

Chocs d'Instabilité politique et Croissance économique : Une analyse en termes d'approche vectorielle autorégressive non-linéaire (LSTVAR)

Lemrabott Sidi Mahmoud Ould ElHoussein*

Résumé :

Dans cet article nous définissons la notion de choc d'instabilité politique sur la base de laquelle un indice synthétique d'instabilité est établi à l'aide de l'Analyse en composante principale (ACP). Nous justifions également, l'utilisation des modèles vectoriels autorégressifs à transmission lisse logistique (LSTVAR) et de la fonction de réponses impulsionnelles généralisée (GIRF) pour analyser l'impact des chocs d'instabilité sur la croissance économique. Les résultats de cette analyse après l'application d'une telle démarche sur trois pays africains (Burundi, Mauritanie et Tchad) considérés comme les plus instables, sont l'impact négatif des chocs d'instabilité sur la croissance et leur asymétrie et l'identification des déterminants de la croissance les plus vulnérables à de tels chocs dans ces économies.

Mots-clés : *Chocs d'instabilité politique, Analyse en composante principale (ACP), Modèles vectoriels autorégressifs à transmission lisse logistique (LSTVAR), Fonction de réponses impulsionnelles généralisée (GIRF).*

Abstract :

In this article we define the notion of political instability shock, on the basis of which a synthetic index of instability is determined by using the principal component analysis (PCA). We also justify the use of logistic smooth transmission vector auto-regression models (LSTVAR) and generalized impulse response function (GIRF) to analyze the impact of such shocks on economic growth. The results of this analysis after the application of such approach in three African countries (Burundi, Mauritania and Chad) considered as the most unstable are: the negative impact of political instability shocks on growth and their asymmetry, and the identification of the determinants of economic growth which are the most vulnerable to such shocks in these economies.

Keywords: *Political instability shocks, Principal Component Analysis (PCA), Logistic Smooth Transition Vector Auto-regression (LSTVAR), Generalized Impulse Response Function (GIRF).*

Laboratoire d'Analyse et de Recherches Economiques de Saint Louis (LARES)

* **Doctorant** à l'UFR SEG – Université Gaston Berger – Saint Louis, Sénégal

Tél : 00 221 70 79 64 892 - 00 222 22 25 33 38 - E-mail : lemrabotti@yahoo.com

1. INTRODUCTION

L'instabilité politique a été pendant longtemps un champ de recherche qui a attiré l'attention de plusieurs chercheurs en matière économique et sociale, particulièrement dans les années 80 avec la multiplication des coups d'état en Afrique. Sa dimension économique a suscité beaucoup d'écrits dans la littérature, notamment sa relation et son interaction avec les performances économiques. C'est dans ce contexte que s'inscrit le présent article dont l'objectif est d'analyser empiriquement les effets des chocs d'instabilité politique sur la croissance économique sur un nombre limité de pays à travers une approche vectorielle autorégressive non linéaire non encore utilisée dans ce domaine.

Les chocs d'instabilité politique dont il est question dans ce papier, encore appelés "*Instabilité de l'élite*" par Morrison et Stevenson (1971) et Fosu (2002), sont les événements d'instabilité politique dont la particularité est d'être à la fois les plus déstabilisants et permettent une possible continuité de l'exercice du pouvoir après leur survenance. Il s'agit particulièrement d'événements dits coups d'Etat, souvent qualifiés de réussis, avortés ou de tentatives.

La relation entre ce type d'événements d'instabilité et les performances économiques est l'objet de plusieurs études qui se différencient par le type et la mesure de l'instabilité politique employée, l'approche utilisée et parfois par les résultats obtenus, malgré le consensus existant sur l'idée que l'instabilité politique est défavorable à la croissance dans la plupart de ces recherches. Dans ce cadre, nous citons le travail de Barro (1991) dans lequel la mesure de l'instabilité est le "*nombre d'agitations politiques*" y compris le nombre de "*coups militaires*" et la méthode qu'il emploie est les *régressions en coupe transversale* sur un panel de 98 pays. Sur la base de ces deux points, il parvient à démontrer que ces événements affectent considérablement le taux moyen de la croissance dans ces pays. De plus, Alesina et al. (1996) examinent cette relation sur un échantillon de 113 pays durant la période 1950-1982 en retenant comme mesure d'instabilité politique la "*propension du changement de gouvernement*" y compris les révisions anticonstitutionnelles (dont les coups d'état), par le biais d'un modèle dans lequel l'instabilité politique et la croissance économique sont "*conjointement déterminées*". Ils aboutissent à ce qu'en période de *haute propension de changement du gouvernement*, la croissance est plus faible que dans les autres périodes. Ce résultat est presque similaire à celui récemment obtenu par Aisen et Veiga (2011) sur presque le même type d'instabilité¹, en utilisant l'*estimateur system-GMM des modèles linéaires dynamiques de données de panel* sur un échantillon de 169 pays de 1960-2004. Ces deux auteurs établissent qu'à des niveaux élevés d'instabilité politique sont associés des taux faibles de croissance du PIB per capita.

En outre, Fosu (2002) examine les effets des différents événements de *l'instabilité de l'élite* sur la croissance de 31 pays africains subsahariens à travers un modèle en *coupe-transversale* qui s'appuie sur une fonction de production augmentée d'une variable *exportation* et d'une variable incorporant² les dits événements. Il aboutit à ce que les tentatives de coup d'état, ainsi que les coups d'état réussis ont un impact négatif important sur la croissance de ces pays au cours de la période 1960 à 1986. Par ailleurs, et contrairement aux auteurs précédents, Londregan et Poole (1990, 1991a) analysent cette même question au moyen d'un *système d'équations* dans lequel les variables dépendantes sont le taux de croissance du PNB et les coups d'états, mais ils ne réussissent pas à démontrer qu'une réduction de la croissance économique est une conséquence de l'intensification de l'instabilité politique.

¹ Ce type d'instabilité selon Aisen et Veiga (2001) est mesuré par le nombre de changement de gouvernement par an, c'est-à-dire le nombre de changement du premier ministre (ou chef de gouvernement) et/ou 50% des membres du gouvernement.

² Fosu (2002) utilise comme mesure d'instabilité politique la fréquence relative des différents événements de coups d'état par pays.

Dans ce papier, nous employons une approche différente de celles utilisées précédemment pour réexaminer les conséquences de ces chocs sur la croissance en sortant du simple cadre “de l’effet négatif de l’instabilité politique sur croissance”, pour répondre à d’autres questions afférentes qui n’ont pas été suffisamment abordées dans la littérature, telles que l’asymétrie des impacts de tels chocs sur la croissance et l’identification des déterminants de la croissance les plus sensibles aux chocs d’instabilité³.

En plus, la particularité de cette méthode est qu’elle comporte la plupart des caractéristiques des démarches antérieures et intègre aussi la non-linéarité⁴ que présentent la majorité des variables macroéconomiques et la dynamique qui s’opère entre les variables. Parmi ces spécificités, il y a l’endogénéité des variables qui représentent la croissance et l’instabilité politique dans un même modèle économétrique.

Cette nouvelle démarche s’appuie sur la combinaison entre les “modèles vectoriels autorégressifs à transmission lisse logistique” (communément appelés LSTVAR⁵) issus de la classe des “modèles à changement de régimes” dite “à seuil” et la “fonction de réponses impulsionnelles généralisée” (communément appelée GIRF⁶) qui provient de “la fonction de réponses impulsionnelles” (communément appelée IRF⁷) standard reconnue pour son rôle dans l’analyse des relations dynamiques entre les variables. En fait, les modèles LSTVAR permettent de capturer l’asymétrie des séries économétriques d’une part, et assurent une transmission lisse entre des régimes de dynamiques différentes d’autre part. En plus, ces modèles ont la possibilité d’intégrer conjointement les deux variables qui illustrent la croissance et les chocs d’instabilité. Quant à la GIRF, en plus des fonctions habituelles de l’IRF, elle conduit à l’analyse des incidences asymétriques des chocs sur les chroniques économétriques, ce que l’IRF standard ne permet pas de faire.

En outre, pour répondre aux questions précédentes, nous appliquons cette approche aux données de trois (03) pays africains (la Mauritanie, le Tchad et le Burundi) choisis pour leur degré de réputation au sens de notre choc d’instabilité, et ce afin d’apprécier les spécificités des effets de ces chocs sur chacun d’entre eux et en tirer les conclusions appropriées. Pour ce faire, ce travail est reparti en six (06) sections dont l’Introduction.

La section-2 porte sur la relation entre l’instabilité politique et la croissance économique, la section-3 décrit le cadre d’analyse théorique de cette relation alors que le cadre empirique d’analyse est l’objet de la section-4. Quant à la section-5, elle se distingue par l’analyse empirique proprement dite de l’impact des chocs d’instabilité sur la croissance et enfin, la section-6 comporte la conclusion et les recommandations.

2. DEFINITION, FAITS STYLISES, DETERMINANTS ET MESURES DES CHOCS D’INSTABILITE POLITIQUE

2.1. – Définition des chocs d’instabilité politique

D’une façon générale, l’instabilité politique est un concept hétéroclite, qui se définit comme étant la manifestation de plusieurs facteurs qui ne se recoupent pas totalement et qui doivent être pris en compte simultanément (Abessolo, 2003). Elle recouvre deux catégories distinctes : les changements réguliers du pouvoir politique dans le respect des formes légales et ceux du pouvoir politique par la violence (Alesina et al, 1996).

