

Blyth, M., *Austerity, the History of a Dangerous Idea*, 2013, Oxford University Press.

Bourguinat, H., 2008, *Les intégrismes économiques, essai sur la nouvelle donne planétaire*, Dalloz, Paris.

Bourrinet, J., 2004, *Le pacte de stabilité et de croissance*, Presses universitaires de France, collection Que Sais-je, Paris.

Bourrinet, J., Vigneron, P., 2010, *Les paradoxes de la zone euro*, Bruylant, Bruxelles.

Devoluy, M., 2004, *Les politiques économiques européennes, enjeux et défis*, Le Seuil, Paris.

Pisani-Ferry, J., 2011, *La crise de l'Euro et comment nous en sortir*, Paris, Fayard.

Saint-Etienne, Ch., 2009, *La fin de l'euro*, Édition Bourin, Paris.

Salais, R., 2013, *Le viol de l'Europe, enquête sur la disparition d'une idée*, Paris, PUF.

Stiglitz, J., 2016, *Comment la monnaie unique menace l'avenir de l'Europe*, Les liens qui libèrent, Paris.

Ouvrages collectifs

Garrigue, D., *L'Europe face à la crise financière*, 2008, Rapport d'information, N° 1291, Assemblée nationale, Commission chargée des affaires européennes, Paris.

Louis, J.V., 2009, *L'Europe et sa monnaie*, Édition de l'Université libre de Bruxelles, Commentaire Mégret, Bruxelles.

Pisani-Ferry, J. et al., 2008, *Coming of Age: Report on the Euro Area*, Centre Bruegel, Bruegel Blueprint 4, Bruxelles.

- Sapir, A et al., 2004, *An Agenda for a Growing Europe*, Oxford University Press, Oxford.
- Telo, M. et al., 2009, *The European Union and Global Governance*, Routledge-Garnet, London, New York.
- Colin, A., 2008 *Dictionnaire critique de l'Union européenne*.
- L'Euro en 2019, *Revue d'économie financière*, 2010, no. 96, Paris.
- Les défis d'une économie à taux bas*, 2016, *Revue d'économie financière*, no. 121, Paris, mars.
- Taux d'intérêt très bas : symptôme et opportunité*, 2016, *Conseil d'analyse économique*, note du 7 décembre.
- Articles**
- Bourrinet, J., 2005, *Reconnaissance et méconnaissance d'un principe. La nécessaire réforme du pacte de stabilité et de croissance (PSC)*, *Revue des Affaires Européennes*, Bruylant, Bruxelles, 2005-1.
- Commun, P., 2003, *L'ordo-libéralisme allemand : aux sources de l'économie sociale de marché*, CIRAC/CICL, Paris.
- Dyson, K. , 2008, *The Euro at Ten*, Oxford University Press, New York.
- Fledstein, M., 2000, *The European Central Bank and the Euro : The First Year, Working Paper of the National Bureau of Economic Research*, Cambridge, USA.
- Mac Kinnon, R., 1961, *Optimum Currency Areas*, *American Economic Review*, vol. 51.
- Wolf, M., 2010, *Berlin ou l'infortune de la vertu*, Le Monde, mars.
- Noyer, C., 2016. *Réflexions sur la borne zéro d'un taux d'intérêt en liaison avec la stabilité monétaire et financière*, *Revue d'économie financière*, mars, N° 121, p. 33.

STABILITE-CROISSANCE

JEAN-FRANÇOIS VERNE, ROSETTE GHOSOUB SAYEGH

Université Saint-Joseph de Beyrouth, Faculté de Sciences Économiques, Centre de Documentation et de Recherche Économique (CEDREC)

Auteur correspondant : Jean-François Verne, jean-francois.verne@usj.edu.lb,
jean-francois.verne@laposte.net**ANALYSE EMPIRIQUE DE LA RELATION ENTRE
LA VOLATILITÉ DE L'ÉCART DE PRODUCTION ET
LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE : LE CAS DU LIBAN**

Résumé: Cet article analyse l'évolution du cycle de croissance et sa volatilité au Liban pendant la période 1970–2015. D'abord, l'évolution du PIB observé par rapport à son niveau tendanciel est déterminée en tenant compte des dates de rupture coïncidant avec les conflits et les instabilités politiques. Ensuite, une estimation de l'influence des conflits sur la volatilité de l'écart de production a lieu afin d'analyser la relation causale entre cette même volatilité et la croissance. Il s'est avéré que, contrairement à ce qui est suggéré par la littérature, c'est la croissance économique qui explique la volatilité des cycles économiques.

Mots-clés : cycle de croissance, taux de croissance, volatilité, production potentielle, production effective, instabilités économiques, conflits.

JEL Classification : E32, E37, O47, D74.

**ABSTRACT: EMPIRICAL ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN CYCLE
GROWTH VOLATILITY AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF LEBANON**

Summary : This paper analyses the evolution of the growth cycle and volatility in Lebanon during the period of 1970–2015. First, GDP growth observed over its potential level is determined by taking into account the break dates coinciding with conflict and political instability. Then, an estimation of the impact of conflict on the output gap volatility is held to analyze the causal relationship between this same volatility and growth. It turned out that contrary to what is suggested by the literature, it is economic growth that explains the volatility of economic cycles.

Keywords: growth cycle, growth rate, volatility, potential production, production effective, economic instability, conflicts.

Introduction

Le Liban a souffert depuis le milieu des années 1970 d'instabilités politiques et de périodes de tension et de guerre prolongées. Cette situation s'est répercutée négativement sur l'économie du pays, notamment sur l'évolution de son PIB qui a connu des épisodes de fortes perturbations. Pendant la période 1970–2015, pour laquelle on dispose de données macroéconomiques, le taux de croissance du PIB réel fluctue fortement et s'écarte considérablement de son niveau tendanciel, notamment durant la période de guerre civile entre 1975–1990. Si l'on retient l'ensemble de la période, en 1972, le taux de croissance du PIB réel atteint 11% environ pour devenir largement négatif et chuter à – 84% en 1976 puis remonter brutalement l'année suivante et atteindre 60% (United Nations Stat Extract 2017). Une telle volatilité perdure jusqu'en 1990 et, après cette date, les amplitudes cycliques sont beaucoup moins marquées. Quant à l'écart entre PIB observé et PIB tendanciel, celui-ci est, nous le verrons, particulièrement important en 1976, date marquant le début d'une guerre totale, et 1989, date marquée par des instabilités politiques et des conflits armés. Il semble alors qu'au Liban, l'évolution du PIB observé et de son écart par rapport à son niveau de long terme, définissant donc l'écart de production ou encore le cycle de croissance ou de déviation (Ferrara 2008, 2009), comportent une ou plusieurs dates de rupture et soient beaucoup plus volatiles durant les périodes de guerre que pendant les périodes de paix.

Connaître l'évolution du cycle de croissance et sa volatilité, tout en tenant compte de ces conflits et instabilités politiques, s'avère important, d'une part pour mesurer l'instabilité économique dans le pays et, d'autre part, pour estimer la relation causale entre la croissance économique et la volatilité de l'écart de production.

L'objectif de cet article est donc double puisqu'il cherche en premier lieu à analyser l'évolution du PIB observé par rapport à son niveau tendanciel durant la période 1970–2015, tout en tenant compte des dates de rupture éventuelle correspondant à des périodes de conflits importants. En second lieu, il s'intéresse à la relation causale entre la volatilité de l'écart de production et la croissance, tout en ayant, au préalable, mesuré l'impact des conflits sur cette volatilité.

L'article est ainsi divisé en trois parties. Après avoir décrit l'évolution du PIB libanais et de son taux de croissance, la première partie détermine de manière endogène deux dates de rupture dans cette évolution, via l'utilisation du modèle de Lumsdaine et Papell (1997). La deuxième partie propose un modèle économétrique visant à saisir les effets de la guerre civile et des instabilités politiques sur l'écart entre le PIB observé et le PIB tendanciel au Liban. Dans la troisième partie, l'impact des conflits sur la volatilité de l'écart de production est tout d'abord estimé puis la relation causale entre cette volatilité et la croissance est déterminée via le recours à un modèle VAR (*Vector Autoregressive*).

1. L'évolution du PIB libanais et la détermination endogène des dates de rupture

Le PIB libanais et son taux de croissance évoluent de façon erratique durant la période 1970–2015. À ce propos, le graphique 1 indique l'évolution du PIB (en logarithme) en dollars et à prix constants durant la période 1970–2015 ainsi que le taux de croissance de celui-ci (United Nations Stat Extract 2015).

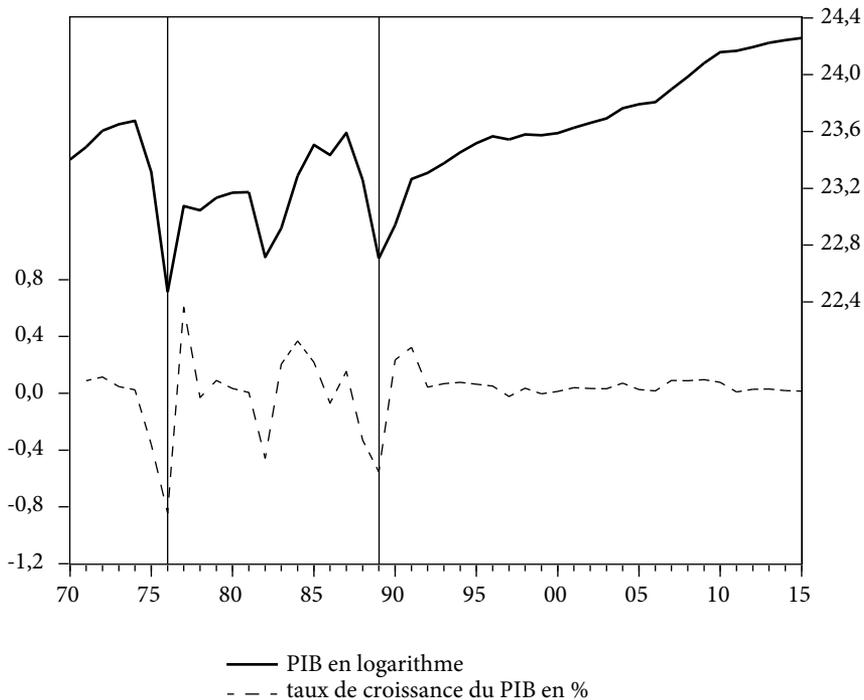


Figure 1 : Evolution du PIB et de son taux de croissance (période 1970–2015)

Sur ce graphique, l'échelle de gauche indique le taux de croissance du PIB en pourcentage et l'échelle de droite, le niveau du PIB en logarithme. On remarque ainsi qu'en 1976, un an après le début de la guerre, le PIB enregistre son niveau le plus bas de toute la période 1970–2015 et son taux de croissance est largement négatif et atteint, on l'a vu – 84%. En 1989, un an avant la fin du conflit, le niveau du PIB est encore faible et son taux de croissance est aussi fortement négatif (– 55%).

La figure 1 semble donc indiquer deux dates de rupture dans l'évolution du PIB et de son taux de croissance : 1976 et 1989. Toutefois, même s'il est possible de ne pas imposer un nombre fini de breaks structurels, comme le propose la méthode de Bai et Perron (2003), ce graphique est susceptible d'apporter une information

importante concernant l'identification de ces deux dates de rupture. Par conséquent, la méthode de Lumsdaine et Pappel (1997) de détermination endogène de deux breaks structurels est particulièrement bien adaptée pour confirmer ainsi les dates de 1976 et 1989 comme point de rupture dans l'évolution du PIB libanais. Cette méthode s'appuie sur la procédure de détermination exogène de Perron (1989) et sur le modèle de Zivot et Andrews (1992), ce dernier permettant le repérage endogène d'un seul break structurel (le plus statistiquement significatif). Aussi, pour repérer de façon endogène les deux dates de rupture, concernant aussi bien la constante que le coefficient attaché au trend, nous estimons la relation [1] basée sur l'équation Dickey-Fuller (1979) relative au test de non-stationnarité d'une chronique.

$$\Delta y_t = \mu + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \alpha y_{t-1} + \quad (1)$$

Δy_t désigne le taux de croissance du PIB ; $DU1_t$ et $DU2_t$ sont les variables indicatrices attachées à la constante et $DU1_t = 1$ si t (la période) $> TB1$ (la première date de rupture) et zéro sinon ; $DU2_t = 1$ si $t > TB2$ (la deuxième date de rupture) et zéro sinon.

Les autres variables indicatrices $DT1_t$ et $DT2_t$ repèrent les changements relatifs à la tendance respectivement au temps $TB1$ et $TB2$. Par conséquent, $DT1 = (t - TB1)$ si $t > TB1$ et zéro sinon ; $DT2 = (t - TB2)$ si $t > TB2$ et zéro sinon.

En utilisant la méthode de Perron (1997), nous avons sélectionné un nombre de retard optimal d'une période ($k = 1$) de la variable dépendante.

Afin de déterminer de façon endogène les dates de rupture sur la période 1970–2015, chaque date représentant une rupture possible, nous estimons séquentiellement l'équation (1) pour chaque break structurel avec une réduction de 15% des observations au début et à la fin de l'échantillon de façon à éviter les problèmes de multi-colinéarité. Les dates de rupture $TB1$ et $TB2$ seront choisies lorsque la statistique de Student relative au rejet de l'hypothèse $\alpha = 0$ est la plus significative en valeur absolue.

L'estimation de la relation (1) nous donne :

$$\Delta y_t = 28,83 - 0,87DU1_t - 0,44DU2_t + 0,05DT1_t + 0,00DT2_t - 1,22y_{t-1} + 0,33\Delta y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(8,11)** (- 5,60)** (- 3,95)** (4,22)** (0,30) (- 8,12)** (2,91)**
[- 6.65]

$N = 44$, $R^2 = 0,65$; $Q(18, 19, 20) = 24,74[0,13]$; $24,75[0,16]$; $24,85[0,20]$

$ARCH(1) = 1,49[0,23]$; $ARCH(2) = 0,72[0,49]$

Où N est le nombre d'observations ; R^2 , le coefficient de détermination ; (\cdot), les statistiques de Student et [\cdot], indique les valeurs critiques calculées par Lumsdaine et Pappel pour un t -statistique à 5%. ** = seuil de significativité au seuil de 5%.

Q indique la statistique de Ljung Box avec les 18^{ème}, 19^{ème} et 20^{ème} retards entre parenthèses et les valeurs des probabilités sont présentées entre crochets.

La statistique mesurant l'hétéroscédasticité des résidus de la relation (2), notée $ARCH(q)$ avec $q=1, 2$, se réfère au test de multiplicateur de Lagrange avec comme hypothèse nulle l'absence d'effet $ARCH$ d'ordre q et les probabilités concernant ces statistiques sont notées entre crochets.

Les statistiques $ARCH(q)$ et $Q(18,19,20)$ et leur probabilité supérieures au seuil de 5% montrent que les résidus e_t de la relation (2) suivent un processus de bruit blanc ($e_t \rightarrow BB(0, \sigma^2)$) et sont homoscédastiques.

Excepté le coefficient de la variable $DT2_p$, tous les coefficients, y compris le terme constant, sont statistiquement significatifs au seuil de 5%. En outre, la statistique de Student concernant le coefficient α ($= -8,12$) est plus grande en valeur absolue que la valeur critique $[-6,65]$ calculée par Lumsdaine et Papell. Elle est également la plus significative pour les dates de rupture $TB1=1976$ et $TB2=1989$.

Par conséquent, les deux dates de rupture sont 1976 et 1989 et correspondent bien aux périodes où le PIB est le plus bas en niveau comme en taux de croissance.

Ces dates coïncident également avec l'avènement de conflits et d'instabilités politiques majeurs. En 1976, la guerre au Liban atteint son paroxysme avec des conflits majeurs provoquant des milliers de morts. En 1989, on observe encore des instabilités politiques et des conflits armés. Ces deux dates de ruptures sont ainsi prises en compte dans l'estimation du PIB tendanciel et du cycle de déviation.

2. L'estimation du PIB tendanciel et du cycle de déviation avec breaks structurels et périodes de guerre

Pour estimer l'évolution du PIB tendanciel sur la période 1970–2015, nous devons intégrer les deux dates de rupture ainsi que les périodes de conflits. Nous choisissons, pour cela, la méthode de la tendance coudée dans la mesure où celle-ci semble plus adaptée au cas libanais que les autres méthodes de décomposition tendance-cycle, les plus couramment utilisées dans la littérature, telles que le filtre d'Hodrick-Prescott (1997) ou celui de Baxter-King (1999) puisqu'elle permet d'inclure ces dates de rupture. Nous posons alors que la première date de rupture notée $TB_{1976} = 1$ si la période $t \geq 1976$ et $TB_{1976} = 0$ si $t < 1976$. La même procédure est utilisée pour la deuxième date de rupture : $TB_{1989} = 1$ si la période $t \geq 1989$ et $TB_{1989} = 0$ si $t < 1989$.

Nous incluons également une variable indicatrice, notée « *CONF* », en nous référant à la base de données UCDP/PRIO (Uppsala Conflict Data Program/Peace Research Institute in Oslo 2016). Cette dernière définit deux niveaux d'intensité dans un conflit : les conflits armés mineurs, où le nombre de morts varie entre 25 et 999 par an ; les guerres ou les conflits armés majeurs, entraînant au moins 1000 morts

dans une année donnée. Aussi, la variable « *CONF* », mesurant ainsi l'intensité des conflits, prend la valeur 1 lorsque le nombre de morts liés au conflit est supérieur ou égal à 1000 et 0 si, au cours du temps, le nombre de morts est inférieur à 1000. Nous considérons que cette variable indicatrice prendra la valeur 0 lorsque l'on ne dénombre aucun conflit mineur ou majeur et 1 lorsqu'il existe des conflits provoquant des pertes humaines. Pour le Liban, si l'on se réfère à la période 1970–2015, selon cette base de données, la variable indicatrice prend la valeur 1 pour les années 1975 à 1976, 1981 à 1985 et 1989 à 1990.

