

Cariolle, Joël

Working Paper

Mesurer l'instabilité macroéconomique: Applications aux données de recettes d'exportation, 1970-2005

FERDI Document de travail, No. I14

Provided in Cooperation with:

Fondation pour les études et recherches sur le développement international (FERDI),
Clermont-Ferrand

Suggested Citation: Cariolle, Joël (2012) : Mesurer l'instabilité macroéconomique: Applications aux données de recettes d'exportation, 1970-2005, FERDI Document de travail, No. I14, Fondation pour les études et recherches sur le développement international (FERDI), Clermont-Ferrand

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/269275>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Mesurer l'instabilité macroéconomique

Applications aux données de recettes d'exportation, 1970-2005.*

Joël CARIOLLE

➔ JOËL CARIOLLE, doctorant en économie, est Assistant de recherche pour la Ferdi sur les questions de vulnérabilité depuis 2008. Il est également Consultant spécialiste des questions de gouvernance.

Résumé

La littérature sur l'instabilité macroéconomique couvre un champ extrêmement vaste qui se révèle par le spectre très large de mesures utilisées pour appréhender ce phénomène. Le choix de la mesure de l'instabilité macroéconomique apparaît généralement peu discuté sous le prétexte que les différentes méthodes, basées sur la stationnarisation des séries, résultent en des scores d'instabilité fortement corrélés entre eux. Pourtant, si effectivement ces méthodes convergent lorsque seule l'ampleur moyenne d'une distribution autour d'une valeur de référence est analysée, elles divergent significativement quand on s'intéresse à son asymétrie ou à sa voussure (occurrence des déviations extrêmes). Dans cet article, nous proposons une revue de la littérature sur le sujet et présentons les principales méthodes de calcul de l'instabilité. A partir de données sur les recettes d'exportation de 134 pays de 1970 à 2005, nous comparons ces méthodes et analysons leurs propriétés. Nous distinguons notamment les mesures d'ampleur de l'instabilité, des mesures d'asymétrie, et d'occurrence des déviations extrêmes.

*Je tiens à remercier Patrick Guillaumont, Michaël Goujon, Jean-Louis Combes et Laurent Wagner pour leur aide et leurs remarques avisées.

TABLE DES MATIERES

1. Introduction	1
1.1. Instabilité macroéconomique et développement.	1
Les coûts de l'instabilité	1
Les conditions économiques internes d'une plus forte vulnérabilité à l'instabilité économique.	2
Les origines de l'instabilité macroéconomique.....	4
1.2 Les mesures de l'instabilité économique: une variété d'indicateurs.	5
L'instabilité économique comme l'écart type du taux de croissance d'une variable	6
L'instabilité économique comme l'écart type du résidu d'une régression économétrique	7
L'instabilité économique comme l'écart type du cycle isolé par un filtre statistique.....	8
2. La question de la valeur de référence	9
2.1. La décomposition des séries économiques	10
Observation du comportement de la série	10
Décomposition théorique de la série	12
L'instabilité comme mesure de variabilité, de risque ou d'incertitude ?	12
2.2. Approche paramétrique	13
Estimation basée sur une tendance déterministe linéaire	13
Estimation basée sur une tendance mixte	15
Estimation basée sur une tendance mixte glissante	18
2.3. L'approche par les filtres	21
3. La question du calcul de l'écart à la tendance	25
3.1. La période de calcul de l'instabilité.....	26
3.2. L'ampleur de l'instabilité.....	26
3.3. L'asymétrie de l'instabilité	30
3.4. La fréquence des déviations extrêmes	33
Conclusion	37
Bibliographie	39
Annexes	44

FIGURES

Figure 1. Séries d'exportations et densités spectrales correspondant à la Corée du sud, l'Argentine, au Venezuela, au Kenya, la Côte d'Ivoire, et au Burundi.	11
Figure 2. Evolution des recettes d'exportations, tendance linéaire simple.	14
Figure 3. Résidu de la tendance linéaire	15
Figure 4. Evolution des recettes d'exportation, tendance mixte.	17
Figure 5. Corrélogramme des résidus, tendance mixte	18
Figure 6. Tendance mixte glissante, évolution comparée et corrélogramme des résidus, Argentine.	19
Figure 7. Tendances mixtes globale et glissante, évolution comparée et corrélogramme des résidus, Burundi.	21
Figure 8. Recettes d'exportation lissées par le filtre HP	24
Figure 9. Ampleur de l'instabilité – déviations (en % de la tendance) des cinq dernières années autour d'une tendance mixte	28
Figure 10. Illustration graphique des corrélations entre les instabilités.	30
Figure 11. Illustration graphique d'une distribution asymétrique positive et négative mais dont l'ampleur est identique	31
Figure 12. Corrélation entre les mesures d'ampleur et d'asymétrie de l'instabilité, par valeur de référence.	32
Figure 13. Illustration graphique du degré d'aplatissement d'une distribution	33
Figure 14. Illustration graphique des corrélations entre les mesures d'ampleur et de voussure de l'instabilité, par valeur de référence	36
Figure 15. Corrélation entre les mesures d'asymétrie et de voussure de l'instabilité, par valeur de référence	37

TABLEAUX

Tableau 1: Test de spécification et de racine unitaire sur données de panel.....	16
Tableau 2. Corrélations entre les mesures d'ampleur de l'instabilité.....	29
Tableau 3. Statistiques descriptives des mesures d'ampleur de l'instabilité (en %)......	29
Tableau 4. Corrélations entre les coefficients d'asymétrie (CA) calculés sur la période 1982-2005.....	31
Tableau 5. Statistiques descriptives des Kurtosis calculés sur la période 1982-2005.....	34
Tableau 6. Corrélations entre les kurtosis calculés sur la période 1982-2005.....	34
Tableau 7. Corrélations entre le kurtosis et le coefficient d'asymétrie de chaque valeur de référence, 1982-2005.	35

ANNEXES

Annexe A. 1 Inventaire des mesures d'instabilité et leur application dans la littérature.....	45
Annexe A. 2. Tendances mixtes et corrélogramme des résidus.....	47
Annexe A. 3. Corrélogramme des cycles des recettes d'exportations lissées par le filtre HP.....	48
Annexe A.4. Evolution compare des déviations (en % de la tendance)	49

1. Introduction

Les nombreuses crises économiques mondiales du XXe et XXIe siècle ont fait de l'instabilité macroéconomique une problématique incontournable pour l'analyse des déterminants de la croissance économique. La multiplicité des canaux par lesquels elle affecte le potentiel de croissance de long terme des économies, ses causes diverses, ou encore l'éventail de méthodes pour la mesurer, font de l'instabilité économique un phénomène complexe et multidimensionnel. Ainsi, nous considérons le terme « instabilité » comme un terme générique, regroupant l'ensemble des techniques disponibles pour mesurer les fluctuations économiques.

1.1. Instabilité macroéconomique et développement.

L'analyse des coûts ou des conséquences de l'instabilité macroéconomique est largement documentée par la littérature. Bien que la relation positive entre le risque et le rendement du capital puisse expliquer sous certaines conditions une relation positive entre instabilité économique et croissance, la plupart des travaux s'accordent sur l'impact négatif de ce phénomène sur la croissance de long terme et le bien-être. En effet, l'instabilité contribue à terme à diminuer le niveau de consommation, l'investissement, et la productivité des facteurs, à augmenter l'instabilité et l'imprévisibilité de la politique économique, et à détériorer l'environnement institutionnel. Ces conséquences sur les performances économiques sont d'autant plus fortes dans les pays en développement, lesquels font souvent face à des chocs externes plus importants sans pour autant bénéficier de conditions internes favorables à leur absorption. Hnatkovska et Loayza (2005), Aizenman et Pinto (2005) et Loayza et al (2007) exposent un panorama exhaustif des conséquences et des facteurs d'instabilité macroéconomique.

Les coûts de l'instabilité

L'instabilité macroéconomique est un obstacle majeur à la croissance. Selon les estimations de Hnatkovska et Loayza (2005) obtenues à partir d'un échantillon de 79 pays, augmenter la valeur moyenne de l'instabilité de la valeur de son écart type amène à une perte moyenne de 1,3 point de croissance du PIB sur la période 1960-2000, et de 2,2 points pour la décennie 1990-2000. L'instabilité peut en effet contraindre les facteurs clés de développement économique et social.

Une première série de travaux s'est intéressée à l'impact de l'instabilité macroéconomique sur la croissance à travers le canal de l'investissement ou de la productivité des facteurs de production. Dawe (1996) analyse l'effet de l'instabilité des exportations sur l'investissement et la croissance. Il trouve à la fois un effet positif de l'instabilité sur l'investissement par une augmentation de l'épargne de précaution, et un impact négatif sur la croissance à travers une allocation du capital dans les secteurs à moindre rendement. Dehn (2000) identifie quant à lui un effet significatif et négatif des chocs des prix des matières premières sur l'investissement dans les pays en développement. Guillaumont, Guillaumont-Jeanneney, et Brun (1999) mettent en évidence un effet négatif de l'instabilité du taux d'investissement sur la croissance, passant par une baisse de la productivité moyenne. Dans le même cadre, Koren et Tenreyro (2006) testent empiriquement un

modèle théorique où le développement s'accompagne d'une diversification accrue des intrants du système productif, diminuant ainsi l'impact de l'instabilité des prix mondiaux sur la productivité des facteurs de production et donc sur la croissance. Enfin, Combes et Guillaumont (2002) montrent que l'instabilité des termes de l'échange affecte négativement le taux de croissance de la productivité du capital. L'instabilité macroéconomique serait donc un obstacle à la croissance économique parce qu'elle découragerait les décisions d'investissement, nuirait à la productivité des facteurs, et détournerait le capital des secteurs les plus productifs.

D'autres études analysent l'impact de l'instabilité macroéconomique sur la croissance et le bien être à travers son effet sur la qualité de la politique économique. Easterly et al (1993) montrent que les chocs positifs dans les termes de l'échange influencent le sentier de croissance de long terme des économies, en partie par une amélioration de la politique économique. Ramey et Ramey (1995) ont mis en évidence que l'imprévisibilité de la politique économique générée par l'instabilité des taux de croissance affecte négativement le taux de croissance économique moyen. Guillaumont et Combes (2002) trouvent que la vulnérabilité à l'instabilité des prix mondiaux affecte négativement la qualité de la politique économique et la croissance. Ou encore, Fatas et Mihov (2006, 2007), de même que Afonso et Furceri (2010), ont souligné l'impact négatif de la variabilité de la politique budgétaire sur la croissance dans les pays de l'OCDE et les pays en développement.

Par ailleurs, l'effet négatif de l'instabilité macroéconomique sur la croissance et le bien-être passant par l'instabilité de la consommation publique et privée a également fait l'objet de plusieurs études. Aizenman et Pinto (2005) et Wolf (2005) soulignent qu'en cas d'imperfection des marchés financiers, l'Etat et les ménages ne peuvent s'assurer pleinement contre le risque pesant sur leur revenu et ajustent leur consommation aux aléas de l'activité économique. Il en résulte qu'une instabilité d'origine externe, par exemple une instabilité des termes de l'échange, génère une instabilité interne de la consommation, d'autant plus dans les pays en développement (Aguar et Gopinath, 2007 ; Loayza et al, 2007).

La politique économique et la consommation apparaissent donc comme des canaux internes de transmission voire d'amplification de l'instabilité macroéconomique, affectant négativement la croissance et le développement.

Les conditions économiques internes d'une plus forte vulnérabilité à l'instabilité économique.

Un effet positif de l'instabilité sur la croissance a été déjà été souligné (Imbs, 2007 ; Rancière et al, 2008 ; Hnatkovska et Loayza, 2005). Il s'explique notamment par la corrélation positive entre le risque et le rendement des projets d'investissement. Hnatkovska et Loayza (2005) suggèrent cependant que cet effet positif est conditionnel à l'existence de mécanismes de partage de risque et au respect des droits de propriété, favorisés par l'existence d'un système financier développé et d'institutions de qualité. Ainsi, la vulnérabilité à l'instabilité macroéconomique des pays est favorisée par un certain nombre de handicaps structurels ou dépendants du niveau de développement économique. Ces caractéristiques expliquent pourquoi les pays en développement sont en général davantage vulnérables à l'instabilité macroéconomique. Ces

derniers sont en effet plus exposés aux chocs, et ils ne bénéficient pas toujours des mécanismes ou conditions internes permettant leur absorption. La taille de la population, le degré de diversification de l'économie, la capacité à mener une politique économique contra-cyclique, l'existence d'institutions financières développées, ou encore la qualité des institutions, sont alors des facteurs conditionnant l'impact de l'instabilité sur la croissance.

La littérature sur la vulnérabilité économique a contribué largement à la compréhension des conditions internes et externes de la vulnérabilité aux chocs (Guillaumont, 2007, 2009a, 2009b, 2010 ; Cariolle, 2011 ; Loayza et Raddatz, 2007 ; Combes et Guillaumont, 2002). Ces travaux distinguent les facteurs structurels de la vulnérabilité et les facteurs plus transitoires liés à la politique économique (ou « résilience »). S'agissant des facteurs structurels, on distingue l'ampleur et la fréquence des chocs (commerciaux ou naturels) de l'exposition à ces chocs. Ces facteurs d'exposition aux chocs (taille de la population, degré de diversification des économies, éloignement des marchés mondiaux et enclavement géographique) augmentent la propension des économies à subir des chocs et l'impact négatif de ces chocs sur la croissance. Une étude récente de Malik et Temple (2009) sur les déterminants structurels de l'instabilité de la croissance suggère une relation négative entre l'accès aux marchés mondiaux et l'instabilité macroéconomique. Selon eux, les pays éloignés des marchés mondiaux tendent à avoir des exportations peu diversifiées et à faire l'expérience d'une plus grande instabilité de leur PIB. Quant à la résilience des Etats, bien que dépendante dans une certaine mesure de facteurs structurels, elle relève surtout de la politique économique et des institutions. Ainsi, les stratégies de développement tournées vers le commerce extérieur, la pro-cyclicité et contra-cyclicité de la politique économique, ou encore la qualité de la gouvernance et des institutions démocratiques (Rodrik, 1998 ; 2000), peuvent déterminer à la fois l'ampleur de l'instabilité vécue par les pays et son effet sur leur développement.

La contribution du commerce extérieur à l'instabilité macroéconomique fait partie des thèmes les plus souvent abordés par la littérature. Si le rôle joué par l'ouverture commerciale n'est pas clairement établi (Combes et Guillaumont, 2002), plusieurs travaux se sont penchés sur la relation entre la spécialisation des pays, leur niveau de développement et l'instabilité macroéconomique. Di Giovanni et Levchenko (2010) étudient dans quelle mesure l'ouverture commerciale peut conduire à une spécialisation dans des secteurs d'exportation fortement exposés aux chocs extérieurs, et ainsi à une instabilité économique accrue. Ils montrent que les pays ayant un avantage comparatif faible ou modéré dans les secteurs d'exportation risqués diversifient leur économie afin d'atténuer le risque pesant sur les recettes d'exportations. Inversement, les pays ayant un avantage comparatif très fort dans ces secteurs s'y spécialisent, et sont ainsi davantage sujets à l'instabilité des termes de l'échange, des exportations et de la croissance du PIB/tête. Dans le même cadre, Koren et Tenreyro (2006, 2007) montrent que les pays pauvres se spécialisent dans un nombre limité de secteurs, aux technologies de production peu complexes, utilisant une faible diversité d'intrants et se montrent davantage vulnérables aux chocs sur les prix mondiaux. Le développement s'accompagne alors d'une diversification, dans des secteurs aux technologies plus

complexes, utilisant une grande diversité d'intrants, et moins sujets à l'instabilité macroéconomique. Van der Ploeg et Poelhekke (2009) trouvent que l'instabilité de la croissance, provoquée par l'instabilité des prix mondiaux des matières premières est le principal déterminant de la « malédiction des ressources naturelles ». Après avoir contrôlé pour l'instabilité de la croissance, ils montrent un rôle positif et significatif des dotations en ressources naturelles sur la croissance économique. Ainsi, le développement s'accompagne généralement d'une diversification des économies et d'une spécialisation dans des secteurs moins exposés à l'instabilité mondiale. Inversement, l'effet négatif d'une faible diversification des économies sur leur développement serait conditionné à une forte exposition à l'instabilité des prix mondiaux.

D'autres études se sont intéressées à la qualité des institutions en tant qu'atténuateur ou contributeur de l'instabilité économique. Acemoglu et al (2003) ont montré que les mauvaises institutions participent à une mauvaise gouvernance, contribuant à son tour à l'instabilité macroéconomique. Mobarak (2005) trouve que la démocratie réduit l'instabilité, par un contrôle accru des citoyens sur la gestion de la politique économique. Ces résultats rejoignent ceux de Rodrik (2000), selon lesquels des structures politiques démocratiques encouragent le consensus politique autour des réponses politiques à donner aux chocs externes. De nombreux travaux se sont aussi intéressés au rôle du développement des marchés financiers dans la transmission de l'instabilité macroéconomique (Beck et al, 2006 ; Aghion et al, 2005 ; Aghion et al, 2004). Ainsi, le développement financier tend en général à atténuer les chocs, bien qu'il semble pouvoir amplifier l'effet des chocs d'origine monétaire sur l'instabilité du PIB (Beck et al, 2006). La qualité des institutions politiques, économiques et financières semble donc être à la fois une source et un vecteur de l'instabilité macroéconomique.

Les origines de l'instabilité macroéconomique

Un autre pan de la littérature a été consacré à l'étude des sources d'instabilité macroéconomique. Ces travaux distinguent généralement les instabilités externes (des exportations, des prix mondiaux, des termes de l'échange, ou des taux d'intérêt internationaux) et les instabilités internes (de la politique économique, de la production agricole, désastres naturels et climatiques). De même, il est possible de distinguer les origines exogènes de l'instabilité macroéconomique (liées aux échanges internationaux, à la production agricole, aux désastres naturels) et les origines endogènes (liées à l'instabilité de la politique économique ou aux conditions socio-politiques internes). Enfin, plusieurs études distinguent les fluctuations dites « normales » des fluctuations de « crises », dont l'ampleur dépasse un certain seuil (Rancière et al., 2008 ; Hnatkovska et Loayza, 2005).