³ Sur la question de l’identification des déterminants de la croissance les plus sensibles aux chocs d’instabilité, Aisen et Veiga (2011) ont pu déterminer les canaux de transmission de l’instabilité politique à la croissance en utilisant le système GMM (Generalised Method of Moments).

⁴ La prise en compte de non-linéarité dans l’analyse des effets de l’instabilité politique sur la croissance est une piste à explorer dans cette analyse, selon la conclusion de l’article d’Alesina et al. (1992).

⁵ Acronyme provenant de l’anglais - Logistic Smooth Transition Vector Auto Regression (LSTVAR).

⁶ Acronyme provenant de l’anglais Generalized Impulse Response Function (GIRF).

⁷ Acronyme provenant de l’anglais Impulse Response Function (IRF).

Pour le “choc d’instabilité politique” qui est employé dans ce travail, à ma connaissance, n’a pas encore été défini jusqu’à présent. C’est pour cette raison que nous allons essayer de le forger entre la notion de choc économique et celle de l’instabilité politique; comme par exemple, le vocable “choc pétrolier”⁸ qui fait référence aux conséquences sur l’économie d’une modification brutale de l’offre de pétrole, combinant inflation et perte de croissance selon la définition et les travaux de Blanchard et Gali (2007).

S’agissant du choc, il y a plusieurs façons de le définir, mais il y a un désaccord sur ce que sont exactement ses caractéristiques. D’une façon générale, un événement est considéré comme étant un choc, si celui-ci se produit d’une manière inattendue (Dictionnaire Larousse, 2009). C’est ainsi qu’Alesina et Fuchs-Schündeln (2007) utilisent ce vocable pour caractériser une situation qui n’est pas acceptée par la majorité de la population, tandis que Fuchs-Schündeln (2008) l’emploie d’une façon plus large pour définir des événements inattendus. De ce qui suit, un choc d’instabilité politique serait, “tout événement d’instabilité politique inattendu, ayant comme conséquence un profond bouleversement politique et économique”; par exemple, les événements dits “coups d’Etat” qui sont considérés comme les événements politiques les plus déstabilisants par McGowan et Johnson (1984).

Le choix de ce type d’instabilité, dit “instabilité de l’élite”⁹, comme étant des chocs d’instabilité politique, se justifie par le fait que, de tels événements sont susceptibles de provoquer de véritables bouleversements économiques d’une part, et d’autre part, il y a presque toujours une continuité dans l’exercice du pouvoir après de tels événements, alors qu’il est peu probable que celui-ci se rétablisse dans d’autres cas (guerre civile, actes de guérilla, etc...). C’est ainsi que cette catégorie d’instabilité serait plus convenable à l’analyse des répercussions de ces chocs sur la croissance que les autres formes d’instabilité puisque cette analyse requiert un temps d’observation relativement long.

Par ailleurs, en partant du fait qu’un choc sur une variable économique pourrait se définir comme étant toute perturbation ou événement qui écarte celle-ci de sa position d’équilibre (même transitoire) pour un certain temps et après un certain processus d’ajustement à la normale, alors le choc d’instabilité politique dont il est question dans ce papier est une perturbation en soi qui agit sur les variables économiques, mais qui sera quantifiée et représentée dans ce qui suit par une variable dite choc d’instabilité. Cette dernière sera intégrée au même titre que les variables économiques dans le modèle comme le suggère la plupart des auteurs précédents. A cet effet, tout choc positif sur cette variable accroîtrait son intensité et donc son effet sur les autres variables et par contre un choc négatif sur cette même variable tendrait à réduire son effet, voire même le neutraliser.

Ainsi, un choc positif s’entend comme étant tout choc sur la variable choc d’instabilité qui conduira à une atténuation de son intensité, alors qu’un choc négatif, est celui qui provoque une diminution de son intensité pour la ramener à un certain état de stabilité (même relative).

2.2. – Effets des chocs d’instabilité sur la croissance : Faits Stylisés

Avant de passer aux déterminants et aux mesures des chocs d’instabilité, il est nécessaire de relater brièvement l’historique d’instabilité politique dans les trois pays africains choisis à cet effet (Mauritanie, Tchad et Burundi), pour mettre en exergue les causes majeures de celle-ci au cours de la période 1978 à 2008 et ses

⁸ Un “Choc pétrolier” est défini au sens large selon Blanchard et Gali (2007) comme étant une hausse cumulée du prix de pétrole brut en log supérieur à 50%, qui est soutenue sur une période de plus de quatre trimestres.

⁹ Fosu (1992) appelle “l’instabilité de l’élite” : les coups d’Etat réussis et manqués, les complots et les révolutions populaires.

conséquences économiques; afin d'analyser empiriquement les impacts des ces chocs sur la croissance de ces états.

La Mauritanie à l'instar des deux autres pays, a connu depuis 1978 à 2008 des événements d'instabilité politique récurrents qui se sont manifestés à travers une "succession à un rythme élevé de coups d'Etat, de révolutions de palais, et de tentatives de putsch" (Marchesin, 1992, p.162), sans parler d'arrestations et des tensions interethniques. La toile de fond de "cette nouvelle forme de dévolution de palais" étant principalement les retombées du conflit du Sahara occidental et les tiraillements intertribaux et ethniques.

Ainsi, un regard sur l'évolution de la plupart des indicateurs macro-économiques et sociaux de ce pays, permet de constater que durant la période de la relative stabilité politique qui a suivi l'indépendance (1960-1974), l'évolution de la situation économique du pays était plus ou moins satisfaisante comparée à celle des pays voisins, avec un taux de croissance annuel moyen du PIB de 10%, et cela malgré la grande sécheresse de 1970-1973. De 1975, date de début du conflit du Sahara Occidental, à 2008, la fluctuation de la situation économique était à l'image du paysage politique (plus de douze (12) coups d'Etat réunis, avortés et complots) (voir graphique (a), Figure-1). En fait, l'économie mauritanienne n'a connu de réelle période de croissance excepté la fin des années 90 et le début des années 2000, et cela malgré les potentialités économiques du pays et l'assistance technique et financière de plusieurs institutions financières (FMI et la Banque Mondiale) dans les années 80. A ce titre par exemple, en dépit de la vulnérabilité de cette économie face aux chocs exogènes, la croissance réelle s'est située en moyenne à 3,4% par an sur la période 1993-2004 avec des périodes de récessions de -3,06% et à -4,04% en 1994 et 1997 (MAED, 2006).

Quant au Tchad, les caractéristiques d'instabilité sociopolitique et ses conséquences économiques sont presque similaires à celles de la Mauritanie, sauf que le taux de croissance du PIB du Tchad est resté négatif au cours de la décennie 1970 et ce, jusqu'au début des années 1980 et que le niveau de la FBCF n'a franchi le seuil de 10% du PIB qu'en 1994 (Abessolo, 2003). Cependant, les événements dits coups d'état étaient moins fréquents au Tchad qu'en Mauritanie (7 pour le Tchad contre 13 pour la Mauritanie) alors que les autres formes d'instabilité (assassinats, rébellions et guerre civile) étaient plus présentes au Tchad, particulièrement la guerre civile de février 1978 et la période du règne de Hissein Habré (1982-1990) qui s'est soldée par la mort de plus de 40 milles personnes.

En outre, la progression du taux de croissance du PIB du Tchad au cours des années 1978-2008 reflète une bonne manifestation des chocs d'instabilité qui ont secoué le pays durant ce temps, quoique les autres événements d'instabilité n'aient pas été pris en compte (voir graphique (b), Figure-1). En effet, dans les périodes 1983 à 1992 et 2001 et 2008, les taux de croissance du PIB étaient pour la plupart positifs et les chocs d'instabilité étaient moins fréquents, ce qui reflète une corrélation négative entre cette croissance et l'avènement des chocs. D'ailleurs, c'est au cours de ces deux périodes où il y avait une véritable mainmise sur le pouvoir respectivement par Hissein Habré et Idriss Deby, malgré les tensions qu'ils avaient durant leur époque.

Enfin, le Burundi n'était pas en reste sur le plan de la manifestation des chocs d'instabilité à travers la faiblesse des performances économiques. C'est à la suite de la détérioration de la situation économique du pays au début des années 80, après la chute du cours du café¹⁰, que le Burundi est rentré dans l'ère de l'instabilité politique précipitée par le coup d'état de 1987, qui sera suivi par l'assassinat, dans une tentative de coup d'état, du premier président démocratiquement élu en octobre 1993, conduisant ainsi le pays dans une guerre civile

¹⁰ En 1995, le café constitue à lui seul 81% des recettes d'exportation selon INTERNATIONAL BANK FOR RECONSTRUCTION AND DEVELOPMENT (1996).

sans précédent. Cette guerre interethnique durera jusqu'en août 2000, date de l'Accord d'Arusha pour la Paix et la Réconciliation au Burundi qui ne sera réellement concrétisé qu'avec le processus électoral de 2005.

Ce passé agité du Burundi s'est traduit au niveau économique, à titre illustratif, par un taux de croissance annuel moyen du PIB de 4% jusqu'en 1993, date du début de la guerre civile, où il devient négatif jusqu'en 2000, avec une moyenne annuelle de -3%. À partir de cette date, il redevient positif avec 3,3% de moyenne par an (voir graphique (c), Figure-1).