L'équation suivante, intégrant les dates de rupture et l'intensité des conflits, est estimée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires.

$$Y_t = 23.47 + 0.045t - 0.77TB_{1976} - 0.42TB_{1989} - 0.22CONF_t + e_t \quad (3)$$

(324.3)** (13.0)** (-8.7)** (-4.9)** (-3.6)**

$N = 44$; $R^2 = 0,93$; ** = seuils de significativité au seuil de 5%.

Avec Y_t , le niveau du PIB en logarithme ; N , le nombre d'observations ; R^2 , le coefficient de détermination ; (\cdot), les statistiques de Student.

Les résidus e_t constituent la partie cyclique de la série Y_t et suivent un processus autorégressif d'ordre 2 selon les critères d'information d'Akaike et de Schwarz. L'estimation d'un modèle AR(2) nous donne donc :

$$e_t = 0,51e_{t-1} - 0,34e_{t-2} + v_t \quad (4)$$

(3,2)** (-2,2)**

$Q(18, 19, 20) = 15,08 [0.51] ; 15,85[0.55] ; 16,554[0.55]$
 $ARCH(1) = 1,99[0.16] ; ARCH(2) = 1,99[0.37]$

e_t désigne aussi le cycle de déviation ou l'écart de production c'est-à-dire la différence entre le PIB observé et sa tendance de long terme incluant les dates ruptures et les conflits ; les ratios de Student sont présentés entre parenthèses sous les coefficients de la régression (4) ; Q indique, comme dans la régression (3), la statistique de Ljung Box avec les 18^{ème}, 19^{ème} et 20^{ème} retards entre parenthèses et les valeurs des probabilités entre crochets.

À l'instar de la régression (3), $ARCH(q)$ avec $q = 1,2$, désigne la statistique mesurant l'hétéroscédasticité des résidus et se réfère au test de multiplicateur de Lagrange avec comme hypothèse nulle l'absence d'effet $ARCH$ d'ordre q et les probabilités concernant ces statistiques sont notées entre crochets.

Les statistiques $ARCH(q)$ et $Q(18, 19, 20)$ montrent que les résidus v_t de la relations (4) suivent un processus de bruit blanc ($v_t \rightarrow BB(0, \sigma^2)$) et sont homoscédastiques.

De plus, tous les coefficients des relations (3) et (4) sont statistiquement significatifs au seuil de 5%. Le PIB observé et la tendance de long terme sont représentés dans la figure 2.

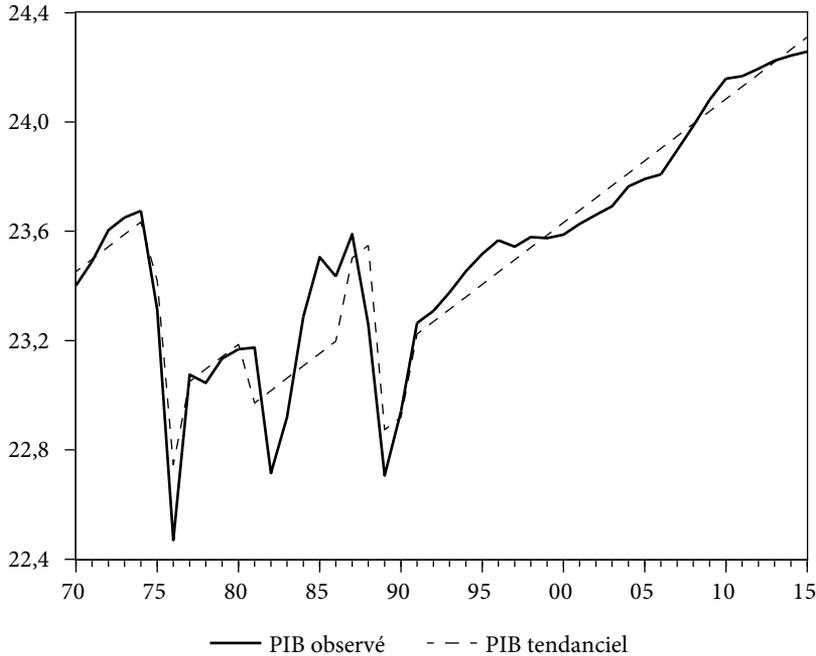


Figure 2 : Le PIB observé et le PIB tendanciel (période 1970–2015)

La tendance de long terme connaît deux ruptures majeures en 1976 et 1989 et plusieurs périodes de hausse et de baisse. L'équation (3) montre, en effet, qu'en 1976 et 1989, le niveau du PIB observé est respectivement 53,7%¹ et 34,3%² inférieur au PIB tendanciel lequel augmente de 4,5% par an sur la période 1970–2015. En outre, en période de conflits, le PIB observé enregistre, en moyenne, une diminution de 19,7%³ environ par rapport à son niveau tendanciel. On constate ainsi une forte volatilité du cycle de croissance (ou de déviation) sur la période 1970–1990, comme le montre la figure 3 indiquant la différence entre le PIB observé et le PIB tendanciel.

¹ Soit, $\exp[(-0,77)-1] \cdot 100 = -53,7\%$ puisque TB1976 est, comme on l'a précédemment mentionné, une variable indicatrice et que le PIB (Y_t) est écrit en logarithme.

² Soit, pour les mêmes raisons que la première date de rupture, $\exp[(-0,42)-1] \cdot 100 = -34,3\%$.

³ C'est-à-dire, comme précédemment : $\exp[(-0,22)-1] \cdot 100 = -19,7\%$.

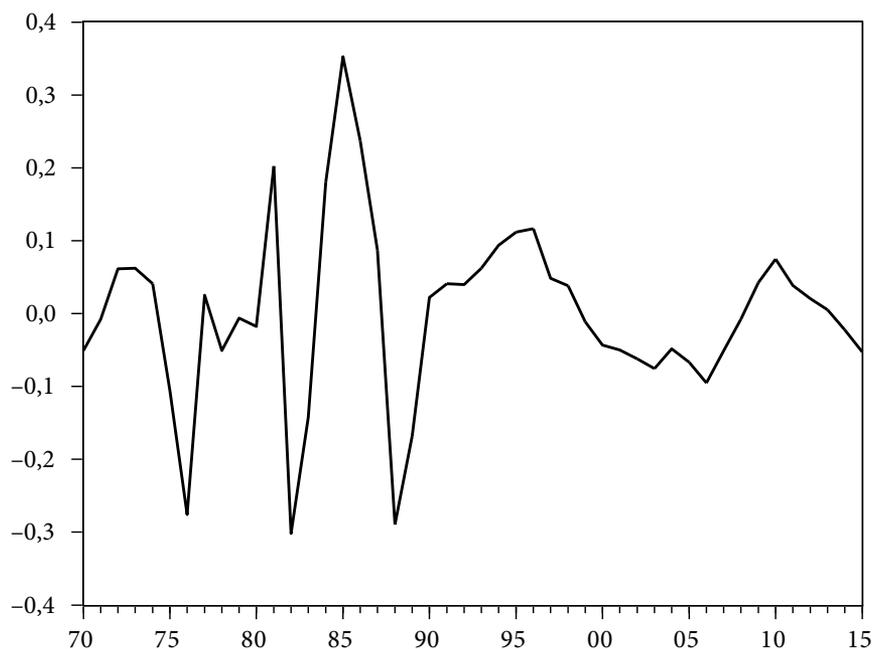


Figure 3 : Evolution du cycle de croissance au Liban durant la période 1970-2015

Ce graphique montre une forte volatilité du cycle de croissance, donc une forte instabilité économique de 1970 à 1990. Cependant, dès la fin de la guerre civile en 1990, l'écart entre le niveau du PIB observé et sa tendance de long terme diminue sensiblement. Ainsi, une volatilité réduite du cycle de croissance signifie également que l'économie retrouve une certaine stabilité. Or, une telle stabilité explique-t-elle l'amélioration de la croissance ou est-ce la hausse de la croissance qui permet le retour à la stabilité économique ?

3. La relation causale entre la volatilité de l'écart de production et le taux de croissance au Liban

La plupart des études relatives à la relation entre la croissance et la volatilité des cycles économiques estime que la volatilité explique la croissance (3.1). Au Liban, cette volatilité est, on l'a vu, influencée par les conflits et les instabilités politiques et la relation causale entre cycle de déviation et taux de croissance économique semble contraire à ce que nous dévoile la littérature (3.2).

3.1. Une revue de littérature concernant l'impact de la volatilité des cycles sur la croissance

Ce n'est qu'à partir des années 1980 que l'accent a été mis sur la relation entre cycles et croissance économique. Certains auteurs mettent en évidence une corrélation positive entre cycle économique et croissance. À l'inverse, d'autres estiment que la corrélation entre les deux variables est négative.

Une corrélation positive a été établie à partir du milieu des années 1980 entre une croissance élevée et une forte volatilité des cycles. Nous citons à titre d'exemple plusieurs auteurs appuyant cette théorie. Kormendi et Meguire (1985) mènent une analyse en coupe transversale sur 47 pays sur la période 1950–1977. Ils trouvent un effet positif de la variabilité des cycles (mesurée par l'écart-type de la croissance de la production réelle) sur le taux de croissance annuel moyen. Grier et Tullock (1989) effectuent également une étude en données de panel sur 24 pays de l'OCDE sur la période 1951–1980 et de 1961 à 1980 portant sur 89 pays du reste du monde. Ils aboutissent aux mêmes résultats que Kormendi et Meguire à savoir une relation positive entre croissance et volatilité du cycle. Caporale et McKiernan (1996, 1998) appliquent le modèle GARCH-M de 1948 à 1991, en fréquences mensuelles, au Royaume-Uni et, avec des données annuelles, aux États-Unis de 1871 à 1993. Ils confirment, dans les deux cas, l'existence d'une relation positive assez significative entre la croissance et la variabilité de l'output.

En résumé, toutes ces analyses se sont inspirées des approches traditionnelles selon lesquelles plus l'univers est incertain, plus l'épargne est prononcée et plus il y a accumulation du capital, moteur principal de la croissance.

Toutefois, à partir des années 90, certains auteurs affirment que la relation entre la croissance et la volatilité des cycles est négative dans la mesure où une meilleure croissance exige un environnement stable. À ce propos, Aizenman et Marion (1993), suite à une étude réalisée sur 46 pays en développement sur la période 1970–1985, montrent que l'incertitude politique est corrélée négativement à la fois à l'investissement et à la croissance. Ramey et Ramey (1995) étudient la relation entre ces deux variables pour 92 pays développés et en développement sur la période 1965–1985 et pour 24 pays de l'OCDE sur la période 1950 à 1985. Leur résultat indique qu'une forte volatilité à l'échelle macroéconomique induit des taux de croissance faibles, ce qui a aussi un impact négatif sur l'accumulation du capital et la répartition des revenus. En se basant sur des données annuelles de 1962 à 1995, relatives à l'Espagne, Sanchez Robeles (1998) a montré que la stabilité macroéconomique et la libéralisation du marché sont des conditions préalables à la croissance économique de ce pays. De même, à partir d'une étude effectuée sur 138 pays en développement et développés au cours des années 1970–1995, Aghion et Saint-Paul (1998) considèrent qu'un choc du côté de la demande a un impact négatif sur la production. Beaudry, Cagalayan et Schiantarelli (2001), en exploitant

un ensemble de données de panel comprenant un grand nombre d'entreprises britanniques au cours de la période 1970–1990, affirment également que l'instabilité monétaire affecte négativement la répartition des investissements et, in fine, la croissance. Ismihan, Metin-Ozcan et Transel (2003) examinent la relation empirique entre l'instabilité macroéconomique, l'accumulation du capital et la croissance en Turquie au cours de la période 1963–1999. Selon eux, l'instabilité macroéconomique affecte négativement la formation du capital et donc la croissance économique. Stiroh (2006) estime qu'aux Etats-Unis, de 1948 à 2000, une augmentation de la stabilité de la production est la conséquence d'une baisse de la volatilité aussi bien de la croissance, de la productivité du travail, que des heures de travail. La flexibilité et l'évolution du marché du travail sont, pour cet auteur, des éléments importants pour assurer la stabilité de la production.

Toutes ces études montrent que le lien entre volatilité du cycle économique et croissance n'est pas aisé à établir puisque, selon les périodes et les pays, la relation entre les deux variables est tantôt positive, tantôt négative. De plus, l'ensemble de ces études insistent sur le fait que la volatilité des cycles économiques explique la croissance économique. Or, dans un pays comme le Liban, il semble que cette relation causale soit inversée.

3.2. La relation causale entre volatilité de l'écart de production et taux de croissance économique au Liban : la prise en compte des conflits

Au Liban, les conflits et les instabilités politiques ont accru l'amplitude des fluctuations de l'écart de production. Aussi, pour montrer un tel impact, nous mesurons, dans un premier temps, la volatilité de l'écart de production en calculant l'écart absolu entre PIB observé et PIB tendanciel puis estimons l'impact des conflits sur la volatilité. Dans un second temps, nous utilisons un modèle VAR (*Vector Autoregressive*) de manière à analyser le sens de la relation causale entre la volatilité de l'écart de production et le taux de croissance économique au Liban durant la période 1970–2015.

3.2.1. Estimation de la volatilité de l'écart de production et impact des conflits

Nous calculons la volatilité comme la différence absolue entre le PIB observé et le PIB tendanciel. Cette volatilité de l'écart de production, appelée Vol_t , est régressée par rapport aux conflits, $CONF_t$. Nous obtenons, en utilisant la méthode des estimateurs robustes de Newey-West, les résultats suivants :

$$Vol_t = 0,05 + 0,14CONF_t + e_t \quad (5)$$

(5,40)^{***} (6,41)^{***}

$N = 46$; $R^2 = 0,47$; $Q(18, 19, 20) = 17,29[0,44]$; $18,44[0,49]$; $18,68[0,54]$; ^{***} = seuils de significativité au seuil de 1%.

$ARCH(1) = 0,29[0,59]$; $ARCH(2) = 2,27[0,11]$.

Les t de Student sont présentés entre parenthèses sous les coefficients de la régression (5) ; Q indique la statistique de Ljung Box $Q(18, 19, 20)$ avec les 18^{ème}, 19^{ème} et 20^{ème} retards entre parenthèses et les valeurs des probabilités sont présentées entre crochets.

Les coefficients de la relation (5) sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. De plus, la statistique de Ljung-Box $Q(18, 19, 20)$ indique que les résidus e_t suivent un processus de bruit blanc ($e_t \rightarrow BB(0, \sigma^2)$) et sont homoscédastiques comme les probabilités relatives aux statistiques $ARCH(q)$ le montrent.

On note ainsi que les conflits contribuent à accroître la volatilité de l'écart de production puisqu'à chaque conflit la volatilité augmente de 15% environ⁴.

Aussi, si l'on s'en tient à la littérature précédemment évoquée, la hausse de cette volatilité entraîne une baisse de la croissance économique. Or, dans cette littérature, il n'est fait allusion à aucun moment au sens de la relation causale entre volatilité et croissance. En fait, si l'on s'intéresse au cas libanais, c'est la variation du PIB qui influence la volatilité du cycle de déviation.

3.2.2. La causalité entre la volatilité du cycle et la croissance économique

Pour analyser la relation causale entre la volatilité de l'écart de production et la croissance du PIB, nous commençons par estimer un modèle VAR causal développé par Granger (1969 pp. 426–431), selon lequel la prédiction de la valeur d'une variable est expliquée d'une part par ses valeurs passées et d'autre part, une variable Y cause une variable X , si le passé de Y peut améliorer la prévision de la valeur de X , étant donné le passé de X . Formellement, on obtient alors la relation suivante :

$$X_t = \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

Où les erreurs ε_t et μ_t sont non corrélées entre elles.

On peut conclure que Y_t cause X_t au sens de Granger si l'on est amené à rejeter l'hypothèse nulle des coefficients b_j (soit $H_0 : b_1 = b_2 = \dots b_i = 0$). De même, X_t cause Y_t si l'on rejette l'hypothèse nulle des coefficients c_j , (soit $c_1 = c_2 = \dots c_i = 0$). De plus, si l'on rejette les deux hypothèses nulles, alors une causalité bidirectionnelle (appelée encore boucle rétroactive) existe entre les deux séries.

⁴ Soit $\exp(0,14) - 1 \cdot 100$.

Si l'on souhaite estimer la relation à court terme entre les deux variables, celles-ci doivent être stationnaires. Par conséquent, la volatilité de l'écart de production et le PIB ont fait l'objet de tests de non-stationnarité usuels, tels que ceux de Dickey-Fuller Augmenté (dits DFA), de Phillips-Perron (1988) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (dits KPSS 1992). Cependant, l'écart de production (Vol_t) et le PIB (Y_t) ne sont pas stationnaires et doivent être différenciés une fois pour qu'ils le deviennent. Les annexes 1A et 1B indiquent que les deux séries différenciées sont bien stationnaires. L'estimation du modèle VAR appliquée à l'écart de production et au PIB, écrits en différences premières, avec les critères d'Akaike et de Schwarz indiquant un nombre de retard $p = 1$, nous donne :

$$dVol_t = -0,00dVol_{t-1} + 0,2dY_{t-1} + e_t \quad (8)$$

(- 0,05) (3,60)***

$$dY_t = -0,83dVol_{t-1} - 0,15dY_{t-1} + v_t \quad (9)$$

(- 1,92) (- 0,94)

Avec N , le nombre d'observations = 44 ; $Qstat = 9,56$ (Prob = 0,048) ; $LM Stat(1) = 7,17$ (Prob=0,13) ; $LM Stat(2) = 7,12$ (Prob = 0,049) ; *** et ** désignant respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 1% et 5%.