La littérature sur la vulnérabilité économique des pays en développement souligne la contribution majeure de l'ampleur et de la fréquence des chocs externes et naturels à la vulnérabilité structurelle des pays en développement (Guillaumont, 2007, 2009a, 2009b, 2010 ; Cariolle, 2011 ; Loayza et Raddatz, 2007 ; Combes et Guillaumont, 2002). Les travaux de Mauro et Becker (2006) identifient des chocs externes à l'origine des chocs de croissance : dégradation des termes de

l'échange et arrêt brutal des flux de capitaux. De même, Raddatz (2007) s'intéresse aux sources de l'instabilité du PIB dans les Pays les Moins Avancés. Il propose une analyse de la contribution totale et relative des chocs externes à l'instabilité du PIB par une décomposition de sa variance. Il montre que les chocs externes (termes de l'échange, prix des produits primaires, LIBOR, et aide au développement) affectent marginalement l'instabilité du taux de croissance du PIB, alors que les facteurs internes liés à la politique économique (niveau de déficit public, inflation, surévaluation du taux de change) y contribuent significativement. Leurs résultats confirment ceux de Fatas et Mihov (2006, 2007) montrant que l'instabilité économique résulte en partie de l'instabilité de la politique budgétaire. Enfin, Hnatkovska et Loayza (2005) distinguent l'effet sur la croissance des fluctuations « normales » du PIB, positives ou négatives, répétées et de taille moyenne, de l'effet des « crises », mesurées par les chutes du PIB supérieures à un certain seuil. L'introduction simultanée de ces deux variables d'instabilité dans leurs régressions montre un effet important et significatif de l'instabilité de « crise » sur la croissance, et un effet non significatif de l'instabilité « normale ». Cette typologie de l'instabilité a également été reprise par Rancière et al (2008), et appliquée à l'effet du « risque systémique » financier sur la croissance. Ils trouvent une relation positive entre crise financière et croissance, s'expliquant par un effet de levier de l'endettement des entreprises sur leurs investissements.

La littérature sur l'instabilité macroéconomique couvre donc un champ assez vaste, témoignant d'un intérêt prononcé pour la compréhension de ce phénomène et de son rôle déterminant sur les performances de croissance des économies. Cependant, comme nous en faisons état dans la suite, il existe une diversité de méthodes pour mesurer l'instabilité, sans qu'une véritable discussion sur les avantages et inconvénients de ces méthodes ait été renouvelée depuis les travaux de Gelb (1979) et Tsui (1988).

1.2 Les mesures de l'instabilité économique: une variété d'indicateurs.

Les définitions courantes de l'instabilité font souvent référence à la notion de déséquilibre. Mesurer l'instabilité économique reviendrait à évaluer l'écart entre les réalisations d'une variable économique et sa valeur d'équilibre. Cette valeur d'équilibre, ou valeur de référence, renvoie quant à elle à l'existence d'un état permanent ou d'une évolution tendancielle. Dans sa traduction statistique, l'instabilité économique est mesurée traditionnellement par le moment d'ordre deux (écart type), ou parfois d'ordre supérieur¹ (Rancière et al, 2008), de la distribution d'une variable autour de sa moyenne ou d'une tendance, qui représente alors cette valeur d'équilibre (vers laquelle la variable a tendance à revenir rapidement après un choc l'ayant fait dévier).

¹ En finance les coefficients d'asymétrie et de voussure d'une valeur financière sont fréquemment utilisés comme mesures du risque. En sciences économiques, seuls Rancière et al (2008) ont à notre connaissance intégré dans leur étude des effets de l'instabilité économique.

Il est fréquent que les séries macroéconomiques (PIB, recettes d'exportations, consommation finale) soient « non stationnaires », c'est à dire qu'elles fluctuent autour d'une tendance elle-même variant le temps, ou que les chocs fassent dévier durablement ou de manière permanente la variable de sa tendance précédente. Il est alors nécessaire d'utiliser des techniques de « stationnarisation » afin de séparer la composante permanente (ou tendancielle) de la composante transitoire (ou résiduelle) de l'évolution d'une série (voir section 2.1). En procédant de la sorte, les mesures d'instabilité obtenues sont supposées retranscrire les effets des variations épisodiques d'une série économique autour d'une valeur de référence (moyenne, tendance déterministe ou variant dans le temps). Le calcul de l'instabilité renvoie donc à deux questions clés : celle du *calcul la valeur de référence* – ou du choix de la méthode de stationnarisation – et celle de *la mesure des fluctuations* autour de cette valeur de référence. Il est possible de distinguer deux grandes familles de mesures de l'instabilité: d'une part celles mesurant *la variabilité* d'une série économique, c'est-à-dire prenant en compte l'ensemble des variations transitoires d'une série statistique, et d'autre part celles mesurant *l'incertitude* économique, ou l'imprévisibilité des variations dans la variabilité totale (Wolf, 2005). Nous proposons ci-dessous un inventaire des principales mesures de l'instabilité économique proposées par la littérature, en spécifiant comment la valeur de référence et les fluctuations ont été calculées par les auteurs. Un tableau synthétique de ces mesures est proposé en Annexe A. 1.

L'instabilité économique comme l'écart type du taux de croissance d'une variable

La majeure partie des travaux proposent une mesure de l'instabilité obtenue à partir de l'écart type du taux de croissance d'une variable, ce qui suppose que cette variable soit stationnaire en première différence. Autrement dit, cette approche émet des hypothèses restrictives sur le comportement des séries sans pour autant les tester préalablement.

Ainsi, Ramey et Ramey (1995) proposent d'étudier l'effet de la variabilité économique sur la croissance en utilisant l'écart type du taux de croissance du PIB par tête. Servén (1997) s'intéresse aux effets de l'instabilité sur l'investissement en Afrique sub-saharienne et utilise deux mesures d'instabilité macroéconomique, à savoir l'écart type et le coefficient de variation de plusieurs agrégats² (termes de l'échange, prime au marché noir, inflation...). Acemoglu et al (2003) étudient l'effet de la qualité institutionnelle sur l'instabilité macroéconomique et mesurent cette dernière par les écarts types des taux de croissance du PIB et des termes de l'échange. De même, Di Giovanni et Levchenko (2010), et van der Ploeg et Poelhekke (2009) s'intéresse aux effets d'une forte exposition aux chocs externes et mesurent l'instabilité macroéconomique par l'écart type des taux de croissance des termes de l'échange, du PIB par habitant et des exportations. Ou encore Raddatz (2007), qui utilise des mesures basées sur l'écart type du taux de croissance de plusieurs variables macroéconomiques (prix des produits primaires, termes de l'échange, aide par habitant, PIB par habitant, LIBOR) pour étudier la contribution des chocs externes à l'instabilité du PIB dans les pays africains. Ainsi il est commun d'appliquer des mesures d'instabilité basées sur la variance (écart

² Voir section 3.2 pour les formules de l'écart type et du coefficient de variation.

type ou coefficient de variation) à des séries différenciées, telles que le PIB, les termes de l'échange, les recettes d'exportations, les prix des biens ou des taux d'intérêts internationaux.

L'instabilité économique comme l'écart type du résidu d'une régression économétrique

D'autres mesures d'instabilité sont basées sur le résidu ou le pouvoir explicatif de régressions économétriques. Pritchett (2000) propose trois mesures d'instabilité. La première est basée sur le coefficient de détermination d'une régression du taux de croissance sur une tendance temporelle linéaire. Plus le coefficient de détermination est faible, plus le pouvoir explicatif de la tendance temporelle est limité, plus l'instabilité est grande. La deuxième mesure est construite sur la base de la différence entre les taux de croissance avant et après une année de rupture identifiée par la minimisation de la somme des carrés des résidus d'une régression sur une tendance linéaire simple³. L'auteur propose également une mesure d'instabilité économique consistant à calculer l'écart type du résidu d'une régression du niveau du PIB sur une tendance mixte déterministe et stochastique, tout comme Servén (1998), Combes et Guillaumont (2002), ainsi que Guillaumont et Chauvet (2007)⁴. Dans une approche similaire, Lensink et Morrissey (2006) étudient l'effet sur la croissance économique de l'instabilité des Investissements Direct à l'Etranger (IDE) mesurée par l'écart type du résidu d'une régression de l'IDE sur ses 3 retards et une tendance déterministe.

D'autres auteurs se sont davantage penchés sur les effets de l'incertitude économique sur l'investissement et la croissance. Ramey et Ramey (1995) proposent une mesure de la composante incertaine de l'instabilité basée sur l'écart type de l'erreur de prévision sur le taux de croissance (la valeur prédite étant obtenue par une régression du taux de croissance sur une tendance quadratique, une tendance linéaire, deux retards du PIB, et les valeurs initiales de la part d'investissement dans le PIB, la population, et du capital humain)⁵. Servén (1998) et Dehn (2000) se sont quant à eux intéressés à l'effet de l'incertitude économique sur l'investissement en utilisant plusieurs mesures de l'incertitude générée par l'instabilité des prix des matières premières et en calculant l'écart type conditionnel de l'erreur de prévision de ces séries obtenu à partir de processus GARCH (1,1).

Ainsi, ces mesures d'instabilité basées sur le résidu de régressions économétriques ont le mérite de reposer sur une formalisation moins restrictive du processus sous tendant l'évolution tendancielle des séries économiques. Néanmoins, il reste à savoir si cette formalisation permet de stationnariser

³ $y_1 = a_1 I_1(t < t^*) + b_1 t^* I_1(t < t^*) + a_{11} I_1(t > t^*) + b_{11} t^* I_{11}(t > t^*) + e_t$

Où $I()$ est une fonction indicatrice, et l'année de rupture, t^* , est choisie de manière à minimiser la somme du carré des résidus, et $t^* - t_0 \geq 6$ and $T - t^* \geq 6$.

⁴ Servén (1998) utilise, entre autres, pour mesurer l'incertitude une spécification similaire à celle de Combes et Guillaumont (2002), en imposant une contrainte de nullité du coefficient associé à un deuxième retard.

⁵ Les auteurs régressent sur l'ensemble de l'échantillon et pour chaque pays le modèle suivant :

$$\Delta \bar{y}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 t_{1974} + \varphi \text{ dummy}_{1974} + \beta y_{it-1} + \gamma y_{it-2} + \lambda I_{it}^{\text{initial}} + \delta \text{pop}_{it}^{\text{initial}} + \theta \text{Khum}_{it}^{\text{initial}} + \varepsilon_{it}$$

correctement les séries, et si l'interprétation qui est faite du résidu est correcte (incertitude ou variabilité ?).

L'instabilité économique comme l'écart type du cycle isolé par un filtre statistique

Enfin, plusieurs études ont utilisé la valeur filtrée d'une série statistique comme valeur de référence. Cette technique permet de décomposer les séries en variations tendanciennes (de longue période) et en variations cycliques (de courte période). Les fluctuations cycliques, ou cycle, sont alors à la base de ce type de mesure d'instabilité. La technique des filtres se distingue des deux méthodes précédentes en ne faisant pas de formulation a priori du comportement d'une série (ordre d'intégration, stationnaire en différence ou en tendance), et en filtrant les séries sur la base de leur évolution passée et future. La section 2.3 revient plus en détail sur cette technique.

Ainsi, Dawe (1996) filtre les séries d'exportation au moyen d'un processus moyenne mobile centrée sur cinq ans, i.e. sur $[t-2 ; t+2]$, et base sa mesure d'instabilité sur la différence moyenne entre les séries observées et cette moyenne mobile. D'autres auteurs utilisent le filtre Hodrick-Prescott (Hodrick et Prescott, 1997) pour calculer leur indicateur d'instabilité, comme Chauvet et Guillaumont (2007) qui utilisent l'écart type du cycle de l'aide au développement isolé à l'aide de ce filtre (HP), soit l'écart type de la différence entre la valeur lissée par ce filtre et la valeur observée de leur variable d'aide. Becker et Mauro (2006) construisent une variable de choc à partir du filtre HP, et identifient les chutes du PIB comme un événement correspondant à une baisse de plus de 7% du PIB filtré. Hnatkovska et Loayza (2005) isolent les fluctuations cycliques des séries du PIB en utilisant le filtre de Baxter et King (1999) et calculent leur écart type. Enfin, Afonso et Furceri (2010) utilisent l'écart type de la composante cyclique des dépenses publiques et des recettes fiscales isolée à l'aide des filtres HP et Baxter-King.

Les mesures usuelles de l'instabilité économique se démarquent donc par la méthode de calcul de la valeur de référence choisie. On distingue ainsi les mesures basées sur la variance des séries en première différence, de mesures basées sur la variance du résidu d'une modélisation plus complexe des séries économiques, et de celles basées sur la variance du cycle identifié via l'application de filtres statistiques. En revanche, ces différences s'estompent en ce qui concerne la manière de calculer les écarts à la valeur de référence, puisque la littérature limite l'analyse de l'instabilité à l'analyse de sa variance, soit l'ampleur moyenne des fluctuations⁶.

Dans la section suivante, à partir de données d'exportation sur la période 1970-2005, nous présentons analytiquement les différentes méthodes de calcul de la valeur de référence et illustrons les différences de diagnostic selon la méthode choisie. Dans une troisième section, nous exposons différentes manières de caractériser les fluctuations d'une variable autour d'une valeur de référence, en montrant qu'il est possible de quantifier l'instabilité non seulement par l'ampleur

⁶ à l'exception de Rancière et al (2008).

moyenne des fluctuations économique, mais également par leur asymétrie et par l'occurrence des variations extrêmes (ou leur voussure).

2. La question de la valeur de référence

Si l'instabilité renvoie à la notion de déséquilibre, alors sa mesure doit s'appliquer à des séries stationnaires. Or, la plupart des agrégats économiques ne sont pas stationnaires « naturellement ». Il est alors nécessaire de calculer une valeur de référence, ou valeur tendancielle, autour de laquelle l'évolution des séries sera stationnaire, ce qui revient à chercher la bonne méthode de stationnarisation.

Soit $y_t = \mu_t + \varepsilon_t$, un processus non stationnaire avec μ_t un terme non constant et ε_t le résidu. Stationnariser y_t consiste à calculer ou estimer la composante tendancielle μ_t de manière à ce que le résidu (ou cycle) ε_t respecte les conditions suivantes⁷ :

$$(1) E(\varepsilon_t) = 0 ;$$

$$(2) V(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 < \infty \text{ pour tout } t ; \text{ et}$$

$$(3) \text{Cov}(\varepsilon_t ; \varepsilon_{t-k}) = \rho_k.$$

Ces trois conditions imposent au résidu ε_t d'avoir une moyenne nulle (1), d'avoir une variance (2) et une auto-covariance (3) finie et indépendante du temps. Les mesures d'instabilité se basent sur le résidu (ou cycle) ε_t , lequel reflète par conséquent des fluctuations à caractère transitoire seulement. Si la série est mal stationnarisée, des variations imputables à l'évolution de long terme (ou permanente) de y_t risquent d'être incluses dans le résidu, violant ainsi les conditions (1), (2), et (3). Les mesures d'instabilité qui en découlent seraient alors incorrectes, car ne répondant pas à la définition que l'on en donne. La stationnarisation est une condition préalable au calcul de l'instabilité à partir de séries non stationnaires en niveau. Le calcul d'une valeur de référence est alors une étape fondamentale car il conduit à identifier et isoler la composante tendancielle ou permanente de l'évolution d'une variable économique, de sa composante transitoire ou stationnaire (Dehn, 2000 ; Hnatkovska, 2005). Pour mieux comprendre cet enjeu, nous procédons tout d'abord à la décomposition théorique de l'évolution des séries statistiques. Nous présentons ensuite les principes et propriétés des méthodes usuelles de calcul des valeurs de références que nous appliquons à des données d'exportations.

Nous illustrons notre analyse par l'évolution annuelle des recettes d'exportation de 134 pays (développés et en développement) sur la période 1970-2005 des *World Development Indicators*⁸. L'intérêt d'utiliser ces séries est que l'instabilité des exportations est une dimension importante de

⁷ Nous faisons ici référence aux conditions de « faible » stationnarité.

⁸ <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>

l'instabilité macroéconomique, largement abordée par la littérature sur l'instabilité économique. Les fluctuations des recettes d'exportations peuvent refléter en effet à la fois l'évolution des conditions économiques domestiques (changement dans les conditions de production domestiques, désastres naturels, ...) et internationales (instabilité des prix mondiaux). Nous présentons dans ce cadre les techniques standards de stationnarisation des séries et de calcul de l'instabilité des exportations applicables à un panel élargi de pays développés et en développement sur la période 1970-2005.

2.1. La décomposition des séries économiques

Observation du comportement de la série

La figure 1 représente les évolutions des recettes d'exportations en dollar constant (2000) dans six pays différents (Corée du Sud, Argentine, Venezuela, Kenya, Côte d'Ivoire, Burundi) ainsi que les densités spectrales qui leur sont associées. Le spectre d'une série est la représentation des contributions de chaque fréquence de variation⁹ à la variation totale de la série. L'observation de la densité spectrale d'une série permet alors de savoir si l'évolution d'une série est dominée par des variations de plus longue période ou de plus courte période. L'étude du spectre est donc un outil de diagnostic très utile si l'on souhaite se représenter correctement les dynamiques de l'évolution d'une série. Un pic à une fréquence donnée indique qu'une partie significative de la variation totale d'une série s'explique par des variations de cette fréquence.

La figure 1 montre que les pays représentés ont eu une évolution des exportations dominée par des variations de longue périodicité, avec une tendance croissante (hors Burundi) et une densité spectrale décroissante. A l'exception de la Corée du sud¹⁰, une grande partie de la puissance du spectre de la série est localisée autour des variations de périodicité d'environ 20 ans (dont le pic de densité s'établit à une fréquence d'environ 0,05). Il apparaît également que les variations de moyenne périodicité contribuent fortement à la variabilité totale pour ces exemples de pays. Notamment, les variations comprises entre 5 et 7 ans (dont la fréquence se situe entre 0,1 et 0,3) semblent participer de manière substantielle à la variabilité totale des séries du Venezuela, de la Côte d'Ivoire, ou encore du Burundi. On rejoint ici les conclusions de Rand et Tarp (2002), et Aguiar et Gopinath (2007), selon lesquels les économies en développement connaissent une instabilité plus importante de leur taux croissance économique, relativement aux pays développés. Enfin, l'étude du spectre de l'évolution des exportations permet d'identifier l'existence de pics de densité à des fréquences élevées correspondant à des périodicités d'environ 2/3 ans, ce qui suggèrent que la variabilité totale des séries utilisées s'explique aussi par des fluctuations de courte périodicité.