2.3. – Déterminants et mesures des chocs d'instabilité politique

a- Déterminants des chocs d'instabilité

Il se dégage un consensus dans la littérature que les facteurs institutionnels sont les composantes majeurs de la croissance économique, dont le plus remarquable est l'instabilité politique aux déterminants souvent difficiles à cerner. Cette difficulté provient à la fois selon Abessolo (2003), de la nature composite du concept d'instabilité politique en tant que manifestation de plusieurs éléments qui ne se recoupent pas totalement et qui doivent être pris en compte simultanément, y compris la spécificité de chaque pays ou région.

En général, nous distinguons trois catégories d'instabilité : la première comprend tous les événements qui constituent une menace majeure pour le système politique et économique à l'échelle nationale tels que les coups d'Etats, les révolutions et crises gouvernementales ; pour la seconde, ceux qui résultent du mécontentement des citoyens envers le système politique, comme les grèves générales, les émeutes et les manifestations anti-gouvernementales. Enfin, la dernière constitue les actes de violence extrême, par les éléments de l'opposition ou par le gouvernement en réponse à ces agissements, à savoir la guérilla, la guerre, les assassinats, et les purges (Blanco et Grier, 2004).

La première catégorie est celle qui nous concerne le plus dans notre étude, bien que la deuxième intervienne aussi mais dans une moindre mesure. La première est liée à ce que Fosu (1992) appelle "*l'instabilité de l'élite*" qui regroupe en plus des coups d'Etat réussis, manqués et les complots, les arrestations politiques, les assassinats politiques et les actes de guérilla.

Dans le cas du choc d'instabilité politique tel que nous l'avons défini précédemment, il se limite aux déterminants les plus déstabilisants de "*l'instabilité de l'élite*", à savoir les coups d'Etat réussis et manqués, et les complots.

Pour analyser leur l'impact sur la croissance économique en Afrique, nous avons utilisé les données de l'instabilité politique de la base de données POLITY-IV¹¹ du "Center for Systemic Peace"¹² de 1978 à 2008, pour les trois (03) pays africains suivants, considérés parmi les plus instables du continent : la Mauritanie, le Burundi et le Tchad. D'ailleurs, ces trois (03) pays figurent parmi les pays sub-sahariens les plus instables agités politiquement

¹¹ POLITY-IV est une base de données sur les événements d'instabilité sociopolitique du centre américain "Center for Systemic Peace" spécialisée dans la collecte de données sur les caractéristiques des régimes politiques à travers le monde de 1800 à 2010 pour des fins de comparaison et d'analyse quantitative. Son lien sur internet : <http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm> (accessible le 12/11/2012 à 13h26).

¹² "Center for Systemic Peace" (CSP) est un organisme à but non lucratif qui a été fondée en 1997. Ce Centre est engagé dans la recherche novatrice axée sur le problème de la violence politique dans le contexte structurel du système dynamique mondial, selon son GLOBAL REPORT -2011 accessible sur le lien internet le 12/11/2012 à 13h26 : www.systemicpeace.org (accessible le 12/11/2012 à 13h26)

de 1956 à 1985 suivant l'indice de l'instabilité politique établi par P. J. McGowan (1986) sur la base du nombre de coups d'état (réussis, tentatives et complots).

Conformément à ces données sur l'instabilité pour les trois (3) pays concernés, nous avons établi le tableau de synthèse suivant, comportant les occurrences et les dates de survenance des événements dits choc d'instabilité (coup d'état réussi, manqué et complot) :

Tableau-1 : Synthèse des chocs d'instabilité pour Les trois pays choisis

Année	Burundi			Tchad			Mauritanie		
	Coup Réussi	Coup Manqué	CompLot	Coup Réussi	Coup Manqué	CompLot	Coup Réussi	Coup Manqué	CompLot
1978							✓		
1979									
1980							✓		
1981								✓	
1982				✓				✓	
1983									
1984							✓		
1985									
1986									
1987	✓								✓
1988									
1989					✓				
1990				✓					
1991								✓	
1992		✓			✓				
1993		✓			✓				
1994		✓							✓
1995									
1996	✓								
1997									
1998									
1999									
2000									
2001		✓							
2002									
2003								✓	
2004									✓
2005							✓		
2006			✓	✓					✓
2007							✓		
2008				✓					

Note : la présence du symbole ✓ dans une case du tableau détermine la date survenue de la l'occurrence du choc d'instabilité considéré.

Source : Construction de L'auteur à partir des données de POLICY-IV.

Par ailleurs, les différents déterminants (ou variables) d'instabilité produisent des effets contrastés sur la croissance économique. C'est pourquoi, il est parfois demandé de faire la lumière sur les pondérations qu'il convient d'attribuer à chacun d'entre eux (ou elles) pour évaluer leur incidence sur celle-ci. Par exemple, McGowan et Johnson (1984) supposent que les coups d'État réussis ont été les plus déstabilisants, suivis par les tentatives de coups, puis les complots. C'est ainsi, qu'ils leur affectent respectivement les pondérations suivantes : 5, 3 et 1, dans leur analyse empirique sur 31 pays sub-sahariens de 1958-1986 et aussi Fosu (2002) dans son article de 2002 sur l'instabilité en Afrique subsaharienne.

En l'absence de méthode de pondérations fiables, nous optons pour l'utilisation de l'analyse en composantes principales (ACP) qui a le mérite d'indiquer les variables les mieux à même d'expliquer l'instabilité sans se soucier des pondérations des variables (Abessolo, 2003).

b- Mesures des chocs d'instabilité politique

Pour élaborer une mesure de l'instabilité politique d'une façon générale et plus particulièrement celle des chocs d'instabilité, deux méthodes sont couramment utilisées : l'analyse en composantes principales (ACP) proposée par Fosu (1992) et Alesina et Perotti (1996), et la méthode de détermination de la probabilité

d'occurrence d'instabilité soutenue par Azam et al (1996). L'avantage de la première méthode réside dans le fait qu'elle permet d'indiquer les variables susceptibles d'expliquer la plus grande part de variabilité de l'instabilité (Abessolo, 2003).

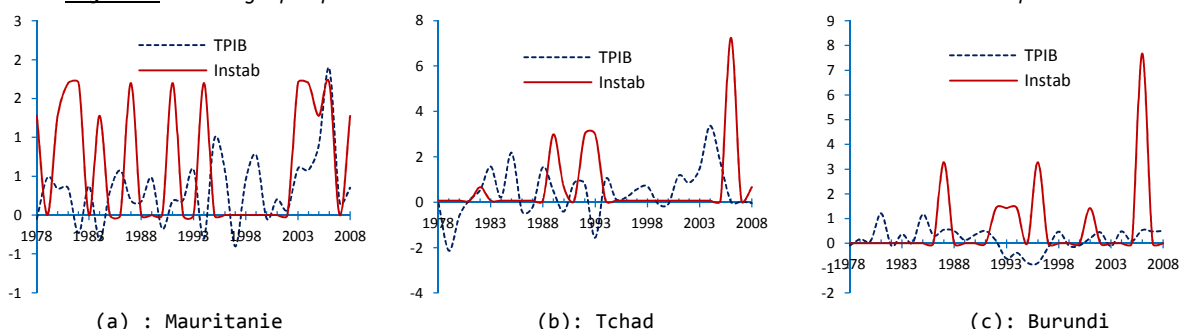
Etant donné que le nombre de variables d'instabilité politique retenues et surtout la suspicion d'une multi-colinéarité entre les indicateurs relativement proches, il paraît moins pertinent d'insérer chaque terme individuellement dans les régressions. Il est donc plus judicieux d'agréger l'information détenue par chaque composante de l'instabilité politique afin que l'information ne soit pas répétitive. L'arbitraire que revêt la détermination d'un indice synthétique sous forme d'une simple somme des différentes variables d'instabilité politique nous amène à utiliser une ACP qui, en déterminant des pondérations pour chaque variable insérée, permet de faire un tri dans l'information (Abessolo, 2003).

Les composantes principales ainsi obtenues après l'usage de l'ACP aux variables de base, peuvent être considérées comme de nouvelles variables, combinaisons linéaires des variables initiales, non corrélées entre elles et de variance maximale. En d'autres termes, l'ACP consiste donc à construire des combinaisons linéaires des variables préalablement sélectionnées. Chaque composante permet d'expliquer une part de variance et peut être interprétée en fonction des coefficients de pondérations attribués à chaque variable au sein de la composante principale.

Pour mener l'ACP pour les chocs d'instabilité, nous avons retenu les trois variables (Coup réussi, manqué et complot) qui les constituent. A cet effet, nous avons fait recours au logiciel XLSTAT-2010 pour conduire cette analyse, afin d'établir les graphiques des deux composantes principales et les tableaux des valeurs propres et vecteurs propres relatifs à ces composantes pour les trois pays en question (voir respectivement, les graphiques (a) et (b) et (c) de la Figure-1 et les tableaux 1, 2 et 3 de l'Annexe).