On note que le coefficient attaché à la variable dY_{t-1} dans l'équation (8) est significativement différent de 0 au seuil de 1%. Par contre, le coefficient de la variation de la volatilité de l'écart de production $dVol_{t-1}$, dans la relation (9), n'est pas statistiquement significatif. Par conséquent, la causalité va du taux de croissance du PIB (dY_t) vers la variation de la volatilité ($dVol_t$), ce qui est contraire à ce qu'affirme la littérature dans son ensemble.

Toutefois, dans ce modèle VAR causal, la statistique $Qstat$ du test de portemanteau d'autocorrélation des résidus et la probabilité correspondante, légèrement inférieure au seuil de 5%, indiquent que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle de non-corrélation entre les *résidus des relations* (8) et (9) (c'est-à-dire e_t et v_t). Par ailleurs, la statistique $LMstat$ pour le retard 2, elle aussi légèrement inférieure au 5%, indique l'existence d'une corrélation sérielle d'ordre 2.

De tels résultats nous conduisent à effectuer une *orthogonalisation* des chocs d'innovation en utilisant la décomposition de Cholesky qui consiste à classer les variables selon un ordre allant de la variable la plus exogène vers la moins exogène. Par conséquent, puisque la causalité va du taux de croissance dY_t vers la volatilité $dVol_t$, le choc d'innovation sera appliqué sur le taux de croissance. Ce choc fera varier sur plusieurs périodes la volatilité du cycle de croissance, comme le montre la figure 4.

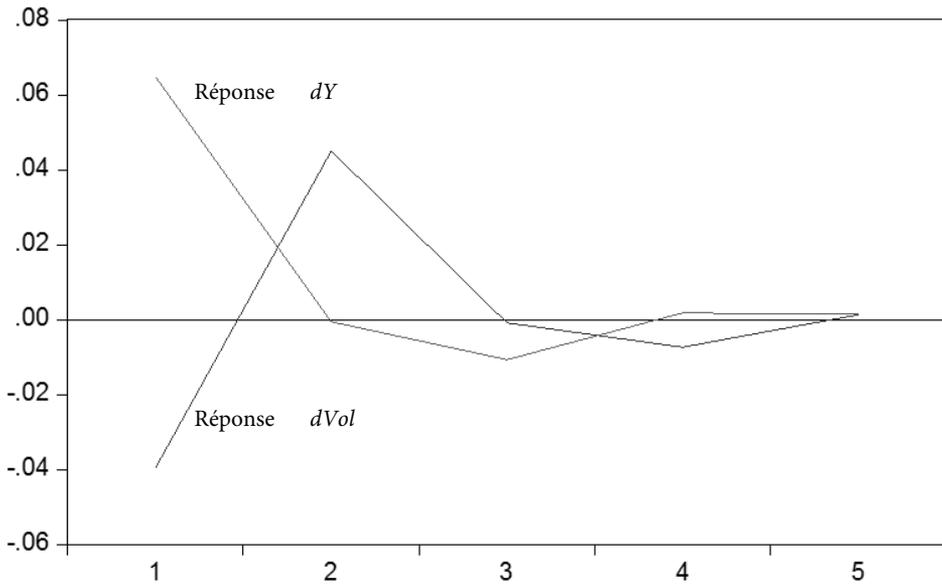


Figure 4 : Réponse de la volatilité du cycle de croissance suite à un choc sur le taux de croissance.

Ce figure indique qu'un choc d'un écart-type du taux de croissance la première année entraîne une baisse de la volatilité du cycle de 4%. Cette dernière augmente de 4,5% environ la deuxième année comme l'indique la courbe intitulée « Réponse de $dVol$ » (la courbe notée « Réponse de dY » montre l'effet d'un choc du taux de croissance sur lui-même dont les effets s'estompent vers la cinquième année).

Un choc d'un écart-type d'innovation du taux de croissance a donc un impact relativement important sur la volatilité du cycle économique, notamment durant les deux premières années. L'influence de ce choc cesse au bout de cinq ans environ, ce qui montre que, dans ce pays, le taux de croissance a un impact également persistant sur la volatilité du cycle de déviation.

En outre, pour mesurer l'importance de l'impact de ce choc sur la variabilité de la volatilité du cycle économique, le tableau 1 montre la variance de décomposition de l'erreur de prévision de la volatilité du cycle économique et du taux de croissance du PIB sur une période de cinq ans.

La partie supérieure du tableau indique la variabilité de la volatilité du cycle de croissance suite à un choc sur elle-même et sur le taux de croissance. On remarque alors que, pendant la première année, 72,93% de la variation de la volatilité sont expliqués par elle-même et 27% environ par le taux de croissance. Durant les périodes suivantes, le taux de croissance explique à peu près 45% de la variation de la volatilité du cycle économique et 54% de cette même volatilité sont expliqués par elle-même.

Tableau 1. Variabilité du cycle économique et du taux de croissance suite à un choc

Variabilité de la volatilité $dVol$		
Périodes	$dVol$	dY
1	72,93	27,07
2	53,87	46,13
3	54,53	45,47
4	54,18	45,82
5	54,18	45,82
Variabilité du taux de croissance dY		
Périodes	$dVol$	dY
1	0	100
2	5,37	94,63
3	5,37	94,63
4	5,46	94,54
5	5,47	94,53
Ordre des variables (Cholesky) dY cause $dVol$		

La partie inférieure du tableau montre la variabilité du taux de croissance suite à un choc sur la volatilité de l'écart de production et à un choc sur lui-même. On constate qu'un choc sur la volatilité du cycle économique a un faible impact sur le taux de croissance. En effet, seulement 5,37% de la variation de celui-ci sont expliqués par la volatilité du cycle contre 94,5% par un choc sur lui-même. Ceci confirme que la relation causale va du taux de croissance vers la volatilité du cycle économique et qu'un pourcentage important de la variation de celle-ci est expliqué par le taux de croissance.

Conclusion

Cette étude a analysé empiriquement le lien entre la volatilité de l'écart de production et la croissance économique au Liban, durant la période 1970–2015, en insistant sur le sens de la causalité entre les deux variables.

Dans un premier temps, une estimation du PIB tendanciel a été effectuée. La détermination des dates de rupture a été nécessaire pour étudier son évolution. L'application du modèle de Lumsdaine et Papell a confirmé l'existence de deux dates de rupture : l'une en 1976 et l'autre en 1989. Ces deux dates de rupture, ainsi que les conflits armés, représentés par une variable indicatrice, ont été intégrés dans l'estimation du PIB tendanciel par la méthode de la tendance coudée. Les calculs ont abouti à une croissance moyenne du PIB tendanciel de 4,5% par an sur la période étudiée. Ce taux est nécessaire pour garantir la stabilité économique au Liban. Malheureusement, celle-ci a été entravée par les différents conflits qui

ont engendré une forte hausse de la volatilité de l'écart de production, notamment durant la guerre civile entre 1975 et 1990.

Dans un deuxième temps, une corrélation a été établie entre l'instabilité économique, mesurée par l'écart absolu entre PIB observé et PIB tendanciel, et la croissance économique. En premier lieu, cette volatilité de l'écart de production a été régressée par rapport aux conflits. Ces derniers contribuent à accroître l'instabilité économique de 15% environ. Dans un second temps, l'estimation d'un modèle VAR causal a montré que, s'agissant du Liban, la variation du taux de croissance du PIB affecte la volatilité du cycle de déviation dans des proportions relativement importantes. En effet, le taux de croissance explique environ 45% de la variation de la volatilité du cycle économique. On a estimé, ainsi, qu'un choc d'un écart-type d'innovation sur le taux de croissance la première année diminue la volatilité de l'écart de production de 4% environ, laquelle augmente la deuxième année de 4,5% pour se stabiliser ensuite vers la cinquième année après le choc. Autrement dit, lorsque le taux de croissance du PIB est supérieur à son niveau tendanciel, celui-ci peut avoir un effet relativement persistant sur les fluctuations de la volatilité de l'écart de production, donc sur l'instabilité économique du pays.

ANNEXES

Annexe 1A : tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmentés, de Phillips Perron et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin sur la variation de la volatilité de l'écart de production ($dVol_t$)

Test de Dickey-Fuller Augmentés sur la variation de la volatilité de l'écart de production

Hypothèse H0 : $dVol_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Dickey-Fuller Augmentés	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = -0,09$	2,79
Modèle [2] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = -0,58$	2,54
Modèle [1] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -4,17$	-1,95

Test de Phillips-Perron sur la variation de la volatilité de l'écart de production

Hypothèse H0 : $dVol_t$ possède une racine unitaire Troncature $l = 3$		
Tests de Phillips-Perron	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = -0,53$	2,79
Modèle [2] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = 0,01$	2,54
Modèle [1] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -9,41$	-1,95

La probabilité critique, relative au coefficient Φ du modèle (1) dans les deux tests, est largement inférieure au seuil de 0,05, ce qui montre que la variation de la volatilité de l'écart de production est stationnaire.

Test de KPSS sur la variation de la volatilité de l'écart de production

Hypothèse H0 : $dVol_t$ est stationnaire Troncature $l = 3$		
Tests de KPSS	t Statistique	Valeurs critiques (au seuil de 5%)
Modèle [3] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 0,04$	0,15
Modèle [2] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_\Phi = 0,06$	0,46

Ce test utilise le multiplicateur de Lagrange fondé sur l'hypothèse nulle de stationnarité. Après estimations des modèles (3) et (2), Kwiatkowski et al. (1992) calculent la somme partielle des résidus et estiment la variance de long terme comme pour le test de Phillips et Perron, 1988, les statistiques t étant toutes inférieures aux valeurs critiques, la variation de la volatilité de l'écart de production est donc bien stationnaire.

Annexe 1B : tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmentés, de Phillips Perron et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin sur la variation du PIB (dY_t)

Test de Dickey-Fuller Augmentés sur la variation du PIB

Hypothèse H0 : dY_t possède une racine unitaire		
Tests de Dickey-Fuller Augmentés	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dY_{t+1} = \Phi dY_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 1,36$	2,79
Modèle [2] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t = 0,52$	2,54
Modèle [1] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -4,74$	-1,95

Test Phillips-Perron sur la variation du PIB

Hypothèse H0 : dY_t possède une racine unitaire Troncature $l = 3$		
Tests de Phillips-Perron	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dY_{t+1} = \Phi dY_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 0,73$	2,79
Modèle [2] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = 0,43$	2,54
Modèle [1] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -6,73$	-1,95

La probabilité critique, relative au coefficient Φ du modèle [1] dans les deux tests, est largement inférieure au seuil de 0,05, ce qui montre montrent que la variation du PIB, donc le taux de croissance, est stationnaire.

Test de KPSS sur la variation du PIB

Hypothèse H0 : $dY_{t,l}$ est stationnaire Troncature $l = 3$		
Tests de KPSS	t Statistique	Valeurs critiques (au seuil de 5%)
Modèle [3] : $dY_{t,t} = \Phi dY_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 0,04$	0,15
Modèle [2] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = 0,10$	0,46

Les statistiques t étant toutes inférieures aux valeurs critiques, le taux de croissance du PIB est stationnaire.

Bibliographie

- Aghion P., Saint-Paul, G. 1998, *On the Virtue of Bad Times: An Analysis of the Interaction between Productivity Growth and Economic Fluctuations*, *Macroeconomic Dynamics*, vol. 2, no. 3, pp. 322–344.
- Aizenman, J., Marion, N., 1993, *Policy Uncertainty, Persistence and Growth*, *Review of International Economics*, vol. 1, no. 2, pp. 145–163.
- Bai, J., Perron, P., 2003, *Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models*, *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 1–22.
- Beaudry, P., Cagalayan, M., Schiantarelli, F., 2001, *Monetary Instability, the Predictability of Prices, and the Allocation of Investment: An Empirical Investigation Using U.K Panel data*, *The American Economic Review*, vol. 91, no 3, pp. 648–662.
- Caporale, T., Mckiernan, B., 1996, *The Relationship between Output Variability and Growth: Evidence from Post War UK Data*, *Scottish Journal of Political Economy*, *Scottish Economic Society*, no 43, pp. 229–36.
- Caporale, T., Mckiernan, B., 1998, *The Fisher Black Hypothesis. Some Times Series Evidence*, *Southern Economic Journal* 64, pp. 765–771.
- Dickey, D., Fuller, W., 1979, *Distribution for the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root*, *Journal for the American Statistical Association*, 74, no. 366, pp. 427–431.
- Ferrara, L., 2008, *L'apport des indicateurs de retournement cyclique à l'analyse conjoncturelle*, *Bulletin de la Banque de France*, 171(mars).
- Ferrara, L., 2009, *Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro*, *Revue Économique*, 60(3), pp. 703–712.
- GranSanchezger, C.W.J., 1969, *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.
- Grier, K.B., Tullock, G., 1989, *An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth 1951–80*, *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, no. 2, pp. 259–276.
- Ismihan, B., Metin-Ozcan, K., Transel, A., 2003, *Macroeconomic Instability, Capital Accumulation and Growth: the Case of Turkey 1963–1999*, METU working paper, no. 2.

- Kormendi, R.C., Meguire, P., 1985, *Macroeconomic Determinants of Growth: Cross Country Evidence*, Journal of Monetary Economics, vol. 16, no. 2, pp. 141–164.
- Lumsdaine, R.L., Papell, D., 1997, *Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis*, Review of Economics and Statistics, 79, pp. 212–218.
- Perron, P., 1989, *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, Econometrica, vol. 57, no. 6, pp. 1361–1401.
- Ramey, G., Ramey, V.A., 1995, *Cross-country Evidence on the Link between Volatility and Growth*, American Economic Review, vol. 85, no 5, pp. 1138–1151.
- Sanchez-Robles, B., 1998, *Macroeconomic Stability and Economic Growth; the Case of Spain*, Applied Economic Letters, vol. 5, pp. 587–591.
- Stiroh, K.J., 2006, *Volatility Accounting: A Production Perspective on Increased Economic Instability*, FRBNW staff reports, no. 25.
- UCDP/PRI (Armed Conflict Dataset Codebook/ Peace Research Institute in Oslo), (2014). Disponible sur le site : http://www.ucdp.uu.se/gpdatabase/gpcountry.php?id=92®ionSelect=10-Middle_East.
- United Nations, Statistic Division, National Account Main Aggregates Database, (2015), <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnIList.asp>

Lecture d'ouvrage

Bismans F., *La Grande Récession – Un autre regard sur des temps troublés (2007–2013)*, L'Harmattan, Paris 2016, 240 pp.

Ce livre ne devrait laisser personne indifférent même s'il suscitera des avis éventuellement contradictoires chez un même lecteur selon ses préoccupations du moment. Quant à l'appréciation générale que nous pouvons émettre, elle devra être nuancée, voire opposée, selon ce que l'on recherche... Il n'est pas sûr de ce point de vue que le titre suffise pour nous renseigner car il n'est pas certain qu'il s'agisse véritablement d'un *autre* regard, ou du moins on ne comprend pas bien par rapport à quelle(s) référence(s) il y a nouveauté. En revanche, la précision, la connaissance du sujet et les nombreuses sources documentaires sont bien là et comme tout cela est servi par de réelles qualités pédagogiques, cet ouvrage doit être recommandé à tous ceux qui s'intéressent aux crises financières qui ont meurtri l'ensemble du monde de 2007 à 2013, et lu par quiconque, y compris s'il n'est pas un spécialiste de ces questions, souhaite comprendre de façon argumentée comment les événements se sont enchaînés.

Pour préciser le sens de ces propos introductifs en guise de critique, le mieux est sans doute de dire ce que le lecteur pourra trouver dans cet ouvrage, et c'est souvent le meilleur, en se référant aux intentions affirmées par l'auteur lui-même pour expliquer en quoi quelques-uns de ses objectifs ne nous semblent pas atteints, sans omettre de suggérer quelques oublis qui peuvent justifier certains regrets.

Du point de vue formel enfin, il convient sans plus attendre de préciser que sur un thème *a priori* rébarbatif, l'auteur nous

présente un texte très accessible au non spécialiste sans sacrifier au souci de la preuve et en prenant en permanence le soin de s'appuyer sur les faits. De ce point de vue, l'ouvrage propose un très grand nombre de références bibliographiques fort utiles.

S'agissant des crises financières et selon Francis Bismans lui-même (page 7), « (l') explication [...] ne peut se ramener à une description linéaire ou à un récit des événements principaux, [...] (ne peut faire) fi de la richesse des déterminations sociales, politiques, culturelles et autres... ». Même si, après avoir pris acte de cette volonté, le lecteur qui s'attendrait en conséquence à lire un ouvrage d'économie politique restera probablement sur sa faim, cette ouverture a au moins le mérite d'avoir été envisagée.