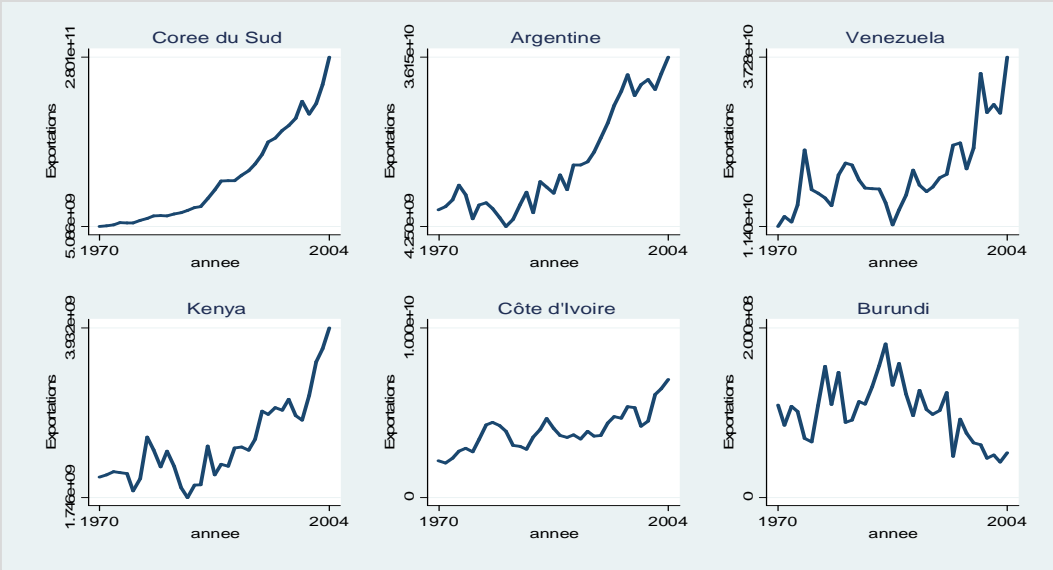
⁹ Pour passer du domaine fréquentiel au domaine périodique il suffit d'effectuer l'opération suivante : $F=1/T$, avec F la fréquence et T la période.

¹⁰ La Corée du Sud présente un « profil à la Granger » (Granger, 1966), avec l'essentiel de la puissance du spectre proche d'une fréquence nulle.

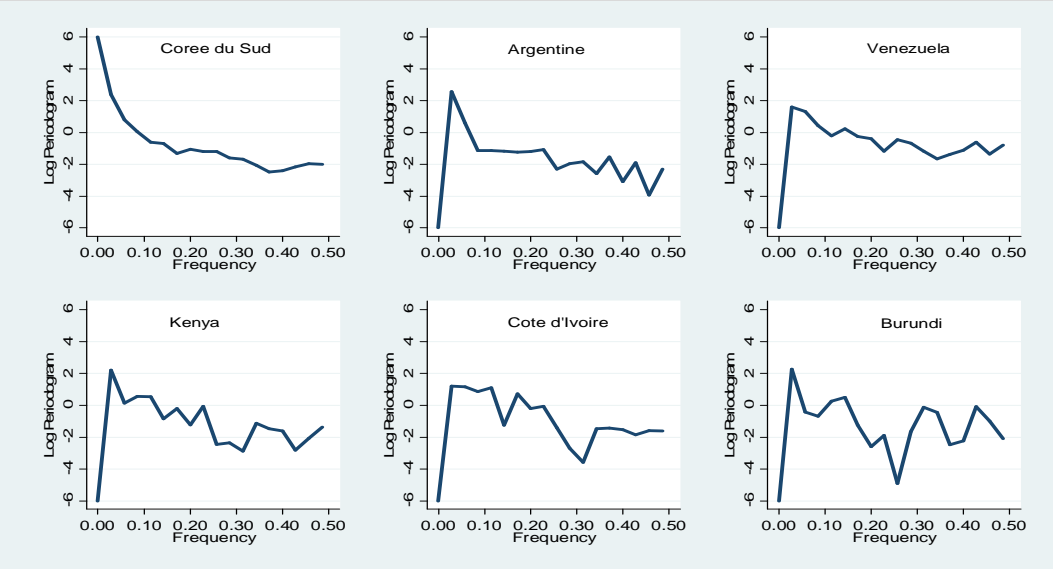
Ainsi, l'étude de l'évolution des séries d'exportation pour un échantillon de pays suggère que, si les variations de longue période des séries d'exportations expliquent l'essentiel de leur variabilité, les fluctuations de moyenne période y contribuent également. Ainsi, le choix de la valeur de référence est d'importance puisqu'il permet de distinguer les variations tendanciennes de longue/moyenne périodicité des variations transitoires de courte durée qui sont à la base du calcul de l'instabilité. La décomposition théorique des séries économiques effectuée par la suite apporte des éléments supplémentaires de compréhension de l'évolution des séries statistiques.

Figure 1. Séries d'exportations et densités spectrales correspondant à la Corée du sud, l'Argentine, au Venezuela, au Kenya, la Côte d'Ivoire, et au Burundi.

Evolution des exportations (USD, 2000)



Densités spectrales



Décomposition théorique de la série

Suivant Dehn (2000) et Hnatkovska (2005), les séries économiques ont une composante *tendancielle* ou *permanente* (y^P_t) et une composante *cyclique* ou *transitoire* (y^C_t) :

$$y_t = y^P_t + y^C_t \quad (1)$$

La composante *permanente* est constituée d'une partie *déterministe* ($y_0 + \alpha t$), avec t une tendance temporelle¹¹, et d'une partie *stochastique* (ε^P_t) :

$$y^P_t = y_0 + \alpha t + \varepsilon^P_t \quad (2)$$

ε^P_t représente des chocs stochastiques affectant de manière *permanente* ou *prolongée* la tendance de la série. A titre d'exemple, des chocs de productivité ou un changement dans les préférences des agents économiques peuvent affecter l'évolution à long terme d'une série économique.

La composante *cyclique* ou *transitoire* comporte une composante *prévisible* (y^{CP}_t – liée à des facteurs structurels tels que le niveau de développement, le régime de change, la taille du pays, etc.) et une composante *imprévisible* (ε^C_t) :

$$y^C_t = y^{CP}_t + \varepsilon^C_t \quad (3)$$

ε^C_t représente des chocs imprévisibles affectant de manière temporaire le cycle de la série tels que des mouvements brusques dans les prix internationaux des matières premières, ou des aléas climatiques.

L'instabilité comme mesure de variabilité, de risque ou d'incertitude ?

Comme le suggère Azeinman et Pinto (2005), la littérature considère généralement l'instabilité comme associée au risque ou à l'incertitude économique¹². Selon les auteurs, en renseignant sur les réalisations observées d'une variable, l'instabilité peut par extension renseigner sur ses réalisations possibles et ainsi constituer une approximation du risque qui lui est associé. Les mesures d'instabilité présentées en section 1.2 se rapprocheraient alors de mesures de risque. Ces auteurs soulignent cependant qu'une telle mesure peut surestimer le risque en incluant également des fluctuations prévisibles. Le risque pur ou l'incertitude devrait alors être mesuré par le résidu obtenu d'un modèle de prévision de l'instabilité, comme les modèles à variance conditionnelle tels que les modèles GARCH (Dehn et al, 2005; Dehn, 2000; Serven, 1998). Les techniques de mesures de l'instabilité se diviseraient donc en deux grandes familles, celle fournissant des *mesures de la variabilité totale* d'une série, et celle regroupant les *mesures de l'incertitude/risque* (Wolf, 2005).

¹¹ Nous prenons ici le cas d'une tendance déterministe linéaire, sachant qu'elle peut prendre des formes diverses (tendances quadratique, exponentielle, etc.).

¹² Abstraction faite de la distinction « Knightienne » entre risque et incertitude.

Cependant, les modèles à la base des mesures d'incertitude, comme les modèles GARCH, s'appliquent généralement à des données économiques de fréquence élevée (évolution journalière, mensuelle ou trimestrielle des prix par exemple), alors que nous nous intéressons ici à l'instabilité des exportations qui sont renseignées annuellement¹³. C'est pourquoi nous n'aborderons pas dans ce document les mesures d'incertitude, et préférons nous contenter de passer en revue les modes de calcul des valeurs de référence servant de base aux mesures d'instabilité au sens de *variabilité*, soit basées sur les variations de y^C en (3).

2.2. Approche paramétrique

La plupart des mesures d'instabilité macroéconomique sont basées sur une approche paramétrique univariée, laquelle modélise les séries économiques sur la base de leur évolution passée sur une période donnée. En effet, de nombreux travaux présentés dans la section précédente utilisent des mesures d'instabilité basées la variance du résidu. Nous présentons les techniques les plus usitées ci-dessous.

Estimation basée sur une tendance déterministe linéaire

La construction d'un indicateur d'instabilité basé sur un écart moyen autour d'une tendance linéaire constitue l'approche traditionnelle. En effet, les séries d'exportation, tout comme les autres variables macroéconomiques réelles (PIB, exportations, taux d'intérêt, etc.), sont des séries dominées par des fréquences basses¹⁴ (figure 1), ce qui justifie de les modéliser par une tendance déterministe (linéaire, polynomiale, ou encore exponentielle). Dans sa forme simplifiée (linéaire), cette technique consiste à estimer le modèle suivant :

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Où y_t est la variable dont on cherche à calculer l'instabilité, α une constante, t une tendance linéaire, et ε_t un terme d'erreur de moyenne nulle. Dans ce cas, la valeur de référence est la tendance :

$$\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t \quad (5)$$

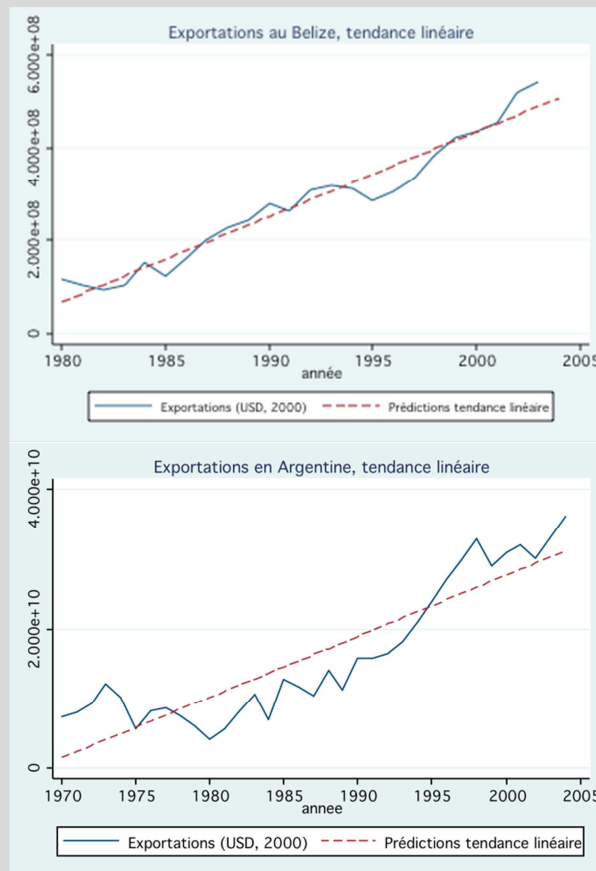
Les écarts par rapport à la tendance (ε_t) n'ont par hypothèse pas d'effets permanents sur y_t . En d'autres termes, ces écarts sont supposés stationnaires autour de la tendance et peuvent ainsi représenter l'instabilité de y_t . Ainsi, une mesure d'instabilité basée sur ε_t repose sur trois hypothèses fortes : i) que la série évolue dans le temps à taux constant, ii) que l'évolution à long terme de la série est parfaitement prévisible iii) que toutes les déviations ou chocs l'affectant sont

¹³ Tout comme dans la majorité des études portant sur l'instabilité macroéconomique.

¹⁴ Série dont les variations de longue période sont celles qui participent le plus à la variance totale. Voir Guay et Saint-Amant (1997).

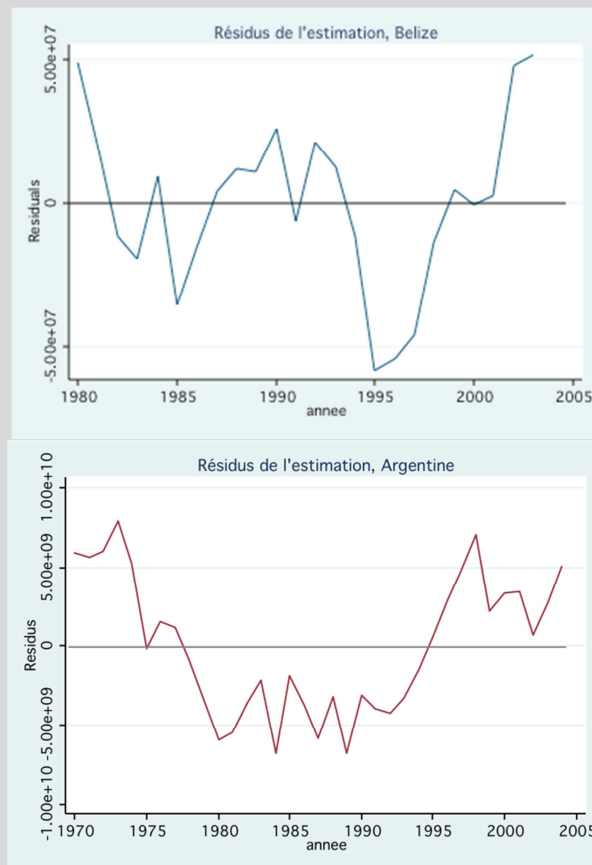
transitoires autour de cette tendance. Or, Beveridge et Nelson (1981) ont souligné les limites d'une telle approche.

Figure 2. Evolution des recettes d'exportations, tendance linéaire simple.



Afin d'illustrer ces limites, la Figure 2 représente l'évolution réelle des exportations et leur tendance présentée en (7) au Belize entre 1980 et 2004, et en Argentine entre 1970 et 2005 (la Figure 3 présente les résidus des estimations effectuées). Bien que l'évolution des recettes d'exportation du Belize semble à première vue linéaire, la série observée peut malgré tout s'éloigner durablement de sa tendance. Ce problème est d'autant plus évident pour l'Argentine dont la croissance des recettes d'exportations ne suit pas de tendance linéaire à première vue. Cet exemple illustre les limites de cette technique pour calculer une instabilité. Une telle spécification risque de surestimer en effet l'importance des chocs en incluant à tort une partie de l'évolution tendancielle non constante dans le résidu.

Figure 3. Résidu de la tendance linéaire



Estimation basée sur une tendance mixte

Jusqu'à maintenant, nous avons supposé que les écarts par rapport à la tendance déterministe ne sont que transitoires. Or, l'équation (2) suggère qu'il est possible que des variations résiduelles (ε^T) ne soient pas transitoires, en affectant de manière permanente la tendance suivie par une série. Ainsi, il est possible d'estimer la valeur de référence sur la base d'une tendance stochastique (ci-dessous une marche aléatoire), représentée par le processus autorégressif de premier ordre AR(1) suivant,

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

que nous pouvons réécrire de la manière suivante:

$$y_t = y_0 + \sum_1^t \varepsilon_t$$

Dans ce cas, l'évolution de y_t est déterminée par une histoire successive de chocs aléatoires, de sorte qu'un choc survenu dans le passé, même lointain, a le même effet sur la série qu'un choc au moment présent (processus à mémoire longue). On considère alors que la série est *stationnaire en*

différence ou que sa tendance suit une marche aléatoire. La série contient une racine unitaire. En effet, une fois différenciée, la série peut se réécrire :

$$\Delta y_t = \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Cette hypothèse est néanmoins assez forte dans le cadre de l'étude de variables macroéconomiques dominées par des fréquences basses (Nelson et Kang, 1981). L'analyse des séries d'exportation et de leur spectre réalisée en section 2.1 (voir Figure 1) justifierait de spécifier une tendance mixte, autorisant l'existence de fluctuations autour d'une tendance à la fois déterministe et stochastique. Soit le processus AR(1), incluant également une tendance déterministe:

$$y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Nous souhaitons savoir si la tendance telle qu'elle est spécifiée dans l'équation (7) permet de stationnariser correctement les séries d'exportation pour notre panel de pays. Pour cela, nous calculons la *p-value* du test de racine unitaire sur données de panel de Maddala-Wu (basé sur le test de Phillips Perron), effectué sur 134 pays, ainsi que la statistique de Fisher concernant l'hypothèse jointe de nullité des coefficients associés à la dérive, la tendance et le retard (tableau 1).

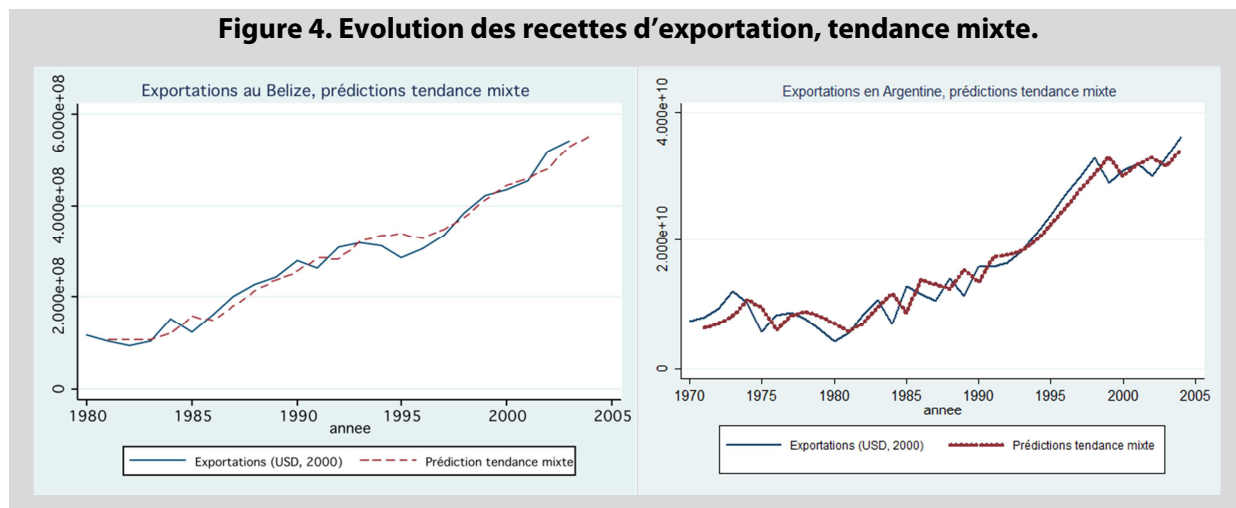
Tableau 1: Test de spécification et de racine unitaire sur données de panel

H_0 : la série est non stationnaire	Prob>Chi ²	F-test
$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \phi_1 y_{it-1} + \varepsilon_{it}$	1,000	47,47
$\Delta \Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \phi_2 \Delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$	0,000	36,61

Pays(Observations): 134(3693).

Ainsi, les résultats des tests réalisés ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire et tendent à justifier l'utilisation d'une tendance mixte avec dérive (cf. équation (9)). En effet, l'hypothèse de non stationnarité est rejetée une fois la série différenciée une deuxième fois, et les statistiques du F-test mènent au rejet de l'hypothèse jointe de nullité des coefficients de la spécification (9). La Figure 4 illustre les tendances ainsi obtenues pour le cas du Belize et de l'Argentine.

