



HAL
open science

Transferts de fonds et résilience des pays d'Afrique de l'Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique

Rémi Generoso

► **To cite this version:**

Rémi Generoso. Transferts de fonds et résilience des pays d'Afrique de l'Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique. 2012. hal-00830021

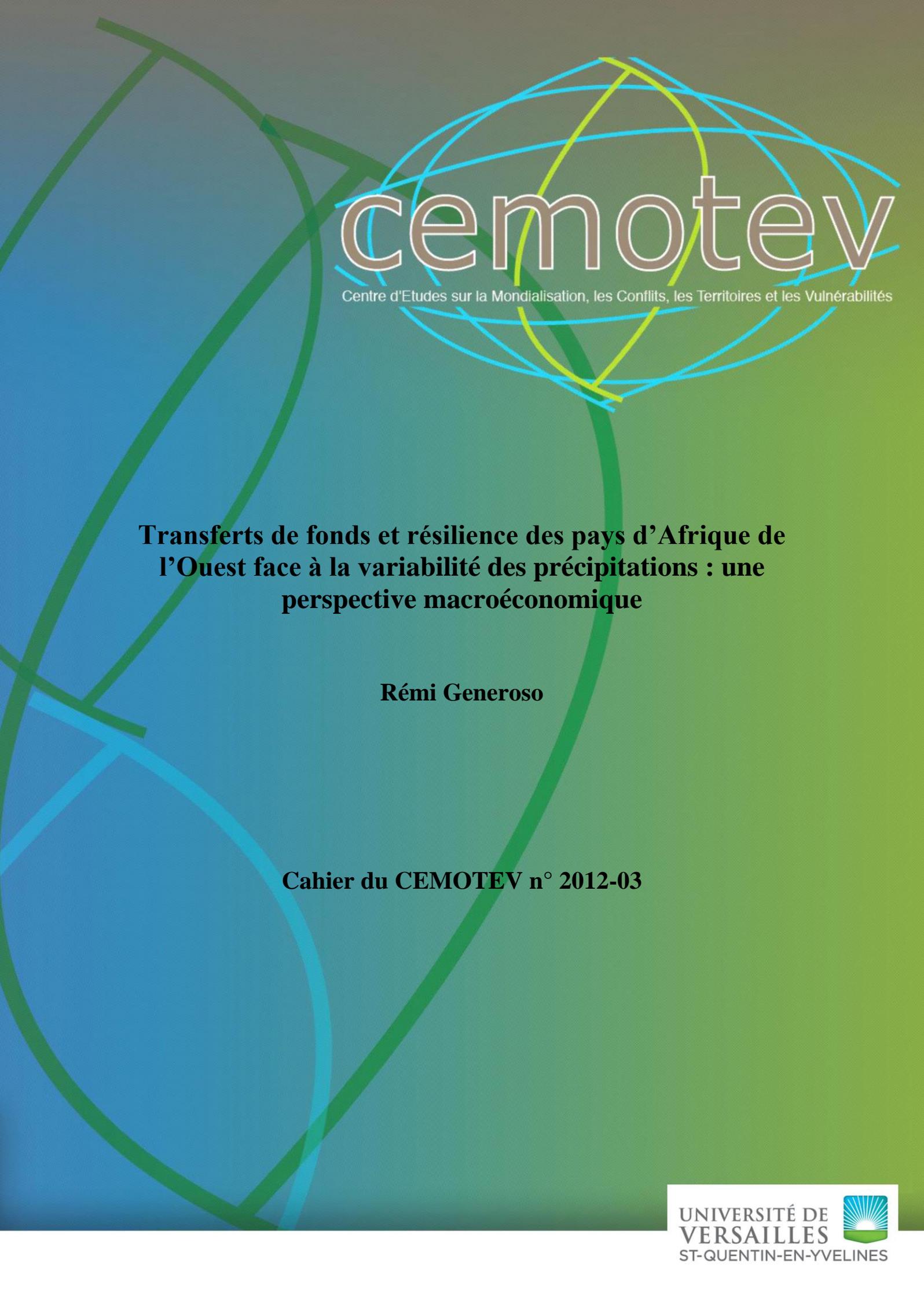
HAL Id: hal-00830021

<https://hal.science/hal-00830021v1>

Preprint submitted on 4 Jun 2013

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



cemotev

Centre d'Etudes sur la Mondialisation, les Conflits, les Territoires et les Vulnérabilités

Transferts de fonds et résilience des pays d'Afrique de l'Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique

Rémi Generoso

Cahier du CEMOTEV n° 2012-03

Qu'est-ce que le CEMOTEV ?

Le CEMOTEV (Centre d'Etudes sur la Mondialisation, les Conflits, les Territoires et les Vulnérabilités), équipe d'accueil habilitée par le ministère de l'Enseignement supérieur et de la Recherche (EA n°4447), a pour objectif de renforcer les activités de recherche sur la diversité et la complexité liées à la mondialisation et au développement durable en mettant l'accent sur : (1) les dimensions de temporalités, d'inerties historiques, d'irréversibilités qui permettent d'éclairer les vulnérabilités cachées ; (2) les dimensions territoriales des processus économiques et sociaux, introduites par la mondialisation, les questions d'environnement et de développement, les nouvelles articulations entre les différents niveaux d'échelle (mondial, continental, national, régional et local) qu'elles produisent, ainsi que les conflits générés.

Le CEMOTEV est structuré autour de **deux axes de recherche** :

- L'axe CARMEN - Conflits Autour des Ressources Naturelles, Mondialisation et Gouvernance des Territoires - qui privilégie trois domaines de recherche : les enjeux territoriaux liés aux ressources naturelles et énergétiques ; la gouvernance des territoires et des aires protégées ; le tourisme, l'environnement et le développement : du local au global.
- L'axe RÉVÉES - Recherches et Études sur les Vulnérabilités Économiques Environnementales et Sociales – qui privilégie trois domaines de recherche : l'identification de la nature des risques et l'appréhension de l'exposition aux risques ; les relations entre vulnérabilité et développement soutenable ; l'analyse des capacités de réponse aux chocs.

Thématiques de recherche : Mondialisation et gouvernance, vulnérabilités, conflits, économie des territoires, valorisation et gestion des ressources naturelles et des actifs environnementaux, paiements pour services environnementaux, réseaux énergétiques et cultures agro-énergétiques, aires « protégées » et territoires, tourisme du local au global, filières de production mondiale.

Pluridisciplinarité : Les thématiques abordées font appel à divers champs de la science économique : économie de l'environnement, économie du développement, économie du développement durable, économie internationale, économie industrielle. Elles sont abordées dans une perspective pluridisciplinaire avec la géographie.

Réseaux et projets au Nord et au Sud : Les problématiques de la mondialisation, de la vulnérabilité, des conflits, du développement durable conduisent le CEMOTEV à mettre l'accent sur les nouvelles dynamiques des relations Nord-Sud. Les réseaux de recherche existants (en Afrique, en Amérique latine et en Asie) et la participation aux projets de recherche renforcent les logiques partenariales Nord-Sud.

Pour en savoir plus vous pouvez consulter le site internet

<http://www.cemotev.uvsq.fr>



Laboratoire CEMOTEV
Université de Versailles Saint-Quentin-en-Yvelines
47, bd Vauban, 78047 Guyancourt Cedex, France
cemotev@uvsq.fr
Tel. + 33 (0)1 39 25 57 00 – Fax + 33 (0)1 39 25 53 00

UNIVERSITÉ DE
VERSAILLES 
ST-QUENTIN-EN-YVELINES

Transferts de fonds et résilience des pays d’Afrique de l’Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique

Rémi Generoso
remi.generoso@hotmail.fr

CEMOTEV, Université Versailles Saint-Quentin-en-Yvelines

Cahier du CEMOTEV n° 2012-03

Pour citer ce document :

Generoso, R., 2012, « Transferts de fonds et résilience des pays d’Afrique de l’Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique », *Cahier du CEMOTEV n° 2012-03*, Université de Versailles Saint-Quentin-en-Yvelines.

Résumé : Transferts de fonds et résilience des pays d’Afrique de l’Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique

Rémi Generoso

L'objectif de cet article est d'évaluer l'impact économique des transferts de fonds issus de la migration dans les pays d'Afrique de l'Ouest caractérisés par une forte irrégularité inter-annuelle de la pluviométrie. Plus précisément, nous cherchons à vérifier si les transferts de fonds répondent aux chocs pluviométriques et comment cet ajustement impacte les performances macroéconomiques de ces pays. Nous estimons un modèle VAR en panel (PVAR) entre 1975 et 2009 sur huit pays africain divisés entre deux sous climats : un premier climat de type sahélien et sec et un second climat soudanien plus humide. Nos résultats montrent que la variabilité des précipitations impacte négativement l'activité économique et positivement les transferts de fonds dans les pays sahéliens. En retour, les chocs positifs sur les transferts de fonds augmentent les importations agricoles dans ces mêmes pays, plus vulnérables à la variabilité des précipitations.

Mots-clés : transferts de fonds, variabilité des précipitations, Afrique de l’Ouest, PVAR, filtre de Kalman

Abstract: Remittances and resilience in West African countries facing precipitation variability: a macroeconomic perspective

The aim of this paper is to assess the role of remittances in West African countries facing climate variability. In particular, we attempt to check whether remittances respond to rainfall shocks and how this adjustment affects the macroeconomic performance of those countries. Accordingly, we estimate a panel VAR over the period 1975 to 2009 for a sample of eight West African countries divided into two main subclimates: a sahelian dry climate and a wetter sudanian climate. Our results indicate that rainfall variability impacts negatively on economic activity and positively remittances only in dryer countries. Positive shocks on remittances tend in turn to increase agricultural imports especially in those countries most vulnerable to precipitation variability.

Keywords: remittances, precipitation variability, West Africa, PVAR, Kalman Filter

Table des matières

1. Introduction	6
2. Le rôle du climat et des transferts de fonds dans les fluctuations de PIB : un <i>survey</i> de la littérature empirique.....	9
2.1. Les chocs climatiques et les fluctuations de PIB	9
2.2. Lien entre transferts de fonds et climat	12
2.3. Les impacts macroéconomiques des transferts de fonds.....	14
a) La nature contra cyclique des transferts de fonds	15
b) L'effet d'entraînement des transferts de fonds.....	16
3. Méthodologie.....	18
3.1. Les données	18
a) Classification des pays	19
b) Les variables climatiques	20
3.2. Spécification du modèle	21
3.3. Tests de racine unitaire.....	24
4. Résultats	28
4.1. Degré d'exposition aux chocs pluviométriques et contracyclité des transferts de fonds 29	
a) Contributions relatives des chocs pluviométriques sur le PIB et la valeur ajoutée agricole	29
b) Réponses dynamiques du PIB et de la valeur ajoutée agricole aux chocs pluviométriques	30
c) La nature contracyclique des transferts fonds vis-à-vis des chocs pluviométriques	32
4.2. Effet de stabilisation des transferts de fonds vs Effet de dépendance.....	33
5. Conclusion.....	40
Bibliographie.....	42
Annexe 1. Graphiques des fonctions impulsionnelles	46
Annexe 2. Tableau des fonctions impulsionnelles	55
Annexe 3. Décomposition de l'erreur de prévision de la variance.....	58

1. Introduction

La variabilité climatique est un phénomène profondément ancré dans les sociétés d'Afrique de l'Ouest. La période humide des années 1930-1960, la grande sécheresse des années 1970 et 1980 ainsi que la relative recrudescence des précipitations au cours des années 1990 ont clairement illustré le rôle joué par le climat sur les conditions de vies de ces sociétés. Ces dernières s'avèrent fortement vulnérables aux fluctuations des précipitations et ce, notamment dans la zone sahélienne.

Les migrations de travail font également partie intégrante du mode de vie des populations agricoles dans les pays d'Afrique de l'Ouest. La migration est de plus en plus étudiée comme moyen d'adaptation aux fluctuations climatiques. Depuis le milieu des années 1980, elle est appréhendée comme un outil de gestion des risques mobilisée par nombre de ménages dans les Pays en Développement. Cette stratégie de gestion des risques climatiques est multiforme, elle se traduit par différents types de mouvements migratoires. Elle peut résulter en mouvements saisonniers, permanents, elle peut être intra nationale ou encore internationale. Les transferts de fonds issus des migrants établis à l'étranger n'ont cessé d'augmenter ces dernières années dans nombre de Pays en Développement si bien qu'ils sont devenus une source de revenu indispensable pour nombre d'Etat.

L'Afrique de l'Ouest capte 30 % des envois de fonds officiels dirigés vers l'ensemble de l'Afrique subsaharienne entre 1996 et 2009. Leur part dans le PIB régional s'élève en moyenne à 3,2% sur la même période. En 1996, ce ratio s'élevait à 2,1% contre 4,3% en 2009. Ces transferts de fonds transitant par le canal des banques ne représentent qu'une partie de la totalité des envois de fonds perçus par les familles restées dans la région d'origine. Une grande partie de ces envois est informelle et difficilement quantifiable d'une année sur l'autre.

L'une des caractéristiques majeures de ces flux financiers est leur stabilité et leur nature contra cyclique. Comme ils font partie intégrante de stratégies de gestion des risques mobilisés par les ménages, ils permettent à ces derniers de mieux faire face à l'occurrence de chocs de diverses natures. Parmi ces différents types de chocs, les facteurs climatiques occupent une place importante et une littérature croissante s'est développée depuis les années 1990 sur la relation entre transferts de fonds et événements climatiques. D'un côté, certaines études d'ordre microéconomique se concentrent sur les motifs ainsi que sur l'utilisation faite par les ménages de ces transferts de fonds. D'un autre côté, une littérature plus macroéconomique se concentre sur les implications économiques des transferts de fonds sur les économies nationales.

Cet article emprunte cette deuxième voie tout en s'appuyant sur les résultats issus de la littérature microéconomique analysant les comportements de transferts des agents. Plus précisément, nous cherchons à analyser d'une part, l'incidence des fluctuations de précipitations au cours de la période récente sur les performances macroéconomiques des pays d'Afrique de l'Ouest et d'autre part, les conséquences à court terme des transferts de fonds associés aux fluctuations de la pluviométrie sur les performances économiques des pays

d'Afrique de l'Ouest. Si les bienfaits des transferts sur le bien être des ménages agricoles sont largement reconnus par les études empiriques et théoriques d'ordre microéconomique, leurs répercussions macroéconomiques demeurent plus contrastées. L'une des incertitudes majeures concernant l'impact macroéconomique des transferts provient de l'utilisation faite par leurs bénéficiaires. Selon que les transferts sont investis, consommés localement ou non, leurs implications macroéconomiques diffèrent.

Les transferts peuvent avoir des retombées économiques favorables si ceux ci contribuent directement à des investissements productifs ou indirectement si les dépenses de consommation sont affectées à des biens et services produits localement. Ces effets positifs passent alors par une stimulation de la demande ou de la consommation et n'ont que des effets de court terme et que peu ou pas d'effets d'entraînement sur l'ensemble des performances économiques. Dans le cas où la demande issue des transferts dépasse les capacités de productions locale, il se peut qu'ils ne contribuent plus seulement à payer les importations mais qu'ils stimulent les importations de biens agricoles ne contribuant que faiblement aux capacités productives des économies à la suite de nouvelles habitudes de consommation ou afin de maintenir un niveau de consommation essentiel (Jovicic et Mitrovic, 2006).

La littérature microéconomique portant sur les déterminants des envois de fonds met en évidence que ces derniers sont envoyés aux familles restées dans la région d'origine afin d'assurer un certain niveau de revenu et de consommation en cas de choc et dans un tel contexte, les capacités productives des pays receveurs peuvent être affaiblies. Or, les chocs climatiques ont un impact important à la baisse sur l'offre agricole des pays en développement. Selon Loaysa et al. (2009), les sécheresses ont un impact significatif sur le PIB agricole des Pays en Développement entre l'année de l'occurrence du choc et l'année suivante. Ainsi, toute satisfaction de la demande par l'importation de biens de consommation (favorisée par la perception de transferts de fonds) alors que les capacités productives sont en baisse ou tout au mieux stagnante (car sujette à l'occurrence de chocs exogènes), peut renforcer la dégradation de la balance commerciale (Bugamelli et Paterno, 2008 ; Glytsos, 1993) ainsi qu'une dépendance aux transferts de fonds afin de maintenir un niveau de consommation minimum. La nature contracyclique des transferts peut de plus poser des problèmes d'incitation renforçant les effets négatifs mentionnés ci-dessus. En effet, la perception de transferts peut diminuer le besoin de travailler du bénéficiaire, freinant alors l'activité économique.

Ainsi, ces transferts de fonds sont-ils l'expression d'une vulnérabilité cachée qui s'exprimerait en une dépendance accrue des économies d'Afrique de l'Ouest vis à vis de ces flux financiers ? Ou forment-ils un moyen efficace afin de se prémunir contre les fluctuations de précipitations dont ces économies dépendent largement ?

L'originalité de notre recherche réside dans la méthodologie employée et l'utilisation de données pluviométriques afin de quantifier la réponse des transferts aux chocs. Le recours à un modèle à Vecteur Autorégressifs en Panel (PVAR) permet à la fois d'analyser la réactivité

des transferts face aux chocs sur les précipitations mais également de quantifier leurs effets sur les performances économiques des pays d'Afrique de l'Ouest.

Après une première section d'introduction présentant le cadre d'analyse et méthodologique de cette recherche, une deuxième section est consacrée à une revue de la littérature empirique portant sur les déterminants et conséquences des envois de fonds ainsi que sur l'incidence des chocs climatiques sur les performances macroéconomiques des pays en développement. La troisième section présente le cadre méthodologique retenu afin de quantifier, dans un quatrième temps, l'impact des précipitations sur les transferts ainsi leurs implications macroéconomiques en termes de maintien de la consommation et de financement des importations dans une quatrième section.

2. Le rôle du climat et des transferts de fonds dans les fluctuations de PIB : un *survey* de la littérature empirique

2.1. Les chocs climatiques et les fluctuations de PIB

La variabilité climatique des pays d'Afrique occidentale a un impact négatif sur leur stabilité macroéconomique. Cet impact négatif est imputable à leur forte dépendance à l'égard des conditions climatiques. Comme l'agriculture (en particulier l'agriculture pluviale) constitue la principale source de nourriture et la principale source de revenu, la variabilité de la pluviométrie a des conséquences importantes sur la production agricole. Les rendements céréaliers sont étroitement corrélés au régime des précipitations qui contribue fortement à la baisse des revenus agricoles ainsi qu'à leur volatilité. Ainsi, tout écart important à la normale climatologique des précipitations constitue un extrême climatique (Goubanova, 2007)¹ dont les impacts socioéconomiques peuvent varier grandement d'une région à l'autre (Ogallo et al. 2000) pour plusieurs raisons.

Premièrement, selon les statistiques du PNUD (2000), bien que le secteur agricole représente 29 % des richesses produites par l'ensemble des pays d'Afrique de l'Ouest, cette moyenne cache une forte hétérogénéité. A titre d'exemple, l'agriculture représentait 47 % du PIB malien en 2000 et respectivement 41 %, 42 % et 33 % du PIB du Niger, du Togo ainsi que du Burkina Faso. La part de l'agriculture dans le PIB de la Mauritanie (25 %), de la Côte d'Ivoire (26 %) et du Ghana (10 %) est en revanche plus faible.

Deuxièmement, l'Afrique de l'Ouest est également fortement exposée aux chocs économiques externes tels que les chocs touchant les termes de l'échange ou l'Aide Publique au Développement. Le climat peut alors jouer un rôle aggravant si les pays sont structurellement incapables de faire face à d'autres types de chocs externes. Une littérature récente met l'accent sur l'impact des différents types de chocs afin d'évaluer la part de chacun sur la volatilité du PIB des pays en développement à partir d'une modélisation VAR (modèles à Vecteurs Autorégressifs). Ces évaluations forment un nouveau champ de recherche et les résultats proposés sont souvent ambigus (Fomby et al., 2009). Toutefois, il est maintenant reconnu que le niveau de développement, ainsi que les caractéristiques structurelles et le degré d'exposition aux chocs économiques jouent un grand rôle sur la capacité de ces pays à absorber les extrêmes climatiques (Raddatz, 2009; Fomby et al, 2009; Heger, Julca , et Post, 2008).

Raddatz (2007) trouve, sur la base d'une modélisation VAR en Panel (PVAR), que les catastrophes climatiques constituent un facteur explicatif important de la volatilité du PIB de 40 pays classés par la Banque mondiale comme pays à faible revenu. Selon l'auteur, la variance conditionnelle des chocs externes explique 11 % de la variance totale du PIB. Les

¹ Un tel évènement climatique est dit « simple » par opposition aux évènements climatiques « complexes » impliquant plusieurs variables (à l'instar d'une sécheresse expliquée entre autres par les précipitations, le taux d'humidité des sols, les températures...).

chocs climatiques qui regroupent les phénomènes de sécheresses, d'inondations, de températures extrêmes ainsi que les cyclones expliquent 14% de la fraction de la variance du PIB expliquée par la totalité des chocs externes. Les chocs climatiques se positionnent en troisième position derrière les chocs sur les termes de l'échange (première position) ainsi que les chocs sur l'Aide Publique au Développement (deuxième position). L'auteur conclut que les pays les plus pauvres sont également les plus vulnérables aux chocs climatiques et que les coûts engendrés par ce type de catastrophe sont observables l'année suivant l'occurrence du choc. Ainsi l'impact des catastrophes climatiques est important et significatif. En effet, un événement climatique résulte en une baisse de 2 % du PIB un an après le choc. Selon les calculs de l'auteur, l'impact d'un choc de type climatique disparaît totalement cinq années après son occurrence.