Quant à la portée de l'analyse, elle est évidemment étroitement liée à la référence théorique qui la guide ; l'auteur a au moins le souci de la dévoiler explicitement en introduction (« D'emblée, j'avouerai que je me suis appuyé sur la conceptualisation élaborée par Hyman Minsky... » ; et si cette référence n'était pas suffisante pour éclairer le lecteur, il précise que « Le travail de Minsky se situe donc à la jonction de Kalecki et de Keynes » après avoir rappelé que « [Kalecki] était lui-même fortement imprégné de la lecture qu'avait faite Rosa Luxemburg de l'œuvre de Marx ») ce qui, *a contrario*, revient à laisser de côté toute confrontation avec d'autres approches. Le lecteur est ainsi averti, et les manques qu'il pourra ressentir au fil de la lecture, l'absence

de réflexion approfondie en particulier sur le fonctionnement des marchés, devront ainsi être relativisés.

Il ne faut d'ailleurs pas rechercher une démonstration dans cet ouvrage mais bien une lecture de la crise, comme cela est bien précisé toujours dans l'introduction (p. 10).

Très concrètement, le livre compte trois parties comportant chacune deux chapitres.

La première est consacrée, après une synthèse bienvenue sur les caractéristiques du système bancaire et financier américain, à l'étude de la manière dont une bulle immobilière s'est constituée dès les années quatre-vingt-dix aux Etats-Unis. Le souci pédagogique de l'auteur, qui doit une nouvelle fois être souligné, se manifeste ainsi pleinement à travers la présentation des outils et des concepts qui seront ensuite utilisés.

La deuxième partie couvre la période qui va de l'éclatement de la bulle immobilière dans le courant du second semestre de 2006 jusqu'au renflouement de Bear Stearns en mars 2008.

Dans la troisième enfin, Francis Bismans étudie plus spécialement la faillite de Lehman Brothers et ses effets sur la récession préexistante avant d'expliquer les mécanismes qui font que l'on passe de la Grande Récession à la crise de l'endettement public dans l'Eurozone.

Précisons que le style est clair, de telle sorte que les maladresses de rédaction relevées ici ou là peuvent surprendre, et que les résumés proposés en début de partie et de chapitre sont les bienvenus pour suivre relativement (c'est quand même un sujet technique !) facilement la démarche, rendant l'ensemble accessible.

Au-delà de ces appréciations générales, l'évocation, au fil de la lecture, de quelques commentaires et la mise en évidence de certains résultats suffiront pour illustrer l'intérêt de cet ouvrage.

Le chapitre 1 propose, comme mentionné ci-dessus, une description claire et précise du système bancaire américain. Si quelques incidentes à l'emporte-pièce contre une approche libérale n'apportent pas grand-chose sauf à regretter qu'aucune interrogation ne soit émise sur les conséquences de la régulation qui est présentée comme allant de soi, on s'attardera plus longuement sur l'importance de la désintermédiation et de la titrisation : chaque point est systématiquement repris et précisé de façon toujours abordable. De même, l'auteur nous permet de comprendre, à partir d'une présentation des bilans, comment les banques ont perdu la maîtrise du marché des dérivés, ou le rôle des rehausseurs de crédit.

Le chapitre 2 traite de la notion de bulle spéculative replacée dans le contexte de l'évolution générale de l'économie américaine, en privilégiant l'optique keynésienne qui n'est pas discutée conformément à l'option faite en introduction. Les origines de la crise sont ainsi explicitées (voir p. 53) tandis que les causes de la bulle immobilière (taux d'intérêt très faibles et augmentation du prix des logements) sont bien cernées (voir p. 67). Nous noterons avec intérêt la remarque selon laquelle « les agences de notation ont bien sûr des outils [...] pour mesurer les probabilités de défaut, mais elles ne disposent que de séries rétrospectives, fondées sur les défauts passés » (p. 60). Il y a là sans doute une leçon à tirer qui dépasse largement les questions financières et qui devrait intéresser tous ceux qui voudraient faire de l'économie une science prédictive fondée sur les études statistiques.

Le chapitre 3 est l'occasion d'explicitier l'enchevêtrement des crises financière, boursière et réelle. Le modèle présenté pour appuyer l'exposé est fondé sur l'hypothèse d'instabilité financière de Minsky (voir introduction). La titrisation des actifs immobiliers et l'utilisation de l'effet de levier sont

évoquées avec beaucoup de précision et la chronologie d'éclatement de la bulle immobilière-défaillance des prêts est clairement établie (voir en particulier page 81 tandis que la dimension cumulative est correctement mentionnée page 82). Remarquons au passage que l'absence de prix de marché pour les produits structurés, empêchant de valoriser correctement ces derniers, est bien mentionnée incidemment (p. 91), sans que cela ne conduise l'auteur à dénoncer cette insuffisance.

Le chapitre 4 est très instructif à propos des mécanismes à l'origine de la crise. Le plus simple à ce propos est de renvoyer aux pages 127 et suivantes qui fournissent au lecteur des rappels utiles et des explications claires. Il en est de même s'agissant des transactions *repo*.

Le spécialiste des questions financières s'intéressera sans réserve au chapitre 5 qui fournit des données précises et détaillées. Certes, il les connaît sans doute, mais il appréciera la qualité de la synthèse ainsi disponible, en particulier s'agissant des 10 journées (12-21 septembre 2008) qui vont aboutir à la faillite des quatre grandes banques américaines Goldman Sachs, Lehman Brothers, Merrill Lynch et Morgan Stanley. En revanche, si on admet que 'trop d'informations tue l'information', le lecteur moins spécialisé aura sans doute intérêt à laisser de côté tous ces développements qui risquent de lui faire perdre le fil de l'exposé.

En consacrant un dernier chapitre à la crise de la dette souveraine, l'auteur

répondra à l'attente de tous ceux qui sont avant tout préoccupés par l'évolution du commerce mondial et l'avenir de la zone euro. Les pages 193 à 199 méritent d'être signalées de ce point de vue comme constituant un apport tout-à-fait utile, de même sans doute que l'évocation de déséquilibres qui remontent selon l'auteur à la création de la zone euro...

Nous avons bien conscience, en mentionnant plus particulièrement certains passages, de ne signaler qu'une petite partie des raisons qui justifient la lecture de cet ouvrage, ne serait-ce que pour l'importance des références factuelles et bibliographiques que chaque lecteur y trouvera. Mais c'était la meilleure façon d'exprimer dans quelle(s) mesure(s) et dans quelle(s) optique(s) cette dernière pouvait être recommandée.

Au-delà, et pour ajouter une note personnelle, nous concluons en disant, sans que cela ne remette en cause l'appréciation positive que nous souhaitons porter, qu'il manque malheureusement, pour que l'analyse des crises financières contemporaines soit complète, l'évocation de la perte de toute référence éthique et la dénonciation de l'exclusivité des critères quantitatifs et mécaniques. Mais c'est peut-être une autre question ?

Jean-Didier LECAILLON

Professeur, Université Panthéon-Assan
(Paris II)

jdlecaillon@u-paris2.fr

OLIVIER DAMETTE

Université de Lorraine, BETA-CNRS UMR 7522, IXXI

olivier.damette@univ-lorraine.fr

INCITATIONS À DÉVELOPPER LES ENR ET L'ÉNERGIE SOLAIRE: UNE APPROCHE PAR LA COINTÉGRATION EN PANEL

Résumé : Les menaces que font peser le réchauffement climatique sur l'environnement ont incité les pouvoirs publics des pays européens à accélérer leur transition énergétique et à augmenter leur production d'électricité à partir d'énergies renouvelables (EnR). Le déploiement des énergies renouvelables en Europe est cependant hétérogène selon les pays et il semble répondre à un certain nombre de déterminants macroéconomiques identifiés dans la littérature (émissions de CO₂, revenu national, consommation et dépendance énergétique, dynamique du prix du pétrole). Dans cet article, nous montrons que le recours aux estimateurs à effets fixes permet de retrouver les effets empiriques des déterminants usuels de la production d'électricité à partir des EnR pris dans leur globalité. Néanmoins, les analyses de la littérature semblent avoir négligé la présence de non stationnarité et de cointégration dans la relation entre la production d'EnR et ses déterminants. L'utilisation d'estimateurs adaptés à la cointégration (DOLS, FMOLS) relativise la portée des résultats habituellement identifiés dans la littérature. En conduisant la même analyse pour le cas particulier de l'énergie solaire, nous montrons que ce type particulier d'énergie, comme le laissait entrevoir une maigre littérature, ne réagit pas aussi fortement aux principaux déterminants macroéconomiques que les EnR dans leur globalité. Les estimations en panel par effets fixes et par le biais des estimateurs de panel adaptés à la présence de cointégration conduisent à cette même conclusion que seul le niveau de dépendance énergétique est réellement important dans la décision de produire de l'énergie solaire.

Mots-clés : EnR, production d'électricité, solaire, économétrie des panels, non stationnarité, cointégration.

JEL Classification : C23, C50.

MOTIVATIONS FOR DEVELOPING RENEWABLE ENERGY AND SOLAR ENERGY : PANEL COINTEGRATION APPROACH

Abstract : The threats posed by global warming issues have prompted European governments to accelerate their energy transition and increase their electricity production from renewable energies (Renewable Energy). The deployment of renewables energy in Europe is however heterogeneous according countries and this growth of renewables is likely to be driven by some macroeconomic variables previously analysed in the literature (CO₂ emissions, national income, energy consumption and energy dependency, oil price dynamics). In this article, we show using panel fixed effects estimator that econometric results outlined in the previous literature are robust using our new data set by considering all sources of renewables energy. However, we also show that previous papers seem to have neglected the presence of nonstationary and cointegration issues when we assess the relationship between renewables and its drivers. Using suitable cointegrating estimators (DOLS, FMOLS), we relativise the scope of the results usually identified in the literature. By conducting the same analysis for the particular case of solar energy, we show that this particular type of energy, as suggested by a scarce literature, does not react as strongly to the main macroeconomic determinants as the renewables energy as a whole. Panel estimates using fixed effects and panel estimators adapted to the presence of cointegration lead to the same conclusion that only the level of energy dependency is really a major driver in the decision of the governments to produce solar energy.

Keywords : renewable energy, electricity production, solar energy, panel econometrics, non stationary panels, cointegration.

Introduction

Il est difficile d'ignorer que le changement climatique est devenu une préoccupation majeure des décideurs politiques depuis quelques années. Certains experts (voir le panel intergouvernemental des experts sur le changement climatique dit IPCC, 2014 par exemple) disent que le changement climatique ne cesse de s'aggraver, en témoigne l'augmentation des émissions de CO₂ cumulées dans l'atmosphère. Près de la moitié de ces émissions serait liées au secteur énergétique des pays riches, principalement (mais pas uniquement) les pays de l'OCDE. L'objectif de réalisation de la transition énergétique fixé par l'Union européenne (UE) dans le cadre du « paquet énergie-climat » adopté en 2008 apparaît clairement compromis. La part des EnR (énergies renouvelables) dans la consommation finale d'énergie en France en 2015 ne dépasse pas 14 % alors que l'objectif affiché dans le cadre des accords européens devait être de dépasser les 23% à l'horizon 2020. Parallèlement, la production des EnR en France se situe aux alentours de 19% de la consommation électrique nationale (elle a légèrement reculé entre 2014 et 2015).

Le développement de la production d'électricité par des sources d'énergies renouvelables a, plus généralement pour les pays européens, enregistré la plus forte croissance ces dernières années des sources de production d'électricité (International Energy Agency, 2016), la Suède et certains pays scandinaves comme la Finlande, en tête. La production d'électricité par les EnR est un enjeu important pour l'environnement car elle constitue un pilier sur lequel s'appuyer pour réussir la transition énergétique. Mais elle constitue également un enjeu économique fort. La consommation d'électricité est un support majeur de la croissance économique et les relations entre consommation d'énergie et croissance ont été abondamment étudiées dans la littérature académique *via* l'analyse théorique, mais surtout empirique, du populaire « *energy-income nexus* » : la croissance est-elle le déterminant causal de la consommation d'énergie ou est-ce l'inverse ? Existe-t-il une relation bi-causale ? L'autre enjeu économique majeur du développement de la production d'électricité par les renouvelables est bien évidemment de réduire sa dépendance énergétique vis à vis des sources fossiles et vis à vis des autres économies.

Par voie de conséquence, il est important de discuter et de comprendre les déterminants de la croissance des énergies renouvelables pour aider les décideurs publics à dessiner les contours de politiques énergétiques efficaces, tant sur le plan environnemental qu'économique, qui permettront d'atteindre les objectifs de transition énergétique. Dans cet article, nous nous concentrons sur le cas des pays européens. Ces derniers doivent faire face à des objectifs multiples : développer les EnR tout en réduisant les effets du changement climatique d'une part ; d'autre part, faire face à l'amointrissement des ressources fossiles, qui génère à court et moyen terme des prix élevés et de la volatilité, qu'ils continuent, au moins partiellement, d'utiliser en tant qu'importateurs d'énergie pour satisfaire une consommation d'énergie élevée.

Dans cet article, notre objectif est d'identifier quels ont été les objectifs ou déterminants qui ont le plus encouragé le déploiement des EnR des pays européens : est-ce la préoccupation croissante des effets liés au changement climatique qui a convaincu les pays européens de développer les EnR et qui pourra encore suffire à les convaincre d'accroître cette dynamique ? Est-ce la volonté d'accroître encore la consommation d'énergie et de compléter puis de substituer partiellement aux énergies fossiles une production d'énergie propre ? Est-ce la volonté de réduire sa dépendance énergétique et ses importations d'énergies fossiles ? Faut-il être un pays suffisamment riche pour pouvoir se préoccuper des EnR ?

Depuis une petite dizaine d'années, la littérature en sciences économiques s'est intéressée à ces questions de manière empirique en utilisant de manière croissante le recours à l'économétrie des séries temporelles et surtout des panels, notamment dynamiques, pour expliciter les déterminants des EnR. Ces dernières années, plusieurs études utilisant l'économétrie de panel à partir de modèles assez proches ont vu le jour (Marques et Fuinhas 2012; Aguirre et Ibikunle 2014; Omri et Nguyen

2014; Polzin et al. 2015; Valdés Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2016; Romano et al. 2017). Cependant, ces études se sont plutôt focalisées sur l'étude des dynamiques de court terme dans le cadre de modèles économétriques en panels. L'aspect de dynamiques de long terme a été complètement éludé. En outre, sur un plan purement technique, les précédents articles ont eu recours à des estimateurs classiques pour les panels standards ou « statique » comme les moindres carrés ordinaires (OLS) et les estimateurs à effets fixes (LSDV) ; les moindres carrés généralisés (FGLS) ou des estimateurs à correction de l'autocorrélation (PCSE) dans de très rares cas. Or, comme nous le montrerons dans cet article à l'aide d'une batterie de tests de racine unitaire et de cointégration en panel récents, les variables approximant le développement des EnR, de même que celles permettant d'approximer leurs déterminants, sont non stationnaires et posent des problèmes spécifiques de dynamiques non stationnaires et de cointégration qui ont été totalement oubliées par les précédentes études.

Enfin, le proxy utilisé pour capter la production des énergies renouvelables est souvent très général et recouvre une non homogénéité de sources d'énergies renouvelables mélangeant ainsi l'hydroélectricité, la biomasse, le géothermal, les panneaux solaires ou les éoliennes. Dans ce qui suit, nous proposons de détailler le cas de l'énergie solaire (photovoltaïques et thermal) qui a été peu étudié dans la littérature à l'exception de Polzin et al. (2015). Une des raisons de ce choix est qu'en France, le développement de l'énergie solaire s'avère une des composantes les plus dynamiques des EnR ces dernières années. Sa progression est plus rapide que celle des éoliennes par exemple (bien que la part de la consommation d'électricité couverte soit près de trois fois moindre) car l'installation de ses infrastructures pose moins de problème et son prix s'avère très compétitif. Bien évidemment, l'intermittence dans sa production reste le problème majeur des énergies renouvelables et du solaire tant qu'une nouvelle technologie (l'hydrogène ?) ne permettra de stocker cette énergie. Il est intéressant de noter que les très rares travaux sur les déterminants des EnR ont peiné à retrouver leurs résultats en traitant du seul cas de l'énergie solaire.

Dans cet article, nous proposons donc une nouvelle contribution à la littérature, la première en langue française, en procédant à une nouvelle évaluation économétrique des déterminants des énergies renouvelables en nous focalisant: sur (i) le cas des seuls pays européens, (ii) sur les déterminants de long terme dans le cadre d'une approche par la cointégration en panel, (iii) en proposant une analyse détaillée du cas de l'énergie solaire dont la rare littérature en la matière a montré que les déterminants pouvaient impacter la production d'énergie différemment des autres sources.

Nos résultats montrent que le recours aux estimateurs à effets fixes permet de retrouver les déterminants usuels de la production d'électricité à partir des EnR pris dans leur globalité. Néanmoins, les analyses de la littérature semblent avoir négligé la présence de non stationnarité et de cointégration dans la relation entre la production

d'EnR et ses déterminants. L'utilisation d'estimateurs adaptés à la cointégration (DOLS, FMOLS) relativise les résultats usuellement identifiés dans la littérature, surtout pour le premier. En conduisant la même analyse pour le cas particulier de l'énergie solaire, nous montrons que ce type particulier d'énergie, comme le laissait entrevoir une maigre littérature, ne réagit pas aussi fortement aux principaux déterminants macroéconomiques. Les estimations en panel statiques par effets fixes et par le biais des estimateurs de panel adaptés à la présence de cointégration conduisent à cette même conclusion que seul le niveau de dépendance énergétique est réellement important dans la décision de produire de l'énergie solaire.

Le reste de l'article procède comme suit. Dans la première section, nous proposerons une littérature empirique des déterminants de la production d'électricité par les EnR. La section 2 présentera le modèle utilisé pour lier la production d'EnR à ses déterminants dans un cadre d'économétrie des données de panel. Les données et les tests économétriques pré-estimations seront présentés en section 3. Enfin, la section 4 explicitera les résultats obtenus à partir des estimations et discutera les résultats.