Figure 4. Evolution des recettes d'exportation, tendance mixte.

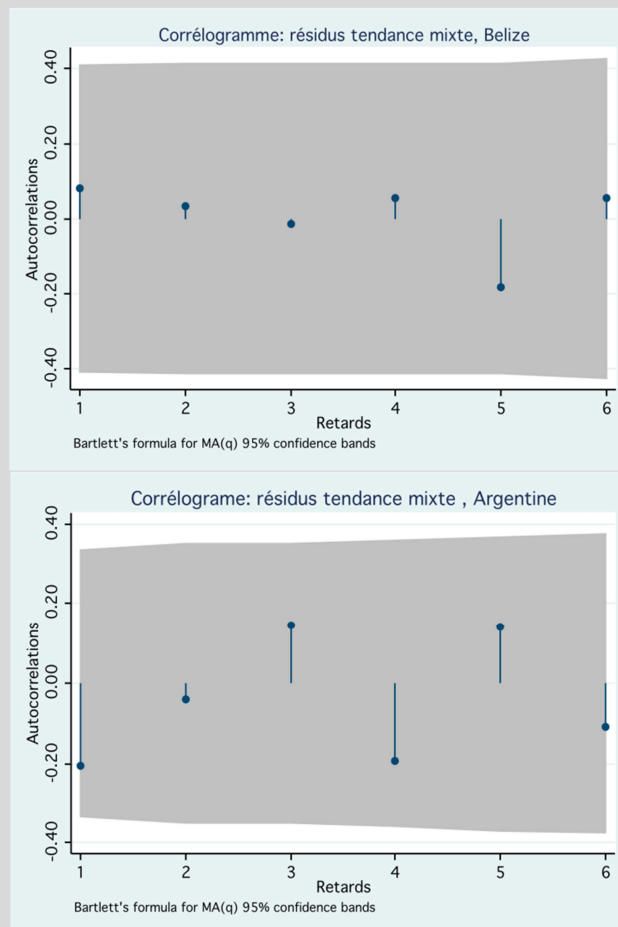


La Figure 5 présente le corrélogramme des résidus de l'équation (7) estimée pour le Belize et l'Argentine, respectivement. L'examen du corrélogramme indique un bruit blanc car les corrélations associées aux retards ne sont pas significativement différentes de zéro¹⁵. Au regard de ces deux exemples de pays et de ceux présentés en Annexe A. 2, l'utilisation d'une tendance mixte s'avère donc davantage appropriée pour stationnariser les recettes d'exportations.

Cependant, l'observation de la Figure 4 et de l'Annexe A. 2 suggère que cette méthode d'estimation crée une tendance dont le profil apparaît comme une version légèrement lissée et décalée de l'évolution observée des exportations. Cette tendance semble donc reproduire en t l'évolution observée en $t-1$ des exportations, ce qui contribue alors à créer artificiellement de l'instabilité. Cette particularité est d'autant plus observable dans les cas Argentins (Figure 4), Vénézuéliens, Burundais, et Kenyan (Annexe A. 2).

¹⁵ Les statistiques Portemanteau, non présentées dans cet article, ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'un processus bruit blanc. Elles peuvent être fournies à la demande du lecteur.

Figure 5. Corrélogramme des résidus, tendance mixte



Estimation basée sur une tendance mixte glissante

Le problème principal de la tendance mixte telle qu'elle est calculée dans la précédente sous-section tient à ce qu'elle fait l'hypothèse forte de constance dans le temps des coefficients associés à l'évolution tendancielle de la série. Effectivement, chaque année cette tendance dite « globale » est prédite pour chaque pays à partir des coefficients estimés sur la période globale de disponibilité des données. Elle exclue également la possibilité de changement de régime dans l'évolution déterministe et stochastique de la série étudiée. Maddala et Kim (1996) soulignent que des changements importants dans la composante déterministe de la tendance prise par une série peuvent amener à ne pas rejeter, à tort, l'hypothèse de racine unitaire. Il est alors possible que la tendance mixte que nous avons estimée attribue à des variations tendanciennes aléatoires un changement dans l'évolution déterministe de la série, ce qui peut conduire ensuite à surestimer l'ampleur des fluctuations. S'il existe des tests (CUSUM, Max Chow) permettant d'identifier des ruptures de tendance lors des tests de racines unitaires (Maddala et Kim, 1996), une solution alternative et pratique consiste à procéder à une estimation « glissante » de la tendance mixte sur une période plus courte (Guillaumont, 2007), autorisant les coefficients estimés à changer d'année en année, et reflétant ainsi l'évolution tendancielle récente de la série. Cette « tendance mixte

glissante » est calculée pour chaque pays et chaque année à partir de l'estimation de l'équation (9) sur la période $[t ; t-k]$, et non plus sur l'ensemble de la période :

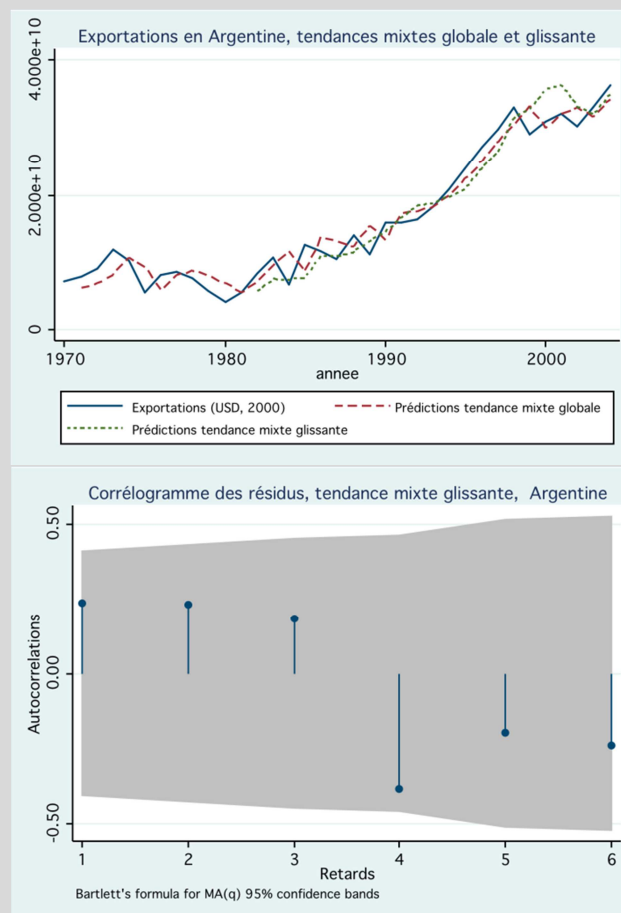
$$\hat{y}_t^T = \hat{\alpha}^T + \hat{\beta}^T t + \hat{\delta}^T y_{t-1} \quad (8)$$

$$\text{et } y_t = \hat{y}_t^T + \varepsilon_t$$

où T est la période d'estimation de la tendance correspondant à $(t ; t - k)$.

Les résultats obtenus lorsque $k = 12$ sont présentés pour l'Argentine dans la Figure 6 et sont comparés à ceux obtenus à partir de la précédente tendance mixte « globale ». L'Annexe A. 2 montre les prédictions et corrélogrammes des résidus obtenus par les tendances mixtes globale et glissante sur d'autres exemples de pays. On peut voir que la tendance ainsi obtenue est davantage lissée que la première méthode et qu'elle ne présente pas un profil en « dent de scie » résultant de paramètres constants à travers le temps. De même, l'examen du corrélogramme des Figure 6 et Figure 7, ainsi que des corrélogrammes en annexe (Annexe A. 2), suggère que les résidus résultants de cette approche sont stationnaires pour les exemples de pays choisis.

Figure 6. Tendance mixte glissante, évolution comparée et corrélogramme des résidus, Argentine.

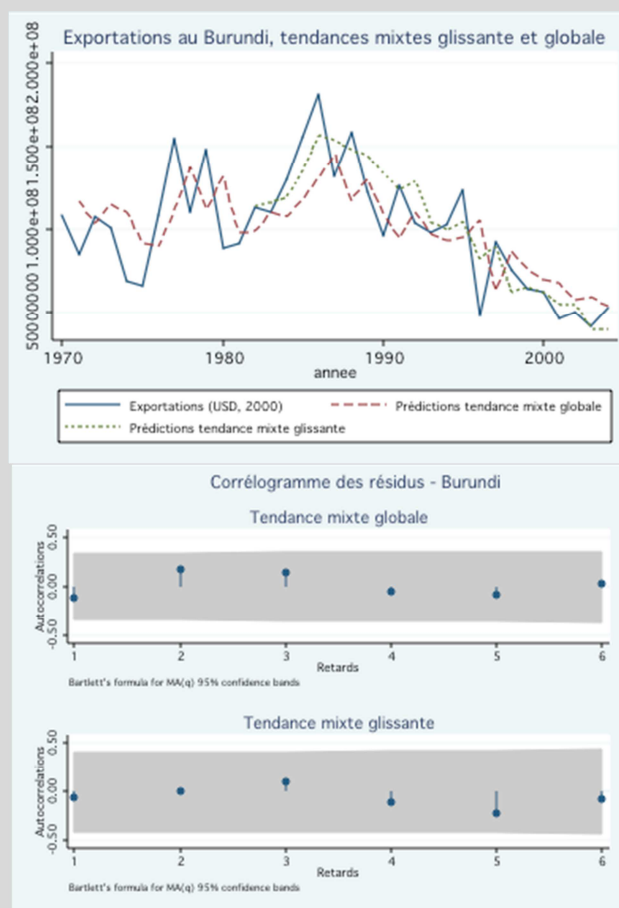


Cependant, cette technique présente certains désavantages. D'une part, elle réduit la couverture temporelle des indicateurs d'instabilité puisque la première valeur tendancielle n'est disponible qu'à partir de $t = 1+k$. D'autre part, il peut apparaître un biais du fait d'une période d'estimation de la tendance limitée.

Les estimations à partir de la tendance mixte glissante ne sont pas pour autant une solution idéale face à une rupture de tendance dans la série. En effet, les évolutions antérieures à une rupture de tendance continuent à avoir de l'inertie lors de l'estimation glissante de la tendance, une fois la rupture opérée. Par ailleurs, en proposant une estimation de la tendance sur une période plus courte que la tendance mixte globale, cette technique peut inclure dans le résidu une partie des variations de longue périodicité en étant plus sensible aux fluctuations de moyenne périodicité. Cette caractéristique s'illustre notamment par le comportement respectif des deux tendances mixtes appliquées au Burundi entre 1985 et 1995 dans la Figure 7. En effet, la tendance mixte glissante tend à sous-estimer l'évolution tendancielle à la baisse des exportations relativement à la tendance « globale », pendant cette période.

Le choix de la période de calcul de la tendance est donc important. Nous avons ici choisi une période d'estimation de la tendance glissante limitée à 12 ans afin de mettre en évidence les avantages et désavantages de cette technique par rapport à la tendance mixte globale. On peut considérer qu'une tendance glissante calculée sur une période comprise entre 10 et 20 ans constitue une base raisonnable au regard des densités spectrales présentées précédemment dans la figure 1, puisque les fluctuations de moyen terme semblent contribuer fortement à la variabilité totale de la série. Ce choix doit se justifier au moyen d'une étude préalable du comportement des séries (test de racine unitaire, études graphiques des séries et examen de leur densité spectrale), et porté par l'étude de la littérature sur le sujet.

Figure 7. Tendances mixtes globale et glissante, évolution comparée et corrélogramme des résidus, Burundi.



2.3. L'approche par les filtres

Certains travaux sur l'instabilité économique utilisent la technique des filtres statistiques pour isoler les composantes cyclique et tendancielle de l'évolution des séries (Becker et Mauro, 2006 ; Chauvet et Guillaumont, 2007). L'écart type de la composante cyclique constitue alors un exemple de mesure de l'instabilité. Le filtre le plus populaire reste celui d'Hodrick-Prescott (1997). Ce filtre peut rendre stationnaire des séries potentiellement intégrées jusqu'à l'ordre 4 (King et Rebelo, 1993). Le filtre Bande Passante (BP) proposé par Baxter et King (1999) est également utilisé dans la littérature sur les fluctuations économiques (Hnatkovska et Loayza, 2005). Si le filtre BP conserve mieux les propriétés des séries, cet avantage se paie au prix d'une perte d'observations en queue d'échantillon¹⁶ (Baxter et King, 1999). Par ailleurs, ces deux techniques appliquées à nos données

¹⁶ Le filtre BP est un filtre bilatéral nécessitant un nombre d'observation minimum avant et après chaque point d'observation filtré, ceci afin d'augmenter la précision du filtrage. Baxter et King recommandent d'ignorer les 12

d'exportations donnent des résultats extrêmement proches¹⁷. Pour ces raisons, nous ne présentons dans cet article que les résultats obtenus avec le filtre Hodrick-Prescott (HP).

L'avantage de la méthode des filtres relativement aux précédentes est de ne pas imposer *a priori* une forme particulière (tendance mixte, déterministe, aléatoire, etc.), parfois arbitraire, au comportement des séries. Par ailleurs, la méthode des filtres statistiques permet les changements de tendance à travers le temps, ce qui constitue un avantage certain sur l'approche par les séries temporelles que nous avons présentée. Hodrick et Prescott décomposent l'évolution d'une série en une composante tendancielle non stationnaire (y^P_t), et une composante cyclique stationnaire (y^C_t) :

$$y_t = y^P_t + y^C_t \quad , \quad T = 1, 2, 3, \dots, t. \quad (9)$$

Le filtre HP consiste à isoler la composante cyclique en optimisant par rapport à Y^P le programme suivant :

$$\min_{\{Y^P_t\}_{t=1}^T} \left[\sum_{t=1}^T (Y_t - Y^P_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta^2 Y^P_t)^2 \right] \quad (10)$$

Ce filtre s'apparente à un filtre de moyenne mobile symétrique de longueur infinie. Le paramètre λ est appelé « paramètre de lissage ». Le premier terme de l'équation (10) minimise la variance de la composante cyclique (Y^C_t) alors que le second terme lisse l'évolution de la composante tendancielle. Lorsque λ tend vers l'infini, la variance de la croissance de la composante tendancielle tend vers 0, ce qui implique que la composante tendancielle – ou la série filtrée – se rapproche d'une simple tendance temporelle linéaire. Inversement, lorsque λ tend vers 0, la série filtrée se rapproche de la série d'origine. Ainsi, les fluctuations cycliques isolées seront de fréquence (périodicité) d'autant plus élevée (courte) que le paramètre de lissage aura une valeur faible.

Le choix de la valeur de λ reste arbitraire et ne fait pas encore l'unanimité dans la littérature. Si Hodrick et Prescott préconisent un paramètre λ égal à 100 pour des données annuelles, certaines études suggèrent une valeur plus élevée comprise entre 100 et 400 (Baxter et King, 1999), alors que d'autres préfèrent des valeurs nettement plus faibles, comprises entre 6 et 10 (Maravall et Del Rio, 2001). L'objet de cet article n'étant pas de débattre sur la valeur adéquate du paramètre lissage, nous comparerons les résultats obtenus lorsque ce dernier est égal à 100 et à 6,5. Ainsi, nous obtiendrons des écarts par rapport à une tendance à long terme ($\lambda=100$) et une tendance à moyen terme ($\lambda=6,5$).

premiers et 12 derniers trimestres si l'on souhaite filtrer des séries trimestrielles. Pour les séries annuelles ils recommandent d'ignorer les 3 premières et 3 dernières années de l'échantillon.

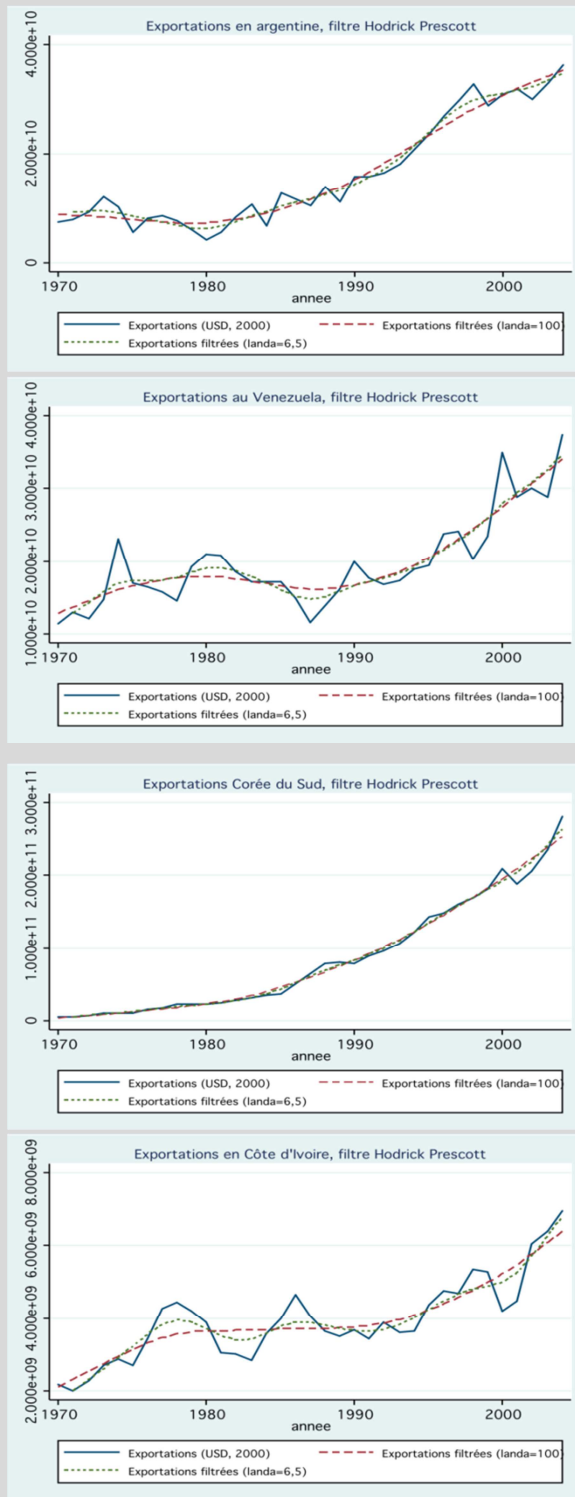
¹⁷ Disponibles sur demande du lecteur.