Loaysa et al. (2009), étendent l'analyse de l'impact des chocs climatiques sur les économies en développement sur la base d'un modèle GMM en panel (Méthode des Moments Généralisés) à partir du modèle économétrique suivant :

$$Y_{its} = \alpha + \beta X_{its} + \gamma DIS_{it}^K + \delta DIS_{it}^K \cdot V_{its} + \varphi V_{its} + \varepsilon_{its}$$

Y_{its} est l'impact économique dans le pays i au temps t et dans le secteur dénoté s . DIS_{it}^K est une proxy de l'évènement climatique de type K (inondations, sécheresses, tempêtes et tremblements de terre), V_{its} est une variable mesurant l'interaction entre le choc et les caractéristiques macroéconomiques, géographiques, démographiques et institutionnelles de chaque pays, X_{its} est une variable instrumentale (un vecteur) affectant Y_{its} et ε_{its} est le terme d'erreur.

Les auteurs trouvent des impacts différents en fonction du type de choc climatique considéré et du secteur spécifié. Ainsi, le même type de choc peut-il avoir des répercussions différentes selon le secteur économique appréhendé. Lorsqu'elles sont modérées, les inondations ont des impacts favorables sur le PIB car elles favorisent un accroissement de l'offre d'eau afin d'irriguer les terres et d'accroître leur productivité. Les sécheresses ont, au contraire, un impact systématiquement négatif (Fomby et al., 2009). En effet, Loaysa et al. (2009) montrent que les catastrophes fortement covariantes (à l'instar des sécheresses) ont des conséquences invariablement négatives et quasi immédiates pour les pays les plus pauvres.

Noy (2009) propose de différencier plusieurs mesures des chocs afin d'évaluer leur incidence sur le PIB des pays en développement et des pays développés.

Les résultats montrent que l'incidence des chocs sur le PIB est significative dès lors que ceux-ci sont mesurés par approximation des dommages matériels causés. Lorsque le choc est approximé par le nombre d'individus affectés ou décédés, les impacts macroéconomiques ne sont plus significatifs.

Si un consensus semble émerger concernant l'impact négatif des chocs climatiques sur le court terme, les études se focalisant sur leurs conséquences dans le moyen - long terme proposent des résultats moins concluants et parfois même contradictoires.

Des études récentes (Raddatz, 2009 ; Noy et Nualsri, 2007 et Jaramillo, 2009) montrent que les impacts macroéconomiques des chocs climatiques sur le long terme sont négatifs mais moins importants comparativement aux résultats donnés apportés par les études de court terme. Raddatz (2009) montre ainsi que le PIB par tête des Pays en Développement subit une baisse de 0,6% sur le long terme à la suite d'un seul et unique choc climatique. Toutefois, 90% des conséquences macroéconomiques de ce choc climatique affectent l'économie l'année suivant sont occurrence.

Skidmore et Toya (2002) testent, sur la base d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, l'impact des chocs climatiques sur la croissance de long terme de 89 pays. Leurs résultats indiquent que les catastrophes climatiques sont positivement corrélées à l'investissement en capital humain ainsi qu'à l'augmentation des facteurs de production. Selon les auteurs, l'occurrence de catastrophes naturelles encourage l'adoption de nouvelles technologies et par conséquent conduit à un accroissement des facteurs de production sur le long terme. L'hypothèse de destruction créatrice a été contre vérifiée par l'intermédiaire de modèle de croissance endogènes (Cuaresma et al., 2008 et Hallegatte et Dumas, 2009). Selon ces études, les catastrophes climatiques n'impliquent aucune conséquence positive sur la croissance de long terme. Selon Hallegatte et Dumas (2009), l'effet productivité lié aux tentatives de reconstruction suite à l'occurrence d'une catastrophe naturelle peut aboutir à des situations de trappes à pauvreté. En effet, si le potentiel de reconstruction est faible (dans le cas des pays en développement), un pays peut se retrouver dans un état de reconstruction perpétuel. Cet effet de trappe, peut être renforcé par plusieurs facteurs. Premièrement, l'occurrence d'une catastrophe peut aboutir sur la migration de la force de travail provoquant ainsi une perte de capital humain. Deuxièmement, une situation à risque peut créer une situation défavorable à l'investissement productif. Autrement dit, même si aucune catastrophe n'a pas lieu, un univers risqué ne favorise aucune stratégie de long terme et aucun investissement productif.

Le tableau suivant (tableau 1) permet de confronter les différents résultats proposés par cette littérature empirique grandissante.

TABLEAU 1 : SURVEY DE LA LITTÉRATURE PORTANT SUR LES ÉVALUATIONS DES CHOCS NATURELS SUR LE PIB (NOY ET CAVALLO, 2009).

Articles	Résultats	Preuves empiriques
Raddatz (2007)	Les chocs climatiques et humanitaires ont un impact négatif sur le PIB à court terme. Les chocs géologiques ne sont pas significatifs.	Impact un an après le choc: Climatique: -2% du PIB/tête ----- Impact un an après le choc: Humanitaire: -4% du PIB/tête
Strobl (2009)	Les cyclones ont un effet négatif sur la croissance.	Impact immédiat: -0,8% du revenu par tête ----- Un an après: -0,2% du revenu par tête
Loaysa et al. (2009)	Les catastrophes ont des effets différents sur les secteurs économiques. Les pays les plus pauvres sont les plus exposés.	Sècheresses: -0,606% du PIB ----- Inondations: 0,996% du PIB ----- Tremblements de terres et cyclones : --
Noy (2009)	Les catastrophes naturelles ont un effet négatif sur la croissance lorsqu'elles sont mesurées par des propriétés physiques et non par le nombre de populations affectées.	PED: Court terme: -9,7% du PIB; Effet cumulatif: -11,7% du PIB.
Hochrainer (2009)	Les catastrophes naturelles ont un impact négatif sur le PIB.	-0,5% après un an -4% après 5 ans
Skidmore et Toya (2002)	Les évènements climatiques ont un effet positif sur la croissance à long terme. Les évènements géologiques ont un effet négatif.	Catastrophes climatiques: 0,42% du PIB ----- Evènements géologiques: -0,32% du PIB
Raddatz (2009)	Identique à Raddatz (2007) mais dans le moyen long terme.	Evènements climatiques: -0,6 % du PIB/tête ----- Evènements géologiques : --

Source : Noy et Cavallo (2009)

2.2. Lien entre transferts de fonds et climat

L'intérêt porté aux envois de fonds des migrants s'explique par la croissance du volume des transferts de fonds financiers officiels et par leur importance potentielle pour le développement économique des pays bénéficiaires. En augmentation régulière et forte depuis de nombreuses années, les envois de fonds des migrants représentent aujourd'hui la seconde

source de financement extérieur de plusieurs pays en développement, derrière les investissements directs étrangers et loin devant l'Aide Publique au Développement. Ils sont en outre une source de revenu plus stable. La question des impacts des envois de fonds est complexe et alimente de nombreux débats, tant d'un point de vue social, qu'économique et politique. L'ampleur ainsi que les perspectives de croissance de ces envois de fonds amènent à poser la question de leur contribution au développement économique et social des pays en développement.

Entre 2001 et 2008, les transferts de fonds ont augmenté en moyenne de 700 % au Mali, au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire, en Mauritanie, au Niger, au Nigeria, au Togo, au Bénin ainsi qu'au Sénégal. Le montant des transferts reçu par ces pays en 2008 s'élevait en moyenne à 1255 millions US\$. La part des transferts de fonds dans le PIB s'élevait à 3,17 % en 2007 puis est passée à 2,74 % l'année suivante. Selon Chami et al. (2009), ce ratio s'établit à 3,6 % (entre 1995 et 2004) pour l'ensemble des Pays en Développement.

Les déterminants micro-économiques des envois de fonds ont fait l'objet de nombreuses analyses théoriques et empiriques visant à évaluer les déterminants et les conséquences économiques de la migration. Selon la théorie néoclassique, la décision migratoire à l'étranger est fonction des perspectives d'emploi et du différentiel de revenu espéré dans le pays de destination. A partir du milieu des années 1980, les analyses portant sur les déterminants et conséquences des migrations de travail (la Nouvelle Economie des Migrations de Travail) proposent d'intégrer la dimension du risque au sein des stratégies migratoires. Nombre d'études ont analysé les mécanismes à partir desquels les ménages gèrent les risques. Townsend (1994) ou encore Fafchamps et Lund (2003) montrent que les ménages dans les pays en développement lisse leur consommation dans le temps comme moyen d'absorption des chocs. D'autres recherches (Paxson, 1992 ; Rosenzweig et Wolpin, 1993) indiquent que les ménages peuvent également se constituer une épargne de précaution ou accumuler des actifs afin de pouvoir les revendre si besoin est en période de choc. Ces ménages peuvent également accroître leur offre de travail ou la diminuer afin de réduire la volatilité de leur revenu si celui-ci est trop fortement corrélé au risque encouru (Morduch, 1993).

Les transferts de fonds font partie intégrante de ces stratégies de gestion des risques. Ils constituent une forme d'assurance sociale dans les pays à faible revenu. Ils permettent notamment de financer la consommation des ménages les plus pauvres, ils apportent de la liquidité aux petites entreprises, permettent d'investir dans les équipements, dans les terres ou encore dans l'éducation. Le processus migratoire (migration et envois de fonds) constitue donc une réponse de long terme aux chocs, qu'ils soient politiques, économiques ou même climatiques.

Dans le contexte de l'Afrique occidentale, la migration occupe une place prépondérante comme outil de gestion des risques climatiques. Cependant, s'il est généralement admis que le processus migratoire forme une réponse couramment employée face à la sécheresse, l'idée que le recours à la migration augmente invariablement avec l'avènement de ce type de choc a été

remise en question par une littérature théorique et empirique grandissante depuis les années 1990. Ces études montrent ainsi :

- (i) Sur la base d'études de cas, l'absence de relation systématique entre phénomène de sécheresse et établissement de mouvements migratoires (Henry et al., 2004, Kniveton et al., 2008).
- (ii) Que la variable environnementale n'explique pas à elle seule le processus migratoire qui résulte de l'interaction de multiples déterminants (Findley, 1994; Henry et al., 2004).

Selon Findley (1994), 63% des ménages maliens ont révélé dépendre des envois de fonds envoyés par les membres de famille en cours de migration pendant l'épisode de la grande sécheresse. Parmi eux, 47% recevaient de l'argent de migrants établis en France et seulement 16% de migrants établis dans les villes d'Afrique sub-saharienne. Ces faits montrent d'une part, l'importance de la migration internationale comme source de transferts de fonds et d'autre part, l'importance de la migration comme moyen d'assurance contre les aléas climatiques. Plusieurs études de cas ont montré qu'il existe un lien fort entre l'occurrence de catastrophes naturelles et le volume croissant des envois de fonds. Clarke et Wallsten (2004) soulignent que les transferts ont tendance à augmenter lors d'évènements climatiques extrêmes en Jamaïque. Gupta (2004) met en évidence l'impact positif des sécheresses en Inde sur la composante cyclique des envois de fonds. Ratha (2006) constate que les transferts ont tendance à augmenter à la suite des catastrophes naturelles au Bangladesh ainsi qu'en République dominicaine et en Haïti.

D'un point de vue théorique, une augmentation de la variabilité des précipitations devrait affecter négativement les revenus des ménages agricoles et positivement les envois de fonds. Cette relation unidirectionnelle peut toutefois être remise en cause. Premièrement, parce que la migration est un processus de gestion des risques à la fois *ex ante* et *ex post*. En d'autres termes, un choc anticipé par les agents peut donner lieu à une indemnisation bien avant l'apparition du choc. Certains chocs, peu ou pas prévisibles, peuvent au contraire donner lieu à une indemnisation après leur occurrence. Deuxièmement, parce que les envois de fonds peuvent davantage répondre à une variabilité saisonnière (intra annuelle) des précipitations (variabilité intrinsèque aux climats régime des pays d'Afrique de l'Ouest). Enfin, parce que les envois de fonds constituent un motif d'assurance envers différents types de risques qu'ils soient d'origines économiques, climatiques ou même d'origines interne (Ebeke, 2010 ; Azam et Gubert, 2005).

2.3. Les impacts macroéconomiques des transferts de fonds

L'analyse des impacts des transferts de fonds sur les économies en développement a fait l'objet de nombre d'analyses microéconomiques sous l'impulsion de la « Nouvelle Economie des Migrations de Travail » depuis les années 1980. Depuis les années 1990, la recherche

accorde une importance croissante aux conséquences macroéconomiques des transferts issus de la migration et notamment au lien entre transferts de fonds et taux de change, entre transferts de fonds, épargne domestique et investissement ou encore à l'impact des transferts de fonds sur les fluctuations du PIB.

a) La nature contra cyclique des transferts de fonds

La réponse globale des envois de fonds à la conjoncture économique du pays est également une question d'importance. Ces flux sont envoyés volontairement et visent à améliorer les conditions de vie de membres de la famille restés dans le pays d'origine. Ainsi, ces flux peuvent-ils augmenter en réponse à la détérioration des conditions de vie dans le pays d'origine (nature contra-cyclique des transferts de fonds). Dans ce cas, ces flux ont un effet stabilisateur en période de crise.

S'il est maintenant reconnu que les transferts de fonds ont un effet positif sur le bien être des ménages (Gupta et al., 2007), leur déterminants et conséquences macroéconomiques suscitent de nombreux questionnements. Malgré un large panel d'études théoriques (voir Rapoport et Docquier, 2006), « les études empiriques restent en retrait et se sont plus spécifiquement axées sur les interactions entre croissance inégalité et pauvreté, laissant le champ de la stabilité macroéconomique sous investi » (Bugamelli et Paterno, 2008) pose l'hypothèse formulée par le Fonds Monétaire International (2005), « la relative stabilité ainsi que la nature contra cyclique des transferts de fonds suggèrent que les pays ayant accès à un montant significatif de remises devraient être moins exposés aux conséquences négatives des fluctuations de PIB, de consommation ou d'investissement » (FMI, 2005). Plusieurs études empiriques ont cherché à démontrer cette hypothèse. Ebeke (2010) évalue le rôle d'assurance joué par les transferts de fonds contre différents types de chocs en utilisant une mesure de la nature cyclique des transferts vis-à-vis du PIB. Ses résultats indiquent que la moitié de son échantillon de pays est caractérisée par une relation contra cyclique particulièrement prononcée dans les années 1990. Gupta et al. (2009) testent la nature contra cyclique des transferts de fonds vis à vis du PIB des pays d'Afrique subsaharienne. Les résultats indiquent une relation contra cyclique marquée entre 1996 et 2006 et pro cyclique entre 1980 et 1995. Bien que les résultats de Gupta et al. (2009) et Ebeke (2010) semblent proches, la majorité des études offrent des résultats contrastés en fonction des régions et des pays appréhendés. Neagu et Schiff (2009) trouvent, en estimant des coefficients de corrélation, une relation contra cyclique pour 70% des pays composant leur échantillon (116 pays au total). Sayan (2006) utilise un filtre Hodrick-Prescott afin de calculer des coefficients de corrélation entre les composantes cycliques des transferts de fonds et du PIB de 12 pays. L'auteur montre que la relation est contra cyclique au regard de la totalité de l'échantillon. Toutefois, l'analyse menée par pays montre que seuls le Bangladesh et l'Inde sont caractérisés par une telle relation alors que les autres pays de l'échantillon sont marqués par une relation pro ou acyclique (c'est particulièrement le cas du Sénégal et de la Côte d'Ivoire).

En théorie, l'effet stabilisateur des transferts de fonds se justifie par l'hypothèse que ces derniers sont guidés par des comportements altruistes. Sous cette hypothèse, les transferts de fonds sont contra cycliques car les migrants tendent à envoyer davantage lorsque l'économie d'origine subit ou a subi un choc. Un autre point de vue théorique affirme que les transferts de fonds sont une forme d'investissement. Ainsi, les migrants enverraient une part de leur revenu épargné afin de financer l'achat de biens durables, d'actifs réels ou financiers et / ou d'investissement dans leur pays d'origine. Selon cette approche théorique dite du portefeuille d'actif, les envois de fonds des migrants sont motivés par un intérêt personnel et tendent à augmenter lorsque le climat économique dans la région d'origine est favorable. Dans ce cas, les transferts sont supposés être pro cycliques (El Sakka et McNabb, 1999).

Selon Elbadwi (1992) et Agarwal et Horowitz (2002), les faits empiriques jouent majoritairement en faveur de la thèse de remises de fonds liées à des comportements altruistes. Toutefois, ces différentes études possèdent certaines limites méthodologiques liées notamment à l'utilisation de techniques statistiques (coefficients de corrélation) qui ne peuvent rendre compte de causalités multiples qui nécessitent de fait des analyses de sensibilité basées sur des modélisations économétriques (Forbes et Rigobon, 2002). D'autre part, la nature pro cyclique des transferts de fonds vis à vis du PIB pourrait davantage être liée à l'effet positif des transferts sur le PIB et donc l'expression d'une forme de dépendance.

b) L'effet d'entraînement des transferts de fonds

Les transferts de fonds peuvent affecter la croissance par le biais de leurs effets d'entraînements ou effet multiplicateur dans un cadre keynésien sur les économies. Cet effet multiplicateur sur le revenu national s'exerce uniquement dans un contexte où la demande peut être satisfaite par l'offre. Autrement dit, si la demande supplémentaire liée à la perception des envois de fonds peut être satisfaite par la production intérieure. Il faut donc qu'une partie de ces transferts soit injectée dans l'économie sous forme d'investissements productifs. En effet, le fait que les transferts de fonds ne soient pas générés par la production domestique contribue fortement à limiter leur effet multiplicateur (Daffé, 2009). Ainsi, selon que ces transferts seront dépensés ou investis, ils n'exerceront pas la même influence sur la production.

Les études empiriques au niveau microéconomique visant à évaluer les comportements de dépense des transferts peuvent être divisées en deux catégories. Une première série d'études montre que les transferts permettent de favoriser les investissements productifs alors que d'autres recherches montrent systématiquement que les transferts de fonds permettent aux ménages de maintenir leur consommation via un processus de lissage intertemporel.

Adams (2002 et 1998) montre que les ménages pakistanais recevant des transferts de fonds internationaux ont une plus grande propension à épargner que les ménages percevant une rente. Selon Taylor (1999), les transferts de fonds font office d'assurance contre les risques associés aux nouvelles activités productives. Selon Lucas (1985), les transferts de fonds ont

une tendance à diminuer l'offre de travail ainsi que la production de céréales à court terme dans les pays d'Afrique subsaharienne alors qu'à long terme, ils sont investis et favorisent alors la productivité céréalière ainsi que l'accumulation du bétail.

Toutefois, les transferts de fonds peuvent également stimuler la consommation de subsistance et non l'investissement, si le revenu des ménages restés dans la région d'origine se situe en dessous d'un certain seuil (Yang, 2003). Ces comportements sont vérifiés lorsque les ménages font face à une crise ou un choc faisant pression sur leur niveau de consommation préalable. Selon une enquête réalisée en 2007 au Mali, au Sénégal, au Maroc et aux Comores (BAD, 2007), seulement un ménage sur dix recevant des transferts de fonds utilise ces revenus pour des investissements productifs : « La priorité accordée à l'amélioration des conditions de vie de la famille du migrant montre à quel point les transferts migratoires sont nécessaires à la satisfaction des besoins élémentaires des ménages » (Daffé, 2009). Yang et Choi (2005) testent le rôle d'auto-assurance des transferts de fonds vis-à-vis des chocs pluviométriques aux Philippines. Ils montrent que 60 % de la baisse du revenu des ménages ayant subi un choc pluviométrique est compensé par les transferts de fonds, afin de stabiliser la consommation.

Lorsque les ménages utilisent les transferts de fonds à des fins de consommation, une question majeure est de savoir sous quelles conditions toute demande supplémentaire induite par la perception de transferts de fonds peut être satisfaite par la production intérieure. En effet, si la demande s'accroît sans que l'offre ne soit stimulée, la perception de transfert nécessite alors d'importer davantage, car la production interne n'est pas suffisante. Certaines recherches ont toutefois montré que la croissance peut être stimulée indirectement par les transferts de fonds même si ceux-ci sont affectés à la consommation. Ces effets positifs passent notamment par la production d'effets positifs des transferts dans le long terme. Medenou (2010) montre, à partir d'un VECM (modèle vectoriel à correction d'erreurs) que les transferts constituent un déterminant de la croissance à long terme au Bénin et ce, par le canal de la consommation. Selon l'auteur, les transferts de fonds permettent de réduire la dépendance des populations vis-à-vis de ces flux financiers. Autrement dit, plus les ménages perçoivent de transferts et plus ils sont dans la capacité de ne plus en dépendre.

Si les transferts de fonds ont un effet positif sur la réduction de la pauvreté par le biais du maintien des capacités à consommer, ils représentent un danger lorsque cette consommation passe par le canal des importations. Tout d'abord parce qu'il peut exister une forme d'interdépendance entre transferts de fonds et importations. Cette interdépendance peut contribuer à creuser les déficits de la balance commerciale (il s'agit de « *l'effet boomerang* »). De plus, lorsque les importations financées par les transferts de fonds concernent des biens de première nécessité, leur effet d'entraînement est faible. Bien que les transferts contiennent la pauvreté il ne permettront pas nécessairement d'être plus résilients face aux chocs à venir.