1. Revue de la littérature et déterminants des EnR

Les facteurs qui influencent l'offre d'EnR incluent des préoccupations et incitations d'ordre économique, sociales, de politiques publiques, relatives au marché de l'électricité et/ou techniques ou encore environnementales. Les premiers articles ont vu le jour il y a une petite dizaine d'années : Menz et Vachon (2006) ont été les premiers à offrir une étude empirique qui portait alors sur les déterminants de l'énergie éolienne aux Etats-Unis en utilisant des données pour 39 états sur une période relativement courte allant de 1999 à 2003. L'utilisation des OLS année par année limite cependant les conclusions de cette étude pionnière, de même que la taille de l'échantillon et la non prise en compte de l'autocorrélation sérielle. Une étude relativement similaire dans le prolongement de Menz et Vachon a été réalisée par Carley (2009) sur la période 1998–2006, lequel insiste sur l'importance de disposer d'une certaine dimension temporelle pour rendre robuste l'analyse des effets des déterminants. Ce dernier utilise une méthode de décomposition du vecteur des effets fixes (FEVD) et montre le rôle du revenu national (PIB) sur le déploiement d'une offre de renouvelables de même que sur le rôle des politiques publiques pour inciter cette offre d'EnR.

Les études se sont progressivement intéressées au cas des pays européens mais ont dû introduire une méthodologie un peu différente. En effet, les pays européens ont développé des politiques en faveur du déploiement des énergies renouvelables plus agressives et la prise en compte d'un *proxy* permettant de capter l'effet des politiques publiques en faveur du développement des EnR s'est avéré fondamental (Harmelink et al. 2006; Ringel 2006; Gan, Eskelband et Kolshus 2007; van Ruijven

et van Vuuren 2009). Cependant, ils pointent également le manque de continuité dans les politiques de développement depuis lors, de même que l'incertitude dans l'application de ces accords. Tout ceci a indéniablement ralenti les incitations à développer plus rapidement la production d'électricité par EnR (Harmelink et al. 2006; Ringel 2006; Gan et al. 2007; van Ruijven et van Vuuren 2009).

Johnstone, Hascic et Popp (2010) se sont focalisés sur le rôle joué par l'innovation en utilisant le nombre de brevets comme proxy sur un panel de données de 25 pays de l'OCDE de 1978 à 2003. Ils montrent sur un plan méthodologique que les problèmes classiques de l'économétrie de panel tels que l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation peuvent conduire à des résultats biaisés et à des problèmes de spécification. Par conséquent, Popp, Hascic et Medhi (2011) utilisent les moindres carrés généralisés (FGLS) pour corriger ces écarts par rapport aux hypothèses du modèle linéaire classique en panel. Néanmoins, le nombre de périodes étant inférieur au nombre de pays, cet estimateur n'est pas le plus adapté et ne permet pas de produire des résultats suffisamment robustes.

Une littérature plus récente (Marques, Fuinhas et Manso 2010; Marques et Fuinhas 2011, 2012; Aguirre et Ibikunle 2014; Omri et Nguyen 2014; Polzin et al. 2015; Valdés Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2016; Romano et al. 2017) a réévalué les déterminants en utilisant un arsenal méthodologique plus élaboré sur des bases de données de plus en plus profondes. Marques (2011) et Marques, Fuinhas et Manso (2010) utilisent les OLS, les estimateurs à effets fixes et aléatoires et les régressions quantiles sur des données de 24 pays européens sur la période 1990–2006. La variable dépendante nommée CRES approxime la part des énergies renouvelables dans le total de l'offre d'électricité produite. Cette variable, utilisée en log de manière à obtenir une semi-élasticité, est régressée sur un jeu de variables explicatives composé des émissions de CO₂, de la consommation nationale d'énergie, de la dépendance énergétique (balance entre importations et exportations d'électricité), du revenu national (PIB per capita) et des prix des énergies fossiles (pétrole, charbon...) de même que de la part des différentes énergies fossiles dans l'offre produite (de manière à prendre en compte des effets potentiels de lobbys de la part des entreprises pétrolières par exemple lesquels décourageraient la production d'EnR à court terme).

Dans leur article de 2010, les auteurs se focalisent sur les régressions quantiles pour mettre en évidence des effets non-linéaires selon la distribution des producteurs d'énergies renouvelables : les effets des principaux déterminants (conscience environnementale, dépendance énergétique, politiques publiques de promotion des EnR etc...) sont naturellement différents selon que les pays disposent déjà d'un parc élevé d'éoliennes ou de panneaux solaires. Marques et Fuinhas (2011) réestiment leurs résultats en utilisant les mêmes variables par le biais d'estimateurs GMM (systèmes et différences) alors qu'en 2013, les mêmes auteurs (Marques et Fuinhas (2012)), se concentrent sur un jeu plus restreint de variables fluctuant dans le temps (émissions de CO₂, consommation énergétique, dépendance énergétique

par le biais des importations) et sur une méthode de correction en panel de l'auto-corrélation (estimateur PCSE) *en sus* de l'estimation classique par les estimateurs à effets fixes et effets aléatoires (FE, RE). Récemment, Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) ont également travaillé sur les pays européens (21 pays) à l'aide d'un jeu de variables très similaire mais sur une période sensiblement plus longue (1990–2013) et à l'aide de FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*).

Marques, Fuinhas et Manso (2010, 2011, 2012) et Marquez et Fuinhas (2010) trouvent des effets convergents pour la plupart des variables présentes dans leurs travaux, bien qu'utilisant un arsenal de techniques différentes. Tout d'abord, l'effet des émissions de CO₂ est négatif ce qui montre que les effets d'un environnement pollué sont en défaveur du déploiement des EnR. Ce résultat n'est cependant pas unanime au sein des différents travaux. Il est en effet possible d'expliquer les conséquences des émissions de deux façons opposées. Premièrement, si de fortes émissions coïncident avec un déploiement des énergies renouvelables, cela peut être le reflet de préoccupations positives des citoyens pour l'environnement ; autrement dit, afin d'améliorer leur environnement et d'achever leur transition énergétique, les pouvoirs publics accélèrent le développement des énergies renouvelables. Deuxièmement, il est possible de considérer que de hauts niveaux d'émissions de CO₂ sont au contraire la conséquence d'un certain désintérêt pour l'environnement et donc vont décourager le déploiement des EnR (Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2016; Marques, Escribano Francés et Gonzales San Martin 2010). Finalement, Polzin et al. (2015) concluent que les émissions de CO₂ ont des effets différents sur les technologies EnR. En effet, les émissions de CO₂ augmentent la capacité installée des éoliennes et de la biomasse mais n'ont pas d'effet incitatif sur la promotion des infrastructures photovoltaïques.

Ensuite, les auteurs mettent en exergue un effet de substitution entre les énergies fossiles et les EnR : plus le prix des énergies fossiles est élevé et plus les pays vont substituer des EnR à de l'énergie fossile dans leur production d'électricité. Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) ne retrouvent pas cet effet de substitution qui est pourtant relativement partagé dans la littérature. Les travaux divergent également quant à l'effet du revenu national qui s'avère positif chez Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) mais négatif pour les autres auteurs. En revanche, ils mettent en avant des effets très similaires à Marques et Fuinhas pour ce qui concerne les émissions de CO₂ et l'influence positive de la consommation énergétique (une consommation soutenue *per capita* peut constituer une incitation à déployer des EnR pour la satisfaire mais elle peut constituer de manière opposée un frein aux EnR si les ménages veulent maintenir une forte consommation à court terme qui n'est possible, au moins à un tarif convenable, que par la production d'énergies fossiles).

Très récemment, Aguirre et Ibikunle (2014), Omri et Nguyen (2014), Polzin et al. (2015) et Romano et al. (2017), qui s'inscrivent également dans ce champ de la

littérature, ont décidé de couvrir un plus large choix de pays et ainsi de dépasser le cas des Etats-Unis ou de l'Union européenne. Omri et Nguyen (2014) travaillent sur un panel de 64 pays de 1990 à 2011 par le biais des estimateurs GMM dont la particularité est de prendre en compte les effets dynamiques et l'endogénéité potentielle, et montrent que l'effet des émissions de CO₂ et du revenu national sont positifs, ce qui est aussi le cas pour Polzin et al. (2015) qui décomposent les effets pour la production de biomasse et d'énergie éolienne. Ce n'est pas le cas en revanche pour l'énergie solaire où l'effet du revenu national sur la production semble contraire : autrement dit, les incitations monétaires ne seraient pas nécessaires pour développer l'énergie solaire. La raison pourrait être que la production de cette dernière nécessite des installations et un coût de production plus faible que d'autres EnR ce qui amoindrirait la nécessité de disposer de ressources élevées pour développer la production de ce type d'énergie.

Au final, si les différentes études empiriques, s'appuyant sur des méthodologies différentes, n'arrivent pas à un consensus total, elles s'accordent toutefois sur le fait de considérer quelques principaux déterminants macroéconomiques : les émissions de CO₂ pour capter la relation à l'environnement et les incitations à développer les énergies vertes, le revenu national (en niveau ou *per capita* selon les études) pour capter les possibilités d'investissement des pays dans les EnR, le niveau de dépendance énergétique par les importations (en niveau, balance, ou en pourcentage du PIB), la consommation d'énergie domestique pour capter des effets d'inertie éventuelle dans le comportement de consommation, la part des énergies fossiles pour capter des effets de persistance dans la production ou des effets de lobbying et enfin les prix du pétrole ou des énergies fossiles pour capter d'éventuels effets de substitution entre les types d'énergie. C'est sur cette base que nous nous appuyerons dans le reste de cet article.

2. Un modèle de détermination des EnR en panel

Notre analyse empirique repose sur l'utilisation de la méthodologie des panels non stationnaires et cointégrés. Une fois déterminées les propriétés statistiques des séries et étudié leur potentielles relations de long terme – ou d'équilibre, nous procéderons à l'estimation d'un modèle dynamique de long terme du type :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 T_t + \beta_2 X'_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

où $y_{i,t}$ est une variable endogène qui permet d'approximer la part de la production d'énergies renouvelables dans l'offre totale d'énergie ou une de ses composantes (la part totale des EnR dans la production d'électricité ou celle du solaire), T est une tendance déterministe éventuelle et X une matrice de variables explicatives (dont on vérifiera

si ils sont cointégrés avec la variable expliquée) synthétisant les déterminants de long terme des énergies renouvelables entrevus dans la section précédente. De manière plus explicite, le modèle que nous testons ici est de la forme suivante (2). Dans un premier temps, y est la part des énergies renouvelables dans l'offre primaire d'énergie totale pour disposer d'un cadre empirique de référence et conforme à la littérature. Dans un deuxième temps, y est mesurée comme la nouvelle capacité installée (en MW) permettant la production d'énergie solaire de manière à tester si les déterminants du solaire, comme le laisse entrevoir la littérature, sont relativement différents de ceux déterminant la production d'EnR dans son ensemble (y compris hydro, biomasse...).

$$y_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 GDP_{i,t} + \alpha_3 CO2_{i,t} + \alpha_4 Conso_{i,t} + \alpha_5 Balance_{i,t} + \alpha_6 Oil_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Sur le plan économétrique, il existe plusieurs estimateurs capables de prendre en compte la non stationnarité des variables, les dynamiques et processus inobservés et aussi les corrélations inter-individuelles potentielles entre les unités du panel dans le modèle (2). Toutes ces caractéristiques doivent être prises en compte pour éviter des problèmes de mauvaise spécification et de régression fallacieuse.

La plupart des études précédentes ont estimé un modèle similaire à celui spécifié ici par le biais de l'estimateur à effets fixes dont le biais en présence de variables non stationnaires est bien connu. Si, comme nous tentons de le démontrer, les variables du modèle (2) sont bel et bien non stationnaires, des estimateurs adaptées aux problèmes de régression fallacieuse en panel doivent être utilisées. Deux estimateurs dits « homogènes » car ils considèrent l'hypothèse d'homogénéité des paramètres à long terme, sont couramment utilisés dans la littérature. Le premier est l'estimateur FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) et a été introduit par Pedroni (voir notamment 1999, 2000, 2004). Le second est l'estimateur des moindres carrés dynamiques (DOLS pour Dynamic Ordinary Least Squares) introduit par Kao et Chiang (2000).

3. Données et tests économétriques

3.1. Jeu de données

La base de données utilisée est une base de données en panel constituée de 20 pays de l'Union européenne sur la période 1990–2015. Elle s'avère légèrement plus restreinte quant au nombre de pays que les travaux cités dans la littérature qui comportaient 24 pays mais cela est conforme à la dernière étude en date sur l'UE de Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016). Cela s'explique par le fait que nous nous focalisons pour la première fois sur le cas de l'énergie solaire en comparaison de la part des renouvelables dans son ensemble et que la disposition des données s'avère légèrement plus restreinte. Certains pays n'ont en

effet pas pu développer une quantité significative d'infrastructures photovoltaïques compte tenu de leur faible capacité d'ensoleillement annuel. Par ailleurs, conformément à la littérature, le panel ne démarre qu'en 1990 en raison de la faible part des renouvelables dans la production d'énergie totale avant cette date. Les statistiques descriptives peuvent être trouvées en annexe de ce document. Les pays retenus sont les suivants : Autriche, Belgique, France, Finlande, Allemagne, Pays-Bas, Italie, Danemark, Finlande, Grèce, Hongrie, Islande, Irlande, Norvège, Pologne, Portugal, Espagne, Suède, Suisse, Turquie, Royaume-Uni.

Les données proviennent de la plateforme ENERDATA qui est une entreprise experte et indépendante spécialisée dans la fourniture de données et rapports sur l'énergie. Les variables utilisées regroupent la part en pourcentage des EnR dans la production totale d'électricité pour chaque pays, la consommation énergétique domestique (en MW), la part des émissions de CO₂ en intensité de PIB (émissions/PIB), les importations énergétiques pour capter la dépendance énergétique des pays vis-à-vis du reste du monde, le PIB (per capita pour tenir compte des effets taille) et la part du pétrole dans la production totale d'électricité pour prendre en compte les effets de substitutions entre énergies fossiles et EnR, de même que d'éventuels effets des lobbys pétroliers sur la promotion des énergies renouvelables.

Avant de procéder aux estimations de long terme, nous testons l'ordre d'intégration et donc la stationnarité des variables de notre panel par le biais de différents tests de racine unitaire en panel, puis nous vérifions s'il existe potentiellement une relation de cointégration entre elles. Pour ce faire, nous contrôlons la dépendance inter-individuelle et utilisons des tests dits de « seconde génération ».

3.2. Tests de racine unitaire

Afin d'éviter une potentielle régression fallacieuse entre la production des EnR et leurs déterminants, nous procédons à une batterie de tests de racine unitaire en panel sur chacune des variables de notre échantillon. Dans un premier temps, nous effectuons les tests classiques dits de « première génération » de Levin, Lin et Chu (2002, LLC ci-après), Im, Pesaran, and Shin (2003, IPS ci-après) et Maddala et Wu (1999, MW ci-après). Les deux premiers tests procèdent par une vérification de l'existence d'une racine unitaire sous l'hypothèse nulle en supposant que les unités individuelles (les pays) sont indépendantes. En effet, le test LLC suppose l'existence d'un processus de racine unitaire commun au panel dans son ensemble alors que le test IPS formule l'hypothèse que le processus de racine unitaire peut différer selon les unités inter-individuelles. Par conséquent, dans ce dernier cas, le rejet de l'hypothèse nulle n'implique pas nécessairement que toutes les unités soient stationnaires. La littérature théorique sur les tests économétriques en panel a montré que Maddala and Wu (1999) présentaient les meilleures caractéristiques en termes de taille et de puissance.

Tableau 1 : Tests de racine unitaire en panel classiques

	Part des EnR	Capacité installée solaire	Consommation énergétique	PIB per capita	Importations énergétique	CO2	Part du pétrole
Levin Lin Chu	10,606 (1,00)	6,406 (1,00)	-4,344 (0,00)	-2,382 (0,01)	2,529 (0,99)	-0,052 (0,48)	0,437 (0,67)
Im Pesaran Shin	8,750 (1,00)	8,410 (1,00)	-0,807 (0,21)	2,061 (0,98)	6,587 (1,00)	5,30 (1,00)	2,868 (0,99)
Maddala-Wu (ADF)	0,492 (1,00)	0,492 (1,00)	43,081 (0,26)	28,980 (0,854)	5,832 (1,00)	13,228 (1,00)	49,97 (0,32)
0 puis 2 retards	3,019 (1,00)	2,973 (1,00)	37,07 (0,35)	27,448 (0,987)	2,137 (1,00)	22,222 (0,997)	31,58 (0,95)

Note: Le critère AIC est utilisé pour déterminer les retards des tests LLC and IPS. Dans le cas de la procédure de Maddala-Wu nous retenons les cas avec 0 puis 2 retards respectivement. La spécification sans tendance est retenue pour toutes les variables.

Tableau 2 : Test de dépendance inter-individuelle par variables

Variables	Pesaran CD statistique	p-Value
Part des EnR	26,924	0,000
Solaire	51,356	0,000
Consommation	57,007	0,000
PIB	56,394	0,000
Importations	66,707	0,000
CO2	56,667	0,000
Part du pétrole	20,688	0,000

Note: Le test est distribué comme une loi gaussienne sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre unités individuelles. Il est valable pour N et T convergeant vers l'infini.