Sur la base des deux composantes principales (qui totalisent respectivement plus de 71,62%, 82,64% et 77,47% de la dispersion totale des nuages pour le Burundi, le Tchad et la Mauritanie) ainsi obtenues pour chacun des trois pays, nous construisons les indices (ou variables) des chocs d'instabilité (*Instab*) pour ces pays, en les multipliant par les pondérations de leurs axes respectifs et en les additionnant après cela. La présentation graphique de ces indices ou variables est consignée dans les graphiques (a), (b) et (c) de la Figure.1 ci-après. Mais, pour éclairer d'avantage la relation entre ces chocs et la croissance, nous avons jugé nécessaire de représenter dans le même graphique l'indice des chocs d'instabilité (*Instab*) et le taux de croissance du PIB symbolisé par la variable (*TPIB*).

Figure.1 : Les graphiques des indices des chocs et des Taux de croissance du PIB pour Les trois pays



NB: Les trois graphiques ci-dessus, présentent l'évolution des variables *Instab* (Indice des chocs d'instabilité) et *TPIB* (Taux de croissance du PIB) au cours de la période 1978 à 2008, pour le Burundi, la Mauritanie et le Tchad. En plus, ces variables ont été divisés par 10 pour qu'elles puissent être représentées sur les mêmes graphiques.

3. MODELES A CHANGEMENT DE REGIMES : CADRE D'ANALYSE THEORIQUE DES CHOCS D'INSTABILITE POLITIQUE

3.1 – Raisons du Choix des Modèles à Changement de Régimes

En économie, la notion de choc est essentiellement liée à la théorie de l'équilibre et celle des cycles économiques. L'un des défis, cependant, est de définir et de déterminer empiriquement l'état d'équilibre d'une économie pour pouvoir évaluer les conséquences d'être hors de l'équilibre. C'est ainsi qu'en situation d'équilibre (même transitoire), toute perturbation ou choc (endogène ou exogène) de l'économie permet d'écarter cette dernière de cette position pour un temps donné et après un certain processus d'ajustement à la normale (Tichit, 2005).

D'une façon générale, il est nécessaire et suffisant pour pouvoir évaluer les effets d'un choc (même d'instabilité politique) d'identifier l'état d'une économie et sa réponse à ce choc. En d'autres termes, la question qui retient l'attention est de savoir comment faire la distinction entre un choc et un état d'équilibre. Dans ce cadre, la littérature connaît deux méthodes de base pour le faire. La première est fondée sur des modèles théoriques, où les décisions comme le choix optimal des entrées en termes de quantité et de prix peuvent être modélisées comme choix d'équilibre. Cette littérature impose la structure du modèle de données et le résultat des chocs comme résidu avec une variance de données inexpliquée. La seconde utilise les filtres pour déduire les mesures d'équilibre. Un exemple sur cela est le filtre de Hodrick-Prescott (Hodrick et Prescott, 1997) qui suppose un certain processus stochastique de génération de données pour les données en question. Ce processus permet de décomposer une série chronologique en composantes, telles que la tendance, la saisonnalité, et le bruit. La composante tendancielle peut désormais être utilisée comme une expression numérique de l'équilibre de sortie, par exemple. Là encore, les chocs obtenus sont considérés comme des valeurs résiduelles du modèle en question et des données (Hamilton, 1989 ; Beveridge et Nelson, 1981).

Pour les besoins de notre démarche, il semblerait plus pertinent de choisir la modélisation économétrique au lieu d'un filtre pour capturer la cyclicité de l'évolution de la croissance économique et la relation d'asymétrie entre cette évolution et les impacts des chocs d'instabilité politique (signe et ampleur du choc). Car en effet, les filtres se limitent à la décomposition pure et simple en tendance, cycle et résidu d'une chronique économique.

Le choix du modèle qui sera utilisé repose sur l'identification des cadres théorique et empirique pour l'analyse des effets des chocs d'instabilité sur la croissance. Le parcours des différentes théories de fluctuations économiques actuelles nous a conduit aux "Modèles à Changement de Régimes" (MCR) initiés par Tong (1978) et Tong & Lim (1980) qui s'avèrent adéquats pour la prise en considération de notions difficilement réconciliables, à savoir la non-linéarité, l'asymétrie et la cyclicité qui concourent aux objectifs de ce travail. En effet, les MCR permettent de capturer l'évolution cyclique présente dans la plupart des séries économiques¹³, ce que la représentation linéaire standard ne permet pas de faire sous les hypothèses usuelles (Neftçi, 1984 ; Rothman, 1991 ; Andreano et Savio, 2002) et d'analyser l'asymétrie des conséquences de ces chocs par le biais de la "fonction de réponses impulsionnelles généralisée"¹⁴ (GIRF).

¹³ Granger et Teräsvirta (1993) et Teräsvirta (1994) ont testé la linéarité de la production industrielle dans différents pays ce qui les a conduit au rejet de la linéarité et à estimer des modèles non-linéaires à plusieurs régimes

¹⁴ Koop et Potter (1994) ont été les premiers à utiliser la Fonction des Réponses Impulsionnelles Généralisée pour l'analyse de l'asymétrie des effets des chocs.

3.2 – Raisons du Choix des Modèles à Seuils - LSTAR

Dans les modèles à changements de régimes stochastiques, c'est la classe des "modèles à seuils ou à régimes" (TAR)¹⁵ introduite par Tong (1978) et Tong & Lim (1980) qui se prête le mieux à notre problématique plutôt que celle des modèles markoviens à cause de la complexité de leur mécanisme de transition reposant sur une variable d'état inobservable, supposée suivre une chaîne de Markov. Dans les modèles TAR, le mécanisme de transition n'est pas aussi simple, mais plus souple, s'effectuant à l'aide de trois paramètres : une variable de transition observable, un seuil et une fonction de transition.

Dans la famille des modèles TAR, nous retenons les modèles à transmission lisse (STAR)¹⁶ développés par Teräsvirta (1994). Ce choix n'est pas fortuit, puisqu'après l'avènement d'un choc d'instabilité politique, un environnement d'incertitude s'installe pendant un certain temps (Fosu, 2002). Dans ces circonstances, les réactions des différents agents économiques ne se font pas de façon simultanée et sont loin d'être immédiates, puisque chaque agent réalise ses anticipations sur les informations dont il dispose, ce qui ramène aux problèmes de la diffusion de l'information et du temps d'adaptation. Cette diffusion est lente d'après Hong et Stein (1999) et rappelle les notions de "l'asymétrie de l'information"¹⁷ et de "l'information imparfaite" sur lesquelles est basé cette transmission. Par exemple, les investisseurs qui sont les plus sensibles à ce genre de choc, ne révisent pas immédiatement leurs anticipations à la suite d'un tel événement, car selon Keynes (1936), le poids de l'incertitude pèse considérablement sur les perspectives des gains des investissements. C'est pour cette raison, qu'ils doivent réfléchir longuement avant toute prise de décision. De ce fait, il paraît logique que le passage entre les régimes se fasse de façon graduelle et qu'il y ait un continuum de régimes.

Bien que la préférence entre les deux types fonctions de transmission lisse entre les régimes (Logistique – LSTAR¹⁸ et Exponentielle-ESTAR¹⁹) ne s'impose pas a priori, il émane généralement des résultats des tests de linéarité et de la spécification du modèle qui seront abordés dans la suite de ce document. Cependant, il semble que le mode de transmission lisse logistique – LSTAR - est le plus adéquat pour traiter notre sujet. En effet, selon Perraudin (2002), le modèle LSTAR est en mesure de décrire des situations où les phases de récession et d'expansion peuvent avoir des dynamiques différentes, avec une transition lisse entre les régimes. Ce modèle serait donc susceptible de capturer les effets d'un choc d'instabilité sur la croissance tels que décrits précédemment.

4 - MODELE A TRANSMISSION LISSE LOGISTIQUE - LSTVAR : CADRE D'ANALYSE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DES CHOCS D'INSTABILITE

Dans le souci de comparer les conclusions de cet article à ceux de la littérature sur les conséquences des chocs d'instabilité sur la croissance, nous allons démontrer dans ce qui suit à travers les tests de linéarité et les spécifications des modèles, les raisons de notre choix pour le modèle LSTVAR comme cadre d'analyse des chocs d'instabilité. Pour ce faire, il sera procédé ainsi : en premier, à la définition des données et de la méthodologie à

¹⁵ Acronyme provenant de l'anglais : Thresholds autoregressifs models (TAR).

¹⁶ Acronyme provenant de l'anglais : Smooth transition Auto Regression (STAR).

¹⁷ Bhattacharya (1979), Ross (1977) et Leland et Pyle (1977) : ce sont les premiers à avoir étudié l'asymétrie de l'information qui existe entre les investisseurs et les entrepreneurs, et comment il serait possible de résoudre cette asymétrie en utilisant la théorie des signaux.

¹⁸ Acronyme provenant de l'anglais : Logistic Smooth Transition Auto Regression (LSTAR).

¹⁹ Acronyme provenant de l'anglais : Exponentiel Smooth Transition Auto Regression (ESTAR).

adopter et en second, à la spécification du modèle par le biais des tests de linéarité et de l'estimation des paramètres.

4.1- Définition des Données et de la Méthodologie

a- Données

La prise en compte des facteurs institutionnelles à coté des facteurs économiques dans les modèles de croissance et l'utilisation dans la plupart des travaux empiriques sur l'instabilité politique et la croissance économique (plus particulièrement ceux de Fosu (1992, 2002), Alesina (1992) et Aisen et Veiga (2011)) des variables d'instabilité dans leur modélisation, nous amène à faire la même chose pour ces variables.