Jovicic et Mitrovic (2006) montrent que les transferts de fonds expliquent une grande partie des importations en Serbie. Les auteurs partent du constat que les envois de fonds ont augmenté plus rapidement que le PIB (respectivement 46% par an en moyenne contre 5%) et que le coefficient de corrélation entre les importations serbes et les envois de fonds par pays

d'origine est très élevé (0,92). Les envois de fonds constituent une variable fortement endogène dans cette relation, de telle sorte qu'il existe une interdépendance simultanée entre les deux variables transferts de fonds et importations. Afin d'étudier la relation de cause à effet entre les envois de fonds et les importations de biens de consommation, tout en distinguant les effets à long terme des effets de court terme sur l'économie, les auteurs développent une modélisation VAR. Un indice mensuel du niveau de la production industrielle est inclus, comme facteur exogène afin de représenter les fluctuations de l'économie. Les résultats issus du modèle VAR indiquent que le pourcentage de la variation des importations de biens de consommation attribuable aux transferts de fonds passe de 8% après un mois à 40 % après 12 mois. Le modèle VAR montre que le processus d'ajustement des importations de biens de consommation à l'arrivée de nouveaux flux de transferts de fonds est prononcé, bien que lent, ce qui vient de plus confirmer l'hypothèse de la formation de nouvelles habitudes de consommation consécutivement à la perception d'envois de fonds.

Ainsi, nous proposons de tester la relation existant entre précipitations et transferts de fonds dans les pays d'Afrique de l'Ouest par l'intermédiaire un modèle VAR en panel et procédons alors aux exercices usuels d'analyse des fonctions de réponse et de décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Nous testons l'hypothèse selon laquelle les transferts de fonds n'ont que peu d'effets d'entraînement dans le court terme, étant donné leur nature contra cyclique et l'impact négatif important des chocs pluviométriques sur ces économies. Ce faible effet d'entraînement passe alors par une augmentation des importations concernant des biens de première nécessité permettant aux ménages de lisser leur consommation dans le temps.

3. Méthodologie

Afin d'analyser l'impact de la pluviométrie sur les fluctuations du PIB ainsi que le rôle potentiel joué par les envois de fonds sur les économies concernées, nous utilisons un modèle à Vecteurs Autorégressif en Panel (PVAR) basé sur la méthodologie proposée par Love et Zicchino (2006). La modélisation VAR est un outil économétrique particulièrement adapté pour mesurer et utiliser en simulation l'ensemble des liaisons dynamiques à l'intérieur d'un groupe de variables donné. Toutes les variables sont initialement considérées comme étant potentiellement endogènes. Les modèles VAR permettent, moyennant l'introduction d'un nombre minimal de restrictions, d'identifier certains chocs structurels (voir Sims, 1980) et d'en dériver les effets sur les variables agrégées. Le modèle PVAR combine le modèle VAR traditionnel avec une approche en panel en traitant toutes les variables composant le système comme endogènes et ce, tout en permettant la prise en compte d'une hétérogénéité individuelle inobservable.

3.1. Les données

a) Classification des pays

Les données utilisées couvrent l'ensemble de la période 1980 – 2009 pour un total de 13 pays dont 9 pays d'Afrique de l'Ouest (Ghana, Togo, Mali, Niger, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Gambie, Bénin, Sénégal) et 3 pays (Soudan, Kenya et Ethiopie) en dehors de la zone mais qui se caractérisent par un climat aride sahélien.

Les pays sont regroupés par zones et sous-ensembles climatiques selon la typologie proposée par Dubreuil et al. (1996). Selon cette typologie, cinq sous climats peuvent être distingués du Nord au Sud de la région (Tableau 2). Un premier type de sous-climat désertique ou aride se caractérise par une pluviosité moyenne annuelle inférieure à 100 mm et mensuelle inférieure 50 mm en moyenne. Un sous-climat semi-aride ou subdésertique présente des hauteurs de pluies annuelles moyennes comprises entre 100 et 400 mm avec seulement deux mois dans l'année recevant des hauteurs de précipitations supérieures à 50 mm. Un troisième sous-climat, dit tropical semi-aride, se distingue par une hauteur de pluie annuelle moyenne comprise entre 400 et 700 mm. Trois à quatre mois reçoivent plus de 50 mm en moyenne. Le sous-climat tropical pur présente une seule et unique saison des pluies de six mois au plus, cinq à six mois reçoivent plus de 50 mm en moyenne. La hauteur de pluie annuelle moyenne reste comprise entre 700 et 1000 mm. Enfin, le climat tropical de transition est caractérisé par l'occurrence d'une seule saison des pluies d'au moins six mois; d'une unique saison sèche et six à sept mois reçoivent plus de 50 mm en moyenne (pluviométrie moyenne annuelle supérieure à 1000 mm).

TABLEAU 2 : LA SUCCESSION DES RÉGIMES DU NORD AU SUD.

<i>Précipitation annuelle</i>	<i>Classification climatologique de l'Afrique occidentale</i>	<i>Classification hydrologique (J.Rodier)</i>
H < 100-150 mm	Saharien	Désertique (aride)
150 mm < H < 300 mm	Sahélien Nord	Subdésertique (semi-aride)
300 mm < H < 750 mm	Sahélien Sud	Sahélien (tropical semi-aride)
750 mm < H < 1200 mm	Soudanien I	Tropical pur
H > 1200 mm	Soudanien II et III	Tropical de transition

Source : L'Hote, Dubreuil et Lérique, 1996

Cette classification nous permet de distinguer trois échantillons de pays :

- (1) Le **Panel A** regroupe l'ensemble des pays sélectionnés ;

- (2) Le **Panel B** regroupe les pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine² (UEMOA) ainsi que la Gambie et le Ghana. Ces pays côtiers sont caractérisés par un climat de type soudano guinéen (Soudanien I, II et III).
- (3) Le **Panel C** comprend les pays d'Afrique de l'Ouest ayant un climat de type Sahélien Sud et Sahélien Nord (Mali, Niger, Sénégal, Burkina Faso et Mauritanie).

b) Les variables climatiques

La majorité des études empiriques évaluant l'impact du climat sur les grandes variables macroéconomiques des pays en développement utilisent les Bases de Données du Centre de Recherche en Epidémiologie sur les catastrophes naturelles (EM-DAT). Nous proposons ici une toute autre approche reposant sur la prise en compte de données pluviométriques.

Un certain nombre d'études (Raddatz, 2007; Raddatz, 2009; Skidmore et Toya, 2002) évaluent l'impact des catastrophes climatiques et naturelles sur la stabilité macroéconomique des Pays en Développement sur la base des données EM-DAT. La base de données EM-DAT comprend des données sur l'occurrence et les effets de plus de 12 800 catastrophes déclarées dans le monde depuis 1900 compilées à partir d'un large éventail de sources. Les catastrophes sont divisées en deux catégories principales (technologiques et naturelles correspondant aux déterminants humains et naturels). La catégorie des catastrophes naturelles est divisée en 5 sous-groupes, qui à leur tour couvrent 12 types de catastrophes et plus de 30 sous-types. Les catastrophes climatiques (type) comprennent les inondations, les sécheresses, les températures extrêmes et les tempêtes de vent (sous-types). L'occurrence de catastrophes est approximée par l'intermédiaire d'une variable binaire d'une valeur égale à 1 en cas de choc et 0 en l'absence de choc.

Toutefois, la production de ce type de données comporte certaines limites (PNUD, 2004). Premièrement, ce type de données ne tient pas compte de la corrélation entre chocs³ (un choc qui découle d'un autre choc). Certains chocs, à l'instar des sécheresses, posent également problème car ils tendent à se développer progressivement aussi bien dans le temps que dans l'espace. Aussi, leur occurrence ainsi que leurs impacts économiques ne peuvent être approximés par une variable binaire. Une autre limite est liée au problème d'endogénéité inhérente à la production de ces données. En effet, une catastrophe est déclarée en fonction du nombre de personnes affectées par le dit choc au cours d'une année. Ainsi, la mesure du choc écarte les facteurs physiques en tenant compte de la capacité ou de l'incapacité des individus à faire face au choc. Ces différentes limites sont étroitement liées au concept de catastrophe qui n'accorde qu'une faible importance à la dimension temporelle.

² La Guinée Bissau n'est pas incluse en raison de données non disponibles.

³ A titre d'exemple, la base de données EM-DAT identifie une sécheresse au Mali en 1980 (correspondant à la période de la grande sécheresse). Cependant, de nombreuses sources indiquent que le Mali a subi les conséquences les plus dramatiques de cet épisode de sécheresse en 1984, en raison de la famine.

C'est pourquoi, nous proposons d'utiliser des données de précipitations provenant de multiples stations météorologiques disséminées dans les différents pays composant notre étude. Ce choix nous permet de modéliser de manière plus pertinente les chocs de pluviométrie et de nous affranchir de l'utilisation de variables indicatrices. Afin de mesurer l'incidence de la variabilité de la pluviométrie sur les économies de la région, nous isolons la composante cyclique de la variable L_prec via l'emploi d'un filtre Hodrick-Prescott. Nous étudions ainsi la sensibilité des transferts de fonds, du PIB, de la valeur ajoutée agricole ainsi que des importations agricole suite à une variation de l'amplitude de la composante cyclique des précipitations dans le cadre d'un modèle PVAR.

3.2. Spécification du modèle

Les caractéristiques spécifiques à chaque pays pouvant avoir une incidence sur l'évolution générale des variables du modèle, nous retenons un modèle PVAR à 5 variables tenant compte des effets individuels fixes. Dans ce type de modèle, les coefficients sont identiques pour tous les pays, la seule source d'hétérogénéité provenant des constantes individuelles. Le modèle PVAR à 5 variables avec effets individuels fixes que nous retenons s'écrit :

$$(1) \quad Y_{it} = G(L) Y_{it} + u_i + e_{it}$$

Où Y_{it} est un vecteur de variables stationnaires, $\Gamma(L)$ est une matrice polynômiale de l'opérateur de retard, u_i est un vecteur d'effets spécifiques individuels (des pays) et ε_{it} est un vecteur d'erreurs idiosyncratique. Y_{it} est le vecteur des 5 variables:

$L_{prec}, L_{transf}, L_{Addvalue}, L_{PIB}, L_{imp}$

La variable L_{pib} représente le log du PIB PPA par tête⁴, L_{transf} représente le log des transferts de fonds et la compensation des employés par tête (Constant US\$)⁵, L_{prec} est la composante cyclique de la pluviométrie annuelle en mm en log (composante cyclique obtenue par filtrage HP⁶), L_{Impagr} , le log de la totalité des importations de biens agricoles (Courant US\$)⁷ et $L_{Addvalue}$ est le log de la valeur ajoutée agricole⁸ (Constant US\$).

La présence d'un effet fixe corrélé aux régresseurs en raison des retards sur la variable dépendante constitue une limite à la modélisation en Panel VAR. Afin de permettre la prise en compte d'un effet fixe sans toutefois biaiser les coefficients estimés, nous suivons la procédure de Love et Zicchino (2006) en effectuant une transformation de Helmert sur les variables intégrées au modèle. La procédure de Helmert (ou « Forward Mean-Difference ») nous permet d'estimer les coefficients par la méthode GMM (Méthode des Moments

⁴ Le PIB par tête, PPA (Penn World tables).

⁵ WDI, World Bank, 2010.

⁶ Voir annexes pour un précis méthodologique.

⁷ ADI, World Bank, 2010.

⁸ WDI, World Bank, 2010.

Généralisés) tout en préservant l'orthogonalité entre les variables transformées (via transformation de Helmert) et les régresseurs (Arellano et Bover, 1995; Love et Zicchino, 2006). Selon cette procédure, toutes les variables du modèle sont transformées en écart à la moyenne future :

$$(2) \quad \tilde{y}_{it}^m = \delta_{it}(y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m)$$

et

$$(3) \quad \tilde{\varepsilon}_{it}^m = \delta_{it}(\varepsilon_{it}^m - \bar{\varepsilon}_{it}^m)$$

Avec :

$$\delta_{it} = \sqrt{(T_i - t)/(T_i - t + 1)} ;$$

$\bar{y}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} y_{it}^m / T_i - t$ la moyenne obtenue pour les valeurs futures de y_{it}^m qui est une variable dans le vecteur $Y_{it} = (y_{it}^1, y_{it}^2, \dots, y_{it}^M)'$;

$\bar{\varepsilon}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} \varepsilon_{it}^m / T_i - t$ la moyenne obtenue pour les valeurs futures de ε_{it}^m qui est une variable dans le vecteur $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it}^1, \varepsilon_{it}^2, \dots, \varepsilon_{it}^M)'$;

où T_i est la dernière période de données disponible pour un pays donné.

$$\tilde{y}_{it}^m = \delta_{it}(y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m)$$

$$\tilde{\varepsilon}_{it}^m = \delta_{it}(\varepsilon_{it}^m - \bar{\varepsilon}_{it}^m)\delta_{it} = \sqrt{(T_i - t)/(T_i - t + 1)}$$

La transformation finale du modèle est donnée par l'équation:

$$(4) \quad \tilde{Y}_{it} = G(L) \tilde{Y}_{it} + u_i + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

Avec $\tilde{Y}_{it} = (\tilde{y}_{it}^1, \tilde{y}_{it}^2, \dots, \tilde{y}_{it}^M)'$ et $\tilde{\varepsilon}_{it} = (\tilde{\varepsilon}_{it}^1, \tilde{\varepsilon}_{it}^2, \dots, \tilde{\varepsilon}_{it}^M)'$

Cette transformation est une déviation orthogonale, dans laquelle chaque observation est exprimée comme un écart par rapport à la moyenne des observations futures. Chaque observation est pondérée de manière à normaliser la variance. Si les erreurs d'origine ne sont pas autocorrélées et sont caractérisées par une variance constante, les erreurs transformées doivent présenter des propriétés similaires. Ainsi, cette transformation préserve l'homoscédasticité et n'induit aucune corrélation sérielle (Arellano et Bover, 1995). De plus, cette technique permet d'utiliser les valeurs retardées des variables explicatives comme instruments et d'estimer les coefficients par la Méthode des Moments Généralisés (GMM).

Les modèles VAR sont souvent analysés au travers de leur dynamique et ce via la simulation de chocs aléatoires et via l'analyse de la décomposition de leur variance. Il est généralement difficile, voire impossible, d'interpréter les coefficients estimés par un modèle VAR.

Ainsi, la décomposition de l'erreur de prévision de la variance permet de mesurer la sensibilité d'une variable vis-à-vis des chocs sur les autres variables du modèle. La décomposition de la variance est le pourcentage de la variance de l'erreur commise lors de la prévision d'une variable, en raison d'un choc spécifique à un horizon de temps spécifique. Partant de la décomposition des résidus en innovations « pures » ou orthogonales, on peut calculer quelle est la contribution de chaque innovation à la variance totale de l'erreur de prévisions du processus y_{it} . L'objectif est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur. De façon générale, on écrit la variance de l'erreur de prévision à un horizon s (dans notre cas $s=10$) en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables. On effectue ensuite le rapport entre chacune de ces variances et la variance totale pour obtenir son poids relatif en pourcentage.

Les fonctions impulsionnelles sont souvent calculées afin d'étudier les interrelations entre les variables du système VAR. Ces fonctions représentent les réactions du système VAR à des chocs exogènes. Elles sont donc fonctions des paramètres estimés du VAR. Une fonction impulsionnelle (ou fonction de réponse aux innovations) résume l'information concernant l'évolution d'une composante y_{it} qui intervient à la suite d'une impulsion (d'un écart type sur les innovations) sur y_{jt} à la date T , en supposant que toutes les autres variables sont constantes pour t inférieur ou égal à T . Autrement dit, les réponses impulsionnelles décrivent la réaction d'une variable du système VAR aux innovations d'une autre variable du système, sans provoquer de choc sur les autres variables. Différentes formes de fonctions impulsionnelles peuvent être calculées à partir des estimations du système. Certains auteurs préfèrent analyser les réponses de variables d'un système aux erreurs de prévision (i) alors que d'autres préfèrent prendre en considération les réponses de variables aux résidus orthogonalisés ou non corrélés (ii). Si l'on cherche à identifier l'impact d'un choc unitaire sur y_{2T} à la date T y_{1t} aux périodes postérieures à T (en supposant les évolutions de ces deux variables pour $t \leq T$ connues et données), le cas (ii) revient à isoler l'innovation « propre » au processus y_{2T} , non « polluée » par la réaction de l'innovation y_{1t} . Dans ce dernier cas, et comme pour les séries temporelles, l'obtention des fonctions de réponse des variables endogènes aux chocs structurels nécessite donc l'identification de chocs structurels (indépendants entre eux et de l'environnement macroéconomique passé). Pour ce faire nous utilisons la décomposition de Cholesky. Cette méthode permet d'identifier les chocs en imposant tout simplement une contrainte triangulaire sur la décomposition de l'erreur. Toutefois, elle crée potentiellement une asymétrie dans le système, due au fait que l'ordre des variables détermine le chemin de propagation des chocs⁹. Dans la pratique, nous ordonnons donc les variables de la plus exogène (L_{prec}) à la plus endogène (L_{impagr}). La variable L_{prec}

⁹ La décomposition de Cholesky fait l'hypothèse que les variables qui viennent plus tôt dans le système affectent les variables suivantes immédiatement et avec un retard alors que les variables venant plus tardivement affectent les variables précédentes avec un retard seulement (pas d'effet immédiat).

est placée en première car les précipitations sont totalement exogènes car elles ne sont soumises à aucune forme de causalité inverse avec les autres variables du système. L_{transf} est positionnée après L_{prec} et avant L_{VAagr} afin de prendre en compte les effets immédiats et retardés des transferts de fonds sur les indicateurs macroéconomiques. L'ordre des variables retenu afin de satisfaire la condition de Cholesky est le suivant :

$$\{L_{prec}, L_{transf}, L_{VAagr}, L_{pib}, L_{impagr}\}.$$

3.3. Tests de racine unitaire

Avant de procéder à l'estimation du modèle, nous testons la stationnarité des variables. Parmi les tests de première génération, nous utilisons, le test de racine unitaire de Levin et al. (2002), Im, Pesaran et Shin (2003), Breitung (2000) ainsi que le test de Maddala et Wu (1999). Nous utilisons de plus un test de seconde génération, le test de Pesaran (2007)¹⁰ tenant compte des interdépendances entre individus.

Le test Breitung (2000) ainsi que le test de Im, Pesaran et Shin (IPS), basé sur le principe du test ADF (Test de Fulley Dicker Augmenté), constituent les tests les plus utilisés et les plus populaire. Notons que les tests de racine unitaire en panel de Breitung (2000) et Levine et al. (2002) supposent une racine unitaire autorégressive homogène (sous l'hypothèse alternative, le coefficient autorégressif est le même pour tous les individus pour le test LLC), alors que le test IPS suppose une racine unitaire hétérogène (l'hypothèse alternative autorise la présence d'un sous-ensemble d'individus de taille N dont la variable d'intérêt suit un processus stationnaire) et prend donc en compte l'hétérogénéité des panels. Im, Pesaran et Shin (2003) ont démontré par simulation de Monte Carlo que leur propre test possède un pouvoir explicatif plus fort que le test LLC. Ces résultats ont été également vérifiés par Maddala et Wu (1999). Selon les auteurs, le test LLC montre des performances plus faibles que le test IPS. Ils testent également leur propre test (MV) qui se révèle être plus performant que les tests susmentionnés.

Toutefois, ces tests de première génération montrent des signes de faiblesse en présence de corrélation entre les individus composant le panel. En effet, ces tests formulent l'hypothèse que les individus à l'intérieur des panels sont distribués de façon indépendante. Cette hypothèse s'avère très restrictive, notamment dans le cas régressions effectuées à l'échelle d'une région. De nouveaux tests de racine unitaire ont alors été proposés: les tests de seconde génération (Pesaran, 2007). Ces tests de secondes générations mobilisent des approches différentes afin de traiter la dépendance entre les individus. Maddala et Wu (2007) passent en revue les différents tests de seconde génération et mettent en évidence la multiplicité des modèles employés afin de traiter l'interdépendance entre individus au sein des tests de racine unitaire. Chang (2002) propose de traiter cette dépendance via une variable instrumentale non linéaire. Choi (2002) modélise la dépendance entre individus via un modèle à erreurs composées avec deux effets (individuel et temporel). Philips, Moon et Perron (2004) utilisent

¹⁰ Les tests de racines unitaires en panel sont effectuées à l'aide du logiciel STATA.

des modèles à facteurs résiduels. Dans le cas d'un modèle à un seul facteur résiduel (Phillips et Sul, 2003), une procédure d'orthogonalisation élimine asymptotiquement les facteurs communs responsables de la dépendance entre individus. Philips, Moon et Perron (2004) proposent un test de racine unitaire en panel cherchant à transformer le modèle afin d'éliminer les composantes communes d'une série puis de tester la racine unitaire sur cette série en écarts aux facteurs communs (Hurlin et Mignon, 2005). Le test de Pesaran (2007) prend en compte l'hétérogénéité (i) au sein des coefficients autorégressifs estimés par la régression de Dickey Fuller et (ii) au sein d'un facteur commun inobservé. La statistique est construite à partir des résultats de la régression DF où la moyenne des variables explicatives et expliquées par individu ainsi que les différences du lag sont inclus. La moyenne des groupes est obtenue par la procédure de test de Im, Pesaran et Shin (2003).