Bien que le test LLC conduise à des résultats contradictoires pour ce qui concerne la consommation énergétique et le PIB, l'ensemble des tests sont en faveur assez nette du non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire.

Puisque nous supposons l'existence d'une certaine contagion entre pays européens dans la politique économique de déploiement des EnR, ne serait-ce que parce qu'elles s'appuient, au moins en partie, sur des impulsions communes (accords de Kyoto, de Paris sur le climat par exemple), nous procédons à des tests de dépendance entre unités individuelles en nous référant au travail de Pesaran (2004)¹ lequel a développé un test appelé CD. Comme le montre le tableau 2, nous trouvons une dépendance significative pour toutes les variables qui peut s'expliquer par les politiques publiques européennes communes, les accords sur le climat ou encore

¹ Moscone et Tosetti (2009) ont recours à d'autres tests pour évaluer la dépendance inter-individuelle mais aucun ne présente de meilleures performances que le test de Pesaran (2004).

une certaine synchronisation des indicateurs et performances macroéconomiques (concordance des cycles économiques par exemple).

A la lumière des tests de dépendance entre unités individuelles, nous confrontons les résultats des tests de racine unitaire en panel de première génération avec ceux issus de la seconde génération comme celui développé par Pesaran (2007). Ce test prend en compte des facteurs communs et s'avère robuste aux effets "taille" rencontrés par les tests de première génération en présence d'une forte corrélation entre les unités. Plus précisément, le test de Pesaran (2007) est basé sur des extensions du test de Maddala-Wu (CP et CZ tilt) et du test IPS (CADF) et se base sur un modèle incluant un facteur commun inobservé stationnaire². Par exemple, dans la lignée de la procédure IPS, la statistique CADF est calculée à partir de la moyenne des statistiques ADF (t-statistiques) individuelles. Dans ce type d'approche, le facteur commun est approximé par une moyenne des unités à la fois en niveau et en première différence.

Tableau 3 : Tests de racine unitaire en panel avec dépendance inter-individuelle

PURT	Part totale des EnR	Emissions de CO ₂	Consommation énergétique	PIB <i>per capita</i>	Dépendance	Prix du pétrole	Solaire
Pesaran CADF Ztbar 0 lag	53,925 (0,000)	-2,184 (0,014)	-2,831 (0,002)	2,675 (0,996)	-5,410 (0,000)	26,886 (0,944)	6,050 (1,00)
Pesaran CADF Ztbar 1 lags	26,371 (0,952)	-2,075 (0,019)	-1,245 (0,107)	0,338 (0,651)	-2,826 (0,000)	21,727 (0,992)	4,527 (1,00)
Pesaran CADF Ztbar 2 lags	18,486 (0,999)	-0,618 (0,268)	-0,233 (0,408)	0,235 (0,593)	-3,120 (0,001)	19,327 (0,998)	6,372 (1,000)

3.3. Tests de cointégration

A l'aune des résultats des tests de racine unitaire précédents, il semble raisonnable de considérer que les variables sont I(1) ou quasi I(1), ce qui confirme par ailleurs que le problème de non stationnarité a été clairement sous-estimé dans la littérature. Nous analysons finalement l'existence d'une relation de cointégration (hypothèse nulle de non cointégration) *via* le recours au test de Pedroni (1999, 2004) de même que *via* le test de Westerlund (2007). Le test de Pedroni est un test dit de première génération qui a été construit dans la lignée de la méthodologie de Engle et Granger (1987) développée initialement en séries temporelles et qui est construite à partir de l'analyse de la stationnarité du résidu issu de la relation de cointégration potentielle spécifiée. Pedroni a introduit une dose d'hétérogénéité dans les vecteurs de cointégration et développé des tests "poolés" et des tests dits hétérogènes et basés sur les moyennes de groupe.

Les résultats du tableau 5 montrent que cinq statistiques sur les sept programmées par Pedroni conduisent à rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration dans

² Dans la même veine, il convient de mentionner l'extension du test de Pesaran incluant plusieurs facteurs communs stationnaires que l'on doit à Pesaran, Smith et Yamagata (2013).

le cas de l'énergie solaire mais seulement quatre dans le cas de la part totale des EnR. Pris globalement, les résultats sont cependant assez clairement en faveur d'une relation de cointégration dans les deux cas de figure.

Tableau 5 : Test de cointégration de Pedroni

Dimension	Statistique	Solaire Valeurs standardisées et p-values	Part totale des EnR Valeurs standardisées et p-values
Panel (Pooled)	$Z_{vN,T}$	3,301 (0,001)	0,442 (0,329)
	$Z_{\rho N,T^{-1}}$	0,965 (0,83)	0,318 (0,625)
	$Z_{tN,T}$	-2,525 (0,01)	-7,190 (0,000)
	$Z^*_{tN,T}$	-2,776 (0,00)	-7,648 (0,000)
Group (Heterogeneous)	$\tilde{Z}_{\rho N,T^{-1}}$	2,31 (0,99)	2,166 (0,985)
	$\tilde{Z}_{tN,T}$	-2,44 (0,01)	-8,955 (0,000)
	$\tilde{Z}_{tN,T}$	-2,33 (0,01)	-7,313 (0,000)

Remarques: Les 7 statistiques suivent une loi $N(0,1)$ sous l'hypothèse nulle de non cointégration (Pedroni 1999, 2004). La spécification retenue implique une constante mais pas de trend. Les statistiques affichées se basent sur la statistique pondérée.

Cependant, comme dans le cas des tests de racine unitaire, les résultats du test peuvent s'avérer biaisés par la présence éventuelle de dépendance inter-individuelle. En utilisant le test de Pesaran (2004) sur la base des résidus d'une régression avec effets fixes dans le cas des énergies renouvelables (en part totale) ou de la seule part des capacités productrices d'énergie solaire, il ressort que la présence de corrélation entre pays n'est pas avérée puisque l'hypothèse nulle d'indépendance entre unités ne peut être rejetée. Hlouskova et Wagner (2006) expliquent que la dépendance est importante lorsque les coefficients de corrélations dépassent 0,6 en valeur absolue, ce qui est ici légèrement le cas pour l'énergie solaire seulement.

Tableau 6 : Test de dépendance inter-individuelle (basée sur la régression FE)

Pesaran CD statistique	p-Value	Corrélation (en valeur absolue)	Modèle
11.223	0,000	0,619	Solaire
9.790	0,000	0,359	Part du total des renouvelables

Remarque: Le test CD de Pesaran (2004) suit une distribution gaussienne standard sous l'hypothèse nulle de non dépendance des unités et est basé sur une moyenne des coefficients de corrélation pris deux à deux. Il est valable pour N et T infinis et est robuste à la présence de ruptures structurelles. La régression FE désigne la régression estimée par effets fixes.

Bien que le tableau 6 n'y appelle pas forcément, mais dans un soucis de tester la robustesse des précédents résultats basés sur le seul test de Pedroni, lequel ne prend pas en considération la corrélation inter-individuelle potentielle entre les pays dans la dynamique de production des EnR, nous procédons également au test de Westerlund (2007) pour l'énergie solaire. Ce test repose sur un modèle à correction d'erreur (ECM) visant à tester la significativité du paramètre à correction d'erreur (λ) et sur des valeurs critiques robustes obtenues par *bootstrap* qui en fait un test robuste à la dépendance entre unités individuelles. Westerlund (2007) a spécifié deux classes de tests pour tester sous l'hypothèse nulle la non cointégration: un test basé sur les moyennes des unités (*group-mean*) et un test basé sur le panel tout entier (*panel test*) conduisant à quatre statistiques (Ga, Gt, Pa, Pt): le test *group-mean* est basé sur des moyennes pondérées du coefficient λ estimé pour les pays individuellement alors que les tests dit de « panel » reposent sur une estimation d'un λ commun à toutes les unités du panel prises dans leur ensemble (ce qui apparaît naturellement moins restrictif).

Gt et Pt sont calculées avec des écarts-types du coefficient d'ajustement à la relation de long terme (λ) estimés classiquement. Ga et Pa sont basés sur des écarts-types corrigés dans la lignée de Newey et West (1994) c'est-à-dire qu'ils sont ajustés de l'hétéroscédaticité et de l'autocorrélation. Si on se borne au cas de trois variables explicatives c'est-à-dire de trois déterminants des capacités solaires (PIB, CO₂ et importations énergétiques que nous notons ci-après « M »), le modèle de Westerlund est donc spécifié comme suit:

$$\begin{aligned} \Delta RE_{i,t} &= \alpha_{RE} + \lambda_i^{RE} (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^{RE} PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^{RE} CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^{RE} M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k a_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k b_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + \varepsilon_{i,t} \\ \Delta PIB_{i,t} &= \alpha_G + \lambda_i^{GDP} (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^{GDP} PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^{GDP} CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^{GDP} M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k e_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k f_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + u_{i,t} \\ \Delta CO2_{i,t} &= \alpha_C + \lambda_i^{CO2} (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^{CO2} PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^{CO2} CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^{CO2} M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k i_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k j_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + e_{i,t} \\ \Delta M_{i,t} &= \alpha_D + \lambda_i^D (RE_{i,t-1} - \alpha_{i1}^D PIB_{i,t-1} - \alpha_{i2}^D CO2_{i,t-1} - \alpha_{i3}^D M_{i,t-1}) + \\ &\quad + \sum_{j=1}^k m_{i,j} \Delta RE_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k n_{i,j} \Delta PIB_{i,t-1} \dots + v_{i,t} \end{aligned}$$

Les résultats du test de Westerlund (2007) sont reportés dans le tableau 7. Seuls les deux statistiques de "panel" Pt et Pa sont en faveur de la cointégration alors que les statistiques Gt et Ga ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration. Par ailleurs, nous n'avons pas d'indications statistiques allant dans le sens de la présence de *breaks* structurels dans la dynamique de production des énergies renouvelables et par conséquent, nous n'avons pas eu recours aux tests de cointégration en panel dits de « 3^e génération » intégrant la présence de ruptures de tendance potentielles dans la dynamique du processus des séries.

Tableau 7 : Test de cointégration de Westerlund avec dépendance inter-individuelle (énergie solaire)

Westerlund (2007) ECM test	Gt	3.373 (1,000)
	Ga	3,455 (1,000)
	Pt	-2,385 (0,009)
	Pa	-2,532 (0,006)

Notes: Les valeurs Z et les p-valeurs sont calculées à partir de 0 retards conformément au critère d'Akaike. Ajouter un retard ne modifie pas qualitativement les résultats.

4. Estimations et discussion des résultats

4.1. Estimations classiques

Avant de procéder au cœur de nos estimations qui exploitent la dimension non stationnaire des variables, nous procédons à des estimations classiques dans la littérature par effets fixes (pays puis à la fois temporels et pays) de manière à vérifier si notre échantillon, nonobstant les différences de taille, de dimension ou d'indicateurs, produit des résultats convergents à ceux identifiés dans la littérature pour les EnR. De manière plus originale, nous appliquons également cette méthodologie aux capacités solaires, ce qui n'a jamais été fait hormis dans le seul travail de Polzin et al. (2015). Concernant la part totale des EnR, il ressort que le PIB affecte de manière positive la production pour la part totale des EnR conformément à Valdès Lucas, Escribano Francés et Gonzales San Martin (2016) qui s'intéressent également aux pays de l'UE. Ceci s'avère cependant en contradiction avec d'autres travaux de Marques et Fuinhas (2011, 2012) et Marques, Fuinhas et Manso (2010). Ici, les pays riches augmentent plus facilement la part des énergies renouvelables dans l'offre énergétique, ce qui suppose implicitement que les pays disposent des ressources pour développer et promouvoir les EnR et investir dans les infrastructures nécessaires. L'effet de la qualité environnementale (CO₂) est négatif et totalement en conformité avec la littérature existante et le fait qu'il n'existe pas de motif environnemental dans le déploiement des EnR. La dépendance énergétique, davantage que la consommation, semble être un déterminant

important du développement des Enr : plus les importations sont élevées et plus la part des EnR est forte.

Enfin, la part du pétrole est associée à un signe significativement négatif ce qui suggère l'existence d'un effet de substitution entre les sources énergétiques fossiles et renouvelables, de même que la possibilité d'effets de lobbys des sources énergétiques déjà utilisées afin de dissuader d'éventuels nouveaux entrants sur le marché énergétique de développer de nouvelles sources alternatives.

Dans le cas des énergies solaires, on retrouve l'effet de la dépendance énergétique de manière assez nette, de même que l'effet « part du pétrole ». En revanche, le revenu, conformément à la maigre littérature sur le sujet, n'est pas un déterminant pour l'énergie solaire ce qui est à mettre en relation avec son prix compétitif au regard d'autres technologies renouvelables. L'effet opposé de la préférence environnementale disparaît quasiment totalement, de même que celui de la consommation énergétique.

Tableau 8. Estimations par effets fixes (benchmark)

Variables	Solaire		Part totale des Enr	
	(1)	(2)	effets fixes pays	effets fixes pays et temporels
CO ₂	-246,437 (-0,65)	-952,507* (-1,65)	-14,013*** (-5,20)	-10,719*** (-3,11)
PIB	-12,678 (-0,85)	31,804 (1,11)	0,175* (1,90)	0,377** (2,22)
Dépendance énergétique	0,029 (12,57)	0,034*** (10,97)	9,03 ^E -05*** (5,76)	4,93 ^E -05*** (2,70)
Part du pétrole	-23,847 (-1,83)	-51,14** (-2,53)	-0,393* (-4,52)	-0,190* (-1,67)
Consommation énergétique	30,427 (0,95)	33,34 (0,85)	-0,738*** (-3,72)	-0,100 (-0,46)

4.2. Estimations cointégrantes

Les tests de cointégration que nous avons mené dans la section précédente ont confirmé l'existence d'une relation de cointégration entre la part des renouvelables et ses déterminants, de même, que pour la relation qui unit les capacités solaires et leurs déterminants. Il existe donc potentiellement une relation d'équilibre en panel qui nécessite l'usage d'estimateurs que nous avons discuté en section 3 et qui nécessite de réévaluer les résultats du tableau 8 à l'aide d'estimateurs adéquats : l'estimateur FMOLS de Pedroni (2000) d'une part, qui corrige les moindres carrés sur données poolées par le biais d'une correction semi-paramétrique des matrices de covariance de long terme ; l'estimateur DOLS (Kao et Chiang, 2000) d'autre part, qui a fait preuve de très bonnes performances en échantillon fini dans la dimension temporelle. L'estimateur DOLS, au contraire de l'estimateur FMOLS, utilise

des ajustements paramétriques par l'inclusion de *leads* et de *lags* des régresseurs transformés en différence première:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 T_t + \beta_2 X'_{i,t} + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij} \Delta X_{i,t+j} + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

avec les vecteurs identiques à la régression (1) présentée précédemment.

Tableau 9 : Estimations par estimateurs DOLS et FMOLS

Variables	DOLS		FMOLS	
	Solaire	EnR	Solaire	EnR
CO ₂	-157,234 (-0,15)	-11,479 (-1,44)	-38,698 (-0,06)	-13,859*** (-3,43)
PIB	-1,668 (-0,05)	-0,292 (-1,25)	-14,693 (-0,60)	0,163 (1,18)
Dépendance énergétique	0,054*** (7,17)	9,66 ^E -05* (1,76)	0,033*** (9,114)	9,11 ^E -05*** (4,06)
Part du pétrole	-11,399 (-0,29)	0,078 (0,304)	-26,37 (-1,27)	-0,332*** (-2,63)
Consommation énergétique	-5,229 (-0,07)	0,500 (0,90)	40,057 (0,76)	-0,690** (-2,35)

Le tableau 9 synthétise les résultats issus de l'estimation par FMOLS et DOLS. Concernant la part totale des EnR comme variable expliquée, les résultats des estimations par FMOLS semblent parvenir aux mêmes conclusions que celles précédemment basées sur les régressions à effets fixes. Elles montrent que la dépendance énergétique apparaît comme le seul déterminant dans la production d'énergie solaire parmi les indicateurs couramment retenus parmi les déterminants macroéconomiques principaux identifiés dans la littérature. En revanche, les estimations par l'estimateur DOLS font ressortir peu d'effets hormis celui, positif, de la dépendance énergétique. L'estimateur de Kao et Chiang (2000) utilisé ici, repose sur une homogénéisation des relations du panel, qui pourrait, en partie expliquer ces résultats. Une autre explication possible serait que la présence de non stationnarité et de relations cointégrantes, comme montré par les différents tests utilisés précédemment, aurait été négligée dans la littérature existante, laquelle aurait eu tendance à sur-estimer les effets des principaux déterminants macroéconomiques de la production des EnR. Le fait que les estimations FMOLS soient relativement convergentes avec la littérature ne permet pas de trancher réellement cette question.

4.3. Discussion

De ces différentes estimations, il en ressort plusieurs enseignements. Tout d'abord, les estimations à effets fixes pour déterminer les incitations à développer les EnR dans

leur globalité semblent relativement convergentes avec la littérature. Les émissions de CO₂ ont un effet négatif sur le déploiement des EnR, ce qui tend à montrer que l'effet d'aliénation des pays européens aux énergies fossiles l'emporte sur l'effet de conscience environnementale et de volonté de combattre la transition énergétique. Cet effet semble robuste lorsqu'on prend en compte les problèmes éventuels de régression fallacieuse dans le cadre de l'estimateur FMOLS mais disparaît dans le cadre des estimations DOLS. Cet effet semble cependant non robuste lorsqu'on s'intéresse uniquement au déploiement des infrastructures de production d'énergie solaire.