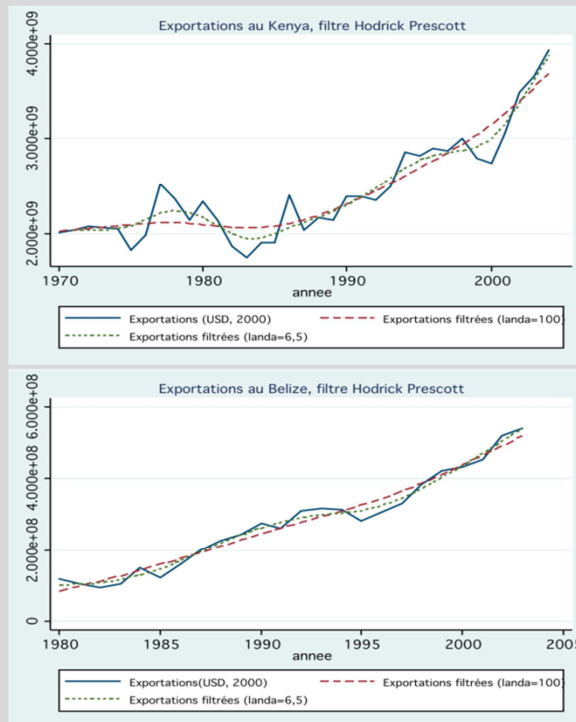
L'étude de la Figure 8 suggère que l'utilisation du filtre HP peut s'appliquer à un nombre élargi de pays aux schémas d'évolution des exportations variés. Comme prévu, les valeurs filtrées avec un paramètre de lissage de 6,5 sont davantage sensibles aux fluctuations de moyen terme que celles filtrées avec un paramètre de 100. L'Annexe A. 3 expose les corrélogrammes entre les cycles des pays présentés dans la Figure 8. Ainsi, ces deux figures suggèrent que les cycles extraits sont stationnaires et ne sont pas significativement auto-corrélés. Les p-values du test de Phillips-Perron situées en dessous des corrélogrammes en Annexe A. 3 indiquent que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'intégration de premier ordre du cycle dans un intervalle de confiance de 99% dans les pays présentés, ce qui indique que la série semble correctement stationnarisée pour ces pays avec cette technique.

Cette approche présente néanmoins certains inconvénients. En effet, si cette méthode n'impose pas de forme fonctionnelle particulière à l'évolution de la tendance, elle impose de manière *ad hoc* des pondérations identiques aux valeurs antérieures et postérieures à la valeur filtrée. Ainsi, elle fait l'hypothèse d'indépendance entre la composante cyclique et la composante tendancielle des séries économiques. Hors, au regard des nombreux travaux portant sur les effets de l'instabilité macroéconomique sur la croissance de long terme, il semblerait que cette hypothèse soit restrictive. Par ailleurs, un autre défaut du filtre HP est qu'il devient unilatéral en queue d'échantillon, donnant ainsi de moins bons résultats en début et fin de période de disponibilité des données (Van Norden, 2004). Enfin et surtout, concernant le choix du paramètre de lissage, une valeur faible provoque des *effets de compression* : on peut attribuer à la tendance une partie de la variation cyclique de courte périodicité. La tendance estimée apparaît alors très volatile et la composante cyclique – et par conséquent l'instabilité – peut dans ce cas être sous-estimée. Inversement, le choix d'un paramètre de lissage élevé provoque des *effets de fuite* (ou *leakage*) : on peut attribuer une partie des variations de périodicité longue à la composante cyclique. Ainsi, la tendance apparaît moins volatile et la composante cyclique plutôt surestimée. S'agissant de l'instabilité macroéconomique dans les pays en développement, l'étude des spectres des séries d'exportation dans la figure 1 suggère de privilégier un paramètre de lissage faible, étant donné l'importance des fluctuations de moyen terme. La Figure 8 traduit graphiquement les conséquences du choix d'un paramètre de lissage élevé ou faible.

Nous venons de voir dans cette section que la méthode de calcul de la valeur de référence est centrale dans le calcul des instabilités. Si l'on souhaite retranscrire les effets des variations transitoires – dues par exemple aux cycles économiques, à certains chocs commerciaux ou aléas climatiques – il est essentiel d'utiliser une méthode stationnarisation des séries adéquate. Dans ce cadre nous avons présenté les deux principales approches adoptées par la littérature sur l'instabilité macroéconomique : l'approche paramétrique et l'approche par les filtres. Bien qu'en matière de stationnarisation, ces deux approches fournissent des résultats convenables, la tendance mixte globale semble créer artificiellement de l'instabilité, ce qui est moins le cas de la tendance mixte glissante ainsi que la méthode des filtres.

Figure 8. Recettes d'exportation lissées par le filtre HP





3. La question du calcul de l'écart à la tendance

Contrairement aux variables de choc qui retranscrivent l'expérience instantanée d'une fluctuation, mesurer l'instabilité revient à calculer un écart restituant une expérience cumulée de fluctuations. Les écarts que nous présentons dans cette section consistent à sommer les déviations autour d'une tendance sur une période donnée, de manière à souligner une dimension particulière de la distribution d'une variable (stationnaire ou stationnarisée) : sa variance, son asymétrie, ou son degré de voosure (ou aplatissement) de la distribution.

Limiter l'analyse de l'instabilité aux seules mesures traditionnelles basées sur la variance d'une variable, comme l'écart type ou le coefficient de variation¹⁸, peut occulter d'autres dimensions importantes de l'instabilité, telles que l'asymétrie des déviations et l'occurrence des déviations extrêmes. En effet, les mesures comme l'écart type des déviations, en mesurant l'ampleur moyenne d'une distribution, ne permettent pas de rendre compte de l'asymétrie des réactions des agents économiques lors de chocs positifs ou négatifs. De même, elles ne permettent pas de savoir si la distribution autour de la tendance est caractérisée par des chocs fréquents et d'ampleur limitée, ou dominée par des chocs peu fréquents et de grande ampleur. Or ces caractéristiques d'une distribution sont d'importance si l'on souhaite par exemple étudier comment l'instabilité affecte le comportement des agents économiques. Nous présentons ci-dessous les options possibles pour

¹⁸ Leur formule respective est présentée par la suite.

quantifier ces phénomènes, en nous basant sur les différents moments des distributions autour des valeurs de références présentées dans la section précédente.

3.1. La période de calcul de l'instabilité

Une mesure d'instabilité ayant pour objectif de restituer une expérience passée de chocs, le choix de la période sur laquelle l'écart est calculé est une étape préalable au calcul de cet écart. Par exemple, si l'on s'intéresse aux effets à court terme de l'instabilité, il est fréquent de calculer un indicateur reflétant les fluctuations des cinq ou dix dernières années. Si l'on souhaite étudier les effets de moyen/long terme de l'instabilité, une période de calcul supérieure à dix ans peut être retenue. Par ailleurs, lorsque l'évolution d'une série présente des épisodes distincts d'instabilité au cours du temps, il peut être pertinent de faire correspondre la durée sur laquelle les déviations sont sommées à la durée approximative des épisodes d'instabilité (Wolf, 2005). Il est en effet possible de sommer sur une courte période des écarts autour d'une tendance elle-même estimée sur plus longue période (voir section 2.2). Dans ce cas, il s'agira d'étudier les effets à court termes des fluctuations autour d'une tendance de plus ou moins long terme.

Dans la suite du document, nous comparons les résultats des différents types de mesure de l'instabilité permettant d'analyser les trois dimensions (ou moments) de la distribution d'une variable : l'ampleur des réalisations d'une variable, leur asymétrie, et l'occurrence déviations extrêmes.

3.2. L'ampleur de l'instabilité

De nombreux travaux sur l'instabilité cités en référence s'intéressent aux conséquences et aux déterminants de l'ampleur de l'instabilité. Plusieurs méthodes sont disponibles pour quantifier cette dimension de l'instabilité. La méthode la plus courante consiste à calculer l'écart type d'une variable autour de sa valeur de référence:

$$INS_1 = 100 \times \sqrt{\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right)^2} \quad \text{avec } T=1, \dots, t.$$

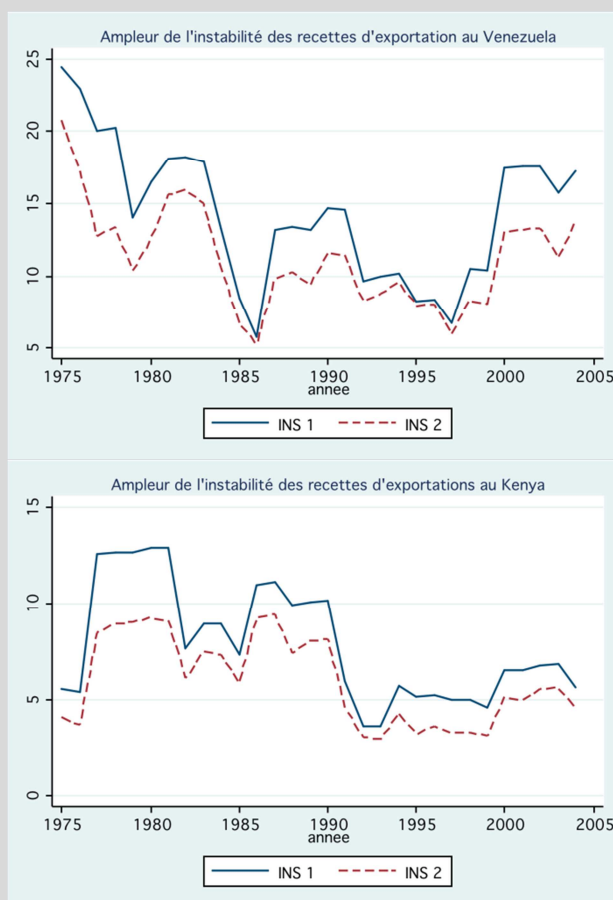
Nous rapportons les déviations à la valeur de référence afin de rendre comparables les mesures d'instabilité d'une variable dont l'ordre de grandeur diffère d'un pays à l'autre. Ou encore, il est possible de calculer la déviation moyenne absolue des écarts à la tendance :

$$INS_2 = 100 \times \frac{1}{T} \sum_t \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right| \quad \text{avec } T=1, \dots, t.$$

Où y_t est la valeur observée de la série, et \hat{y}_t la valeur de référence. La question des avantages respectifs de l'écart type et de la moyenne absolue pour mesurer la 'déviation moyenne' d'une distribution est un vieux débat (Gorard, 2005). La préférence donnée à l'écart type est historique et tient en partie à ce que de nombreux tests statistiques et de nombreuses mesures sont basées sur

cette statistique. Cette préférence a été donnée car i) il a été montré que dans le cas d'une distribution normale/gaussienne, l'écart type est une estimation plus efficace de la 'déviation moyenne' que la déviation moyenne absolue ; et que ii) la première statistique est plus facile à manipuler algébriquement. Dans le cadre de l'analyse économique des effets de l'ampleur de l'instabilité, l'utilisation de l'écart type se justifie dans le cas où les effets de l'instabilité augmentent exponentiellement avec la taille des fluctuations. Cependant il a été démontré que la déviation moyenne absolue est une mesure plus efficace lorsqu'il existe des erreurs de mesure, ou alors lorsque la distribution est non normale. Nous illustrons la différence entre ces deux mesures d'ampleur de l'instabilité en choisissant de représenter les résultats obtenus pour le Venezuela et le Kenya dans la Figure 9. Ces deux mesures sont calculées annuellement de manière glissante sur une période de calcul de 5 ans (t ; $t-5$). La Figure 9 suggère que les pics d'instabilité correspondant à la fin des années 70, 80 et aux débuts des années 90 et 2000 sont davantage pondérés lorsque que nous utilisons l'écart quadratique moyen (*INS1*). Nous privilégions par la suite l'utilisation de l'écart type (*INS1*) comme mesure de l'ampleur moyenne des déviations, car cette méthode de calcul permet de mieux distinguer des épisodes d'instabilité différents, du fait de son usage fréquent dans la littérature, et car les mesures d'instabilité supplémentaires présentées dans le document se basent sur cette statistique. Nous comparons par la suite les écarts types obtenus à partir des valeurs de référence présentées dans la section précédente. Les écarts sont cette fois-ci calculés sur la période 1982-2005. Les résultats sont exposés dans les tableaux 2 et 3, et la figure 10.

Figure 9. Ampleur de l'instabilité – déviations (en % de la tendance) des cinq dernières années autour d'une tendance mixte



Par ailleurs, il apparaît que les mesures d'ampleur de l'instabilité mesurée à partir des tendances mixtes – globales et glissantes – et du filtre HP sont très similaires, comme le suggèrent les corrélations du tableau 2 et la figure 10. Toutefois, l'ampleur de l'instabilité autour de la tendance mixte globale et du filtre HP100 tend à être en moyenne supérieure aux autres mesures.

Tout comme l'utilisation du filtre HP avec un paramètre de lissage élevé peut provoquer des effets de fuite et conduire à surestimer l'ampleur de l'instabilité, une tendance mixte peut aussi inclure à tort des éléments de la composante tendancielle dans le résidu (voir sections 2.2 et 2.3). Par ailleurs, une tendance estimée sur longue période est moins influencée par les variations de moyen terme qu'une tendance mixte estimée sur une période plus courte (voir à titre d'illustration l'Annexe A. 2. Enfin, la propension de cette technique à créer artificiellement de l'instabilité comme nous l'avons vu dans la section précédente contribue à augmenter en moyenne les scores d'instabilité.

Tableau 2. Corrélations entre les mesures d'ampleur de l'instabilité.

	(1) Tend. Mixte globale	(2) Tend. Mixte gliss.	(3) HP 6,5	(4) HP 100
Instabilités calculées sur la période 1982-2005				
(1)	1.00			
(2)	0.92*	1.00		
(3)	0.96*	0.95*	1.00	
(4)	0.87*	0.80*	0.87*	1.00

* Significatif à 5%. Observations : 134.

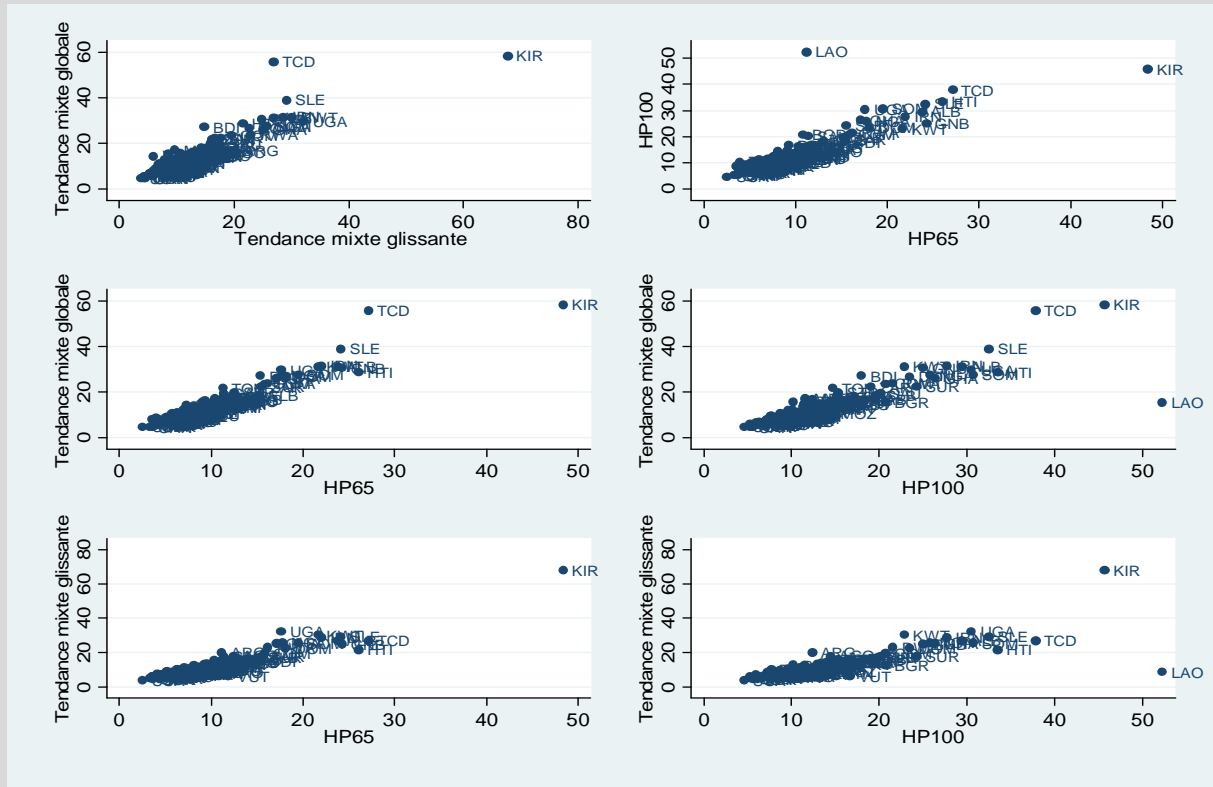
Tableau 3. Statistiques descriptives des mesures d'ampleur de l'instabilité (en %).

	Instabilité tend. Mixte	Instabilité tend. Mixte Gliss.	Instabilité HP 6,5	Instabilité HP 100
Moyenne	13,6	11,5	9,2	13,3
Ecart type	8,7	7,8	6,1	7,8

Observations : 134.

Les valeurs lissées par le filtre HP sont quant à elle calculées à partir d'un processus moyenne-mobile symétrique, permettent la prise en compte d'éventuelles ruptures de tendance. Or, il a été souligné que la tendance parmi les nombreux pays en développement qui forment notre échantillon est davantage volatile (Rand et Tarp, 2002). C'est pourquoi l'utilisation du filtre HP(100) est pertinente si l'on veut retranscrire l'évolution tendancielle des exportations dans les économies industrialisées, de plus longue périodicité et d'ampleur plus importante. Tout comme la tendance mixte globale, le filtre HP100 est donc moins sensible que les autres tendances aux variations de moyenne périodicité. C'est pourquoi l'instabilité calculée à partir du filtre HP100 présente des corrélations moindres – quoique élevées, aux alentours de 80% - et une moyenne plus importante que les autres méthodes.

Figure 10. Illustration graphique des corrélations entre les instabilités.