- Résultats des tests de première génération

Test de racine unitaire de Levin-Lin-Chu (LLC)

	Niveau (N=13, T=30)		Différence 1ere (N=13, T=29)		Décision
	t-stat*	p value	t-stat*	p value	
Transf					
Constante	0,68	0,75	-9,69	0	racine unitaire
Constante et tendance	-2,04	0,02	-7,17	0	stationnaire
Aucun	1,34	0,91	-14,04	0	racine unitaire
Prec					
Constante	-7,62	0	-16,68	0	stationnaire
Constante et tendance	-9,54	0	-13,21	0	stationnaire
Aucun	0,36	0,64	-22,94	0	racine unitaire
Impagr					
Constante	3,75	0,999	-7,79	0	racine unitaire
Constante et tendance	1,06	0,85	-6,79	0	racine unitaire
Aucun	2,15	0,98	-14,06	0	racine unitaire
Pib					
Constante	0,88	0,81	-9,08	0	racine unitaire
Constante et tendance	-3,04	0	-8,41	0	stationnaire
Aucun	1,89	0,97	-11,65	0	racine unitaire

¹ Régression de Dickey Fuller Augmentée : 1 retard.

² MV Variance (Max de Vraisemblance) : 9 retards en moyenne (choisi par LLC).

Test de racine unitaire de Im-Pesaran-Shin

	Niveau (N=13, T=30)		Différence 1ere (N=13, T=29)		Décision
	p value	p value	p value	p value	
Transf					
Constante	0,9831		0		racine unitaire
Constante et tendance	0,0019		0		stationnaire
Prec					
Constante	0		0		stationnaire
Constante et tendance	0		0		stationnaire

Impagr	p value	p value	Décision
Constante	0,6082	0	racine unitaire
Constante et tendance	0,0015	0	stationnaire
Pib	p value	p value	Décision
Constante	0,9998	0	racine unitaire
Constante et tendance	0,2305	0	racine unitaire
VAagr	p value	p value	Décision
Constante	0,4921	0	racine unitaire
Constante et tendance	0	0	stationnaire

Test de racine unitaire de Breitung

	Niveau (N=13, T=30)		Différence 1ere (N=13, T=29)		Décision
	Lambda	p value	Lambda	p value	
Transf	Lambda	p value	Lambda	p value	Décision
Constante	0,89	0,81	-7,81	0	racine unitaire
Constante et tendance	-1,25	0,10	-7,97	0	racine unitaire
Aucun	1,52	0,93	-12,71	0	racine unitaire
Prec	Lambda	p value	Lambda	p value	Décision
Constante	-8,81	0	-12,25	0	stationnaire
Constante et tendance	-9,45	0	-12,18	0	stationnaire
Aucun	0,09	0,53	-15,43	0	racine unitaire
Impagr	Lambda	p value	Lambda	p value	Décision
Constante	-2,31	0,01	-10,88	0	stationnaire
Constante et tendance	1,76	0,96	-9,34	0	racine unitaire
Aucun	1,64	0,94	-13,93	0	racine unitaire
Pib	Lambda	p value	Lambda	p value	Décision
Constante	2,79	0,99	-7,12	0	racine unitaire
Constante et tendance	2,51	0,99	-8,68	0	racine unitaire
Aucun	1,70	0,95	-11,07	0	racine unitaire

Test de racine unitaire de Maddala et Wu (1999)

	Niveau (N=13, T=30)		Différence 1ere (N=13, T=29)		Décision
	Chi_sq	p value	Chi_sq	p value	
Transf	Chi_sq	p value	Chi_sq	p value	Décision
Constante (k=0)	15,264	0,644	162,651	0	racine unitaire
Constante (k=1)	15,149	0,652	90,717	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	10,41	0,918	125,284	0	racine unitaire
Const et tendance (k=1)	12,56	0,817	60,6	0	racine unitaire
prec	Chi_sq	p value	Chi_sq	p value	Décision
Constante (k=0)	147,737	0			stationnaire
Constante (k=1)	86,659	0			stationnaire
Const et tendance (k=0)	167,634	0			stationnaire
Const et tendance (k=1)	130,003	0			stationnaire

Impagr	Chi_sq	p value	Chi_sq	p value	Décision
Constante (k=0)	35,374	0,008	289,407	0	stationnaire
Constante (k=1)	24,011	0,155	133,948	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	31,3	0,027	255,193	0	racine unitaire
Const et tendance (k=1)	17,56	0,485	112,584	0	racine unitaire
Pib	Chi_sq	p value	Chi_sq	p value	Décision
Constante (k=0)	16,961	0,526	207,802	0	racine unitaire
Constante (k=1)	15,974	0,594	112,958	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	9,731	0,941	205,621	0	racine unitaire
Const et tendance (k=1)	14,875	0,67	133,251	0	racine unitaire
Vaagr	Chi_sq	p value	Chi_sq	p value	Décision
Constante (k=0)	30,159	0,036	353,645	0	racine unitaire
Constante (k=1)	19,041	0,389	211,421	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	77,276	0	305,961	0	stationnaire
Const et tendance (k=1)	53,418	0	173,409	0	stationnaire

¹ Sous l'hypothèse nulle : la série est I(1).

- Résultat du test de deuxième génération

Test de racine unitaire de Pesaran (2007)

	Niveau (N=13, T=30)		Différence 1ere (N=13, T=29)		
Transf	Zt-bar	p value	Zt-bar	p value	Décision
Constante (k=0)	-0,326	0,372	-8,739	0	racine unitaire
Constante (k=1)	-0,102	0,459	-5,774	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	-0,364	0,358	-7,144	0	racine unitaire
Const et tendance (k=1)	-0,292	0,385	-4,351	0	racine unitaire
prec	Zt-bar	p value	Zt-bar	p value	Décision
Constante (k=0)	-12,002	0		0	stationnaire
Constante (k=1)	-5,714	0		0	stationnaire
Const et tendance (k=0)	-10,827	0		0	stationnaire
Const et tendance (k=1)	-4,274	0		0	stationnaire
Impagr	Zt-bar	p value	Zt-bar	p value	Décision
Constante (k=0)	-2,238	0,013	-11,224	0	stationnaire
Constante (k=1)	-0,479	0,316	-4,884	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	-2,437	0,007	-10,428	0	stationnaire
Const et tendance (k=1)	-0,063	0,475	-3,048	0	racine unitaire
Pib	Zt-bar	p value	Zt-bar	p value	Décision
Constante (k=0)	0,376	0,647	-10,92	0	racine unitaire
Constante (k=1)	1,778	0,962	-8,073	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	-1,216	0,112	-9,969	0	racine unitaire

Const et tendance (k=1)	-0,265	0,396	-6,428	0	racine unitaire
Vaagr	Zt-bar	p value	Zt-bar	p value	Décision
Constante (k=0)	-1,579	0,057	-12,257	0	racine unitaire
Constante (k=1)	-1,347	0,089	-9,133	0	racine unitaire
Const et tendance (k=0)	-3,441	0	-11,287	0	stationnaire
Const et tendance (k=1)	-3,299	0	-8,02	0	stationnaire

¹ Sous l'hypothèse nulle : la série est I(1).

Selon les résultats des différents tests de stationnarité de première génération, la série filtrée L_{prec} est I(0). Ce résultat n'est pas seulement lié au filtrage statistique effectué sur la série. Nous avons également testé la présence de racines unitaire sur une série des précipitations sans filtrage Hodrick Prescott et les résultats indiquent l'absence de racine unitaire au sein de la série. Nous admettons ainsi l'hypothèse de stationnarité de la variable. A contrario, les variables L_{transf} , L_{VAagr} , L_{pib} et L_{impagr} sont I(1). Elles sont transformées en leur différence première (LD_{Transf} , LD_{VAagr} , LD_{pib} et LD_{Impagr}).

Le test de Pesaran (2007) autorisant l'hypothèse de dépendance entre les individus composant le panel (sous la forme d'un facteur commun inobservé) confirme les résultats des tests de racine unitaire de première génération. De plus, les différents tests valident l'hypothèse de stationnarité de ces trois variables lorsqu'elles sont exprimées en leur différence première.

Ainsi, le vecteur Y_{it} comprend les variables:

$$\{L_{prec}, LD_{Transf}, LD_{VAagr}, LD_{pib} \text{ et } LD_{Impagr}\}$$

4. Résultats

La méthodologie VAR offre la possibilité d'analyser les relations dynamiques à court terme entre les variables du modèle à travers l'étude de la réponse dynamique du vecteur autorégressif à la suite d'un choc unitaire subi par la série. Les fonctions de réponses « impulsionnelles »¹¹ permettent d'évaluer les effets sur les différentes variables du système des perturbations positives associées aux différentes séries. A cet égard elles peuvent être interprétées comme des simulations indiquant le signe, l'ampleur et la persistance des réponses d'une variable à l'impact réalisé dans une autre variable. Les fonctions de réponse impulsionnelle sont obtenues à partir de la représentation moyenne mobile (MA) du modèle VAR. Ces fonctions décrivent la réponse de chaque variable pendant la période $t + s$ à la suite d'un choc inattendu (exogène) dans les autres variables du système (ou par rapport à elles-mêmes), réalisé au cours de la période t , en maintenant tout le reste constant. La réponse impulsionnelle de chaque variable a été normalisée par rapport à son écart-type. En

¹¹ Les bandes d'erreurs autour des fonctions impulsionnelles sont calculées par simulation de Monte Carlo (Seuil 5% - 150 reps).

considérant cette normalisation, les réponses peuvent être interprétées comme des variations en pourcentages du log dans l'écart type (Lutkepohl, 1993). Les analyses fondées sur les fonctions de réponses impulsionnelles sont souvent complétées par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, afin d'obtenir une vision globale de la dynamique des chocs affectant un système. La décomposition de la variance permet de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur sous forme de pourcentage. Ainsi, une innovation sur une variable A expliquant une part importante de la variance de l'erreur de prévision d'une autre variable B signifie que la variable B est sensible aux chocs affectant la variable A. Les résultats des fonctions impulsionnelles sous forme de graphiques et de tableaux ainsi que les résultats de la décomposition de la variance sont montrés en annexes¹².

4.1. Degré d'exposition aux chocs pluviométriques et contracyclité des transferts de fonds

a) Contributions relatives des chocs pluviométriques sur le PIB et la valeur ajoutée agricole

Dans cette section nous présentons les résultats issus de la décomposition de la variance afin d'évaluer la sensibilité macroéconomique des pays d'Afrique de l'Ouest aux chocs pluviométriques. Cette sensibilité est appréhendée via l'importance des fluctuations de la production agricole attribuable aux précipitations dans le PIB.

Les résultats issus de l'étude la décomposition de la variance pour le PANEL A indiquent que la variance de l'erreur de prévision du PIB, est expliquée à 61,88 % par ses propres innovations et à 4,26 % par les innovations des précipitations. 38,12 % de l'erreur de prévision du PIB est expliquée par les innovations des autres variables incluses dans le modèle PVAR. Parmi ces variables, la valeur ajoutée agricole explique la quasi-totalité de la variance de l'erreur de prévision du PIB (31,01 %). Ainsi, le PIB des pays composant notre panel se révèlent-t-il particulièrement sensible aux chocs de production agricole. La variance de l'erreur de prévision de la valeur ajoutée agricole est due, à 89,86 %, à ses propres innovations et à 7,38 % aux innovations des précipitations.

Lorsque nous limitons notre échantillon de pays à l'Afrique de l'Ouest (PANEL B), nous constatons que la part de la variance de l'erreur de prévision du PIB est davantage expliquée par ses propres innovations (70,57 %). Les autres variables du modèle expliquent une part plus faible des fluctuations de PIB. Notons également que les innovations sur les précipitations expliquent une part sensiblement plus faible de la variance de l'erreur de prévision du PIB (3,6 %) mais plus importante de la valeur ajoutée agricole (9,73 %). Nous constatons donc que le PIB est moins sensible aux chocs pluviométriques malgré l'incidence de cette dernière variable sur la production agricole. Ce résultat traduit de fait une sensibilité

¹² Les fonctions impulsionnelles sous formes de graphiques sont présentées en annexe 1, les fonctions impulsionnelles reportées sous forme de tableaux en annexe 2. Enfin, les résultats de la décomposition de l'erreur de prévision de la variance sont en annexe 3.

moins forte du PIB vis-à-vis du secteur agricole. En effet, les chocs sur la valeur ajoutée agricole expliquent 23,12 % de l'erreur de prévision de la variance du PIB contre 31,01 % pour le PANEL A.

Le pays composant le PANEL C, c'est-à-dire les pays d'Afrique de l'Ouest situés entre les limites nord-sud de la bande sahélienne, montrent un degré d'exposition très important aux fluctuations de la pluviométrie. La variance de l'erreur de prévision du PIB est due à 57,70 % à ses propres innovations et la contribution des précipitations augmente fortement (14,85 %). La valeur ajoutée agricole explique une part de la variance de l'erreur de prévision du PIB quasi identique au PANEL B (25,37 %) mais se révèle très sensible aux chocs pluviométriques (30,68 %).

b) Réponses dynamiques du PIB et de la valeur ajoutée agricole aux chocs pluviométriques

Les résultats des fonctions impulsionnelles confirment les faits obtenus par décomposition de la variance. Elles permettent également d'analyser la trajectoire suivie par une variable à la suite d'un choc aléatoire sur une autre variable du modèle. Toute baisse inattendue de la pluviométrie annuelle entraîne une baisse immédiate du PIB ainsi que de la valeur ajoutée agricole et ce, quel que soit le panel de pays considéré.

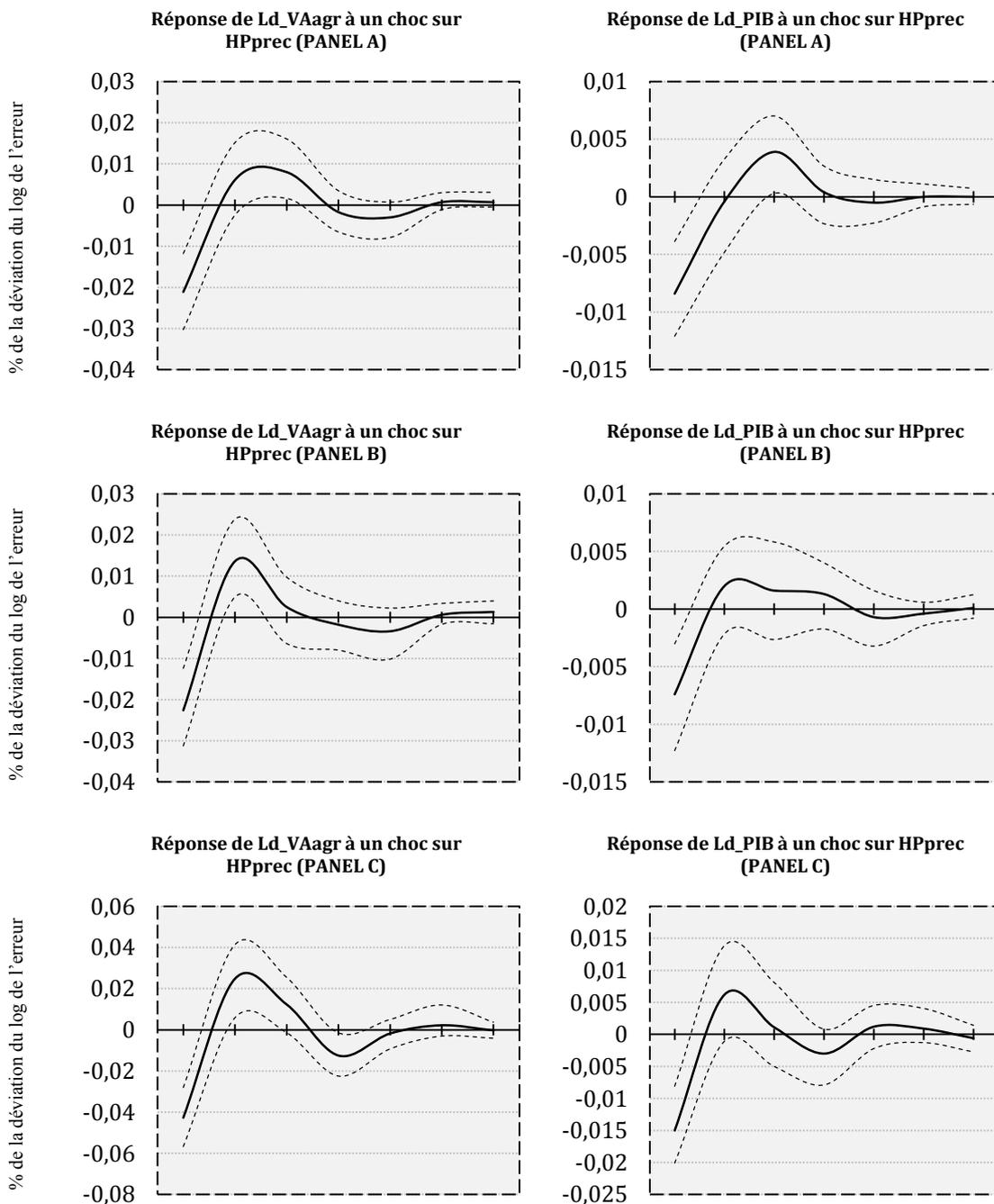
Pour le PANEL A, un choc sur les innovations des précipitations (correspondant à une augmentation d'un écart-type) résulte en une réponse négative immédiate de - 0,84% du PIB et de -2,11% de la valeur ajoutée agricole. Ces deux variables montrent un retour à la normale l'année suivant l'occurrence du choc (soit en S1). Les résultats en ce qui concerne le PANEL B sont quasiment identiques (baisse du PIB immédiate de -0,74% et baisse de la valeur ajoutée agricole immédiate de -2,26%). La forte sensibilité des économies sahéliennes d'Afrique de l'Ouest (PANEL C) aux fluctuations des précipitations est également démontrée par les fonctions impulsionnelles. Un choc aléatoire pluviométrique dans des pays d'Afrique de l'Ouest caractérisés par un climat de type sahélien résulte en une baisse de la valeur ajoutée agricole de -4,27% et de -1,5% du PIB la même année.

TABLEAU 3 : CONTRIBUTION DES CHOCS NÉGATIFS PLUVIOMÉTRIQUES ET RÉPONSES AUX CHOCS NÉGATIFS SUR LES PRÉCIPITATIONS.

	Contribution des fluctuations de la pluviométrie		Réponse immédiate à un choc pluviométrique	
	Valeur ajoutée agricole	PIB	Valeur ajoutée agricole	PIB
Panel A	7,38%	4,26%	-2,11%	-0,84%
Panel B	9,73%	3,67%	-2,26%	-0,74%
Panel C	30,68%	14,85%	-4,27%	-1,5%

Les fonctions impulsionnelles révèlent donc que tout choc négatif sur les précipitations a des conséquences négatives immédiates sur les économies d’Afrique de l’Ouest. Toutefois nous remarquons que l’année suivant l’occurrence du choc pluviométrique est caractérisée par une reprise de la valeur ajoutée agricole. Pour le PANEL A, cette hausse est faible (0,6%). La réponse de la valeur ajoutée agricole au choc pluviométrique est de + 1,36% l’année suivant l’occurrence du choc. En ce qui concerne le PANEL C, le groupe de pays le plus exposé aux chocs pluviométriques, elle augmente considérablement : + 2,9%.

FIGURE 2: GRAPHIQUES DES FONCTIONS IRFS (RÉPONSE À UNE IMPULSION +1 ECART TYPE SUR LES PRÉCIPITATIONS).



Les recherches en microéconomie portant sur les interactions entre climat, pauvreté et vulnérabilité ont mis en évidence que les ménages agricoles dans les pays en développement ont développé la capacité de se prémunir des chocs idiosyncratiques mais également covariants sur les cultures (Kochar, 1999 ; Rosensweig, 1988). Nombre d'études microéconomiques ont montré la contribution des revenus migratoires à la capacité des ménages agricoles à faire face aux chocs climatiques (Yang, 2008 ; Yang, 2007). Néanmoins, peu de faits empiriques ont démontré l'impact positif des transferts de fonds issus de la migration afin d'absorber les chocs de type climatique au niveau macroéconomique.