Ainsi, sur la base de la "fonction de production augmentée", nous choisissons les déterminants de la croissance les plus couramment utilisés dans la littérature économique, à savoir le PIB qui est l'indicateur (synthétique) de référence pour l'analyse de la croissance économique (Perroux, 1990), l'IDE (Investissement Direct Etranger) et la FBCF (Formation Brute du capital Fixe) pour le capital, TScol_P (taux de scolarisation au primaire) comme indice de progrès technologique incorporé dans la recherche et le développement ; ainsi qu'un indice synthétique dit choc d'instabilité représenté par la variable "Instab" qui a été précédemment définie dans le paragraphe 2.3, comme donnée non économique.²⁰

Les données relatives à ces variables proviennent de deux sources. S'agissant des données économiques, elles sont extraites de la base de données (décembre 2012) de la Banque Mondiale, alors que la variable chocs d'instabilité (*Instab*) est construite à partir des informations sur l'instabilité politique de la base de données POLITY-IV du "Center for Systemic Peace". Ces données sont annuelles et couvrent la période allant de 1978 à 2008 et concernent les trois (3) pays africains précédemment retenus.

Cependant, le manque d'observations constatées dans certaines de ces séries économiques pour la plupart des trois pays, en particulier le TScol_Prim (taux de scolarisation au primaire) et l'IDE, nous oblige à extrapoler les observations manquantes dans ces deux séries. Ce travail a été rendu possible à l'aide de la fonction KNN²¹ d'Alexander Kowarik (2011). Une description de toutes les variables est présentée dans le Tableau-4 de l'annexe.

Avant de procéder aux tests habituels sur les séries économiques, il est important de souligner qu'en dépit du nombre réduit d'observations (30) des séries utilisées et de l'influence que cela pourrait avoir sur la fiabilité des résultats attendus, ainsi que de l'insuffisance des données économiques sur ces pays avant les années 80 et de l'absence de données trimestrielles²², nous avons été obligé d'y recourir pour ce travail.

Par ailleurs, étant donné que la plupart des séries macro-économétriques sont généralement non stationnaires, il a été indispensable de vérifier cette propriété avant de les manipuler pour éviter de faire des régressions fallacieuses. Pour ce faire, nous avons procédé aux tests de stationnarité ADF pour les données des

²⁰ Toutes ces variables ont été utilisées d'une façon ou d'une autre dans les modèles économétriques des auteurs tels que Fosu (1992, 2002), Alesina (1992) et Aisen et Veiga (2011).

²¹ KNN (k-Nearest Neighbour Imputation) d'Alexander Kowarik est une fonction pour l'extrapolation des valeurs manquantes d'une série économique et contenue dans le package VIM (Visualization and Imputation of Missing Values – Version 3.0.2 du 10/10/2012) du logiciel statistique R.

²² Nous avons essayé de décomposer les séries annuelles en séries trimestrielles pour avoir des données suffisamment longues par la méthode "chow-lin-minrss" (Voir le package du logiciel R "tempdisagg" disponible sur le lien : <http://cran.r-project.org/web/packages/tempdisagg/tempdisagg.pdf> - consulté le 05.05.2013), mais les résultats obtenus ont conduit dans la plupart des cas à l'impossibilité de la réalisation des tests de linéarité ou de l'estimation des paramètres du modèle LSTVAR à cause de la singularité de certaines matrices qui interviennent dans le processus d'évaluation.

trois pays. Les résultats de ces tests, consignés dans les tableaux 5, 6 et 7 de l'annexe, montrent que la majorité des séries économiques sont non stationnaires et intégrées d'ordre un (01), sauf pour le log de l'IDE et celui de l' "Instab" qui le sont en niveau pour tous les pays.

b- Méthodologie

Pour appréhender l'impact des chocs d'instabilité sur la croissance économique, comme nous l'avons déjà démontré, un modèle multi-varié à transmission lisse logistique (LSTVAR) peut être utilisé avec les cinq (05) variables précédemment définies (PIB, IDE, FBCF, TScol_P et Instab) au lieu de la version uni-variable LSTAR. D'après Saric (2012), le nombre de variables le plus souvent employé dans les études utilisant les modèles TVAR sont entre trois et cinq variables. En outre, ce modèle LSTVAR n'est autre qu'une adaptation du modèle de Charles L. Weise (1999), lequel a utilisé la différence première du logarithme de trois (03) variables pour analyser les effets asymétriques de la politique monétaire. Celui-ci se présente ainsi :

$$X_t = (A_0 + AX_{t-1}) + (\theta_0 + \theta X_{t-1})F(X_{i,t-d}) + \varepsilon_t, \text{ avec}$$

$$X_t = (\text{PIB}, \text{IDE}, \text{FBCF}, \text{TScol}_P, \text{Instab})^T \text{ et } F(X_{i,t-d}) = (1 + \exp[-\gamma(X_{i,t-d} - c)])^{-1} - 1/2$$

X_t est le vecteur des variables endogènes du modèle et $X_{i,t-d}$ avec $i = 1, \dots, 5$ est la variable de transmission qui peut être l'une des variables (endogènes ou exogènes) retardées, "c" est une constante, définie comme un "seuil de changement de régime". La valeur de ce seuil fournit une première interprétation économique des régimes définissant la dynamique du processus.

$F(X_{i,t-d})$ est une fonction logistique comprise entre 0 et 1, qui permet de faire la transition entre les deux régimes. Elle dépend de la variable de transition $X_{i,t-d}$, du seuil "c" et du paramètre de lissage "γ", lequel gouverne la vitesse de transmission entre les régimes. Plus ce paramètre est élevé et plus la transition entre les deux régimes est brutale et nous revenons au modèle TVAR (Weise, 1999).

De plus, si $|X_{i,t-d} - c|$ est grand et $X_{i,t-d} < c$, la fonction de transition tend vers zéro et le processus décrit une période de récession et X_t est engendré par un modèle autorégressif de la forme :

$$X_t = (A_0 + AX_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Si, $|X_{i,t-d} - c|$ est grand et $X_{i,t-d} > c$, la fonction de transition tend vers 1 et le processus décrit une période d'expansion et X_t est engendré par un modèle autorégressif de la forme :

$$X_t = (\theta_0 + \theta X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Les valeurs intermédiaires de la variable de transition $X_{i,t-d}$ conduisent à des combinaisons de modèles extrêmes. Il s'agit donc d'une généralisation des modèles VAR et TVAR puisque le modèle LSTVAR permet de décrire des situations où les phases de récession et d'expansion peuvent avoir des dynamiques différentes, mais la dynamique entre les deux régimes extrême est lisse (Tong, 1983). Ce modèle est ainsi capable d'engendrer des réalisations asymétriques (Weise, 1999 ; Perraudin, 2002), c'est pour ces différentes considérations que nous l'avons sélectionné pour étudier les effets des chocs d'instabilité sur la croissance.

Enfin, après avoir choisi le modèle économétrique convenable, il ne reste qu'à le spécifier en choisissant les retards des variables endogènes, la variable de transition et le seuil, avant d'estimer les paramètres du modèle proprement dit. La base de départ, pour la définition de la variable de transmission et du seuil est le test de linéarité (Granger et Terasvirta, 1993).

4.2 – Spécification, Test de linéarité et Estimation du modèle LSTVAR

a – Spécification du Modèle

La spécification d'un modèle à seuil nécessite l'estimation préalable de certains paramètres spécifiques comme la variable de transmission et le seuil, avant d'évaluer les autres paramètres de celui-ci, qui ne peuvent être estimés que par les méthodes usuelles. En effet, l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance n'est pas possible à cause de la sous-identification du modèle en question (He et al, 2010). L'imposition de restrictions identificatrices arbitraires serait donc nécessaire. Or, ces restrictions ne sont pas testables. L'approche que nous utilisons ne nécessite pas de telles restrictions. Cependant, elle est moins efficace que la méthode du maximum de vraisemblance (Weise, 1999). La spécification suppose qu'il faut déterminer le nombre de retards à inclure dans le modèle, ainsi que les paramètres définissant la variable de transition (He et al, 2010).

Le choix du nombre de retards des variables endogènes du modèle à seuil doit s'effectuer dans le cadre d'un modèle linéaire de référence, ici c'est le modèle VAR. Ce nombre est sélectionné sur la base des critères d'information (AIC, BIC, Hannan, LR) comme le propose Hurvich et Tsai (1989). L'application de ces critères sur les séries stationnarisées en question (voir Résultats des tests de retard, au point IV de l'annexe), préconise comme régresseur le premier retard de toutes les variables dans leur forme stationnaire et cela pour les trois pays.

Par ailleurs, la variable de transition est choisie généralement par la théorie économique et/ou par une procédure particulière comme celle de Tsay (1986), basée sur les conclusions des tests de linéarité. L'idée est que la linéarité sera d'autant plus fortement rejetée que le modèle à seuil est bien spécifié. Ainsi, le test de linéarité est mené pour chacune des variables endogènes X_t et ses variables retardées X_{t-i} , afin d'aboutir à la variable éligible à la transition. La variable retenue est celle pour laquelle la linéarité est la plus fortement rejetée, c'est-à-dire celle qui minimise la probabilité du test.