3.3. L'asymétrie de l'instabilité

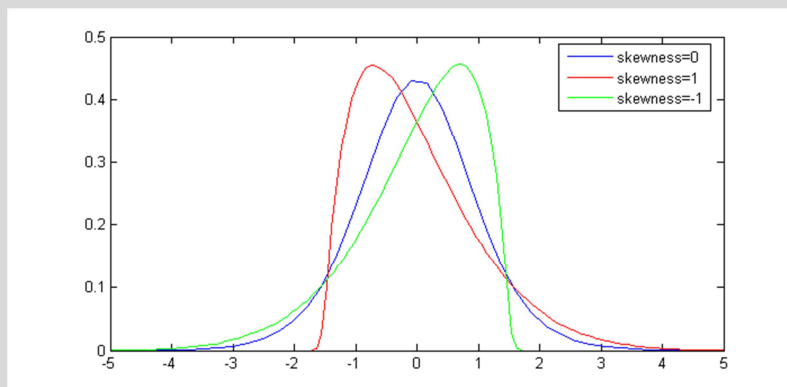
Les mesures d'ampleur ne permettent pas d'identifier les effets de l'asymétrie des chocs (Wolf, 2005). L'étude des effets de l'asymétrie des fluctuations se justifie pourtant au regard des réponses distinctes des agents aux chocs négatifs ou positifs (Dercon, 2002 ; Elbers et al, 2007). Le coefficient d'asymétrie (CA), ou de dissymétrie, précise le profil de l'instabilité macroéconomique auquel un pays fait face puisqu'il renseigne sur la propension des pays à subir des chocs négatifs ou positifs. Le calcul de cette valeur se présente comme suit,

$$CA = 100 \times \frac{\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right)^3}{\left(\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right)^2 \right)^{3/2}} \text{ avec } T = 1, \dots, t$$

Un CA négatif indique que la distribution est orientée vers la gauche de la valeur de référence, alors qu'un coefficient positif indique une distribution orientée vers la droite (voir figure 11). Une distribution symétrique aura un coefficient dont la valeur sera proche de zéro. Une distribution ayant un CA positif (négatif) signale donc une expérience d'instabilité dominée par des chocs positifs (négatifs). Par ailleurs, l'asymétrie est d'autant plus forte que les chocs, positifs ou négatifs,

ont été d'ampleur importante. Autrement dit, le CA renseigne également sur la propension d'une variable à connaître des crises ou des booms (Ranci re et al, 2008).

Figure 11. Illustration graphique d'une distribution asymm trique positive et n gative mais dont l'ampleur est identique



Bien que les mesures d'ampleur des d viations autour des tendances pr c demment soient fortement corr l es (voir le tableau 2 et la figure 10), l'asymm trie des distributions des  carts autour de ces derni res peut pr senter un profil bien diff rent selon la valeur de r f rence choisie (voir Tableau 4). Ainsi, pour une ampleur d'instabilit  donn e, l'exp rience de chocs de deux pays diff rents peut pr senter une asymm trie oppos e (Figure 11).

Le Tableau 4 montre que les corr lations entre les CA provenant des diff rentes valeurs de r f rence sont faibles, ce qui sugg re que chacune des valeurs de r f rence restituent diff remment l'asymm trie des chocs. La similarit  du profil des distributions des d viations autour des valeurs filtr es est confirm e par une corr lation relativement  lev e entre leur CA (65%) ; alors que le CA obtenu   partir de la tendance mixte globale est faiblement corr l  aux autres. L'asymm trie de la distribution des r alisations autour de la tendance mixte pr sente les corr lations avec les autres mesures les plus faibles (14% avec le CA-HP(6,5), et 2% avec le CA-HP(100)).

Tableau 4. Corr lations entre les coefficients d'asymm trie (CA) calcul s sur la p riode 1982-2005.

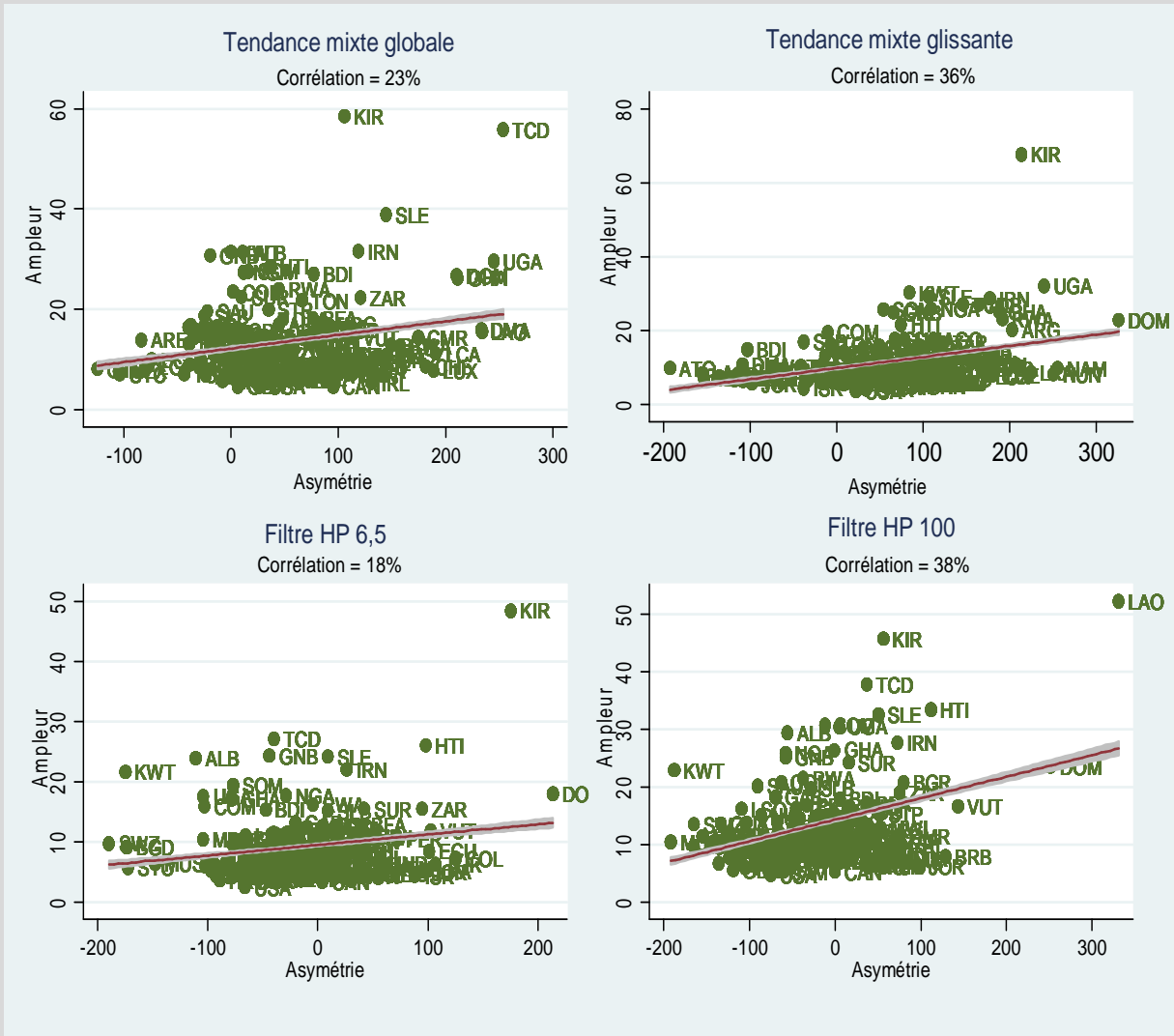
	(1) CA (tend. Mixte globale)	(2) CA (tend. Mixte. Gliss.)	(3) CA (HP(6,5))	(4) CA (HP(100))
CA calcul�s sur la p�riode 1982-2005				
(1)	1			
(2)	0,23*	1		
(3)	0,08*	0,14*	1	
(4)	0,29*	0,02	0,65*	1

* Significatif   10%. Echantillon = 134 pays.

La Figure 12 met en rapport pour chaque valeur de référence les mesures d'ampleur de l'instabilité avec les mesures d'asymétrie de l'instabilité. Les droites de corrélation obtenues pour chaque valeur de référence suggèrent une corrélation positive assez faible, d'autant plus si l'on exclut certains points aberrants. Ce graphique souligne que pour des épisodes d'instabilité d'ampleur proche, l'asymétrie des fluctuations peut être opposée, suggérant une expérience de choc tout à fait distincte.

L'asymétrie des distributions autour de la valeur de référence est donc une dimension à part entière de l'instabilité, laquelle ne peut être appréhendée par les seules mesures d'ampleur présentées dans la section 3.2.

Figure 12. Corrélation entre les mesures d'ampleur et d'asymétrie de l'instabilité, par valeur de référence.

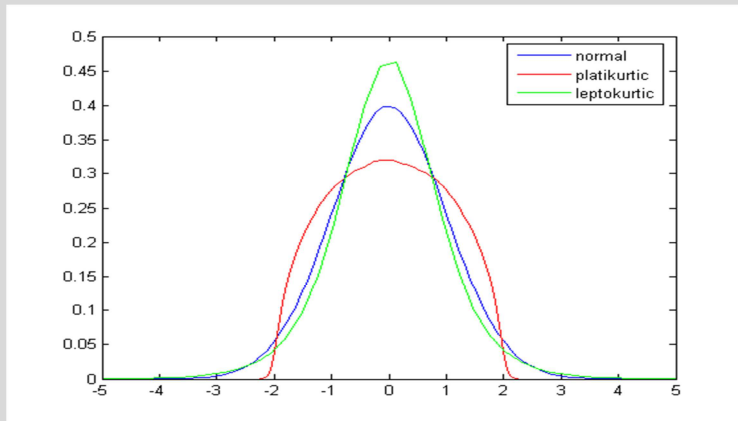


3.4. La fréquence des déviations extrêmes

Une dernière dimension de l'instabilité d'une variable macroéconomique concerne l'occurrence des déviations extrêmes au sein d'une distribution donnée. Cette dimension est mesurée par le quatrième moment de la distribution des observations autour de leur valeur de référence, à savoir le kurtosis (ou coefficient de voussure). Le calcul de cette valeur, en pourcentage de la valeur de référence, est le suivant :

$$Kurtosis = 100 \times \frac{\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right)^4}{\left(\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right)^2 \right)^2} \text{ avec } T = 1, \dots, t$$

Figure 13. Illustration graphique du degré d'aplatissement d'une distribution



Dans le cas d'une distribution normale, le kurtosis est égal à 3 (ou 300% lorsqu'il est exprimé en pourcentage de la tendance). Il indique dans quelle mesure les observations proches de la moyenne sont nombreuses relativement aux observations qui en sont éloignées. Autrement dit, une valeur élevée indique que la distribution tend à être

pointue autour de sa moyenne avec des queues de distribution épaisses. Un coefficient faible indique que la distribution tend à être concentrée autour de sa moyenne avec des queues de distributions fines. La Figure 13 illustre graphiquement trois types d'aplatissement d'une distribution – leptokurtique (kurtosis > 3), normale (kurtosis = 3), et platikurtique (kurtosis < 3). Il donne ainsi une idée de la propension d'une variable à prendre des valeurs élevées. Le risque de Kurtosis est considéré comme un risque majeur en finance, et constitue à ce titre une mesure à part entière de l'instabilité. Dans le cas de l'instabilité des exportations, il permet d'avoir une idée de la propension de certains pays à connaître d'importantes variations en volume ou en prix de leur commerce extérieur. Comme l'a souligné Rancière et al (2008), une valeur élevée du coefficient d'aplatissement doit être interprétée avec précaution car elle peut à la fois "être générée soit par des événements extrêmes inhabituels ou par un groupe d'observations autour de la moyenne qui affectant l'aplatissement de la distribution" (p.386). Ils constatent que près d'un cinquième de l'échantillon de pays présentant un coefficient d'aplatissement élevé est généré par des observations situées en nombre aux alentours du centre de la distribution statistique. Il est alors possible de combiner cette mesure de volatilité avec le coefficient d'asymétrie, afin de s'assurer

qu'il s'agisse bien d'expérience de fortes fluctuations inhabituelles (voir figure 15). Une telle combinaison évite ainsi d'établir arbitrairement des seuils au-delà desquels les pays connaissent un « boom » ou une « crise » (Rancière et al, 2008).

Le Tableau 5 expose les statistiques descriptives des kurtosis associés à chaque valeur de référence. Ainsi, les distributions autour des valeurs de référence sont, en moyenne, légèrement leptokurtiques (supérieure à 300%), mais restent proches de la valeur du kurtosis d'une loi normale. Il convient de remarquer que les distributions des déviations autour des valeurs filtrées HP(100) possèdent en moyenne un degré d'aplatissement similaire à celles des déviations autour des valeurs filtrées HP(6,5). Les distributions autour des tendances mixtes révèlent en moyenne davantage de réalisations extrêmes que les distributions autour des valeurs filtrées.

Tableau 5. Statistiques descriptives des Kurtosis calculés sur la période 1982-2005.

	Kurt. (tend. mixte globale)	Kurt. (tend. mixte. Gliss.)	Kurt. (HP(6,5))	Kurt. (HP(100))
Moyenne (en %)	352,7	367,9	320,0	312,2
Ecart type	155,7	173,0	139,0	146,2

Echantillon total: 134 pays.

Le Tableau 6 représente les corrélations entre les Kurtosis obtenus par les quatre valeurs de référence. Comparées aux corrélations entre les coefficients de dissymétrie, celles entre les Kurtosis sont légèrement plus fortes. En effet, le degré d'occurrence des déviations positives ou négatives de grande ampleur est logiquement moins influencé que leur asymétrie par le choix de la valeur de référence. Les corrélations entre le Kurtosis des distributions autour de la tendance mixte glissante et ceux des valeurs filtrées sont néanmoins les plus faibles. Les valeurs de références présentées dans ce document amènent à différents diagnostics concernant la propension des pays à connaître des déviations extrêmes.

Tableau 6. Corrélations entre les kurtosis calculés sur la période 1982-2005.

	(1) Kurt. (tend. Mixte globale)	(2) Kurt. (tend. Mixte. Gliss.)	(3) Kurt. (HP(6,5))	(4) Kurt. (HP(100))
(1)	1			
(2)	0,39*	1		
(3)	0,38*	0,28*	1	
(4)	0,49*	0,22*	0,62*	1

*Significatif à 5%. Echantillon = 134 pays.

La Figure 14 compare les mesures d'ampleur de l'instabilité aux mesures de kurtosis de l'instabilité, et montre une corrélation légèrement plus forte entre ces deux mesures qu'entre les mesures d'ampleur et d'asymétrie de l'instabilité. Ainsi, l'ampleur moyenne des déviations semble être relativement indépendante de l'occurrence des valeurs extrêmes. A titre d'exemple, un pays comme la République Dominicaine (abréviation « DOM » dans les graphiques de la Figure 14) possède un coefficient de voissure très élevé mais est sujet à une instabilité d'ampleur modérée. Inversement, la Guinée-Bissau (« GNB » dans la Figure 14) est un pays qui, selon les indicateurs présentés ici, a connu une instabilité d'ampleur assez importante avec pourtant une distribution plutôt platikurtique des observations autour des valeurs de références. La corrélation positive plus forte entre l'ampleur moyenne des déviations et leur voissure autour du filtre HP(100) confirme la propension qu'a cette valeur de référence à isoler des cycles de plus longue période, expliquant ainsi une distribution relativement plus pointue autour de cette dernière.

Tableau 7. Corrélations entre le kurtosis et le coefficient d'asymétrie de chaque valeur de référence, 1982-2005.

	Tendance mixte globale	Tendance mixte glissante	HP (6,5)	HP (100)
Echantillon total	+0.65*	+0.51*	+0.12*	+0.35*
Asymétrie positive CA>0%	+0.85*	+0.83*	+0.84*	+0.91*
Asymétrie négative CA<0%	-0.58*	-0.48*	-0.70*	-0.45*
Asymétrie faible CA=[-100% ; 100%]	+0.24*	+0.16*	+0.33*	+0.35*

*Significatif à 5%. Echantillon = 134 pays.

Figure 15 confronte les scores d'asymétrie de l'instabilité aux scores de kurtosis de l'instabilité. On observe alors une relation en U entre ces deux mesures, dont le point de retournement se situe aux alentours d'une valeur nulle du coefficient d'asymétrie. Effectivement, le tableau 7 met en évidence une corrélation positive très élevée entre ces deux indicateurs lorsque l'échantillon est limité aux pays dont l'asymétrie de la distribution des exportations est positive, et une corrélation négative importante pour les pays dont l'asymétrie de la distribution des exportations est négative. Par ailleurs, l'étude de ces corrélations montre qu'un kurtosis élevé correspond le plus souvent à une asymétrie positive des chocs, d'autant plus pour les distributions autour des tendances mixtes et le filtre HP(100). En revanche, pour des degrés d'asymétrie compris entre 0 et 100% en valeur absolue, on observe à la fois graphiquement et au niveau des coefficients de corrélation une relation positive très modérée, suggérant pour ces valeurs une relative indépendance entre ces deux dimensions de l'instabilité.

Ainsi, un coefficient d'asymétrie faible, en valeur absolue, correspondrait donc à des variations de faible ampleur et de fréquence élevée, alors qu'un coefficient d'asymétrie élevé correspondrait à

des variations d'amplitude importante mais de fréquence plus faible. Dès lors, il est possible de voir dans le coefficient d'asymétrie d'une distribution autour de sa tendance une mesure bidimensionnelle de l'instabilité, reflétant à la fois l'asymétrie et l'occurrence des déviations extrêmes.