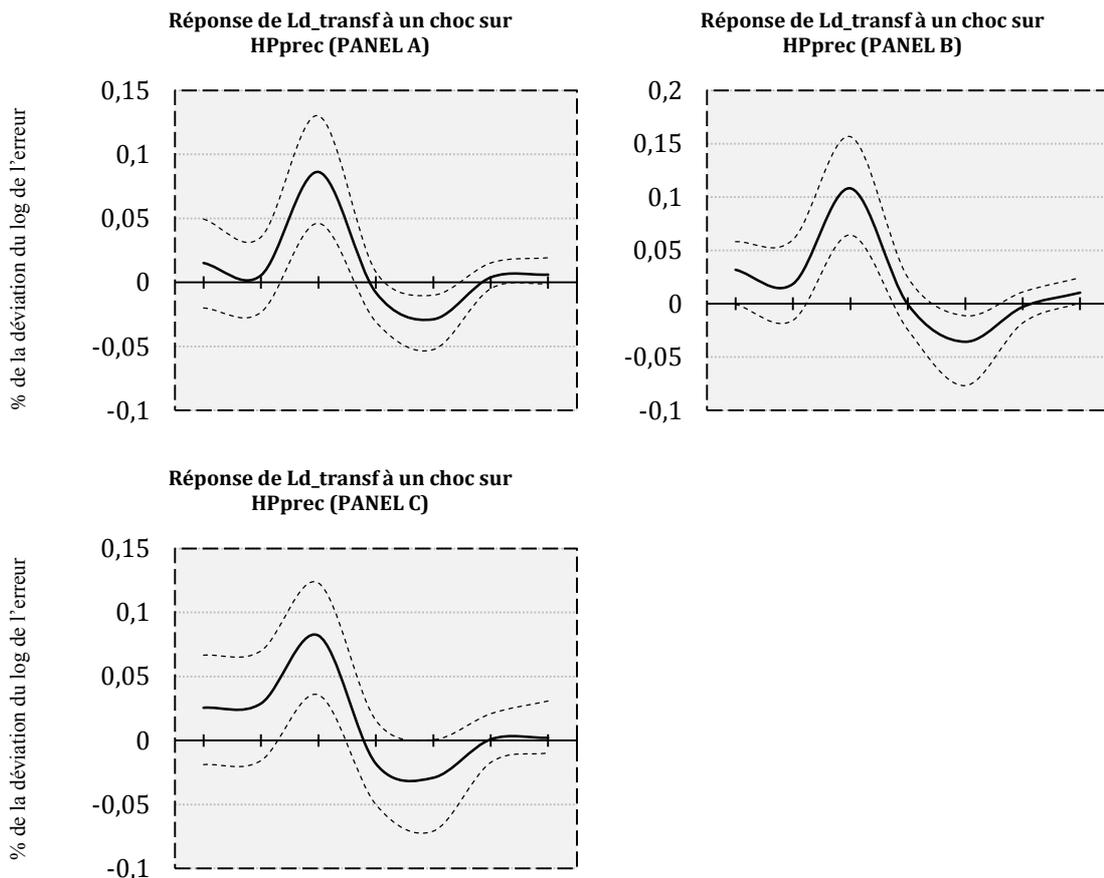
c) La nature contracyclique des transferts fonds vis-à-vis des chocs pluviométriques

Nos résultats mettent en évidence une relation contracyclique entre les transferts de fonds et les chocs pluviométriques. Cette relation contracyclique appuie les thèses microéconomiques selon lesquelles les migrants transfèrent des fonds afin d'aider leur famille restées dans la région d'origine afin de surmonter leur contrainte budgétaire en cas de choc (Azam et Gubert, 2005 ; Yang et Choi, 2007 ; Miller et Paulson, 2007). Les chocs pluviométriques ont cependant des effets différenciés sur la dynamique des envois de fonds perçus, en fonction des panels de pays considérés.

La contribution des différentes variables du modèle dans les fluctuations de transferts de fonds est faible pour le Panel A, comparativement aux deux autres panels : 8,9% de la variance de l'erreur des transferts est expliquée par les innovations de toutes les variables du modèle. Ce résultat signifie que les fluctuations de transferts de fonds dépendent de variables non incluses dans le modèle PVAR. La part des fluctuations de transferts expliquée par les variables du modèle est plus élevée au regard des panels B et Panel C : celle-ci s'élève respectivement à 17,1% et 18,41%. Parmi les différentes variables composant le modèle, les précipitations expliquent la plus grande part des fluctuations des remises de fonds (14,37% pour le Panel B et 12,35% pour le Panel C).

Les résultats des fonctions impulsionnelles confirment la relation contracyclique entre transferts de fonds et chocs pluviométriques. Pour l'ensemble des panels, la réponse des transferts de fonds aux chocs pluviométrique croît entre la première année et la seconde année après l'occurrence du choc (maximum atteint en S2).

FIGURE 3: GRAPHIQUES DES FONCTIONS IRFs (RÉPONSE À UNE IMPULSION +1 ECART TYPE SUR LES PRÉCIPITATIONS).



- i) Panel A : pour un choc négatif (+ 1 écart-type sur les innovations) sur la composante cyclique des précipitations, les transferts augmentent de 8,63 % deux années après l'occurrence du choc.
- ii) Panel B : pour un choc négatif (+ 1 écart-type sur les innovations) sur la composante cyclique des précipitations, les transferts augmentent de 10,82 % deux années après l'occurrence du choc.
- iii) Panel C : pour un choc négatif (+ 1 écart-type sur les innovations) sur la composante cyclique des précipitations, les transferts augmentent de 8,2 % deux années après l'occurrence du choc.

4.2. *Effet de stabilisation des transferts de fonds contre Effet de dépendance*

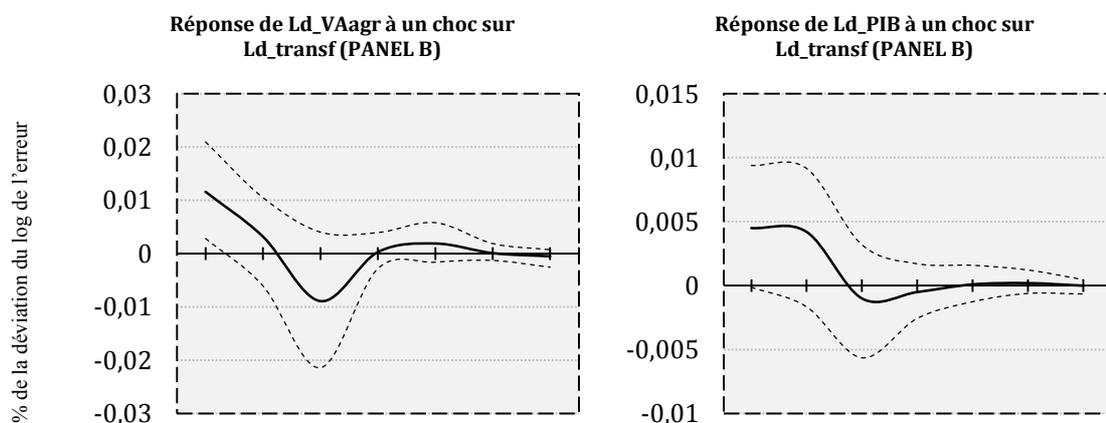
Dans la section précédente, nous avons montré que sur l'ensemble de la période 1980-2009, les transferts de fonds sont contracycliques vis-à-vis de la pluviométrie. Nous avons également montré que les précipitations ont un impact négatif sur la valeur ajoutée agricole et le PIB. Pour autant, la question que nous posons est celle des répercussions de la hausse des transferts après un choc pluviométrique sur ces indicateurs macroéconomiques. Autrement dit, est ce que les transferts de fonds ont des effets d'entraînements sur les performances macroéconomiques à court terme ?

Selon l'OCDE (2006), « Savoir dans quelle mesure la demande supplémentaire induite par les transferts peut être satisfaite en étoffant la production intérieure constitue un facteur déterminant. Selon que l'offre intérieure réagira de manière plus ou moins souple face à l'accroissement de la demande, les transferts de fonds auront des conséquences positives sur l'emploi ou négatives sur l'inflation. Cette souplesse déterminera si il y a lieu ou non d'importer davantage ».

Nos résultats montrent que les chocs positifs sur les transferts de fonds n'entraînent qu'une hausse très faible de la valeur ajoutée agricole et aucune hausse du PIB. Ainsi, les transferts ne favorisent pas l'investissement productif et l'offre intérieure à court terme. Les résultats de la décomposition de l'erreur de prévision de la variance indiquent que le PIB et la valeur ajoutée agricole des pays d'Afrique de l'Ouest sont peu sensibles aux transferts de fonds. Pour le PANEL B, les innovations sur la variable LD_transf expliquent respectivement 3,8% et 2,3% de l'erreur de prévision de LD_VAagr et de LD_PIB. La part de l'erreur de prévision de la valeur ajoutée expliquée par LD_transf augmente au regard du PANEL C (5,5%). Néanmoins, le PIB reste peu sensible aux transferts (1,9%).

Les résultats des fonctions impulsionnelles montrent que tout choc aléatoire positif sur les transferts de fonds résulte en une hausse immédiate de la valeur ajoutée agricole de 1,16% (PANEL B) et 1,85% (PANEL C) mais n'a aucun effet sur le PIB quel que soit le groupe de pays considéré. Ainsi, la hausse des capacités productives consécutivement à l'arrivée de transferts de fonds reste limitée et ce, notamment si nous prenons en compte l'effet négatif des précipitations sur les performances macroéconomiques des pays composant notre PANEL C.

FIGURE 4: GRAPHIQUES DES FONCTIONS IRFS (RÉPONSE À UNE IMPULSION +1 ECART TYPE SUR LES TRANSFERTS DE FONDS).



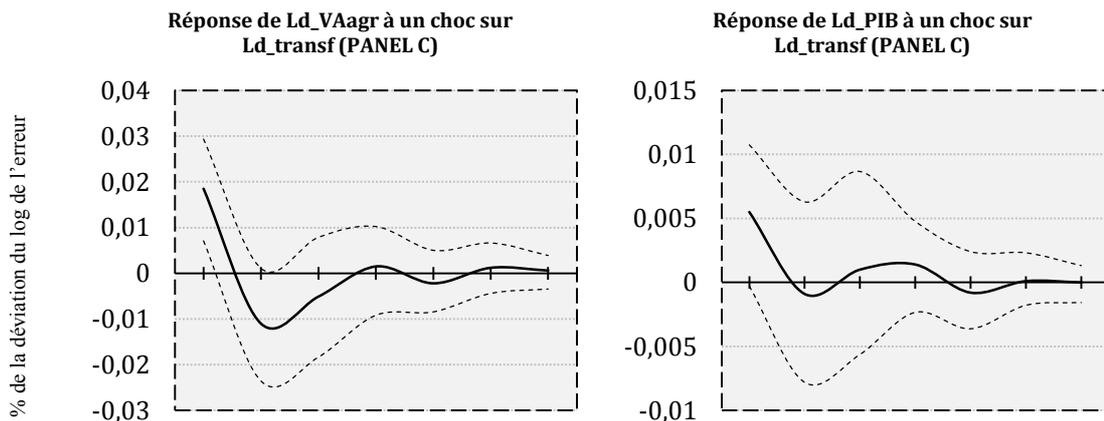


TABLEAU 4 : CONTRIBUTION DES CHOCS POSITIFS SUR LES TRANSFERTS DE FONDS ET RÉPONSES AUX CHOCS POSITIFS SUR LES TRANSFERTS DE FONDS.

	Contribution de LD_prec / Réponse à LD_prec		Contribution de LD_transf / Réponse à LD_transf	
	Valeur Ajoutée agricole	PIB	Valeur Ajoutée agricole	PIB
Panel A	7,38% / -2,11%	4,26% / -0,84%	1,94% / +1,07%	1,30% / -
Panel B	9,73% / -2,26%	3,67% / -0,74%	3,08% / +1,16%	2,30% / -
Panel C	30,68% / -4,27%	14,85% / -1,5%	5,5% / +1,85%	1,87% / -

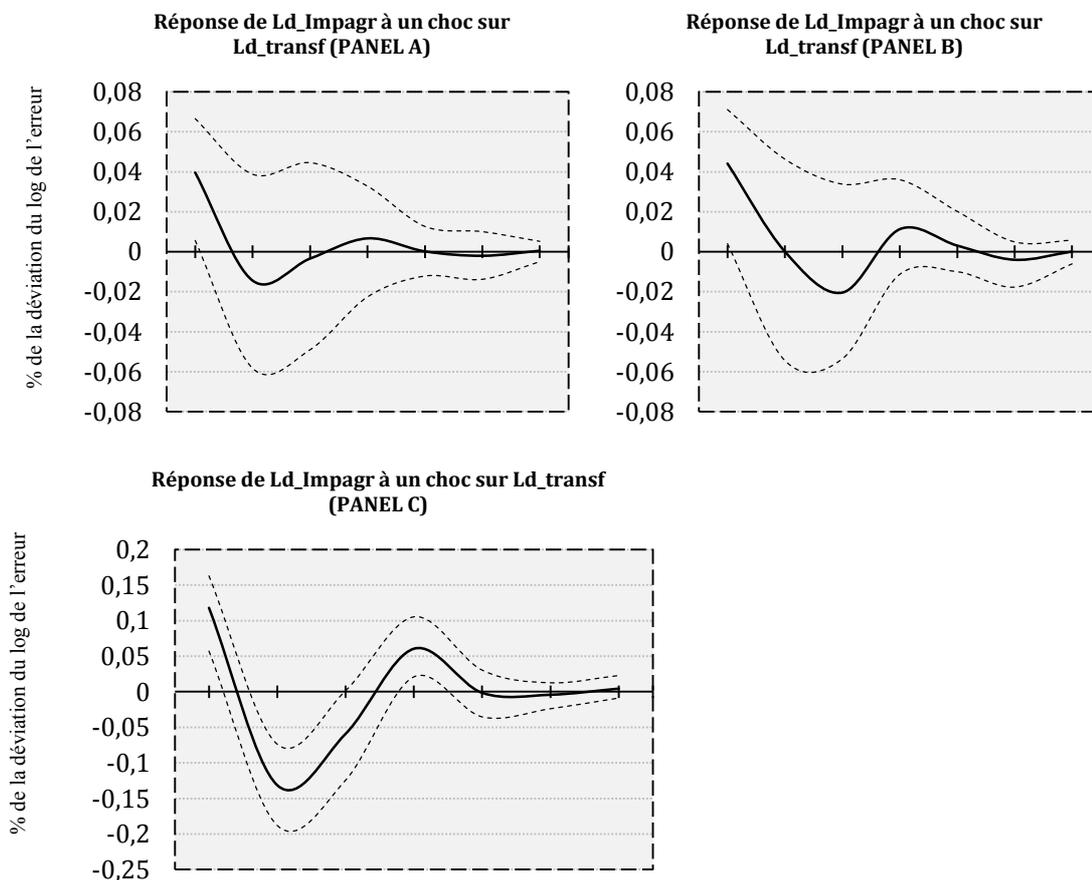
Ce constat a des répercussions à plusieurs échelles d'analyse. Du point de vue microéconomique, tout d'abord. Comme les transferts sont privés, leurs impacts macroéconomiques sont étroitement liés aux comportements des agents. Etant donné la nature contracyclique des transferts vis-à-vis des chocs pluviométriques ainsi que les conséquences négatives de ces derniers sur les capacités de production intérieures, les agents qui perçoivent des transferts de fonds peuvent alors se détourner de leur activité principale et / ou dépenser ces transferts afin de maintenir un niveau de consommation minimal en période de choc.

D'un point de vue macroéconomique, ce maintien de la consommation peut alors passer par l'augmentation des importations, et notamment des importations de biens de première nécessité, en l'absence d'effets d'entraînement des transferts de fonds. Ce phénomène est particulièrement prononcé pour les pays les plus vulnérables aux fluctuations des précipitations. En effet, 35 % des fluctuations des importations agricoles sont expliquées par les innovations des variables du PVAR au regard du PANEL C. Les transferts de fonds expliquent 70 % de la part expliquée des importations (soit 70 % des 35 %). Les résultats des fonctions impulsionnelles pour le PANEL C montrent qu'un choc positif sur les transferts a un impact sur le montant des importations à un horizon de 4 ans après l'occurrence du choc. L'effet immédiat d'un tel choc résulte en une hausse immédiate des importations agricoles de 12%. L'année suivante, les importations deviennent fortement négatives au fur et à mesure que le choc initial sur les transferts de fonds se dilue (-13 % en S1). La réponse reste négative

l'année suivante (S2) puis redevient positive en S3 (+6 %). Ainsi, les transferts de fonds ont-ils des effets persistants sur les importations agricoles qui résultent en une première phase de hausse financée par les transferts puis à un effet négatif des transferts lorsque le choc initial est passé.

L'impact des chocs positifs sur les transferts de fonds sur les importations agricoles des pays composant les panels A et B est a contrario, faible. Les innovations des transferts de fonds expliquent seulement 1,3 % et 2,1 % des fluctuations des importations respectivement pour le panel A et le panel B. Les fonctions impulsionnelles montrent que la réponse des importations à un choc sur les transferts résulte en une hausse immédiate de 4% pour le Panel A et 4,4% pour le Panel B. L'année suivant le choc, la réponse devient non significative.

FIGURE 5: GRAPHIQUES DES FONCTIONS IRFs (RÉPONSE À UNE IMPULSION +1 ECART TYPE SUR LES TRANSFERTS DE FONDS).



Les résultats des fonctions impulsionnelles indiquent que les transferts de fonds permettent aux ménages d'être davantage résilients face à l'occurrence de chocs pluviométriques. Les transferts de fonds permettent aux ménages de maintenir un certain niveau de consommation en période de choc par un processus de lissage intertemporel de leur consommation.

La figure 6a montre, pour l'ensemble des pays d'Afrique de l'Ouest, cette hausse immédiate de la réponse des importations aux transferts ainsi qu'une baisse de la réponse de la production agricole aux précipitations puis à une stabilisation de ces réponses l'année suivant le choc. Toutefois, lorsque nous restreignons notre panel de pays aux pays les plus vulnérables aux fluctuations des précipitations (Figure 6b), nos résultats montrent une perturbation plus importante, engendrée par les chocs sur les précipitations et les transferts de fonds. En effet, alors que la réponse de la valeur ajoutée agricole est négative après une augmentation du déficit pluviométrique, nous observons dans le même temps une augmentation des importations agricoles à la suite d'un « boom » des transferts de fonds. Lorsque le choc pluviométrique et le choc sur les transferts sont dilués, nous assistons conjointement à une reprise de la production agricole interne et à un déclin des importations agricoles. Autrement dit, la réponse des importations agricoles à un choc positif sur les transferts et la réponse de la valeur ajoutée agricole à un choc pluviométrique suivent une perturbation (oscillation) synchrone, mais avec une inversion de phase.

Au niveau macroéconomique, la hausse immédiate des importations agricoles consécutive au « boom » des transferts de fonds couplé au faible effet de ces derniers sur les performances macroéconomiques à court terme confirment l'hypothèse selon laquelle les transferts de fonds peuvent créer une situation de dépendance accentuée en période de choc pluviométrique, notamment dans les économies les plus vulnérables aux fluctuations de la pluviométrie.

FIGURE 6A: RÉPONSE DES IMPORTATIONS A UNE IMPULSION D'UN ÉCART TYPE SUR LES TRANSFERTS (PANEL B).