Avant de passer à la procédure de sélection de la variable de transmission, en l'occurrence le test de linéarité, il est important de souligner que la plupart de la littérature sur l'instabilité politique s'accorde sur l'idée de l'impact négatif de l'instabilité sur les investissements d'une façon générale comme l'évoquent Alesina et Tabbellini (1989).

Compte tenu de ce qui précède sur les conséquences des chocs l'instabilité sur les investissements et du rôle joué par ceux-ci dans le retournement des conjonctures économiques selon le modèle de l'oscillateur de Samuelson (1939), nous pouvons prétendre que la réaction d'une économie face à un choc d'instabilité est tributaire de sa situation conjoncturelle (récession ou expansion) et elle serait de ce fait, qualifiée d'asymétrique. Alors, cela nous amène à prédire que les variables d'état sont la FBCF ou l'IDE, ce que devraient confirmer les tests de linéarité.

b- Test de linéarité

Avant de procéder à l'estimation du modèle LSTVAR en question, il est indispensable de d'effectuer au préalable un test de linéarité. Cependant, de nombreux tests de linéarité existent dans la littérature²³. Une première possibilité est de tester la linéarité sans spécifier d'alternative précise, c'est le cas par exemple, du test RESET (Regression Error Specification Test) proposé par Ramsey (1969) ou du test de linéarité de Granger et

²³ Voir Tong (1990), Granger et Teräsvirta (1993), Guégan (1994) pour une revue de la littérature sur les divers modèles non-linéaires et les tests de linéarité.

Teräsvirta (1993). Une seconde possibilité consiste à tester un modèle linéaire contre un modèle non-linéaire donné comme c'est le cas du test de Granger et Teräsvirta (1993). Dans tous les cas de figure, si l'hypothèse de linéarité est rejetée, cela réconforterait l'idée du choix du modèle non-linéaire.

Pour ce modèle multi-varié LSTVAR, nous appliquons le test de linéarité décrit par Charles Weise (1999) qui n'est rien d'autre qu'une adaptation multi-variée du test de linéarité proposé par Granger et Teräsvirta (1993). Celui-ci, basé sur le multiplicateur de Lagrange, a l'avantage de ne pas nécessiter d'hypothèse alternative. En effet, l'hypothèse nulle est celle du modèle linéaire ($\gamma = 0$) contre l'hypothèse alternative du modèle non linéaire ($\gamma > 0$). Ce test, opéré pour chacune des équations du modèle linéaire de base à k-variables VAR avec p retards, se fait en trois étapes (Weise, 1999) :

- a) Calcul de la somme des carrés des résidus restreints (SSR_0) de la régression des variables explicatives sur leurs retards $W_t = (X_{1,t-1}, X_{1,t-2}, \dots, X_{1,t-p}, X_{2,t-1}, \dots, X_{k,t-p})$

$$X_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^{pk} \beta_{i,j} W_{j,t} + u_{i,t}, \text{ avec } SSR_0 = \sum_{i=1}^p \hat{u}_{i,t}^2$$

- b) Calcul de la somme des carrés des résidus non-restreints (SSR_1) de la régression des résidus sur les retards des variables explicatives :

$$u_{i,t} = \alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^{pk} \alpha_{i,j} W_{j,t} + \sum_{j=1}^{pk} \delta_j z_t W_{j,t} + \vartheta_{i,j}, \text{ avec } SSR_1 = \sum_{i=1}^p \vartheta_{i,t}^2$$

- c) Evaluation de la statistique de test :

$$LM = T \times (SSR_0 \times SSR_1) / SSR_0, \text{ avec } T : \text{ le nombre d'observations.}$$

La détection de la non-linéarité dans ce système d'équations nécessite l'application du test log-vraisemblance (Log-Likelihood test). La formulation de ce test est identique au cas précédent à une équation, c'est-à-dire $H_0 : \gamma=0$ contre $H_1 : \gamma>0$ pour toutes les équations. La statistique de test dans ce cas est $LR = T \times (\log|\Omega_0| - \log|\Omega_1|)$ où Ω_0 et Ω_1 sont respectivement les matrices de la variance-covariance des résidus des régressions restreintes et non-restreintes.

Pour ce faire, nous effectuons le test de linéarité tel que décrit précédemment, à l'aide du script Matlab, "opt_lag_translag.m" de Bigio (2008)²⁴ pour les données relatives à chacun des trois (03) pays. Les résultats de ces tests sont reportés dans les Tableaux 5, 6 et 7 de l'annexe. L'interprétation de ceux-ci montre que la linéarité est rejetée pour la plupart des variables d'état, selon le Ratio de Maximum de Vraisemblance et plus particulièrement, lorsque la variable d'état est la LFBCF retardé de trois (03) périodes pour la Mauritanie et de deux pour le Burundi. Dans ce cas, le modèle non linéaire LSTVAR est toujours préféré au modèle linéaire au seuil de 5 %, car les p-value de ces variables sont inférieures à 5 %, ce qui nous amène à écarter l'hypothèse nulle de linéarité. De même, lorsque $LInstab$ du Tchad est pris comme variable d'état, la linéarité est fortement écartée pour le troisième retard. Ces résultats exhortent notre préférence au modèle LSTVAR dont les issues seraient plus précises que celles d'un modèle VAR linéaire très souvent écarté par le test.

En nous appuyant sur les conclusions précédentes et de celles des tests de linéarité présentées plus haut, nous retenons donc comme variables d'état, les variables $LFBCF_{t-3}$, D_LFBCF_{t-2} et $LInstab_{t-3}$, respectivement pour la Mauritanie, le Burundi et le Tchad.

²⁴ Les tests de linéarité ont été élaborés à l'aide du script Matlab, opt_lag_translag.m du Toolkit SSTVAR de Saki Bigio (20 février 2008) qui permet d'effectuer les tests de non-linéarité Lagrange Multiplier (LM) et Likelihood Ratio (LR) pour chacune des variables dépendantes retardée selon le nombre maximal de retards spécifié pour l'ensemble des variables endogènes.

c- Estimation du modèle LSTVAR

Une fois l'identification de la variable d'état opérée, l'estimation des paramètres du modèle LSTVAR revient à une simple application de la méthode des moindres carrés non linéaires. Ce modèle peut donc être estimé par n'importe quelle procédure d'optimisation non linéaire. En plus, étant donné la sous-spécification de celui-ci et de la complexité de la mise en œuvre des algorithmes d'optimisation non linéaire, le choix des bonnes valeurs de départ pour les paramètres de seuil et de la vitesse d'ajustement peut être une alternative. En effet, dès que les paramètres du seuil et la variable de transition sont déterminés, le modèle LSTVAR devient linéaire par rapport à ses autres paramètres et son évaluation pourrait se faire simplement par la méthode des moindres carrés ordinaires (He et al, 2010).

Par conséquent, un moyen pratique pour obtenir des valeurs de départ raisonnables pour l'algorithme d'optimisation non linéaire consiste à réaliser une grille bidimensionnelle de recherche sur " γ " et " c ". Dans un premier temps, le paramètre γ doit être fixé ; ce que nous effectuons en posant $\gamma=0.5$ ²⁵. Par la suite, le modèle LSTVAR est estimé équation par équation par la méthode des MCO afin de calculer le seuil " c " pour chacune des variables d'état. Généralement, cela est réalisé en ordonnant de façon croissante les observations de la variable d'état et en excluant ensuite 15 % des observations de chacune des deux extrémités de l'échantillon ordonné²⁶. Les observations restantes (70%) sont des " c " potentiels. Pour chacune de ces valeurs (observations) ce modèle est évalué, en suite le critère d'information de Schwarz (SIC) lui est appliqué. Le modèle dont l'évaluation correspond au plus petit critère d'information, est celui qui donne le " c " optimal (He et al, 2010).

Pour déterminer ces deux paramètres (γ et c) nous avons fait usage du script Matlab, "opt_smooth.m" de Bigio (2008)²⁷ qui permet à partir d'une variable de transition donnée et son retard d'estimer la valeur optimale du seuil " c " et celle du paramètre de lissage " γ " en se basant sur une grille de recherche bidimensionnelle sur " γ " et " c " avec une valeur de départ fixée pour " γ ".

Il ressort des résultats de ce script que la variable de transition est $LFBCF_{t-3}$ pour la Mauritanie et pour une valeur de départ fixée du paramètre de lissage " γ " = 0.5, la valeur optimale de celui-ci est égale à 0.5 et celle du seuil " c " est de 3.015. Pour le Burundi, la variable d'état est D_LFBCF_{t-2} , " γ " = 0.5 et " c " = 0.0299. Pour le Tchad, la variable de transition est $LInstab_{t-3}$, " γ " = 2,5 et " c " = -5,1423.

Les valeurs du paramètre de lissage " γ " ainsi obtenues pour ces différents pays sont relativement faibles, ce qui confirme que le modèle avec transition lente entre les régimes est plus adapté à notre choc d'instabilité que les modèles supposant une transition brutale entre eux. De plus, ce résultat réconforte à la fois notre préférence pour le modèle LSTVAR lequel contrôle la vitesse de transition entre les états d'une économie et l'hypothèse selon laquelle les entrepreneurs n'ajustent pas instantanément leur comportement aussitôt qu'un choc d'instabilité a lieu, ainsi que l'idée selon laquelle une économie en croissance n'est pas brusquement en récession à cause de l'existence des stabilisateurs automatiques.