Figure 14. Illustration graphique des corrélations entre les mesures d'amplitude et de voissure de l'instabilité, par valeur de référence

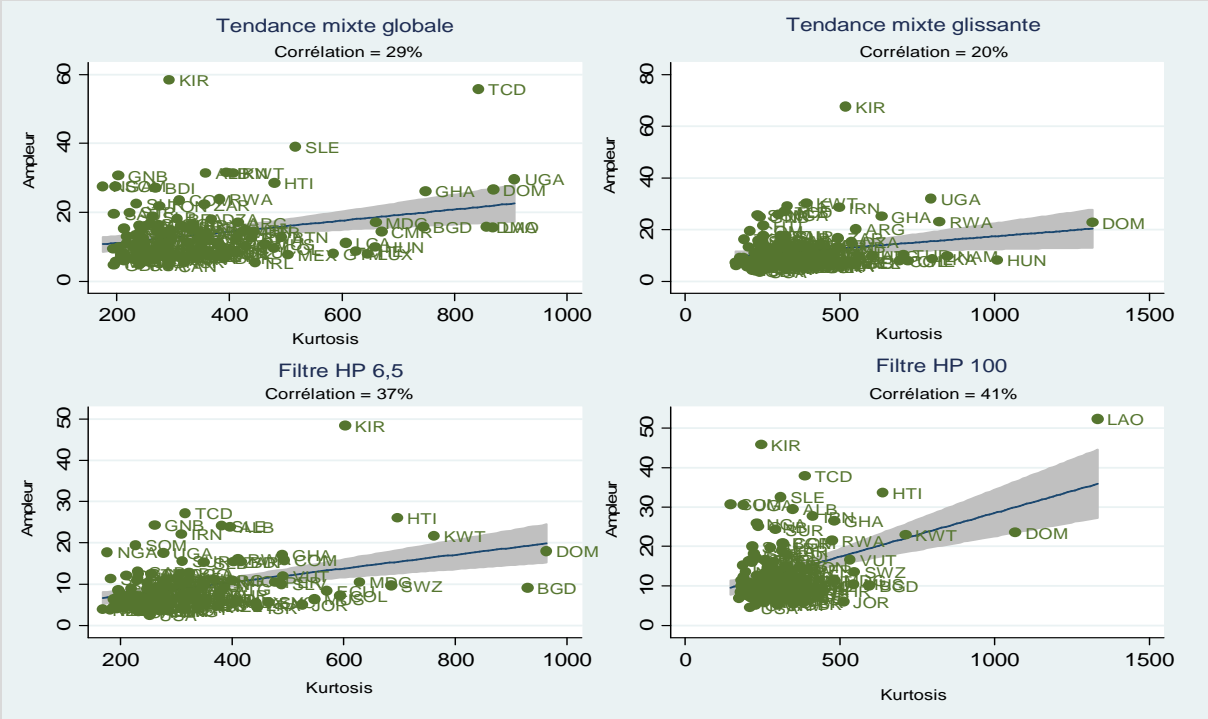
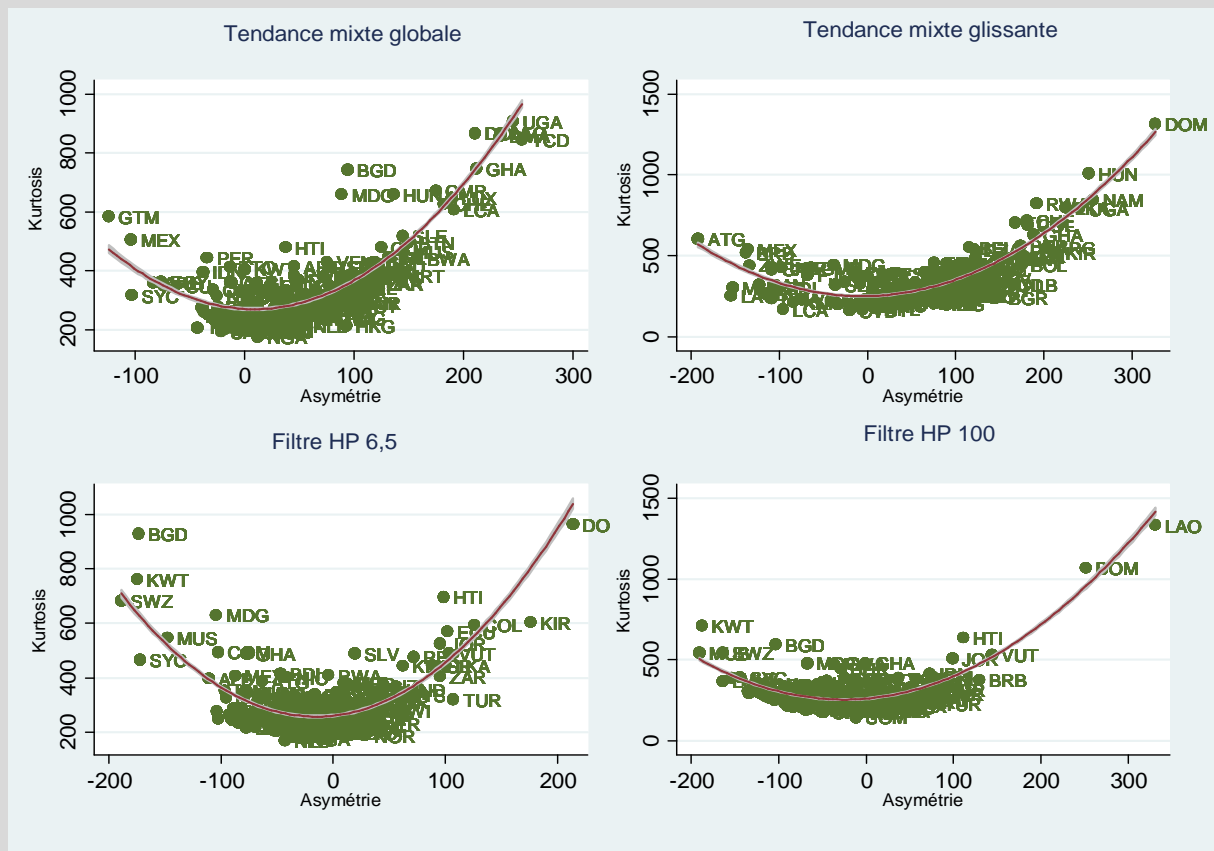


Figure 15. Corrélation entre les mesures d'asymétrie et de voissure de l'instabilité, par valeur de référence



Conclusion

L'objet de cet article est de proposer un état des lieux des travaux portant sur l'instabilité macroéconomique, ainsi qu'une analyse des mesures usuelles de l'instabilité. La littérature sur ce sujet, aussi vaste soit elle, utilise des mesures hétérogènes de l'instabilité. Ces techniques se différencient par le choix de la valeur de référence, et par la façon dont les écarts à cette valeur de référence peuvent être calculés. Si en général les travaux se limitent à l'ampleur de l'instabilité, il est possible d'étendre l'analyse aux effets de l'asymétrie des chocs et de l'occurrence des déviations extrêmes. En effet, ces deux aspects constituent des dimensions à part entière de l'instabilité, peu prises en compte par la littérature sur le sujet.

Par ailleurs, nous nous sommes limités à analyser les propriétés des mesures visant à retranscrire les variations transitoires, certaines et incertaines, des recettes d'exportations. En effet, la mesure de l'incertitude résultant des fluctuations d'une variable économique requiert l'utilisation d'outils statistiques spécifiques, qui n'ont pas été traités dans ce document. Nous avons proposé quatre méthodes de calcul de la valeur de référence. La deux premières consistent à prédire l'évolution des exportations sur la base d'une tendance mixte, incluant une composante déterministe et aléatoire. Cette méthode suppose de choisir une forme fonctionnelle adéquate. Si l'observation du

comportement de la série pour chaque pays peut être fastidieux lorsque l'on travaille sur des données de panel, une bonne revue de la littérature sur l'ordre d'intégration de la variable étudiée, couplée à l'étude de son spectre et la réalisation de tests de racine unitaire peut nous fournir des informations utiles à la spécification d'une forme fonctionnelle appropriée. Par ailleurs, le choix d'une tendance estimée de manière glissante est selon nous préférable à la tendance mixte « globale » car elle autorise les coefficients estimés à varier dans le temps et reflète mieux les changements récents dans l'évolution tendancielle de la série.

L'approche par les filtres présente l'avantage de ne pas reposer sur une formalisation *a priori* de l'évolution des séries. Par ailleurs, elle présente également l'intérêt d'être sensible aux ruptures de tendance au cours du temps. Les problèmes de *fuite* ou de *compression* peuvent néanmoins introduire/exclure des composantes non désirées/pertinentes lorsque l'on souhaite étudier les effets des fluctuations de court terme. Appliqué aux pays en développement, le choix d'un paramètre de lissage compris entre 6 et 10 semble au premier abord préférable puisque l'on peut considérer que la tendance dans ces pays est davantage fluctuante.

Nous avons également présenté les différentes possibilités de calculs d'écart et les divers effets que ces derniers sont censés retranscrire. Nous avons distingué l'ampleur de l'instabilité – mesurée par un indicateur de dispersion moyenne des déviations autour de la valeur de référence –, de l'asymétrie – mesurée par le coefficient d'asymétrie de la distribution des déviations –, et de l'occurrence des valeurs extrêmes prises par les déviations – mesurée par le kurtosis de la distribution des déviations. Si les indicateurs d'ampleur de l'instabilité obtenus à partir des différentes valeurs de références sont très fortement corrélés, il en est autrement des mesures d'asymétrie et de kurtosis. Il apparaît ainsi que chaque moment de la distribution des déviations autour des valeurs de référence restitue une dimension particulière de l'instabilité. Notamment, le coefficient d'asymétrie semble particulièrement intéressant du fait de sa nature bidimensionnel. Non seulement il restitue le degré d'asymétrie des fluctuations autour d'une tendance sur une période donnée, mais il reflète également la fréquence des déviations extrêmes.

Bibliographie

Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J et Y. Thaicharoen (2003) "Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 1, pp 49-123.

Afonso, A., et D. Furceri (2010), "Government size, composition, volatility and economic growth", *European Journal of Political Economy*, vol. 26, No.4, pp. 517-532

Afxentiou, P., et A Serletis (2000) "Output growth and variability of export and import growth: international evidence from Granger causality tests " *The Developing Economies*, Vol.38, No.2, pp.141-163.

Aghion, P., Banerjee, A., Angeletos, G. et K. Manova (2005) "Volatility and Growth: Credit Constraints and Productivity-Enhancing Investment." *Working Paper 05-15*, MIT Working Paper Series.

Aghion, P., Bacchetta, P., et A. Banerjee. "Financial development and the instability of open economies." *Journal of Monetary Economics*, Vol.51, pp.1077-1106.

Aguiar, A., et G. Gopinath, (2007) "Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, Vol. 115, pp.69-102

Azeinman, J., et B. Pinto (2005) "Overview" In J. Azeinman et B. Pinto, eds. *Managing Economic volatility and Crises*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press.

Azeinman, J., et N. Marion (1999) "Volatility and Investment: Interpreting Evidence from Developing Countries." *Economica*, Vol.66, No.262, pp.157-179.

Baxter, M., et R.G. King (1999) "Measuring Business cycles. Approximate Band-Pass filters for Economic Time-Series.", *Review of Economics and Statistics*, Vol.81, No.4, pp.575-593.

Beck, T, Lundberg, M. et G. Majnoni (2001) "Financial Intermediary Development and Economic Volatility: Does Finance Dampen or Magnify Shocks?" *Policy Research Working Paper*, The World Bank.

Becker, T., et P. Mauro (2006) "Output drops and the Shocks that Matter", *IMF Working Paper 06/172*, International Monetary Fund.

Beveridge, S., et C.R. Nelson (1981) "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle", *Journal of Monetary Economics*, No. 7, pp.151-174.

Cariolle, J. (2011) "L'indice de vulnérabilité économique, élaboration et analyse des séries rétrospective de 1975 à 2008", Document de Travail, Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International.

Chauvet, L, et P. Guillaumont (2007) "Aid, Volatility and Growth Again." *Etudes et documents*, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International.

Cogley, T., et J. Nason (1995) "Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research" *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.19, pp. 253-278.

Combes, J.L., et P. Guillaumont. (2002) "Commodity Price Volatility, Vulnerability and Development." *Development Policy Review*.

Combes, J.L., Guillaumont, P., Guillaumont-Jeanneney, S., et P. Combes. (2000) "Ouverture sur l'extérieur et instabilité des taux de croissance." *Revue Française d'Economie*, Vol.15, No.1, pp3-33.

Dawe, D. (1996) "A New Look at the Effects of Export Instability on Investment and Growth", *World Development*, Vol.24, No.12, pp.1905-1914.

Dehn, J. (2000) "Commodity Price Uncertainty in Developing Countries", *Policy Research Working Paper 2426*, The World Bank.

Dehn, J, Gilbert, C.L., et P. Varangis (2005) "Agricultural commodity price volatility" In J. Azeinman et B. Pinto, eds. *Managing Economic volatility and Crises*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press, 2005.

Di giovani, J., et A.A. Levchenko (2010) "The Risk Content of Exports: a Portfolio view of International trade", Working Paper Series No. 16005, NBER.

Easterly, W., Kremer, M., Pritchett, L et L.H. Summers (1993) "Good policy or good luck?: Country growth performance and temporary shocks." *Journal of Monetary Economics* Vol.32, No. 3, pp.459-483.

Chris Elbers & Jan Willem Gunning & Bill Kinsey (2007) "Growth and Risk: Methodology and Micro Evidence," *World Bank Economic Review*, Oxford University Press, vol. 21(1), pages 1-20.

Fatás, A, et I. Mihov (2005) "Policy Volatility, Institutions and Economic Growth." *Working Paper 5388*, Centre for Economic Policy Research.

Fatas, A, et I. Mihov "Fiscal Discipline, Volatility, and Growth", in *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth*, eds. Perry G., Servén, L., et R. Suescun, Latin American Development Forum, The World Bank, 2007.

Gelb, A., H. (1979) "On the Definition and Measurement of Instability and the Costs of Buffering Export Fluctuations", *The Review of Economic Studies*, Vol. 46, No 1 , pp.149-162.

Ghirmay, T., Sharma, S., et R. Grabowski (1999) "Export instability, income terms of trade instability and growth: causal analyses." *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol.8, No.2, pp.209 - 229.

Gorard, S. (2005) "Revisiting the 90-year-old Debate: the Advantage of the Mean Deviation", *British Journal of Educational Studies*, Vol.53, No.4, pp.417-430.

Guay, A., et P. St-Amant, (1997). "Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?," Cahiers de recherche CREFE / CREFE Working Papers 53, CREFE, Université du Québec à Montréal.

Guillaumont, P. (2010) "Assessing the Economic Vulnerability of Small Island Developing States and the Least Developed Countries", *Journal of Development Studies*, Vol.46, No.5, pp.828-854.

Guillaumont, P., *Caught in a trap: Identifying the Least Developed Countries*. Economica. Octobre 2009.

Guillaumont, P. (2009) "An Economic Vulnerability Index: Its Design and Use for International Development Policy", *Oxford Development Studies*, Volume 37, No.3, pp.193-228.

Guillaumont, P. (2007) "Economic vulnerability, persistent challenge to African development" *Revue Africaine du Développement*, Vol.19, No.1, pp.123-162.

Guillaumont, P. (2007) "A Retrospective EVI : Methodological Aspects" *Etudes et Documents*, CERDI, E 2007.15.

Guillaumont, P., Guillaumont-Jeanneney, S., et J.F. Brun (1999) "How instability lowers African growth." *Journal of African Economies*, Vol.8, No.1, pp.87-107.

Hnatkovska, V. (2005) "Appendix." In J. Azeinman et B. Pinto, eds. *Managing Economic volatility and Crises*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press.

Hnatkovska, V., et N. Loayza (2005) "Volatility and Growth." In J. Azeinman et B. Pinto, eds. *Managing Economic volatility and Crises*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press.

Hodrick, R., et E. Prescott (1997) "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, Vol. 29, No.1, pp. 1-16.

Hurlin C., et V. Mignon (2005) "Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel", *Économie et Prévision*, n° 169-170 ,pp. 253-294.

Imbs, J. (2007) "Growth and Volatility", *Journal of Monetary Economics*, Vol.54, No.7, pp.1848-1862.

King, R., et S. Rebelo (1993) "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles." *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.17, No. 2, pp.207-231.

Konya, L. (2004) "Unit-Root, Co-integration and Granger Causality Test Results for Export and Growth in OECD Countries." *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol. 1, No. 2, pp.67-94.

Koren, M. et S. Tenreyro (2007) "Volatility and Development", *Quartely Journal of Economics*, Vol.122, No.1, pp.243-287.

Koren, M., et S. Tenreyro (2006) "The Growth and Welfare Effects of Macroeconomic Volatility." *Working Paper*, Centre for Economic Policy Research.

Lensink, R., et O. Morrissey (2006) "Foreign Direct Investment: Flows, Volatility, and the Impact on Growth." *Review of International Economics*, Vol.14, No.3, pp.478-493.

Loayza, NV., et C. Raddatz (2007) "The Structural Determinants of External Vulnerability", *World Bank Economic Review*, Vol.21, No.3, pp.359-387.

Loayza, NV., Rancière, R., Servén, L., et J. Ventura (2007) "Macroeconomic volatility and Welfare in Developing Countries: An Introduction", *World Bank Economic Review*, Vol.21, No.3, pp.343-357.

Maddala, G, et I Kim (1996) "Structural change and unit roots." *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol.49, pp.73-103.

Malik, A., et J. Temple (2009) "The Geography of output volatility", *Journal of Development Economics*, Vol.90, pp.163-178.

Maravall, A, et A. Del Rio (2001) "Time aggregation and the Hodrick-Prescott filter." *Working Paper*, No. 108.

Mauro, P., and T. Becker (2006) "Output Drops and the Shocks that Matter" *IMF Working Papers*, International Monetary Fund, WP/06/172.

Mobarak, A. (2005) "Democracy, Volatility, and Economic Development." *Review of Economics and Statistics*, Vol.87, No.2, pp.348-361.

Nelson, C., et C. Plosser (1982) "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications." *Journal of Monetary Economics* Vol.10, No.2, pp.139-162.

Nelson, C., et H. Kang (1981) "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series." *Econometrica*, Vol.49, No.3, pp.741-751.

Pritchett, L. (2000) "Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains" *The World Bank Economic Review*, Vol.14, No.2, pp. 221-250.

van der Ploeg, F., et S. Poelhekke (2009) "Volatility and the natural resource curse", *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, vol. 61, No.4, pages 727-760.

Raddatz, C. (2007) "Are external shocks responsible for the instability of output in low-income countries?" *Journal of Development Economics*, Vol.84, No.1, pp.155-187.

Ramey, G., et V.A. Ramey (1995) "Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth." *The American Economic Review* Vol.85, No. 5, pp.1138-1151.

Rancière, R., Tornell, A., et F. Westermann (2008) "Systemic crises and growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.123, No.1, pp.359-406.

Rand, J., et F. Tarp (2002) "Business Cycles in Developing Countries: Are They Different?" *World Development*, Vol. 30, No.12, pp.2071-2088.

Rodrik, D. (2000) "Participatory Politics, Social Cooperation, and Economic Stability", *The American Economic Review*, Vol.90, No.2, pp.140-144.

Rodrik, D. (1998) "Why Do Open Economies Have Bigger Governments?", *Journal of Political Economy*, Vol.106, No.5, pp.997-1032.

Servén, L. (1998) "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Developing Countries: An Empirical Investigation." *Policy Research Working Paper*, The World Bank.

Serven, L. (1997) "Uncertainty, Instability, and Irreversible Investment: Theory, Evidence, and Lessons for Africa." *Journal of African Economies*, Vol.6, No.3, pp.229-268.

Tsui, K., Y., (1988) "The measurement of exports instability – a methodological note", *Economics Letters* Vol.27, No 1, pp.61-65.

Van der Ploeg, F., et S. Poelheeke (2009) « Volatility and the Natural Resource Curse ». *Oxford Economic Papers*, Vol. 61, No.4, pp. 727-760

Van Norden, S. (2004) "Filtres pour l'analyse courante", *L'Actualité Economique*, Vol. 80, No.2-3 pp.523-546.

Wolf, H. (2005) "Volatility: Definitions and Consequences." In J. Azeinman et B. Pinto, eds. *Managing Economic volatility and Crises*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press, 2005.