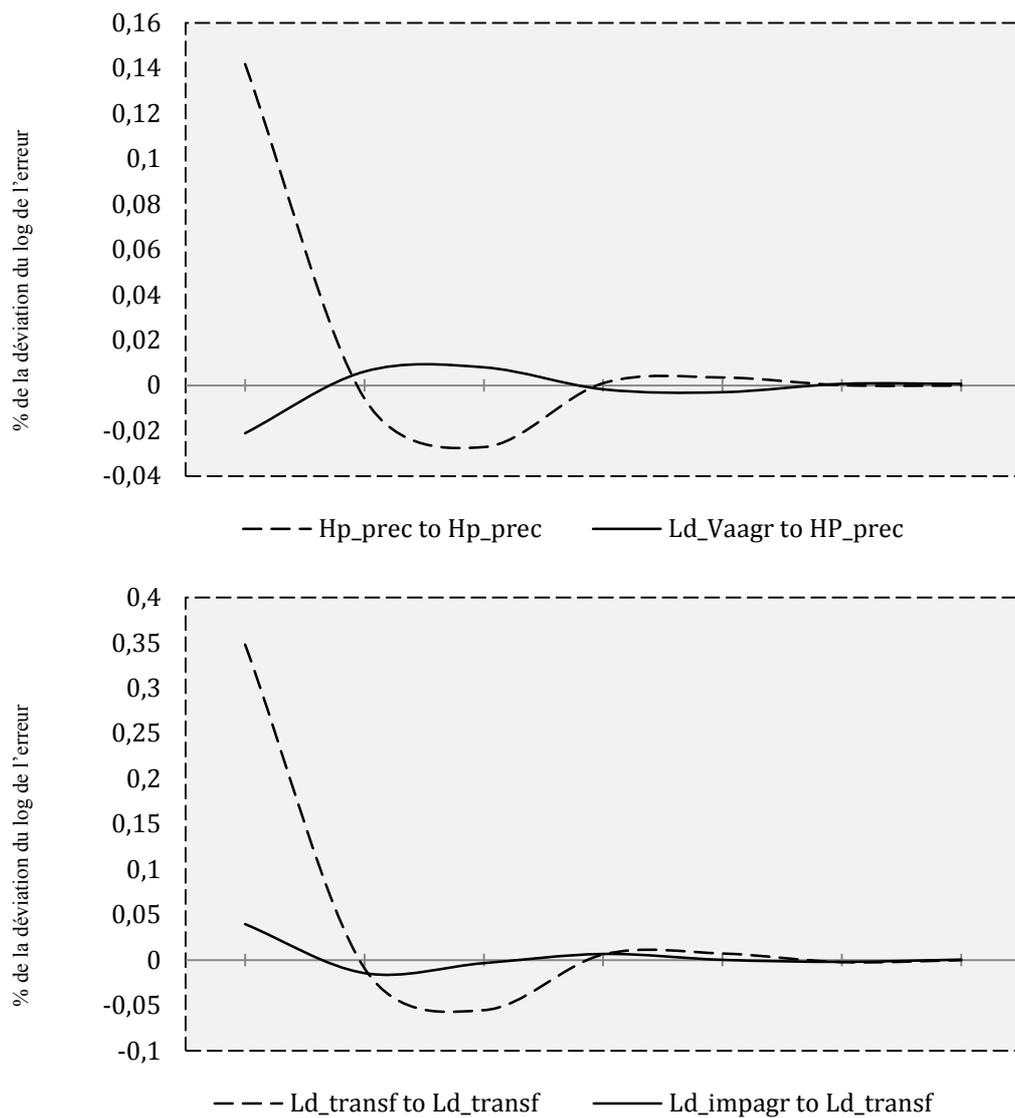
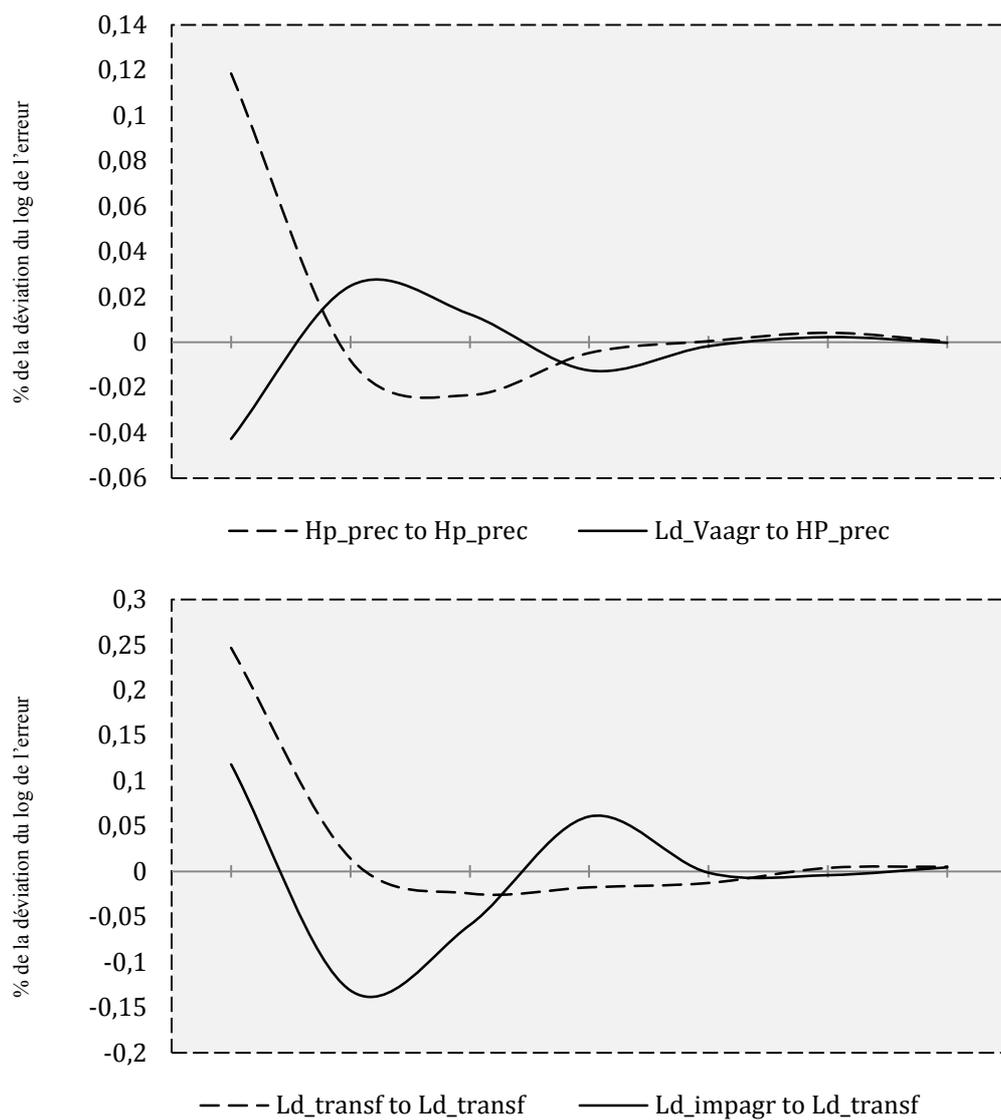


FIGURE 6B: RÉPONSE DES IMPORTATIONS A UNE IMPULSION D'UN ÉCART TYPE SUR LES TRANSFERTS (PANEL C).



5. Conclusion

La représentation des dynamiques suivies par les variables du modèle obtenue à partir de la simulation de chocs nous permet d'aboutir à la série de conclusions suivante :

- i) Les chocs négatifs pluviométriques entraînent une baisse de la production agricole et du PIB à court terme.
- ii) Les transferts sont contracycliques vis-à-vis des chocs pluviométriques et ont un impact positif sur la capacité des ménages à lisser leur consommation dans le temps.
- iii) Ce maintien de la consommation passe par une hausse des importations de biens de première nécessité, en l'absence de retombée positives des transferts sur l'appareil productif à court terme.
- iv) L'affaiblissement de la production locale après l'occurrence d'un choc négatif sur les précipitations peut créer une situation de dépendance vis-à-vis des transferts, afin de financer ce maintien de la consommation par les importations.

Nos résultats montrent que les chocs pluviométriques ont eu un impact macroéconomique significatif au cours de la période 1980 – 2009 dans les pays d'Afrique de l'Ouest. Le PIB par tête ainsi que les transferts de fonds s'avèrent sensibles à toute diminution des précipitations à court terme. Un choc pluviométrique entraîne une baisse immédiate de la valeur ajoutée agricole et du PIB ainsi qu'une hausse des transferts de fonds entre la première et la seconde année suivant l'occurrence du choc. Cette relation est plus marquée lorsque notre échantillon de pays est restreint à l'ensemble des pays d'Afrique de l'Ouest caractérisés par un climat de type sahélien. Malgré l'existence d'une relation contracyclique des transferts vis-à-vis des précipitations, nous montrons que les envois de fonds des migrants établis à l'étranger peuvent avoir des conséquences macroéconomiques néfastes sur l'économie.

En effet, les transferts de fonds peuvent déboucher sur une situation de dépendance accrue des économies régionales. D'un point de vue microéconomique, l'effet négatif des transferts de fonds s'exprime par la dépendance de certains ménages à cette source de revenu. Lorsque les transferts de fonds sont dépensés afin de subvenir aux besoins essentiels du ménage, la relation pauvreté-migration-transferts peut s'emballer, notamment si les transferts n'ont plus pour fonction de lisser la consommation des ménages mais contribuent à l'adoption de nouvelles habitudes de consommation. D'un point de vue macroéconomique, une dépendance peut apparaître si les ménages dépendent trop fortement des transferts, si bien qu'ils sont totalement dépensés en biens de consommations de première nécessité. Ils peuvent ainsi favoriser une augmentation de la demande supérieure aux capacités de production de l'économie, ne contribuant que peu ou pas à la hausse des capacités productives du pays. Cette asymétrie peut être d'autant plus forte du fait de la nature contracyclique des transferts vis-à-vis des chocs pluviométriques. Ces derniers ayant des répercussions négatives sur la

production agricole, le prix des biens de première nécessité augmente. L'augmentation de la demande pour ces biens est soutenue par l'arrivée souvent massive de transferts de fonds. Il en résulte une hausse des importations en biens agricoles de première nécessité agissant alors comme une véritable contrainte extérieure sur les économies les plus vulnérables aux chocs pluviométriques.

Malgré leur impact positif sur la capacité des ménages à lisser leur consommation dans le temps, les transferts de fonds favorisent une hausse des importations de biens agricoles de première nécessité. En effet nos résultats indiquent que tout choc positif sur les transferts entraîne une faible augmentation de la valeur ajoutée agricole, sans impact significatif sur le PIB. Ainsi, l'effet d'entraînement des transferts de fonds est faible à court terme. La contribution de ces derniers aux fluctuations des importations apparaît élevée puisqu'ils expliquent 21,4 % des fluctuations des importations agricoles des pays sahéliens de la zone. Une hausse de l'ordre de 25 % des transferts de fonds provoque une augmentation immédiate des importations agricoles de 13 % alors qu'un choc pluviométrique conduit à une baisse immédiate de la production agricole dans les pays sahéliens d'Afrique de l'Ouest de l'ordre de -4,27 %. Ces fluctuations des précipitations expliquent près de 30,68 % des fluctuations de la production agricole.

Ainsi, les transferts de fonds permettent-ils d'accroître la résilience des Etats face aux chocs négatifs sur les précipitations, en maintenant la consommation des ménages. Toutefois, ce lissage de la consommation passe par l'augmentation des importations en l'absence de répercussions positives sur les capacités de production internes à court terme.

Bibliographie

- Adams R.H. (1998). "Remittances, Investment, and Rural Asset Accumulation in Pakistan". *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 47(1), pages 155-73, October.
- Agarwal R. et Horowitz A.W. (2002). "Are International Remittances Altruism or Insurance? Evidence from Guyana Using Multiple-Migrant Households". *World Development*, Elsevier, vol. 30(11), pages 2033-2044, November.
- Azam J.P. et Gubert F. (2005). "Migrant Remittances and Economic Development in Africa: A Review of Evidence". IDEI Working Papers 354, Institut d'Économie Industrielle (IDEI), Toulouse.
- Breitung J. (2000). "The local power of some unit root tests for panel data". *Advances in Econometrics*.
- Bugamelli M. et Paterno F. (2008). "Output growth volatility and remittances". *Tem di discussione (Economic working papers) 673*, Bank of Italy, Economic Research Department.
- Chami R. et al. (2008). "Macroeconomic Consequences of Remittances". IMF Occasional Paper 259, IMF, Washington, DC.
- Clarke G. et Wallsten S. (2004). "Do Remittances Protect Household in Developing Countries against Shocks? Evidence from a Natural Disaster in Jamaica". Mimeo, World Bank, Washington, DC.
- Daffé G. (2009). "International Finance for Development in Africa (IFDA)". Edition: Trade, Investment, Debt, Aid, and Remittances (<http://www.cespi.it/PDF/IFDA>).
- Ebeke C. (2010). « Transferts des migrants, ouverture sur l'extérieur et dépenses publiques dans les pays en développement ». Working Papers 201011, CERDI.
- EM-DAT: The OFDA/CRED International Disaster Database - www.em-dat.net – Université Catholique de Louvain - Brussels – Belgium.
- Fafchamps M. et Lund S. (2003). "Risk-sharing networks in rural Philippines". *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 71(2), pages 261-287, August.
- Findley S. E. (1994). "Does drought increase migration? A study of migration from rural Mali during the 1983-1985 Drought". In: *International Migration Review* 25 (3): 539-553.
- Fomby T., Ikeda Y. et Loayza. N. (2009). "The Growth Aftermath of Natural Disasters." World Bank Policy Research Working Paper 5002. Washington, DC, United States: The WorldBank.

Glytsos N.P. (1993). "Measuring the Income Effects of Migrant Remittances: A Methodological Approach Applied to Greece", *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 42(1).

Gupta P. (2005). "Macroeconomic Determinants of Remittances: Evidence from India". IMF Working Papers 05/224, International Monetary Fund.

Gupta S., Pattillo C. et Wagh C. (2007). "Impact of Remittances on Poverty and Financial Development in Sub-Saharan Africa", International Monetary Fund, Working Paper 07/38.

Hallegatte S. et Dumas P. (2009). "Can natural disasters have positive consequences? Investigating the role of embodied technical change". *Ecological Economics*, Elsevier, vol. 68(3), pages 777-786, January.

Heger M., Julca A. et Paddison O. (2008). "Analysing the Impact of Natural Hazards in Small Economies: The Caribbean Case". Working Papers RP2008/25, World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER).

Henry S., Schoumaker B. et Beauchemin C. (2004). "The impact of rainfall on the first out-migration, a multi-level event-history analysis in Burkina Faso". *Population and Environment* 25, 423-460.

Hochrainer S. (2009). "Assessing the Macroeconomic Impacts of Natural Disasters – Are there Any?". World Bank Policy Research Working Paper 4968. Washington, DC.

Hurlin C. et Mignon V. (2006). « Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel ». Post-Print halshs-00078770, HAL.

Im K. S., Pesaran M. H. et Shin Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels". *Journal of Econometrics* 115: 53-74.

IMF (2005). *World Economic Outlook April 2005: Globalization and External Imbalances*. International Monetary Fund.

Jovičić M. et Mitrović R.D. (2006). "Macroeconomic Analysis of Causes and Effects of Remittances: A Panel Model of the SEE Countries and a Case Study of Serbia". The wiiw Balkan Observatory Working Papers 063, The Vienna Institute for International Economic Studies, wiiw.

Levin A., Lin C. F. et Chu C.S. J. (2002). "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties". *Journal of Econometrics* 108: 1-24.

Loayza N. E., Olaberría J., Rigolini et Christiansen L. (2009). "Natural Disasters and Growth-Going Beyond the Averages". World Bank Policy Research Working Paper 4980. Washington, DC, United States: The World Bank.

L'Hôte Y., Dubreuil P. et Lericque J. (1996). « Carte des types de climats en Afrique noire à l'ouest du Congo : rappels et extension aux régimes hydrologiques ». In : Chevallier Pierre

(ed.), Pouyaud Bernard (ed.). L'hydrologie tropicale : géosciences et outil pour le développement : mélanges à la mémoire de Jean Rodier. Wallingford : AISH, pages 55–65.

Love I. et Zicchino L. (2006). “Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence for a Panel VAR”. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, pp. 190-210.

Lucas R.E.B. et Stark O. (1985). “Motivations to remit: Evidence from Botswana”. *Journal of Political Economy*, 93(5):901–18.

Lütkepohl H. (1993). “Introduction to Multiple Time Series Analysis”. Springer-Verlag.

Maddala G.S. et Wu S. (1999). “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 61(0), pages 631-52, Special I.

Morduch J. (1994). “Poverty and Vulnerability”. *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 84(2), pages 221-25, May.

Neagu I. et Schiff M. (2009). “Remittance Stability, Cyclicalité and Stabilizing Impact in Developing Countries”. *World Bank Policy Research Working Paper 5077*.

Noy I. (2009). “The Macroeconomic Consequences of Disasters”. *Journal of Development Economics* 88(2): 221-231.

Noy I. et Cavallo E. (2009). “The Economics of Natural Disasters: A Survey”. *Research Department Publications 4649*, Inter-American Development Bank, Research Department.

Noy I. et Nualsri. A. (2007). “What do Exogenous Shocks tell us about Growth Theories?”. *University of Hawaii Working Paper 07-28*.

Ogallo L., Boulahya M. et Keane T. (2000). “Applications of seasonal to interannual climate prediction in agricultural planning and operations”. *Agricultural and Forest Meteorology*, 103:159–166.

Paxson C.H. (1992). “Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Transitory Income in Thailand”. *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 82(1), pages 15-33, March.

Pesaran M.H. (2007). “A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence”. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2):265–312.

Phillips P., Moon H.R. et Perron B. (2004). “Incidental Trends and the Power of Panel Unit Root Tests”. *Yale School of Management Working Papers ysm414*, Yale School of Management.

Raddatz C. (2007). “Are external shocks responsible for the in stability of output in low income countries?”. *Journal of Development Economics*, Vol. 84(1):155-18 7.

Raddatz C. (2009). "The Wrath of God: Macroeconomic Costs of Natural Disasters". World Bank Policy Research Working Paper, World Bank, Washington, DC.

Rapoport H. et Docquier F. (2006). "The Economics of Migrants' Remittances". Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism, Elsevier.

Ratha D. (2003). "Worker's Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance". Global Developing Finance 2003, World Bank, pp. 157- 175.

Sayan S. (2006). "Business Cycles and Workers' Remittances: How Do Migrant Workers Respond to Cyclical Movements of GDP at Home?". IMF Working Paper WP/06/52. International Monetary Fund, Washington.

Sims C.A. (1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48(1):1-48.

Skidmore M. et Toya H. (2007). "Economic development and the impacts of natural disasters". *Economic Letters* 94; 20-25.

Skidmore M. et Toya H. (2002). "Do Natural Disasters Promote Long-run Growth?". *Economic Inquiry* 40(4): 664-687.

Taylor E.J. (1999). "The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration Process". *International Migration*, 37(1):63-88.

Townsend R.M. (1994). "Risk and Insurance in Village India". *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 62(3), pages 539-91, May.

UNDP (2004). "Reducing Disaster Risk: A Challenge for Development". Bureau for Crisis Prevention and Recovery. New York, UNDP edition.

World Bank (2005). "Global Economic Prospects 2006: "Economic Implications of Remittances and Migration". World Bank, Washington, DC.

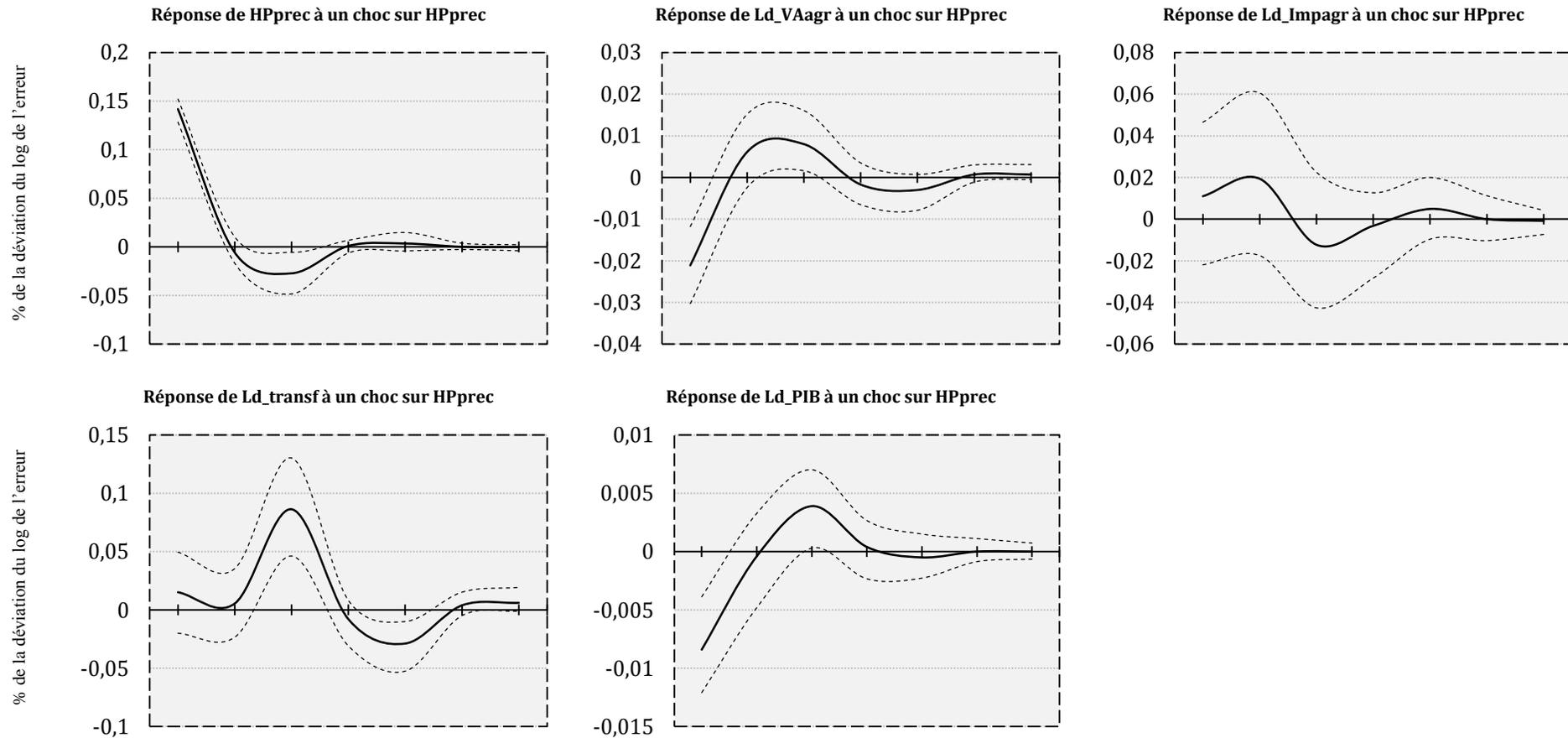
Yang D. (2008). "International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks". *Economic Journal*, *Royal Economic Society*, vol. 118(528), pages 591-630, 04.

Yang D. et Choi H. (2005). "Are Remittances Insurance? Evidence from Rainfall Shocks in the Philippines". Working Papers 535, Research Seminar in International Economics, University of Michigan.