²⁵ En général, la valeur de départ du paramètre de lissage γ est fixée dans une grille bidimensionnelle à une valeur décimale inférieure à 1 ou la moyenne de la variable d'état sur tout l'échantillon (Weisse, 1999). Ainsi, pour des raisons de commodité, nous avons opté de fixer cette valeur à 0,5 pour toutes les trois variables d'états $LFBCF_{t-3}$ pour la Mauritanie, D_LFBCF_{t-2} pour le Burundi et $LInstab_{t-3}$ pour le Tchad.

²⁶ Weise (1999) rappelle que la bonne valeur du seuil se situe entre 60% et 80% des observations ordonnées de façon croissante.

²⁷ Le script "opt_smooth.m" fait partie du Toolkit SSTVAR de Saki Bigio du 20 février 2008.

5. ANALYSE DES IMPACTS DES CHOC D'INSTABILITE SUR LA CROISSANCE

5.1 - Fonction de Réponses Impulsionnelles Généralisée

La fonction de réponses impulsionnelles (IRF) introduite par Sims en 1980, dite l'IRF standard, est largement utilisée dans la littérature empirique pour analyser les relations dynamiques entre les variables macroéconomiques.

Cette fonction de réponses mesure le temps de profil de l'effet d'un choc ou d'une impulsion sur les valeurs futures espérées d'une variable, en transformant par exemple le modèle VAR en une représentation moyenne mobile vectorielle (VMA). Comme le soulignent VanDjik et al. (2006), l'analyse des réponses impulsionnelles demeure l'un des instruments les mieux indiqués pour désigner les sources d'impulsion et refléter les réactions dans le temps des variables aux chocs.

L'IRF, dite standard ou traditionnelle, relative aux modèles linéaires, suppose que les réponses (les réactions) aux chocs positif et négatif de même intensité sont similaires en valeur absolue, que la réponse est proportionnelle à l'intensité du choc et que celles-ci ne dépendent pas des conditions initiales du système. Cependant, dans la littérature empirique, il est établi que les réactions des agents économiques diffèrent selon que les nouvelles soient bonnes ou mauvaises. Par exemple, Raymond et Rich (1997) ont démontré que les variations positives et négatives des prix du pétrole ont des effets très différents sur l'économie américaine selon les phases du cycle conjoncturel. Alors, il résulte de ce qui précède, que l'IRF standard s'avère inadéquate pour la prise en compte des effets asymétriques des chroniques économiques, généralement modélisés par les modèles non linéaires.

Pour tenir compte des effets asymétriques des séries économiques non pris en considération par l'IRF standard, Koop et al. (1996) ont proposé une alternative dite "Fonction de réponses impulsionnelles généralisée" (GIRF). Cette fonction, contrairement à l'IRF, est sensible aux conditions initiales du système, au signe et à l'intensité des chocs.

Pour définir la GIRF, nous considérons deux réalisations différentes d'un processus non linéaire autorégressif X_t en t et $t+n$ (soit respectivement X_t et X_{t+n}). Supposons que la première réalisation soit telle qu'entre t et $t+n$, le système connaît un seul choc (ce choc intervenant en t) et pour la deuxième que le système ne subit pas de choc entre t et $t+n$, la GIRF est alors définie comme la différence entre ces deux réalisations qui sont identiques jusqu'en $t-1$. La réaction d'une variable ayant subi un choc doit donc être comparé à celle de la même variable lorsque cette dernière est restée indemne. La GIRF peut donc être établie comme suit:

$$GIRF_X(n, \varepsilon_t, \omega_{t-1}) = E[X_{t+n} | \varepsilon_t, \omega_{t-1}] - E[X_{t+n} | \omega_{t-1}], \text{ pour } n = 0, 1, \dots$$

où $GIRF_X$ est la fonction de réponses impulsionnelles généralisée d'une variable X , n l'horizon de prévision, ε_t le choc qui génère la réponse, ω_{t-1} l'historique (les valeurs initiales des variables dans le modèle) et $E[.]$ l'opérateur de l'espérance mathématique (Weise, 1999 ; He et al, 2010).

Pour calculer les fonctions de réponse aux chocs, les auteurs préconisent de spécifier leur nature (son amplitude et son signe) et les conditions initiales (valeurs de départ des paramètres du modèle non linéaire). Ensuite, ils recommandent de calculer les espérances conditionnelles $E[X_{t+n} | \varepsilon_t, \omega_{t-1}]$ et $E[X_{t+n} | \omega_{t-1}]$ par des simulations (He et al, 2010).

L'algorithme que nous employons ici pour calculer la GIRF lorsque le modèle est connu (on ignore les variabilités de l'échantillonnage), est celui décrit par Koop et al. (1994). Dans ce processus, le choc de la $i^{\text{ème}}$

variable de X , ε_{io} , se produit à la période zéro (0) et les réponses sont calculées “q” périodes plus tard et il est équivalent à une variation d’un écart-type de la variable choc d’instabilité.

5.2 – Analyse des effets des chocs d’instabilité

Au vu de ce qui précède, il convient d’analyser les effets des chocs d’instabilité sur la croissance économique, par la fonction de réponses impulsionnelles généralisée (GIRF) de Koop et al. (1996) que nous appliquons au modèle non-linéaire LSTVAR, afin de capturer la réaction de la croissance par rapport à l’impact, la variation de l’intensité et du signe (asymétrie) d’un choc d’instabilité. Cette analyse, comme le souligne Weise (1999), peut se faire en répondant à un certain nombre de questions. Dans le cadre de ce travail, ces dernières peuvent se limiter à trois : “un choc d’instabilité affecte-t-il négativement la croissance?”, “un choc d’instabilité positif a-t-il le même effet qu’un choc d’instabilité négatif sur la croissance?” et “des chocs d’instabilité d’intensités différentes produisent-ils des effets disproportionnels sur la croissance?”. Ces deux dernières questions peuvent se résumer en une, “les effets d’un choc d’instabilité sont-ils asymétriques?”.

Pour répondre à ces questions nous avons employé le script Matlab, “stvar.m” de Bigio (2008)²⁸, pour implémenter l’algorithme de la GIRF. Ce script a la particularité d’estimer les paramètres du modèle LSTVAR et de représenter les graphiques de la GIRF conformément aux travaux de Weise (1999) et Koop et al. (1996). Cependant, avant de l’utiliser, il nous a fallu lui apporter certaines modifications de fond²⁹ et de l’incorporer dans un nouveau programme, qui tient compte des exigences (données, particularité de chaque pays,...) de cet article.

Par ailleurs, il est important de préciser que les résultats (graphiques) qui seront issus de l’application de la GIRF aux variables, seront interprétés comme les réponses de ces variables (par exemple le PIB et l’IDE) à un choc permanent d’un (ou deux) écart-type (s) sur la variable choc d’instabilité (Instab).

a) Les chocs d’instabilité affectent-ils négativement la Croissance ?

Les graphiques (a), (b) et (c) (de la figure-2, ci-après) de la GIRF, présentent les réponses des variables PIB à un choc (positif) permanent d’un écart-type sur les variables choc d’instabilité (Instab) que nous appelons choc positif, pour la Mauritanie, le Tchad et le Burundi. Les tracés des deux premières réponses (graphiques (a) et (b)) décroissent dès la première période puis croissent la suivante et recommencent à décroître après la troisième, pour tendre vers zéro à partir de la sixième période. Tandis que, le graphique (c) du Burundi croit de la 1^{ère} période jusqu’à la 4^{ème}, à partir de laquelle il commence à baisser légèrement jusqu’à la 5^{ème} période. A partir de cette dernière, il commence à remonter. Par ailleurs, les intensités des tendances de croissance ou de décroissance sont variables selon les pays.

L’interprétation de ces graphiques, permet de constater qu’à court terme (sur les deux premières périodes), l’effet d’un choc positif se traduit par une détérioration significative de l’activité économique (PIB) en Mauritanie et au Tchad, contrairement à ce qui se passe au Burundi. Cette dissemblance dans les réactions de l’activité économique de ces pays pourrait s’expliquer en grande partie à court terme, par la différence entre l’évolution des taux de croissance au cours des dernières années et par les écarts entre ces pays dans la rapidité et le rythme de mise en œuvre des politiques conjoncturelles jugulant les effets du choc, et aussi par le

²⁸ Le script “STVAR.m” fait partie du Toolkit SSTVAR de Saki Bigio du 25 mai 2005.

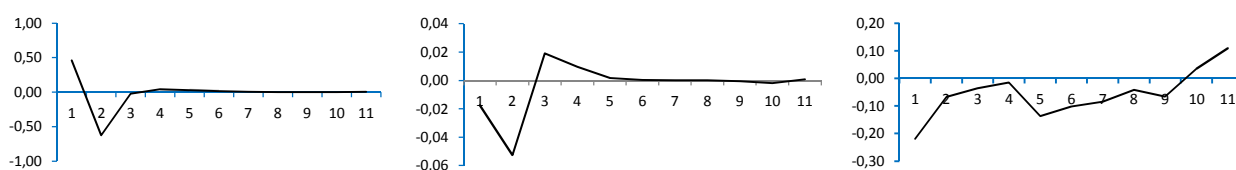
²⁹ Ces modifications étaient nécessaires pour le rendre exécutable et se rapportent aux lignes 268, 329, 334 et 342 du script “STVAR.m”.

contraste entre les niveaux de vulnérabilité de ces économies à supporter de tel choc³⁰.