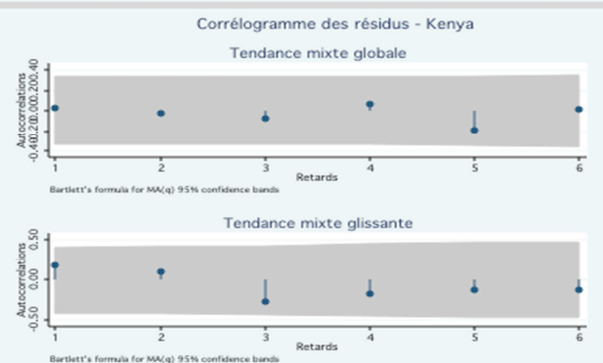
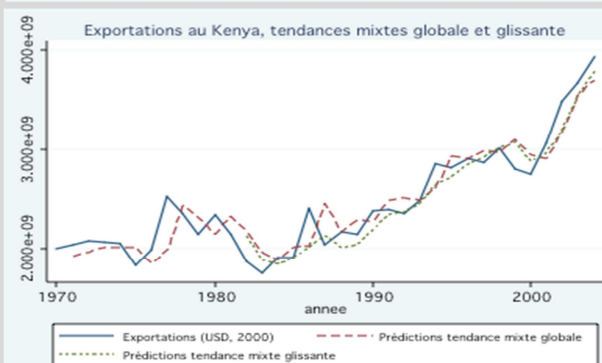
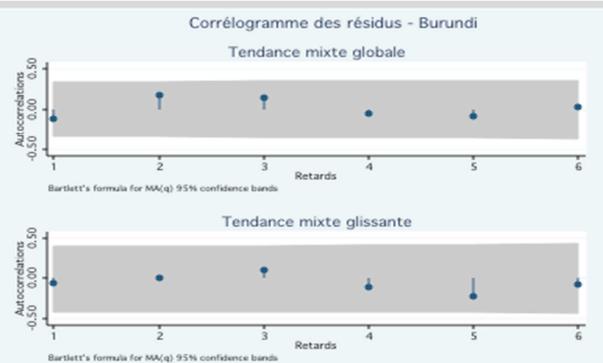
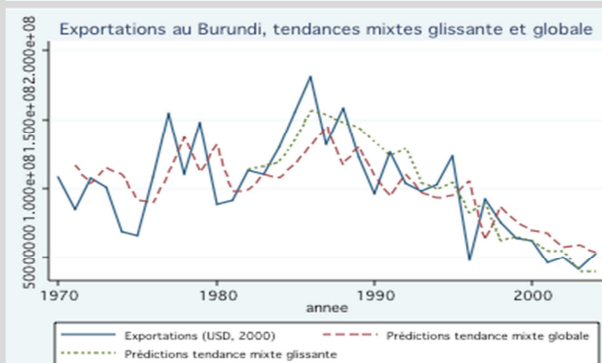
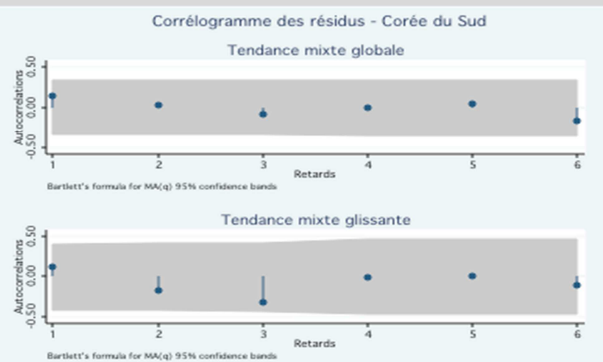
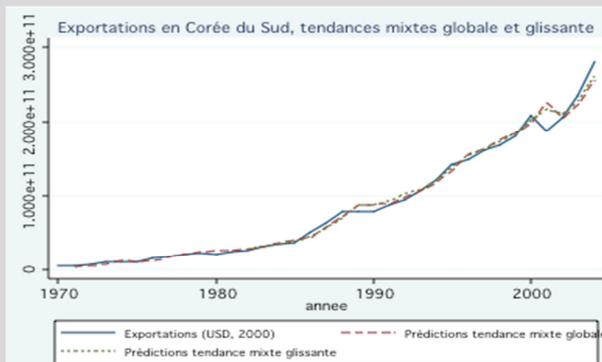
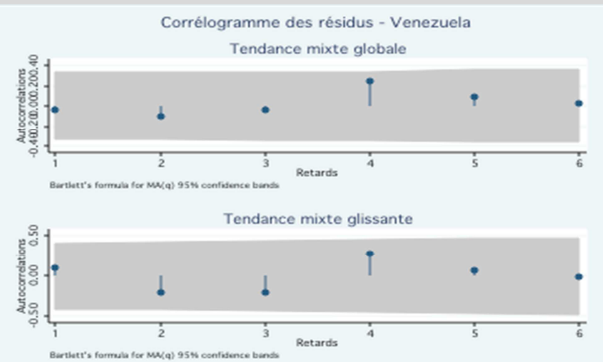
Annexes

Annexe A.1 Inventaire des mesures d'instabilité et leur application dans la littérature.

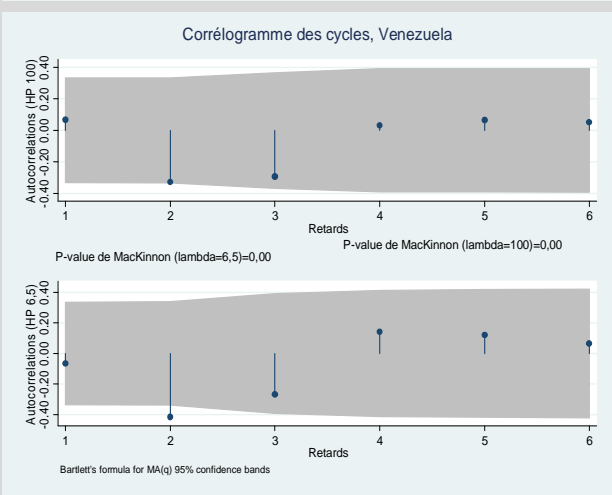
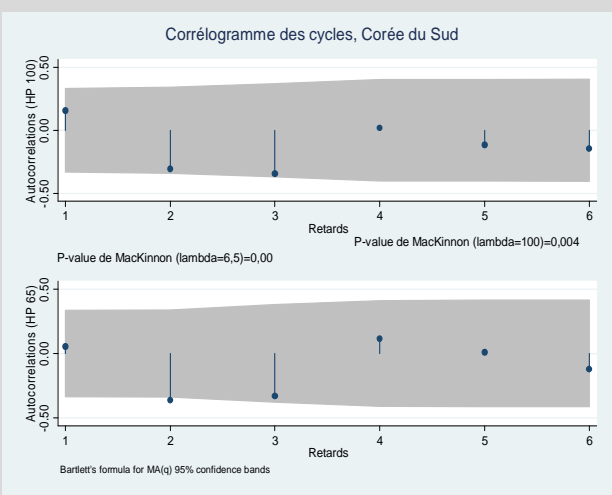
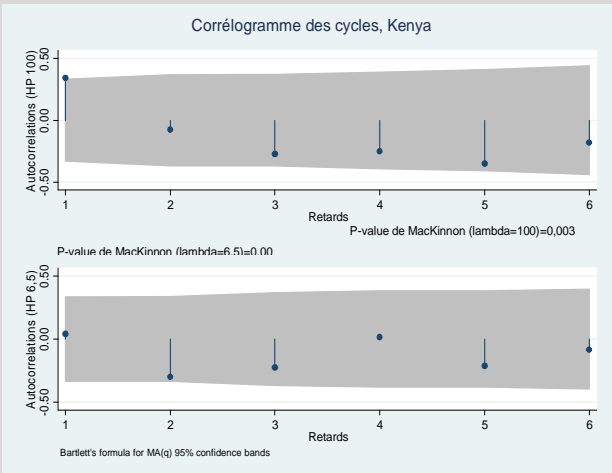
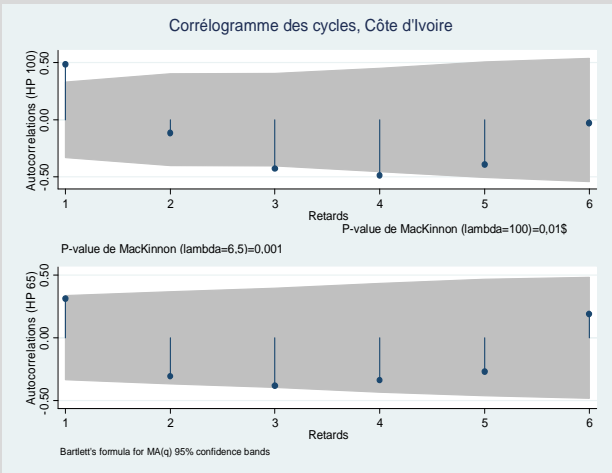
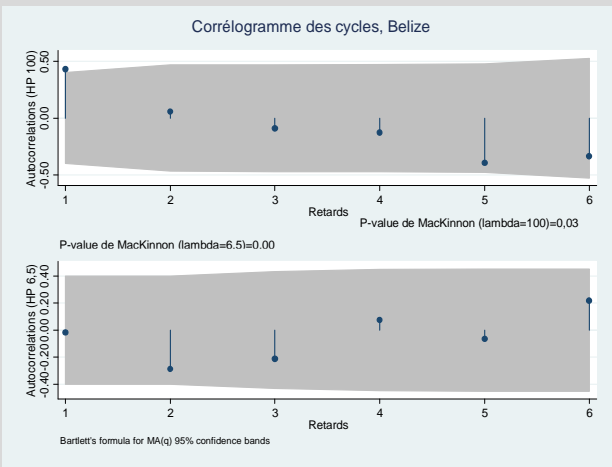
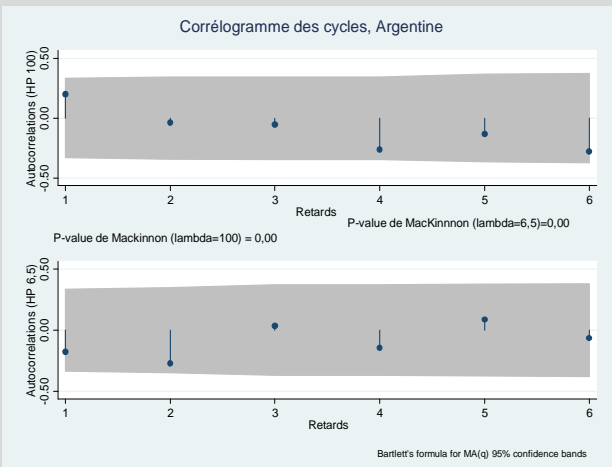
Mesures		Auteurs	Phénomène	Variables concernées (y)
Taux de croissance/différence première	Ecart type ou coefficient de variation du taux de croissance	Servén (1997), Acemoglu et al (2003), Mobarak (2005), Koren et Tenreyro (2006), Raddatz (2007), Di Giovanni et Levchenko (2007), Malik et Temple (2009), Ploeg et Poelhekke (2009)	variabilité	PIB/habitant, Inflation, termes de l'échange, taux de change réel, prime au marché noir, taux d'intérêt international (LIBOR), aide au développement/habitant, dépenses publiques, ratio des rendements de la culture du blé par rapport au rendement national
	Variance sur 5 ans du taux de croissance	Koren et Tenreyro (2006)	variabilité	Taux annuel de croissance de la productivité du travail
Filtres	Chute du PIB : diminution de plus de 1% du log de la série (annuelle) lissée par le filtre HP (lambda=1000)	Mauro et Becker (2006)	Variabilité	PIB
	Ecart type de la composante cyclique, soit l'écart type de la différence entre les séries lissées par le filtre HP ou BK et les séries réelles.	Hnatkovska et Loayza (2005) ; Guillaumont et Chauvet (2007), Afonso et Furceri (2010)	Variabilité	Aide, recettes d'exportation, PIB.
			Variabilité	PIB, variables budgétaires (transferts, subventions, dépenses publiques, recettes fiscales, etc.)
Moyenne sur 5 ans du ratio de l'écart absolu entre la valeur observée des recettes d'exportations (X) et la valeur filtrée par un processus moyenne mobile centrée sur 5 ans, sur le PIB (Y) :	Dawe (1996)	Variabilité	Recettes d'exportation	

Prévisions/Estimations	$\Delta \bar{y}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 t_{1974} + \varphi dummy_{1974} + \beta y_{it-1} + \gamma y_{it-2} + \lambda y_{it}^{initial} + \delta pop_{it}^{initial} +$ <p>L'écart type du résidu \mathcal{E}_{it} est considéré comme une mesure d'instabilité reflétant l'incertitude. Cette approche est effectuée sur l'ensemble de l'échantillon, et pour chaque pays afin d'autoriser l'estimation de coefficients propres à chaque pays.</p>	Ramey et Ramey (1995)	Incertain	Taux de croissance du PIB
	<p>L'écart type du résidu \mathcal{E}_t, obtenu à partir d'une régression de y_t sur une tendance linéaire :</p> $y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$	Pritchett (2000), Mobarak (2005)	Variabilité	Taux de croissance du PIB par habitant, taux de croissance du capital par travailleur
	<p>Ecart type ou déviation moyenne absolue glissant(e)s du résidu \mathcal{E}_t, obtenus à partir d'une régression de y_t sur une tendance mixte glissante,</p> $y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	Guillaumont et Combes (2002), Guillaumont et Chauvet (2007), Servén (1998)	Variabilité/incertain	Aide au développement, exportations, termes de l'échange, taux d'inflation, prix relatif du capital, taux de change réel, taux de croissance du PIB.
	<p>Ecart type de l'erreur d'une régression de l'IDE sur ses 3 retards et d'une tendance temporelle :</p> $y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \gamma_3 y_{t-3} + \varepsilon_t$	Lensink et Morrissey (2006)	Incertain	IDE/PIB, IDE
	<p>Pour chaque pays, ils estiment des mesures d'instabilités basées sur le modèle GARCH(1,1) suivant :</p> $\Delta y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \beta_1 \Delta y_{it-1} + \beta_2 y_{it-2} + \delta D_t + \varepsilon_{it}$ <p>avec $t=1, \dots, T$ et D le vecteur de variables muettes trimestrielles.</p> <p>En posant la contrainte suivante sur la variance conditionnelle</p> $\sigma_{it}^2 = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \delta_i \sigma_{it-1}^2$ <p>La valeur estimée de $\hat{\sigma}_{it}$ représente d'incertain de y_{it}.</p>	Dehn (2000), Servén (1998) et Afxentiou et Serletis (2000)	Incertain	Prix des matières premières, taux d'inflation, prix relatif du capital, taux de change réel

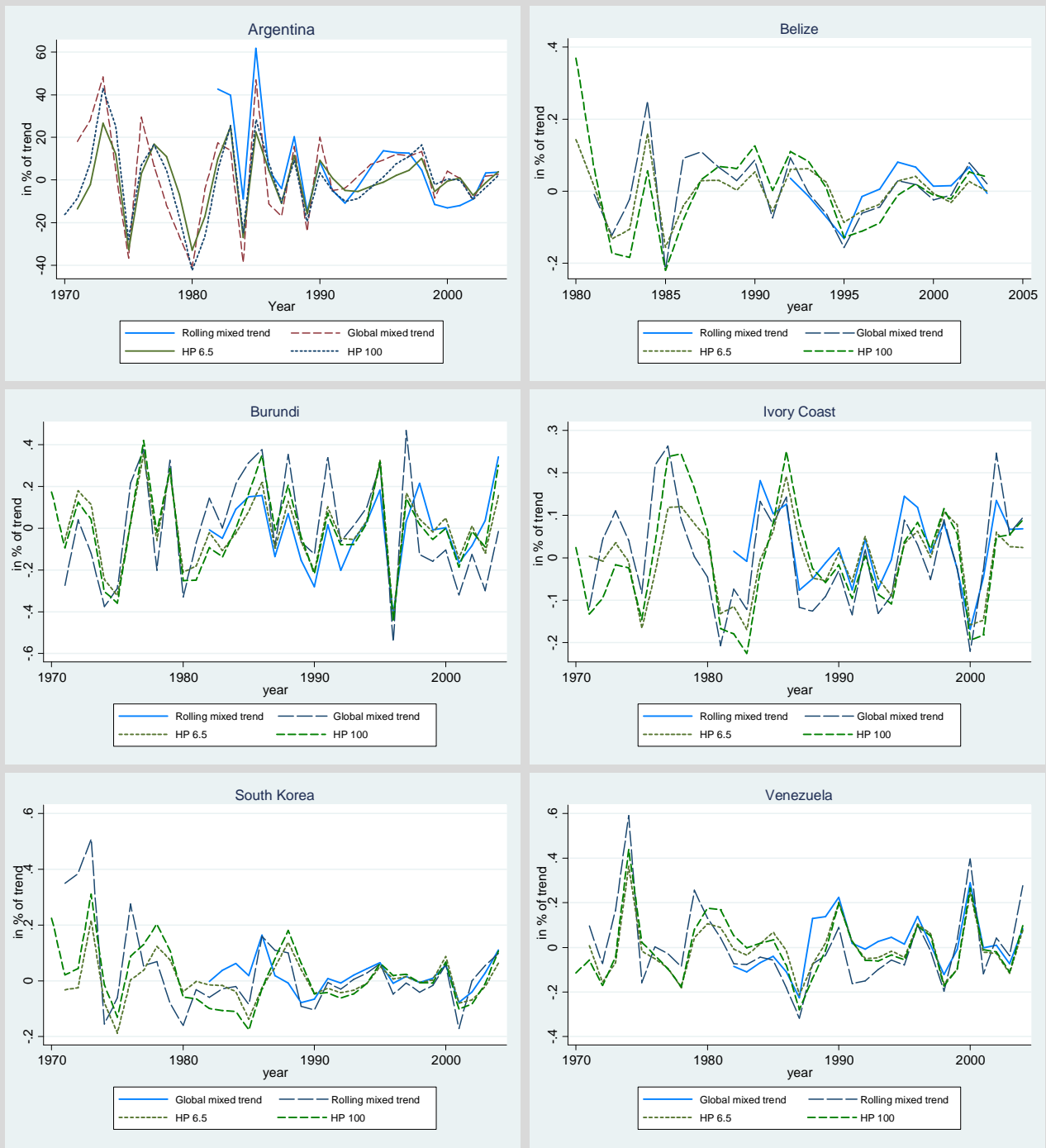
Annexe A. 2. Tendances mixtes et corrélogramme des résidus



Annexe A. 3. Corrélogramme des cycles des recettes d'exportations lissées par le filtre HP



Annexe A.4 Evolution compare des déviations (en % de la tendance)





Créée en 2003, la **Fondation pour les études et recherches sur le développement international** vise à favoriser la compréhension du développement économique international et des politiques qui l'influencent.



Contact

www.ferdi.fr

contact@ferdi.fr

+33 (0)4 73 17 75 30