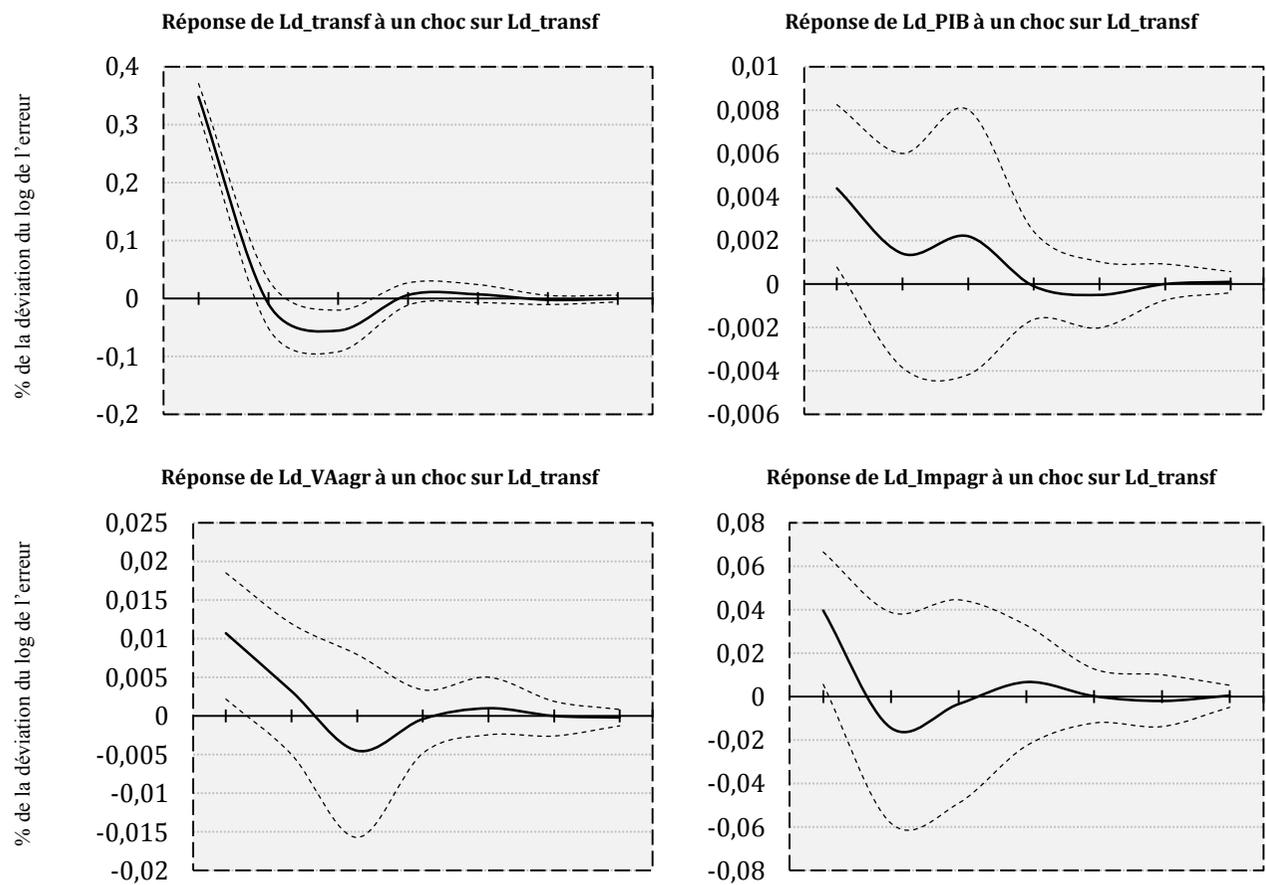
Annexe 1. Graphiques des fonctions impulsionnelles

Les fonctions impulsionnelles estimées sont en traits pleins et les intervalles de confiance de 95% correspondants en pointillés. Les intervalles de confiance sont générés par simulation de Monte Carlo avec 150 répétitions. La réponse d'une variable par rapport à elle-même correspond à l'impulsion ; soit à la trajectoire du choc subi par les autres variables du modèle PVAR.

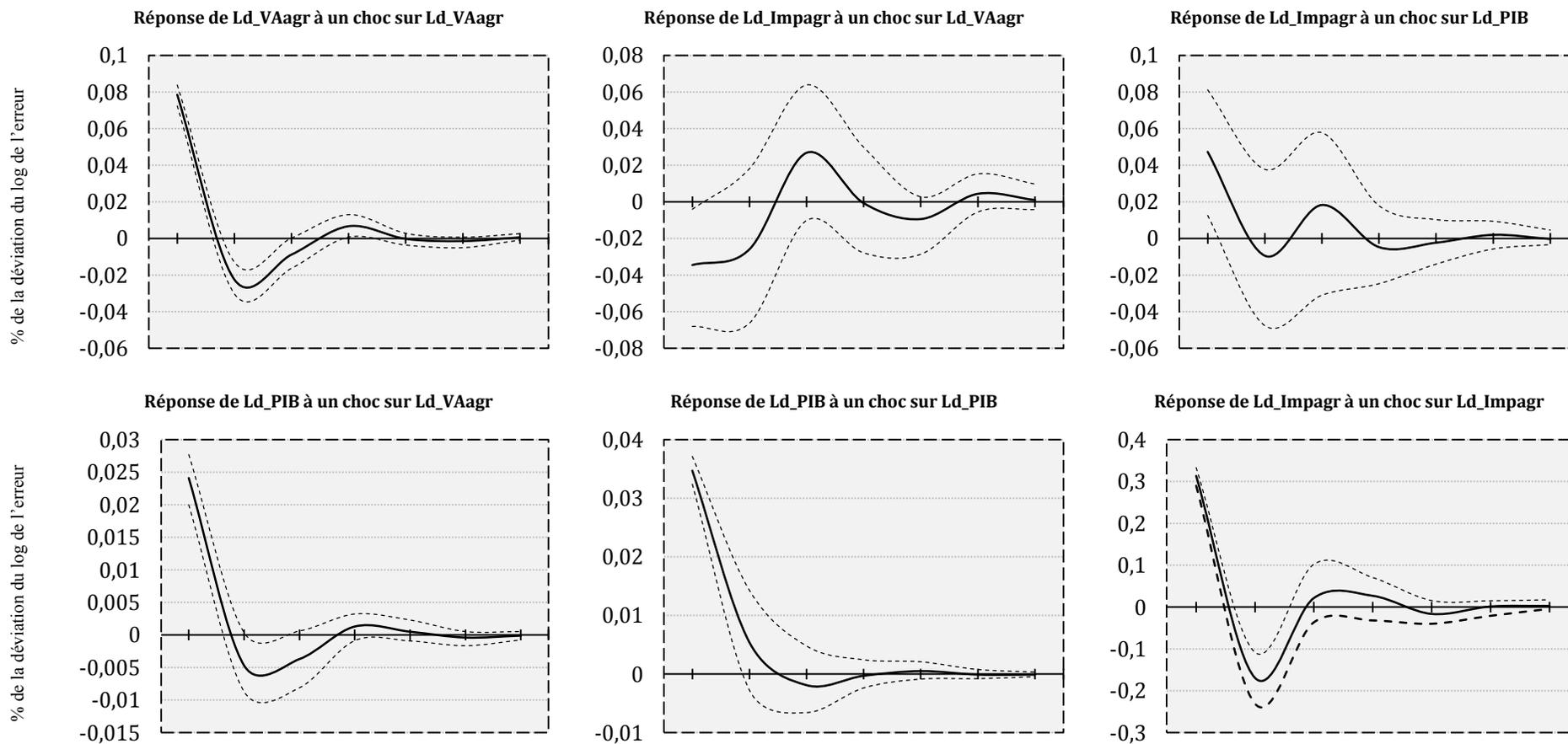
Annexe 1.A.1. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur HPprec (PANEL A)



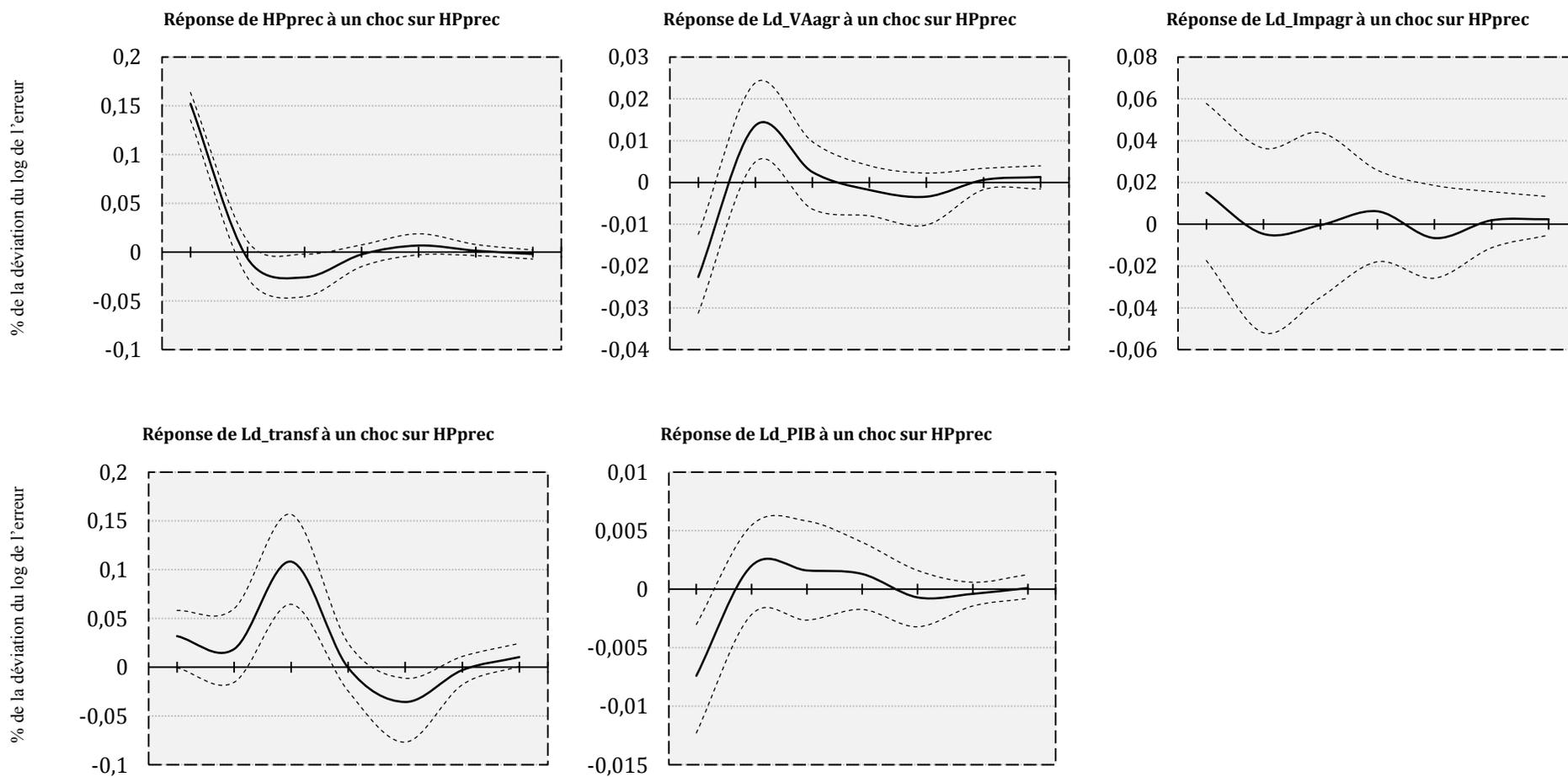
Annexe 1.A.2. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur Ld_transf (PANEL A)



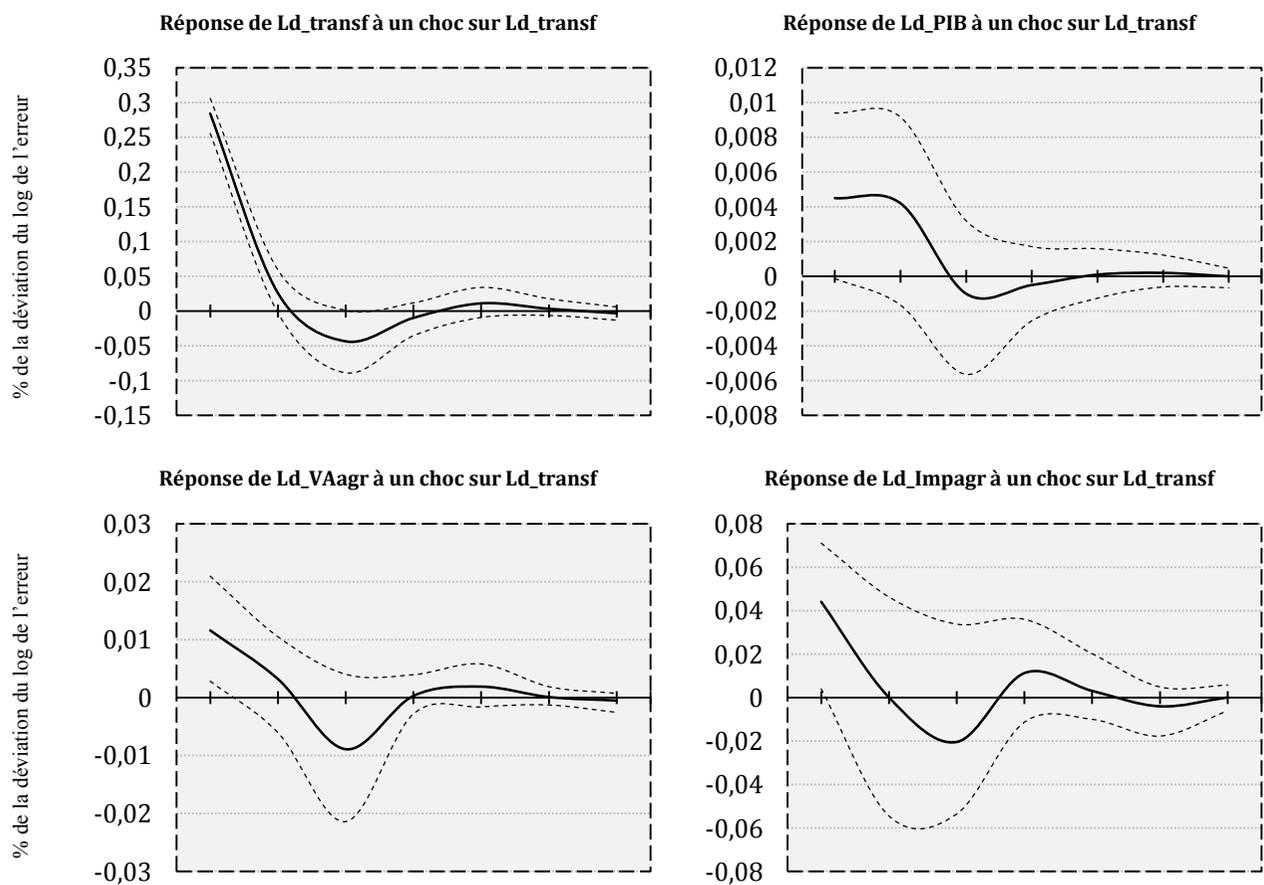
Annexe 1.A.3. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur Ld_VAagr, Ld_PIB et Ld_Impagr (PANEL A)



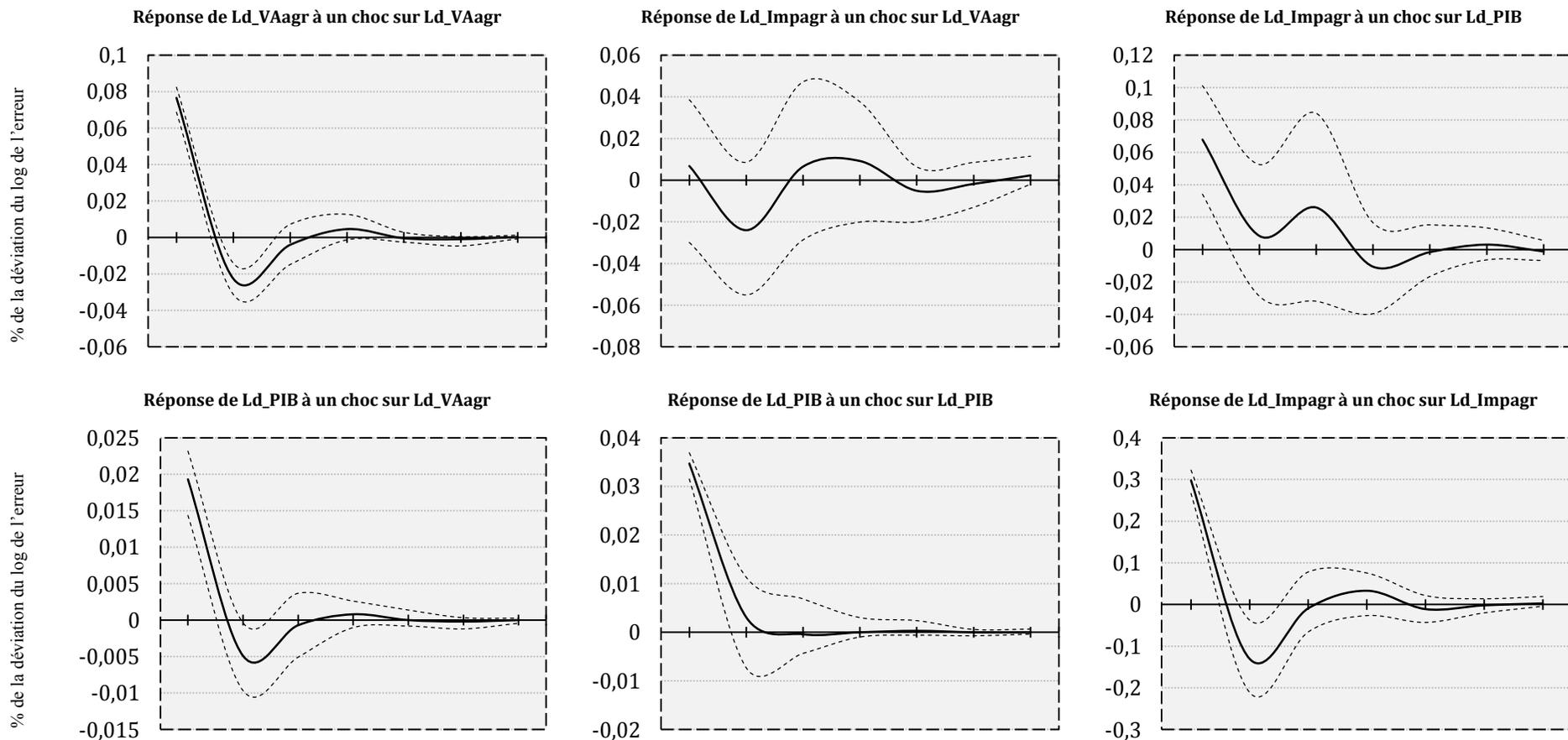
Annexe 1.B.1. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur HPprec (PANEL B)



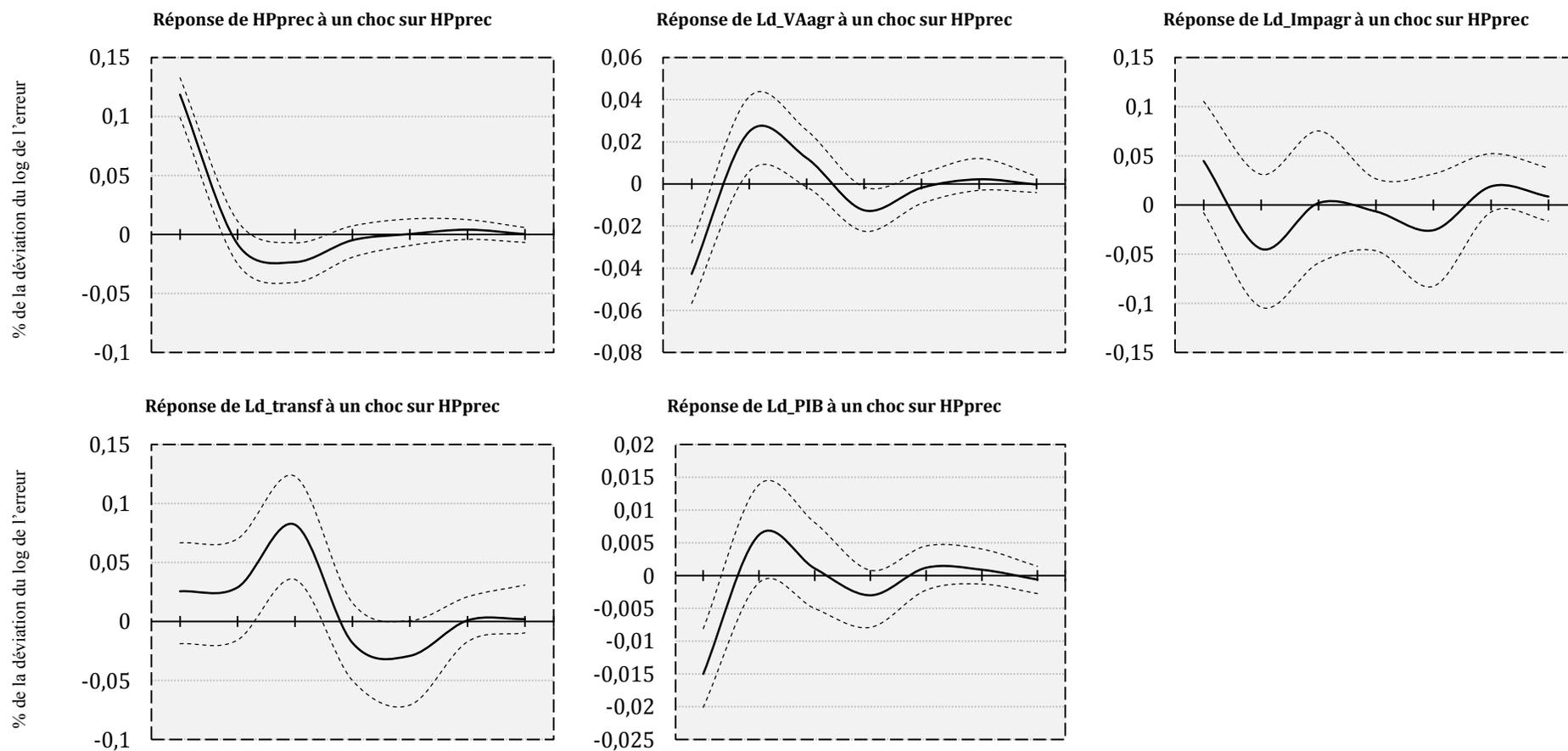
Annexe 1.B.2. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur Ld_transf (PANEL B)