Le revenu national, capté par le PIB per capita, a également un effet robuste sur la croissance des EnR. Des revenus plus élevés permettent de mobiliser plus de ressources et d'investissement au déploiement des EnR. Mais cet effet est à relier à celui généré par la consommation énergétique : un revenu national élevé est associé à une consommation énergétique élevée et donc à la volonté pour les populations de maintenir une qualité de vie élevée avec des niveaux de production élevés. Ici, il existe en effet une relation négative entre consommation énergétique et déploiement des EnR ; on ne peut donc pas dire que des hauts niveaux de consommation favorisent la production d'EnR, bien au contraire, ce qui semble aller de pair avec l'effet du PIB et de pair avec l'effet de notre proxy « émissions de CO₂ ». Ces variables semblent en revanche avoir peu d'effet sur la production d'énergie solaire, dont la faible part dans la production totale d'Enr, la singularité (faibles coûts de production) semblent en faire un type de renouvelables dont la dynamique s'écarte des déterminants usuels.

La dépendance énergétique, que nous captons par les importations, semble finalement un déterminant important à la fois pour la production des EnR et à la fois pour la production d'énergie solaire. On peut penser qu'un haut niveau de dépendance énergétique vis à vis de l'extérieur est une incitation à développer ses propres infrastructures de production énergétique, notamment les énergies « vertes ». La dépendance nationale aux ressources fossiles et d'éventuels effets de compétitivité des EnR par rapport aux énergies fossiles comme le pétrole va en revanche aller à l'encontre de cet effet. Plus la part du pétrole dans la production d'électricité domestique est forte, moins le déploiement des EnR s'avère important, ce qui laisse suggérer l'existence d'une volonté de bénéficier d'un standard de vie élevé, de maintenir le schéma usuel de consommation énergétique ou encore l'existence d'effets de lobbying de la part des producteurs d'énergies fossiles qui freinent la croissance des EnR.

Conclusion

Cet article s'est intéressé à l'étude des déterminants de la production des énergies renouvelables en Europe et plus précisément aux déterminants de la part de cette dernière dans un premier temps, toutes EnR confondues, puis à la part de l'énergie

solaire dans un second temps, mesurée par les capacités installées. Il ressort de cet article que nous montrons, pour la première fois, que le problème de non stationnarité, de régression fallacieuse et de cointégration a été probablement sous-estimé dans la littérature. A la lumière de ce résultat, nous avons réévalué les déterminants par le biais d'estimateurs déjà utilisés, puis par des estimateurs adaptés à ces caractéristiques. Le recours aux techniques usuelles des panels « statiques » telles que les estimations en effets fixes font globalement ressortir des effets convergents avec ceux de la littérature récente et nous permettent de nous appuyer sur une régression « benchmark ». Nous montrons également, de manière plus originale, que les déterminants usuels ont peu d'effet sur la production d'énergie solaire, qui semble répondre à des déterminants plus restreints du fait probablement de son faible coût de production au regard des autres sources de renouvelables.

A partir de notre estimation de référence, nous réévaluons ensuite les relations entre la production des EnR et leurs déterminants par le biais d'estimateurs adaptés à la cointégration et aux problèmes de non stationnarité. Les résultats semblent confirmer dans le cas des estimations FMOLS la présence et les effets des principaux déterminants de la part totale des EnR, de même que l'absence d'effets significatifs, autres que celui de la dépendance énergétique, dans le cas des énergies solaires. Les estimations en DOLS font en revanche ressortir peu de déterminants de manière significative et nécessiteraient d'être réévaluées et approfondies à l'avenir. Dès lors, on peut se demander si la littérature n'aurait pas précédemment sur-estimé les effets des principaux déterminants macroéconomiques de la production des EnR en négligeant les effets de la non stationnarité. Le fait que les estimations FMOLS soient relativement convergentes avec la littérature ne permet pas de trancher réellement cette question mais appelle, pour l'avenir, à tester à nouveau ces effets avec des méthodes adaptées aux panels non stationnaires ou quasi stationnaires (PMG, estimateurs à facteurs communs, DOLS avec hétérogénéité...).

Annexe : Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Médiane	Max	Min	Ecart-type	Observations
EnR	19,32	13,91	73,73	0,54	18,66	399
Solaire	757,99	177,16	12590,90	0,00	1621,93	399
CO ₂	0,34	0,27	2,14	0,08	3,83	399
PIB per capita	24,14	25,43	43,35	3,547	9,40	399
Importations énergétiques	24 510,88	11 800,87	167 992,70	992,52	32 663,66	399
Part du pétrole	38,88	37,98	68,46	12,97	10,99	399
Consommation énergétique	15,18	8,50	45,79	1,02	13,84	399

Bibliographie

- Aguirre, M., Ibikunle, G., 2014, *Determinants of Renewable Energy Growth: a Global Sample Analysis*, Energy Policy, vol. 69: 374–384.
- Carley, S., 2009, *State Renewable Energy Electricity Policies: an Empirical Evaluation of Effectiveness*, Energy Policy, vol. 37, pp. 3071–3081.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Barrio-Castro, T.D., Lopez-Bazo, E., 2005, *Breaking the Panels: an Application to the GDP Per Capita*, Econometrics Journal, vol. 8, pp. 159–75.
- Eberhardt, M., 2012, *Estimating Panel Time-series Models with Heterogeneous Slopes*, The Stata Journal, vol. 12(1), pp. 61–71.
- Eberhardt, M., Presbitero, A.F., 2015, *Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-linearity*, Journal of International Economics, vol. 97 (1), pp. 45–58.
- Engle, R.F., Granger, C.W. J., 1987, *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica, vol. 55(2), pp. 251–276.
- Gan, L., Eskeland, G., Kolshus, H., 2007, *Green Electricity Market Development : Lessons from Europe and the US*, Energy Policy, vol. 35, pp. 144–155.
- Harmelink, M., Voogt, M., Cremer, C., 2006, *Analysing the Effectiveness of Renewable Energy Supporting Policies in the European Union*, Energy Policy, vol. 34, no. 3, pp. 343–3351.
- Hlouskova, J., Wagner, M., 2006, *The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study*, Econometric Reviews, vol. 25 (1), pp. 85–116.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., 2003, *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels*, Journal of Econometrics, vol. 115 (1), pp. 53–74.
- Johnstone N., Hascic I., Popp D., 2010, *Renewable Energy Policies and Technological Innovation : Evidence Based on Patents Counts*, Environmental and Resource Economics, vol. 45, pp. 133–155.
- Kao, C., Chiang, M.H., 2000, *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*, Advances in Econometrics, vol. 15, pp. 179–222.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C., 2002, *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, Journal of Econometrics, vol. 108, pp. 1–25.
- 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, vol. 61, pp. 631–652.
- Marques A.C., Fuinhas J.A., Manso J.R., 2010, *Motivations Driving Renewable Energy in European Countries : a Panel Data Approach*, Energy Policy, vol. 38, pp. 6877–6885.
- Marques A.C., Fuinhas J.A., 2011, *Drivers Promoting Renewable Energy: a Dynamic Panel Approach*, Renewable and Sustainable Energy Reviews, vol. 15(3), pp. 1601–1608
- Marques A.C. Fuinhas J.A., 2012, *Are Public Policies Towards Renewables Successful? Evidence from European Countries*, Renewable Energy, vol. 44, pp. 109–118.
- Menz F., Vachon, S., 2006, *The Effectiveness of Different Policy Regimes for Promoting Wind Power: Experiences from the States*, Energy Policy, vol. 34, pp. 1786–1796.
- Moscone, F., Tosetti, E., 2009, *A Review And Comparison of Tests of Cross-Section Independence in Panels*, Journal of Economic Surveys, vol. 23(3): 528–561.
- Omri, A., Nguyen, D.K., 2014, *On the Determinants of Renewable Energy Consumption: International Evidence*, Energy, vol. 72, pp. 554–560.

- Orsal, D.K., 2008, *Comparisons of Panel Cointegration Tests*, Economics Bulletin, vol. 3(6), pp. 1–20.
- Pedroni, P., 1999, *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 61, pp. 631–652.
- Pedroni, P., 2000, *Fully Modified ols for Heterogeneous Cointegrated Panels*, Advances in Econometrics, vol. 15, pp. 93–130.
- Pedroni, P., 2004, *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the Ppp Hypothesis*, Econometric Theory, vol. 20(3), pp. 597–625.
- Pesaran, M.H., 2004, *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics no. 0435.
- Pesaran, M.H., 2006, *Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure*, Econometrica, vol. 74, pp. 967–1012.
- Pesaran, M.H., 2007, *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence*, Journal of Applied Econometrics, vol. 22(2), pp. 265–312.
- Pesaran, M.H., Smith, V.L., Takashi, Y., 2013, *Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure*, Journal of Econometrics, vol. 175(2), pp. 94–115.
- Polzin, F., Migendt, M., Täube, F.A., von Flotow, P., 2015, *Public Policy Influence on Renewable Energy Investments*, A panel data study across OECD countries. Energy Policy, vol. 80, pp. 98–111.
- Popp, D., Hascic, I., Medhi, N., 2011, *Technology and the Diffusion of Renewable Energy*, Energy Economics, vol. 33 (4), pp. 648–662.
- Ringel, M., 2006, *Fostering the Use of Renewable Energies in the European Union: The Race between Feed-in Tariffs and Green Certificates*, Renewable Energy, vol. 31, pp. 11–17.
- Romano A.A., Scandurra G., Carfora A., Fodor M., 2017, *Renewable Investments: The impact of Green Policies in Developing and Developed Countries*, Renewable and Sustainable Energy Reviews, vol. 68, pp. 738–747.
- Valdès Lucas J.N., Escribano Francés G., Gonzalez San Martin E., 2016, *Energy Security and Renewable Energy Deployment in the EU: Liaisons Dangereuses or Virtuous Circle?*, Renewable and Sustainable Energy Reviews, vol. 62, pp. 1032–1046.
- Van Ruijven B., Van Vuuren D., 2009, *Oil and Natural Gas Prices and Greenhouse Gas Emissions Mitigation*, Energy Policy, vol. 37, pp. 4797–4808.
- Van Rooijen S., Van Wees M., 2006, *Green Electricity Policies in the Netherlands: an Analysis of Policy Decisions*, Energy Policy, vol. 34, pp. 60–71.
- Westerlund, J., 2007, *Testing for Error Correction in Panel Data*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 68, pp. 101–132.

Chronique financière

LE GRAND RETOUR DU POLITIQUE DANS LA FINANCE ?

2017 : la remise en cause d'une régulation financière concertée ?

Depuis la crise de Lehman Brothers, plusieurs G7 et G20 avaient été consacrés, en partie ou en totalité, à re-réguler les circuits financiers internationaux. Le constat était à la fois simple et terrifiant: la contagion de la crise des sub-primes avait mis en place une déstabilisation majeure de la finance internationale, entraînant par ricochet dans la récession le commerce international mais, également et conjointement, les économies nord-américaines et européennes ainsi que celles de nombreux Etats émergents.

En 2008 et 2009, l'enjeu était d'écrire des règles transatlantiques communes, applicables au monde de la finance et acceptées mondialement. Etaient concernés : les banques bien sûr et leurs fonds propres, l'identification des acteurs de la finance, bancaire, para-bancaire et non-bancaire ainsi que leur enregistrement auprès des régulateurs. Mais aussi, par exemple, les garanties afférentes à la négociation et la post-exécution des instruments financiers, notamment en donnant un rôle central et stratégique aux chambres de compensation dans la gestion des risques.

Cette nouvelle architecture s'appuyait sur un tryptique :

1. Le Conseil de Stabilité Financière, basé à Bâle et hébergé par la Banque des Règlements Internationaux, ayant vocation à suivre les risques de dés-

tabilisation financière (les risques dit « systémiques ») au niveau mondial, en concertation avec les membres du G20 et les institutions internationales ;

2. Aux Etats-Unis, le vote puis la mise en place opérationnelle du Dodd-Frank Act, par l'administration Obama, régulant en profondeur le système bancaire américain ;
3. Dans l'Union européenne, plusieurs directives ont été votées pour traduire l'agenda du G20, complétées par la mise en place de trois Autorités de Supervision Européenne (Marchés, Banques et Assurances/Fonds de Pension). Et après la crise grecque, afin de déconnecter le risque souverain du risque bancaire, la création de l'Union bancaire, qui transfère la supervision des banques européennes suffisamment grandes pour être un risque systémique de l'Etat-membre vers la Banque Centrale Européenne (BCE).

L'année 2016 a remis en cause cette architecture, avec l'irruption de choix politiques nouveaux : d'abord, par le vote du Brexit le 23 juin 2016 puis l'élection de Donald Trump en novembre 2016.

La sortie programmée du Royaume-Uni de l'Union européenne oblige à repenser les rapports entre la principale place financière européenne (la « City ») et le reste de l'Europe, au moment où se discutait à Bruxelles

la mise en place d'une Union des marchés de capitaux en Europe (voir ci-dessous). Le Brexit aura des conséquences très concrètes sur l'organisation et le fonctionnement des marchés financiers en Europe : comment assurer de la monnaie par la banque centrale en Euros à des chambres de compensation, majoritairement basées en dehors de sa juridiction et de sa souveraineté monétaire ? Quel passeport maintenir ou renégocier pour les produits financiers et les acteurs ? Quel régime d'équivalence maintenir ou développer avec les pays tiers, puisque cela devrait concerner à terme la place de Londres ? Sans parler de la relocalisation d'équipes, de filiales d'acteurs de Londres vers le reste de l'Union européenne et le rapatriement déjà annoncé de l'Autorité Bancaire Européenne (EBA), actuellement basée à Londres.

Peu après la nomination des premiers dirigeants financiers de la nouvelle administration (notamment, le secrétaire au Trésor), le nouveau président Trump annonçait demander au Congrès de remettre en cause les règles de fonds propres applicables aux banques domestiques, inscrites dans le Dodd-Frank Act. Cela fait écho au débat au cours de la campagne électorale sur les contraintes considérées comme excessives sur le financement de l'économie. A ce stade, dans les instances internationales, l'incidence reste compliquée à identifier, puisque la représentation de la nouvelle administration américaine se fait au niveau technique, et pas encore politique. En effet, plusieurs des dirigeants « finance » de l'administration Trump n'ont pas encore été confirmés par le Congrès américain.

Union des marchés de capitaux et révision de la directive Prospectus

En 2016, les travaux de la Commission européenne visant à mettre en place, en 2019 au plus tard, une Union des marchés

des capitaux (UMC) se sont poursuivis et en septembre 2016, le président Juncker a reprecisé les étapes à prévoir :

- finaliser les premières mesures du plan : aboutir à la réforme de la titrisation, moderniser le régime du prospectus et renforcer les marchés de capital-risque ;
- accélérer la prochaine phase de l'UMC, notamment l'examen des barrières au développement des marchés de capitaux européens que représentent les régimes nationaux de la fiscalité et de la faillite ;
- identifier de nouvelles priorités : développer les Fintech dans un cadre réglementaire approprié, revenir sur les produits des retraites individuelles et des autres services financiers de détail.

Depuis lors, le nouveau règlement révisant la directive « Prospectus » a été adopté par le Parlement européen au cours du premier trimestre 2017. Il constitue un plan important de l'UMC et modernise substantiellement le régime de la documentation boursière des sociétés de l'Espace économique européen, en particulier sur les points suivants :

- le relèvement des seuils d'offre de titres à partir duquel les entreprises doivent publier un prospectus ainsi que le relèvement du seuil d'exemption que peuvent fixer les Etats membres pour les offres domestiques ;
- un résumé plus lisible et plus concis ;
- l'introduction d'un document d'enregistrement universel harmonisé, proche du document de référence français et donnant lieu, une fois intégré dans le prospectus, à un délai d'approbation plus court ;
- deux schémas allégés de prospectus dédié, d'une part aux opérations de sociétés déjà cotées et d'autre part, aux émissions sur les « marchés de croissance des PME » et aux petites émissions de sociétés non cotées ;

- la compétence de principe, pour le contrôle de la documentation commerciale de l'autorité de l'État où la documentation est diffusée ; celle-ci dispose en effet de la compétence linguistique et de la connaissance des habitudes d'investissement, du niveau d'éducation financière et du droit de la consommation applicable.

Obligation de compensation centrale, révision de la directive MIF et fonds monétaires

Disposition phare du règlement EMIR, transcrivant les engagements européens pris au sein du G20, qui vise à sécuriser les échanges sur les produits dérivés de gré à gré, l'obligation de compensation centrale est entrée progressivement en application à compter de juin 2016.

Le règlement européen EMIR pose le principe d'une obligation de compensation centrale de certains dérivés non cotés (dits OTC, par référence à la formulation américaine) suffisamment liquides et standardisés. En s'interposant entre acheteur et vendeur de contrats dérivés, les chambres de compensation, qui sont soumises à des exigences fortes en termes de capital, d'organisation, de règles de conduite et de gestion des risques, permettent de réduire les risques supportés par les intervenants sur les marchés dérivés.

Pour mettre en œuvre cette obligation de compensation, trois règlements délégués européens ont déjà été publiés. Ils définissent chacun une catégorie de contrats concernés, notamment les swaps de taux et Forward Rate Agreements (FRA) libellés en euros, en livre sterling, en yens et en dollars US. L'obligation de compensation s'applique aussi, à compter de février 2017, à certains dérivés de taux d'intérêt libellés en devises polonaise, norvégienne et suédoise, considérés

comme d'importance systémique tant au niveau local qu'au niveau européen, ainsi qu'aux dérivés sur risque de crédit (CDS) basés sur certains indices.

Adoptée en mai 2014, la révision de la directive MIF renforce le dispositif en place sous « MIF1 » (information des clients, rémunération des prestataires) mais impose de nouvelles exigences tendant notamment à une meilleure protection des investisseurs (gouvernance des produits par exemple). Cette nouvelle réglementation s'appliquera dans l'Union européenne à l'ensemble des prestataires de services d'investissement à compter du 3 janvier 2018. Aussi le chantier de transposition de la directive « MIF 2 » est l'occasion pour les régulateurs nationaux de s'interroger sur les conséquences pour les acteurs domestiques.

Par exemple en France, des discussions approfondies ont été menées concernant :

- la déclaration des transactions au régulateur, l'harmonisation au niveau européen du standard des schémas déclaratifs ;
- l'extension du régime de transparence pré- et post-négociation ;
- le renforcement des obligations liées à la politique d'exécution des ordres des clients ;
- le nouveau régime des incitations (« inducement » en anglais) et l'information des clients sur les coûts et les charges notamment pour ce qui concerne le paiement de la recherche sur les sociétés cotées ;
- le nouveau paysage des lieux d'exécution et l'obligation d'exécuter les ordres portant sur certains instruments financiers sur une plateforme de négociation réglementée ;
- le nouveau régime applicable aux systèmes organisés de négociation (OTF) ;
- les exigences organisationnelles en lien avec le trading algorithmique.

Ces débats vont se poursuivre durant l'année 2017, y compris au Royaume-Uni puisque celui-ci a annoncé qu'il appliquerait intégralement la directive MIF, avant la mise en place du Brexit.

Après plusieurs années de négociation, un accord a été trouvé en novembre 2016 par les législateurs européens pour encadrer les fonds monétaires (« MMF ») qui jouent un rôle clé pour le financement de l'économie et représentent un segment non négligeable de la gestion d'actifs, notamment en France.

Le règlement s'applique à tous les fonds établis, gérés ou commercialisés dans l'Union, qui investissent dans des actifs de court terme et dont le but est d'offrir un rendement en ligne avec les taux du marché monétaire et/ou de préserver la valeur du capital investi.

Pour éviter une fausse impression de stabilité aux investisseurs, aucun fonds monétaire ne pourra se présenter comme

un dépôt ou un fonds à capital garanti. Les fonds monétaires ne pourront par ailleurs pas bénéficier de soutien de sponsors, c'est à dire des acteurs financiers initiateurs du produit.

Bernard COUPEZ

Professeur Associé

Universite Pantheon-Assan (Paris II)

Références et sources récentes

Directives, Règlements, Directives Délégées, Journal Officiel de l'Union européenne, Bruxelles.

Financial Stability Board, rapports, Bâle.

Articles des Echos, du Financial Times, du Wall Street Journal, de The Economist et du Figaro-Economie (FigEco) juin 2016 - mars 2017.

Autorités des Marchés Financiers, Notes internes à destination des membres du Collège, Paris.

CHRONIQUE INDUSTRIELLE

LES GRANDES RESTRUCTURATIONS INDUSTRIELLES RECENTES : MISE EN ECHEC OU ACCOMPLISSEMENT DE LA CONCURRENCE ?**Introduction : Risques de la concentration industrielle et dualité imprescriptible de l'entreprise et de la concurrence**

En tout observateur attaché à la réalisation de l'idéal concurrentiel, les grandes restructurations industrielles, et notamment les fusions géantes, ne peuvent manquer de susciter un malaise. La logique financière menace de s'y substituer à la logique industrielle, et le pouvoir de marché semble y dériver vers le pouvoir de monopole. Alors la tentation de renoncer à l'impératif concurrentiel est forte. Sous sa forme rare, cette renonciation conduirait à interdire pratiquement toute fusion pour bloquer tout accroissement de pouvoir de marché au profit de firmes présumées tentaculaires. Sous sa forme « ultralibérale », hayékienne, imbue de Chicago, la renonciation porte au contraire sur la défense de la dispersion du pouvoir de marché, abandonnée à une dynamique spontanée qui n'est rien moins qu'évidente.

Une double dualité interdit de céder à l'une ou l'autre renonciation. En premier lieu, l'impératif concurrentiel est dual, suivant la rupture historique introduite par le Législateur révolutionnaire, le décret d'Alarde proclamant la liberté du commerce et de l'industrie, et la Loi Le Chapelier proscrivant les coalitions. Pour cette dernière, c'est évident. Mais le principe de liberté du

commerce et de l'industrie n'est pas moins essentiel car il est le levier au service de l'éradication du corporatisme, et de son remplacement par la notion de métier de l'entreprise, qui est toujours à redéfinir et bien souvent à modifier.

En deuxième lieu, l'entreprise est duale car elle est à la fois communauté de savoir-faire et objet ayant un prix, et elle est maintenue en activité par la dialectique de ces deux termes : le savoir-faire de la communauté de travail explique évidemment le prix de la firme et, en retour, ce dernier soutient le financement grâce auquel le savoir-faire continue de se développer au sein de l'entreprise.

Les restructurations industrielles mettent en œuvre ces deux dualités. D'une part, la prise de contrôle d'une entreprise induit des transferts de savoir-faire qui sont dans bien des cas un premier enjeu majeur des fusions. Et, d'autre part, le financement de l'entreprise acquise en est typiquement le deuxième enjeu.

Les restructurations sont d'abord les fusions et acquisitions, et plus rarement les scissions, liées ou non à des fusions. Elles menacent la concurrence quand elles aboutissent à une concentration excessive. Elles servent la concurrence quand contribuent à la formation d'une offre sans cesse plus pertinente. Ces deux effets sont en cause dans les mouvements actuels.

1. Restructurations présentant un risque anticoncurrentiel

1.1. Risque réel et peu justifié

La faible justification apparaît notamment à l'examen de la situation des secteurs intéressés et des motifs de la restructuration. Elle peut en outre être confirmée par sa réalisation concrète, comportant alors des changements de cap, typiquement dans la direction de la firme résultant de la fusion. On peut ainsi relever que la fusion Lafarge-Holcim, justifiée au départ par l'inusable argument des synergies, donne lieu à des surprises dans la gestion du nouveau groupe. De même, les deux fusions entre majors du gaz industriels relèvent d'une émulation discutable, même si, là encore, des économies d'échelle sont invoquées.

Matériellement l'argument est d'ailleurs probablement fondé. Mais la vieille réponse du juge de la Cour suprême des EU demeure : les économies d'aujourd'hui rendues possibles par la fusion pèsent peu en regard de toutes celles que l'affaiblissement de la concurrence étouffera dans l'avenir. Cette conception vient de s'affirmer dans le double veto opposé par les autorités anti-trust des EU à deux projets de fusion entre compagnies d'assurance opérant dans le domaine de la santé.

1.2. Risque réel mais pouvant être justifié

Une telle justification peut être invoquée dans le transport maritime. Plusieurs fusions, notamment au Japon et en Corée du sud, sont imposées par la dépression qui touche le secteur. Mais les conséquences à terme ne peuvent être ignorées.

Quant à la reprise par l'italien Fincantieri des chantiers navals français, propriété du groupe coréen STX en difficulté, elle renvoie à l'immaturité des nationalisations il y a trente ans et de la doctrine des aides d'Etat de l'UE.

Il y aurait eu une justification à une prise de participation publique dans un conglomerat très diversifié et à la pointe de la technologie, pour protéger le groupe des décalages ou des coïncidences malheureuses dans l'évolution de ses diverses activités. Le tout ou rien de la nationalisation de 1982, puis la rigidité de la Commission en 2003/2004, ont masqué cette option : paradoxalement, il y a atteint à la concurrence en cas d'empêchement de l'intervention publique qui serait nécessaire à son épanouissement.

1.3. Risque allégué mais illusoire et fusion justifiée

Certains observateurs émettent des doutes sur la fusion Essilor-Luxottica. Il s'agit d'une fusion verticale, et donc anticoncurrentielle non en elle-même, mais si elle permet la transmission d'une position dominante existant au départ au profit d'un des participants. Or les deux groupes sont leaders sur leurs marchés géographiques et leurs créneaux respectifs. Mais le leadership n'est pas la position dominante. Il est fréquent dans les situations authentiquement concurrentielles, lorsque tous les producteurs sont en fait soumis au prix du marché. Il est concevable que le groupe issu de la fusion devienne un jour dominant au sens strict, mais on ne peut le présumer. Les économies de gestion et les complémentarités entre les deux partenaires justifient donc le projet sans restriction.

2. Restructurations contribuant à la formation d'une offre concurrentielle

2.1. Renforcement des acteurs sans concentration anticoncurrentielle

2.1.1. Scissions et fusions-scissions

Dans certains secteurs, des scissions, par définition sans effet positif sur le degré de

concentration, visent à renforcer les acteurs en intensifiant leur spécialisation, pour faciliter leur gestion et pour rendre leur trajectoire plus visible par les investisseurs. Certains observateurs évoquent parfois une alternance de phases de concentration et de démembrement. Le nombre de telles restructurations est cependant trop faible pour que l'on puisse parler de cycles. Mais on doit citer quelques secteurs affectés par ces mouvements. La scission en trois du groupe Hilton corrélative à l'entrée d'un actionnaire chinois à son capital, rejoint la réorganisation de certains de ses concurrents. L'énergie, les minerais et la métallurgie sont également concernés. Ainsi les majors pétroliers abandonnent les gisements de Mer du Nord aux acteurs spécialisés, plus aptes à en extraire les ultimes ressources. Après plus d'un siècle d'existence, le major mondial de l'aluminium, Alcoa, sépare ses activités traditionnelles de celles à forte intensité d'innovation. Et la séparation entre l'activité pétrolière et les minerais, désormais générale depuis la revente de South 32 par Shell, voici deux ans, entérine l'opposition entre deux incertitudes et leurs gestions respectives, celle qui précède la découverte d'un nouveau gisement pétrolier et qui relève plutôt de l'aléa et de la probabilité, et celle qui suit la mise en exploitation d'une mine, et qui se dissimule dans la complexité des processus industriels.

2.1.2. Renforcement d'acteurs en situation de concurrence

Le recentrage industriel de GE, autour de l'aéronautique, de la santé et de l'énergie, prend appui sur des acquisitions et des partenariats. Celui noué avec Safran il y a plusieurs décennies est un modèle. La reprise de Baker Hughes, un an après le veto opposé à la fusion de ce dernier avec Haliburton, réalise la concurrence à la fois par le respect de l'interdiction de la constitution d'une

position dominante et par le renforcement d'un acteur non dominant mais efficient. Les rapprochements entre équipementiers aéronautiques relèvent de la même observation. On peut formuler la même remarque à propos de mouvements intervenus dans des secteurs aussi divers que le transport de l'électricité en Allemagne (Spie-SAG) ou le lait infantile en GB et aux EU (Reckitt-Benckiser et Mead Johnson).

2.2. Fusions au service de l'innovation concurrentielle

2.2.1. Oppositions stratégiques dans l'informatique

Trois grandes fusions à la fois révèlent et tranchent des oppositions stratégiques. Deux d'entre elles restent limitées. La première est le rachat de NetSuite par Oracle, la même personne étant aussi bien actionnaire de NetSuite que dirigeant et actionnaire d'Oracle. Ses droits de vote ayant été annulés pour ce projet, une courte majorité a apporté ses actions et la fusion a donc eu lieu. Elle complète plusieurs acquisitions visant à approfondir la présence d'Oracle dans le cloud, ses logiciels accessibles à distance et sa tarification à la consommation. Mais la majorité n'a finalement été gagnée au sein de NetSuite, pionnier du cloud, qu'après deux prolongations de l'offre d'Oracle. Les actionnaires auraient sans doute souhaité rester indépendants. L'opposition ne met donc pas en cause l'avenir du cloud mais les modalités de son développement. La deuxième opération est déjà plus préoccupante car elle signifie que le décalage s'installe entre le capital-risque et le Nasdaq. Cisco vient de payer pour AppDynamics le double de ce que cette dernière pensait valoir sur le marché. De tels écarts se généralisent et perdurent. Cela signifie que le binôme du financement de l'innovation aux EU perd de sa cohésion, les marchés financiers prenant

de moins en moins bien le relais du capital-risque. Cisco a sauvé une licorne mais d'autres sont menacées de déshérence. La troisième opération réveille une opposition remontant aux origines de l'informatique. Commentant son offre géante sur EMC, M. Dell a, contrairement à son habitude, évoqué un concurrent, raillant en effet, sans la nommer cependant, Hewlett-Packard qui suit le chemin inverse et sépare ses activités. La question de la complémentarité dans l'offre informatique est récurrente. En l'espèce deux options contraires sont face à face. Mais au total, dans chacune des trois opérations intéressant l'informatique, une fusion choisit une option tranchée et donc détermine une offre authentiquement concurrentielle car inévitablement ouverte à sa propre remise en cause.

2.2.2. L'industrie pharmaceutique sur un chemin unique mais incertain

L'incertitude affectant l'industrie pharmaceutique n'est pas moins grande mais elle prend une forme opposée : l'option stratégique fondamentale est unique, même si sa mise en œuvre diffère selon les configurations propres à chaque acteur à tel ou tel moment. Tous les majors pharmaceutiques sont sous la pression de la « falaise des brevets », la chute de ces derniers dans le domaine public. Naturellement, la situation de chaque entreprise ne cesse d'évoluer. Mais après quelques hésitations ou comportements dilatoires, comme des tentatives d'OPA à but fiscal, les entreprises se sont engagées à fond dans l'innovation, éventuellement complétée par un positionnement commercial dans les génériques de leurs propres inventions. Les succès ou les échecs dans l'innovation sont alors compensés par les fusions ou les abandons d'actifs. Deux mouvements récents illustrent ce lien étroit entre la quête de la percée technologique et l'opération externe. N'ayant pas

réussi dans les domaines de R&D ciblés par un dirigeant de formation scientifique, Novartis a abandonné toutes les activités correspondantes. Dans une perspective plus positive, on peut citer la reprise d'Actelion, major de la biotechnologie européenne, par J&J, major pharmaceutique mondial, et surtout sa modalité singulière : le maintien de l'indépendance de la R&D d'Actelion, dans laquelle J&J prend 16%, avec la faculté de doubler ce pourcentage. L'équilibre délicat entre le contrôle de la cible et le maintien de la productivité des équipes de recherche est devenu un paramètre essentiel.

2.2.3. Nouveau retour de la convergence dans les télécommunications

Le thème de la convergence entre l'offre de services de télécommunications et celle de contenus audiovisuels n'a pas totalement quitté les réflexions stratégiques des acteurs de ces deux secteurs au cours des deux ou trois dernières décennies. Mais il semblait que la convergence des marchés était loin de relayer la convergence des techniques. Cette rupture, en elle-même plausible, semble pourtant aujourd'hui considérée comme moins décisive. On peut s'interroger sur ce glissement des mentalités, mais le fait est là. L'OPA d'AT&T sur TWC illustre avec éclat ce nouveau cours, mais peut-être le rachat de Level 3 et de ses 20.000 miles de fibres par Century Link est-il encore plus significatif. Certes Century Link ne s'engage pas dans les médias. Mais la construction systématique d'un réseau devenu le deuxième des EU, derrière AT&T mais devant Verizon, a pour de répondre à une demande désormais dictée par les majors de l'internet, Google étant un client majeur de Level3 sur tous les continents.

2.2.4. Restructurations et défense de la concurrence

Enfin deux opérations montrent que des fusions ou des regroupements peuvent

être nécessaires pour conjurer les risques de domination. Ainsi, l'acquisition de Jet devrait permettre à Walmart d'acquérir un nouveau savoir-faire et de jeter le poids de sa puissance dans une confrontation avec Amazon. Il faut également citer les alliances entre grands constructeurs automobiles en vue d'empêcher que la définition de la voiture de demain ne soit captée par Apple et Google, ce qui serait déjà contreproductif du seul point de vue de la technologie et de la demande dans le secteur automobile.

Conclusion : Innovation, diversification et concurrence

Il semble justifié de considérer le présent mouvement de restructuration industrielle

comme plus favorable que menaçant pour la concurrence. Certes cet effet ne l'emporte sur les risques de concentration anticoncurrentielle que dans le cadre d'un environnement juridique précis et sous la vigilance des organes compétents. Cependant, et dans ce cadre, une dynamique concurrentielle nourrie par la constante adaptation des savoir-faire se développe indiscutablement, notamment par la pression de l'innovation. Le modus operandi de l'innovation, c'est la concurrence. Et, réciproquement, le levier de la concurrence, c'est l'innovation.

Jean-Pierre OLSEM
jpolsem@gmail.com

Sources : Les Echos, Financial Times

L'Association Internationale des Économistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique rivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. A dire le vrai, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Économistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Alain REDSLOB

Professeur à l'université Panthéon-Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

Fondée en 1926, l'université de Sciences Economiques et de Gestion de Poznań (USEGP) est une institution d'enseignement et de recherche qui dispose d'une longue tradition universitaire et qui jouit d'une position académique réputée.

Dix mille étudiants y sont répartis en cinq entités que sont les facultés de Sciences Economiques, de Commerce international et d'Economie, d'Informatique et d'Economie électronique, de Technologie des Marchandises, et enfin de Gestion. Toutes proposent des formations de niveaux licence, master ou doctorat.

L'USEGP coopère avec de nombreuses institutions étrangères, est impliquée dans des programmes internationaux et entretient des relations bilatérales avec plus de cent cinquante universités étrangères.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

Note aux auteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF landaisbernard@aielf.org

La « guide de soumission » est disponible auprès de la revue ou sur le site officiel de l'AIELF: <http://www.aielf.org>