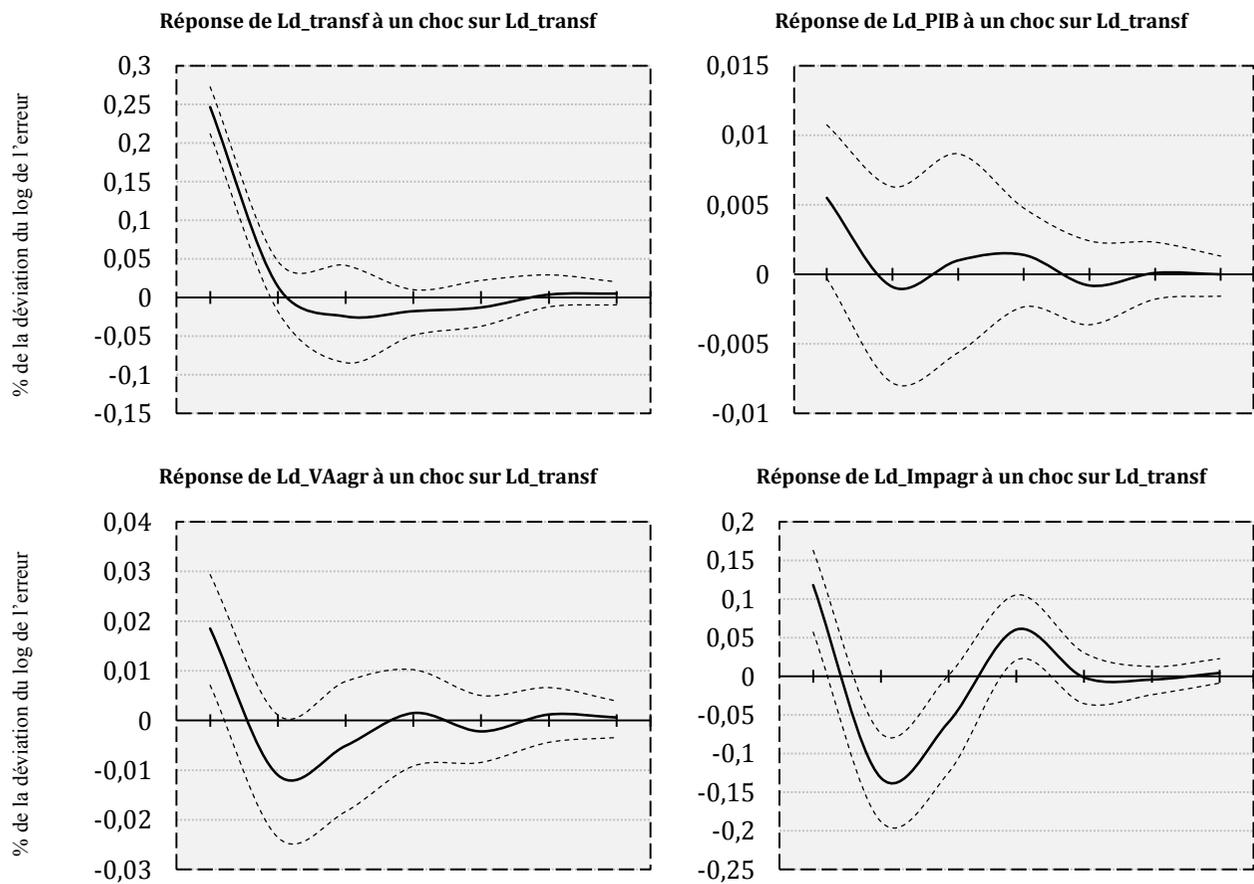
Annexe 1.B.3. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur Ld_VAagr, Ld_PIB et Ld_Impagr (PANEL B)



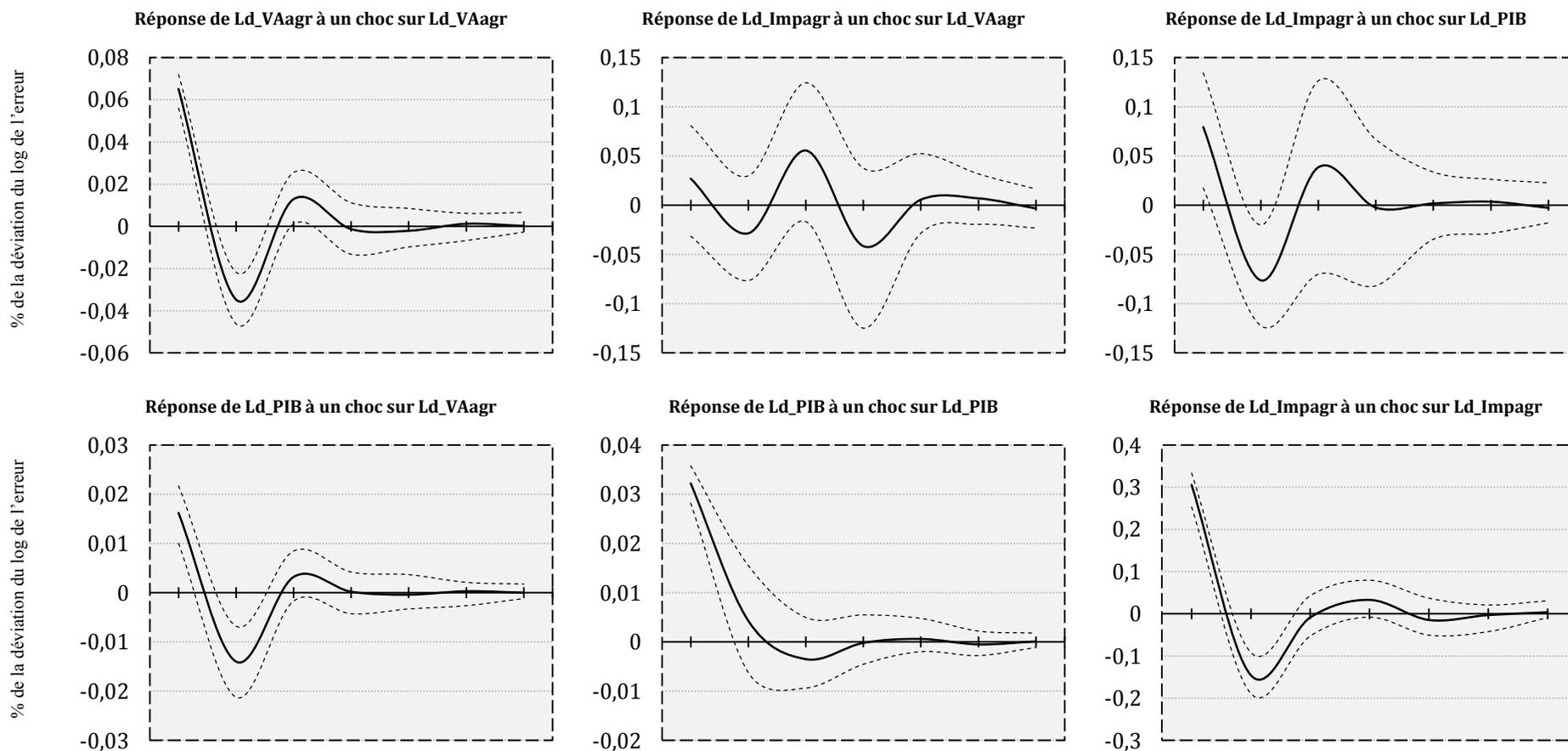
Annexe 1.C.1. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur HPprec (PANEL C)



Annexe 1.C.2. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur Ld_transf (PANEL C)



Annexe 1.C.3. Graphiques des fonctions impulsionnelles orthogonalisées: Réponses à un choc (+ 1 écart type) sur Ld_VAagr, Ld_PIB et Ld_Impagr (PANEL C)



Annexe 2. Tableau des fonctions impulsionnelles

Annexe 2.A. Résultats des fonctions impulsionnelles (PANEL A)

s	Variables	HPprec	Ld_transf	Ld_vaagr	Ld_pib	Ld_impagr
0	HPprec	0,1418**	0	0	0	0
1	HPprec	-0,0058**	-0,0038	0,0029	-0,0024	0,0085
2	HPprec	-0,0272**	-0,0032	-0,0104	-0,0019	0,0065
3	HPprec	0,001	0,0003	0,0011	-0,0003	-0,0081
4	HPprec	0,0035	0,0014	0,0042	0,0012	-0,0002
5	HPprec	0,0001	0,0001	-0,0011	0	0,0027
6	HPprec	-0,0001	-0,0004	-0,001	-0,0003	-0,0007
0	Ld_transf	0,0152	0,348**	0	0	0
1	Ld_transf	0,0055	-0,0091**	-0,0257	0,0347	-0,0086
2	Ld_transf	0,0863**	-0,0553**	0,0231	0,0125	-0,0059
3	Ld_transf	-0,0079**	0,0061	0,0054	-0,0067	0,0158
4	Ld_transf	-0,0288**	0,0072	-0,0165	-0,0045	0,0045
5	Ld_transf	0,0039	-0,0023	0,0019	0,0012	-0,0104
6	Ld_transf	0,0061	-0,0002	0,0064	0,0017	0,0005
0	Ld_vaagr	-0,0211**	0,0107**	0,0785**	0	0
1	Ld_vaagr	0,0061**	0,0032	-0,0224**	0,0028	0,0047
2	Ld_vaagr	0,008**	-0,0045	-0,0088**	-0,0017	0,0024
3	Ld_vaagr	-0,0017	-0,0004	0,0067**	-0,0004	-0,0042
4	Ld_vaagr	-0,003	0,001	-0,0002	0,0005	0,0019
5	Ld_vaagr	0,0007	0	-0,0014	-0,0002	0,0003
6	Ld_vaagr	0,0007	-0,0002	0,0006	0	-0,0009
0	Ld_pib	-0,0084**	0,0044**	0,0241**	0,0347**	0
1	Ld_pib	-0,0004	0,0014	-0,0047**	0,0054	0,0037
2	Ld_pib	0,0039	0,0022	-0,0037	-0,0019	0,0029
3	Ld_pib	0,0004	-0,0001	0,0013	-0,0003	-0,0027
4	Ld_pib	-0,0005	-0,0005	0,0005	0,0005	0,0006
5	Ld_pib	0	0	-0,0004	-0,0001	0,0005
6	Ld_pib	0	0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0003
0	Ld_impagr	0,011	0,0396**	-0,0345*	0,0473**	0,3134**
1	Ld_impagr	0,0194	-0,0144	-0,0259	-0,0094	-0,1693**
2	Ld_impagr	-0,0123	-0,0034	0,0268	0,0183	0,0216
3	Ld_impagr	-0,0032	0,0067	-0,0007	-0,0047	0,0269
4	Ld_impagr	0,0049	0,0002	-0,0094	-0,0023	-0,0164
5	Ld_impagr	0	-0,002	0,0044	0,002	0,0013
6	Ld_impagr	-0,0008	0,0005	0,001	-0,0003	0,0026

¹** Significatif au seuil de 5%.

² Intervalles de confiance générés par simulation de Monte Carlo avec 150 répétitions.

Annexe 2.B. Résultats des fonctions impulsionnelles (PANEL B)

s	Variables	HPprec	Ld_transf	Ld_vaagr	Ld_pib	Ld_impagr
0	HPprec	0,1521**	0	0	0	0
1	HPprec	-0,0065**	-0,0069	0,0091	0,0069	0,0058
2	HPprec	-0,0258**	0,0062	-0,0066	0,0055	0,0114
3	HPprec	-0,0023	0,0018	-0,002	-0,0002	-0,0073
4	HPprec	0,0068	-0,0017	0,0019	0	-0,0021
5	HPprec	0,0015	-0,0002	0,0007	-0,0005	0,0027
6	HPprec	-0,0019	0,0004	-0,0006	0,0001	0,0001
0	Ld_transf	0,0319	0,2840**	0	0	0
1	Ld_transf	0,0186	0,0258**	-0,0388	0,0225	0,009
2	Ld_transf	0,1082**	-0,0434**	-0,0054	0,0064	0,0097
3	Ld_transf	-0,0006	-0,0097	0,0177	0,0034	-0,0034
4	Ld_transf	-0,0356**	0,0112	-0,0037	0,0043	0,0076
5	Ld_transf	-0,003	0,0034	-0,0049	-0,0009	-0,0026
6	Ld_transf	0,0104	-0,003	0,0018	-0,0007	-0,0039
0	Ld_vaagr	-0,0226**	0,0116**	0,0766**	0	0
1	Ld_vaagr	0,0136**	0,0032	-0,0226**	-0,0005	0,0013
2	Ld_vaagr	0,0025	-0,0089	-0,004	-0,0002	0,0039
3	Ld_vaagr	-0,0018	0,0003	0,0046	0,0001	-0,0028
4	Ld_vaagr	-0,0034	0,0019	-0,0004	0,0004	-0,0001
5	Ld_vaagr	0,0006	0,0001	-0,0009	-0,0003	0,0008
6	Ld_vaagr	0,0013	-0,0005	0,0003	-0,0001	-0,0006
0	Ld_pib	-0,0074**	0,0045	0,0193**	0,0347	0
1	Ld_pib	0,002	0,0042	-0,0049**	0,0031	0,0002
2	Ld_pib	0,0016	-0,001	-0,0007	-0,0004	0,0021
3	Ld_pib	0,0013	-0,0005	0,0008	0	-0,0009
4	Ld_pib	-0,0007	0,0001	0	0,0003	0
5	Ld_pib	-0,0004	0,0002	-0,0002	0	0,0004
6	Ld_pib	0,0001	0	0	0	-0,0002
0	Ld_impagr	0,0151	0,0441**	0,0068	0,0679**	0,2977**
1	Ld_impagr	-0,0046	0,0001	-0,024	0,0085	-0,1304**
2	Ld_impagr	-0,0004	-0,0204	0,0065	0,026	-0,0092
3	Ld_impagr	0,0062	0,0113	0,0092	-0,0105	0,033
4	Ld_impagr	-0,0066	0,0031	-0,0051	-0,0015	-0,0111
5	Ld_impagr	0,0019	-0,004	-0,0018	0,0031	-0,002
6	Ld_impagr	0,0024	0,0001	0,0023	-0,0011	0,0025

¹** Significatif au seuil de 5%.

² Intervalles de confiance générés par simulation de Monte Carlo avec 150 répétitions.

Annexe 2.C. Résultats des fonctions impulsionnelles (PANEL C)

s	Variables	HPprec	Ld_transf	Ld_vaagr	Ld_pib	Ld_impagr
0	HPprec	0,1185**	0	0	0	0
1	HPprec	-0,0081**	-0,004	0,0107	0,0013	-0,0001
2	HPprec	-0,0234**	-0,0082	-0,0136	0,003	0,0151
3	HPprec	-0,0048	-0,0043	0,0024	-0,0067	-0,0065
4	HPprec	0,0004	0,0018	0,0046	0,0035	-0,0068
5	HPprec	0,0041	0,0047	-0,003	0,0029	0,0041
6	HPprec	0,0003	0,0003	-0,0005	-0,0018	0,0009
0	Ld_transf	0,0256	0,2465**	0	0	0
1	Ld_transf	0,0289	0,0142**	0,0017	0,0482**	-0,0137
2	Ld_transf	0,082**	-0,0244	-0,0018	-0,0186	0,032
3	Ld_transf	-0,0181	-0,0176	0,0035	-0,0247	-0,0023
4	Ld_transf	-0,0291**	-0,0128	0,0006	0,0064	-0,0009
5	Ld_transf	0,0009	0,0038	-0,0021	0,0017	-0,0022
6	Ld_transf	0,0021	0,0051	0,0018	0,0019	-0,0037
0	Ld_vaagr	-0,0427**	0,0185**	0,0651**	0	0
1	Ld_vaagr	0,0248**	-0,011	-0,0347**	0,0003	-0,0024
2	Ld_vaagr	0,0123**	-0,0051	0,0129**	-0,0074	0,0043
3	Ld_vaagr	-0,0125**	0,0015	-0,0013	0,0002	-0,0018
4	Ld_vaagr	-0,0018	-0,0022	-0,0021	0,0025	0,0014
5	Ld_vaagr	0,0022	0,0012	0,0012	-0,0014	-0,0014
6	Ld_vaagr	-0,0003	0,0006	0,0002	0,0009	-0,0005
0	Ld_pib	-0,015**	0,0055	0,0162**	0,0322	0
1	Ld_pib	0,0062	-0,0009	-0,014**	0,0043	-0,0012
2	Ld_pib	0,0011	0,001	0,0032	-0,0035	0,0012
3	Ld_pib	-0,003	0,0014	0,0002	-0,0002	-0,0006
4	Ld_pib	0,0012	-0,0008	-0,0004	0,0006	0,0002
5	Ld_pib	0,0009	0,0001	0,0003	-0,0005	-0,0001
6	Ld_pib	-0,0006	0	0	0,0001	0
0	Ld_impagr	0,0448	0,118**	0,027	0,0795**	0,3053**
1	Ld_impagr	-0,0446	-0,1314**	-0,0285	-0,0762**	-0,1457**
2	Ld_impagr	0,002	-0,0592**	0,0556	0,0385	-0,0087
3	Ld_impagr	-0,0066	0,0605**	-0,0415	-0,0024	0,0329
4	Ld_impagr	-0,0256	-0,0015	0,0057	0,0018	-0,0147
5	Ld_impagr	0,0189	-0,0042	0,007	0,0036	-0,003
6	Ld_impagr	0,0086	0,0044	-0,0033	-0,0027	0,0035

¹** Significatif au seuil de 5%.

² Intervalles de confiance générés par simulation de Monte Carlo avec 150 répétitions.

Annexe 3. Décomposition de l'erreur de prévision de la variance

Les tableaux reportent l'erreur de prévision de la variance des variables (en lignes) expliquée par les innovations des variables en colonnes à un horizon de 10 ans pour le Modèle PVAR spécifié. L'erreur de prévision de la variance d'une variable expliquée par ses propres innovations représente la fraction de l'erreur de prévision de la variance non expliquée par le modèle (ou l'inverse de la part de l'erreur de prévision de la variance expliquée par le modèle).

Annexe 3.A. Décomposition de l'erreur de prévision de la variance (PANEL A)

	s	HPprec	Ld_transf	Ld_VAagr	Ld_PIB	Ld_Impagr
HPprec	10	.9828	.0012	.0065	.0005	.0088
Ld_transf	10	.0634	.9110	.0113	.0104	.0036
Ld_VAagr	10	.0738	.0194	.8986	.0014	.0066
Ld_PIB	10	.0426	.0130	.3101	.6188	.0151
Ld_Impagr	10	.0050	.0134	.0197	.0197	.9420

Annexe 3.B. Décomposition de l'erreur de prévision de la variance (PANEL B)

	s	HPprec	Ld_transf	Ld_VAagr	Ld_PIB	Ld_Impagr
HPprec	10	.9780	.0037	.0055	.0032	.0093
Ld_transf	10	.1437	.8290	.0187	.0057	.0027
Ld_VAagr	10	.0973	.0308	.8682	.0000	.0035
Ld_PIB	10	.0367	.0230	.2312	.7057	.0032
Ld_Impagr	10	.0029	.0216	.0067	.0472	.9213

Annexe 3.C. Décomposition de l'erreur de prévision de la variance (PANEL C)

	s	HPprec	Ld_transf	Ld_VAagr	Ld_PIB	Ld_Impagr
HPprec	10	.9434	.0084	.0216	.0051	.0213
Ld_transf	10	.1235	.8159	.0003	.0437	.0163
Ld_VAagr	10	.3068	.0555	.6268	.0070	.0036
Ld_PIB	10	.1485	.0187	.2537	.5770	.0018
Ld_Impagr	10	.0288	.2139	.0359	.0759	.6453

cemotev

Centre d'Etudes sur la Mondialisation, les Conflits, les Territoires et les Vulnérabilités

Cahiers du CEMOTEV déjà parus :

- Virginie Coudert, Cécile Couharde, Valérie Mignon, « Exchange Rate Flexibility across Financial Crises »
- Camille Fertel, François Régis Mahieu, « L'insoutenabilité sociale du développement durable ? »
- Géraldine Froger (Dir.), « La mesure des effets des formes de tourisme responsable dans différents territoires »
- Arnolde Pirela, Didier Ramousse, « Etude sur la dynamique énergétique de l'Amérique du Sud : le cas de la Colombie »
- Cécile Couharde, Vincent Geronimi, Elodie Maitre d'Hotel, Armand Taranco, « Genuine saving trajectory and vulnerability: The example of New-Caledonia »
- Jean Cartier-Bresson, « L'agenda de la gouvernance »
- Laurent Dalmas, Vincent Geronimi, Jean-François Noël, Jessy Tsang King Sang, « Les défis de l'évaluation économique du patrimoine urbain des pays en développement / The challenges of economic evaluation of urban heritage in developing countries » (numéro double français/anglais)

Prochain Cahier du CEMOTEV :

- Jean Cartier-Bresson, « Le pouvoir du positivisme et ses limites : microéconométrie et macroéconométrie actuelles du développement »