En fait, la moyenne des taux de croissance pour les trois dernières années pour la Mauritanie et le Tchad est négative alors qu'elle est positive pour le Burundi et est respectivement de -0.04, -0.003 et 0.12. De plus, l'instauration et l'efficacité des politiques économiques d'un pays sont tributaires du type de régime politique en place³¹ et par là, leur rythme d'exécution. Il en est de même pour la manifestation de l'instabilité politique qui semble plus probable dans les régimes non démocratiques que démocratiques (Azam et al, 1996). Alors ceci pourrait justifier à court terme le contraste constaté entre les effets d'un tel choc d'une part, sur le Burundi caractérisé de démocratique dans les années 2000 et ayant une moyenne de croissance positive et d'autre part, sur la Mauritanie et le Tchad qualifiés d'autocratiques³² et possédant une moyenne de croissance négative.

A moyen et long terme, ils indiquent que l'effet d'un choc positif est presque similaire pour les trois pays et conduit à une réduction de leur niveau d'activité. De plus, l'effet de ce choc se stabilise sur le moyen et long terme pour la Mauritanie et le Tchad alors qu'il ne l'est pas pour le Burundi. Ces contreperformances économiques induites à moyen et long terme par un tel choc concordent avec la plupart des conclusions de la littérature économique des effets de l'instabilité sur la croissance (Alesina et al, 1996 ; Fosu, 1992, 2002 et Aisen et Veiga, 2011).

Figure.2 : Fonctions de Réponses Impulsionnelles Généralisées (GIRF) d'un choc positif d'ampleur un écart-type sur la variable Instab



(a) : Réaction du PIB de Mauritanie

(b) : Réaction du PIB du Tchad

(c) : Réaction du PIB du Burundi

Pareillement, ce choc produit des conséquences similaires à ceux des PIB des trois pays sur les autres variables qui contribuent dans l'élaboration de la croissance économique (IDE, FBCF, TScol_P) dans ces pays, principalement dans le "haut régime"³³, sauf dans certains cas (voir Figure-B, C et D de annexe). Ce résultat justifie le degré de rapidité de la transmission des chocs affectant l'activité économique. En effet, pour la Mauritanie, la baisse de l'IDE et du taux de scolarisation au primaire (TScol_P) dans "les deux régimes"³⁴ consécutive au choc positif, révèle que ces variables sont pro-cycliques sur le court terme à l'évolution économique, contrairement à la FBCF qui lui est contra-cyclique dans les deux régimes. Cependant, à long

³⁰ Selon le "Global Report 2011" du "Center for Systemic Peace", l'indice de fragilité économique et sociale du Tchad est 22, celui du Burundi est 18 et la Mauritanie est 16. Sachant que l'indice maximal est 25 pour la Somalie et le minimal est zéro (0) pour le Royaume Unie.

³¹ La politique économique en démocratie sera efficace dans la mesure où les structures institutionnelles et politiques seront rendues compatibles avec les nécessités de son exécution (Barre, 1954).

³² Ces pays (Mauritanie, Tchad et Burundi) sont qualifiés par "Global Report 2011" respectivement d'autocratique, autocratique et démocratique. Ce document étant le rapport annuel du "Center for Systemic Peace" sur "les conflits, la convenance et la fragilité pays" de part le monde.

³³ "Le haut régime" signifie ici l'état d'une économie une fois la variable de transition ou d'état (LFBCFt-3 pour la Mauritanie, D_LFBCFt-2 pour le Burundi et LInstab t-3 pour le Tchad) est supérieur au seuil. "Le bas régime" signifie ici l'état de cette économie une fois cette variable est inférieur au seuil.

³⁴ "Les deux régimes" signifie les régimes haut et bas par rapport à la variable de transition.

terme ces variables sont pro-cycliques au PIB dans *les deux régimes*.

Pour le Tchad et le Burundi, les réponses à court terme des variables (IDE, FBCF, TScol_P) à un choc positif sont presque comparables à celles de la Mauritanie. Il en est de même pour le moyen et le long terme.

Ces résultats démontrent que les répercussions d'un choc d'instabilité sur la croissance sont tributaires du niveau de la FBCF pour la Mauritanie et le Burundi et du niveau de l'instabilité politique pour le Tchad. Ainsi, il se manifeste que les leviers de croissance dans les deux premiers pays reposent principalement sur l'investissement intérieur et que ce dernier est le canal le plus sensible aux effets de l'instabilité par rapport autres déterminants de la croissance. Tandis qu'au Tchad, le niveau de la croissance économique dépend en grande partie du niveau d'instabilité politique qui devient alors le canal principal de transmission des chocs d'instabilité à la croissance dans ce pays.

b) Les effets des chocs d'instabilité sont –ils asymétriques ?

Pour appréhender les effets asymétriques des chocs d'instabilité, il suffit de montrer la différence entre l'impact d'un choc positif et d'un choc négatif de même intensité, ainsi que la dis-proportionnalité entre les ampleurs des chocs d'intensités différentes.

i- Réaction des variables aux chocs positifs et négatifs de même intensité

Pour faciliter la comparaison entre un choc positif et un choc négatif de même intensité, il suffit de multiplier les réponses d'un choc négatif par -1 et de représenter ses réponses avec celles d'un choc positif sur le même graphique. En effet, si les réactions sont symétriques, le fait de multiplier l'un par -1 devrait amener les deux courbes à se confondre (He et al, 2010). A cet effet, nous nous contenterons de la réaction du PIB, de la FBCF et de l'IDE pour analyser ce type d'asymétrie.

Pour les trois pays, les réactions asymétriques aux chocs de signes différents et de même intensité sont de mise pour presque toutes les variables et plus particulièrement dans les "hauts régimes", sauf pour le PIB de la Mauritanie qui est parfaitement symétrique dans tous les régimes ; comme l'illustrent presque tous les graphiques de (a) à (j) des figures B, C et D de l'annexe.

Cette situation peut trouver son explication dans le comportement des agents économiques et de ses conséquences sur l'activité économique. En effet, en période de "haut régime" les différents agents économiques (résidents ou non) sont disposés à investir davantage (période d'expansion) et toute instabilité politique d'une certaine intensité (par exemple un choc positif) a tendance à déstabiliser l'état d'équilibre de l'économie en vigueur lequel est déjà précaire et par conséquent à les décourager. Le retour à cet état d'équilibre suite à un choc négatif d'instabilité reconforte ces agents sans toutefois les apaiser pour de bon. C'est ce que Alesina et Tabellini (1989) ont essayé d'expliquer à travers "*l'effet de la politique de l'incertitude sur l'investissement et la fuite des capitaux*". Cette rigidité dans le comportement des agents face à la variation du niveau de l'instabilité en période d'expansion est à la base de l'asymétrie constatée dans les effets du signe d'un choc sur l'activité économique.

En période de "bas régime" (période de récession), les agents économiques restent inquiets quel que soit le signe du choc, car l'état d'équilibre en vigueur est d'emblée instable aux yeux de ces agents. C'est pour cette raison que durant cette phase, les effets du signe d'un choc sur une économie sont symétriques. En effet, ces résultats concordent, en quelque sorte, avec les travaux de Rodrik (1989) sur les effets de *l'incertitude sur les décisions de productivité économique tels que l'investissement, la production ou l'offre de travail* (Alesina, 1992).

ii- Réaction des variables aux chocs d'intensités différentes

Pour faciliter l'analyse de l'asymétrie des impacts des chocs d'intensités différentes, nous représentons sur le même graphique les réponses d'un choc positif d'un écart type et de deux (02) écarts-types. Les réponses du choc de deux (02) écarts-types seront divisées par 2 pour normaliser la comparaison (He et al, 2010). Comme précédemment nous nous limitons à l'étude des réactions du PIB, de la FBCF et de l'IDE.

Les graphiques de (k) à (o) des figures-B et C de l'annexe, ainsi que ceux de (f) à (j) de la figure-D, montrent qu'un choc positif d'une grande amplitude (de 2 écart-types) a plus d'impact que celui d'une faible amplitude (d'un écart-type). En effet, cela se vérifie dans les hauts régimes pour le PIB dans le cas du Burundi et le Tchad, ainsi que pour les IDE et les FBCF des trois pays. Ce résultat confirme bien l'idée de McGowan (1986) selon laquelle les coups d'état réussis (chocs de grande amplitude) sont plus déstabilisants que les coups d'état manqués et les complots.

6 - CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

La mise en application de l'approche détaillée plus haut en vue d'analyser la relation entre l'instabilité politique et la croissance économique a permis de parvenir à un certain nombre de résultats dont principalement les contreperformances économiques induites par un choc d'instabilité positif sur la croissance économique à moyen et long terme. Ce résultat concorde avec la plupart des conclusions de la littérature économique sur les effets de l'instabilité sur la croissance (Fosu, 1992 ; Alesina et al, 1992 et 1996 ; Aisen et Veiga, 2011). Cependant, il diffère à court terme d'un pays à l'autre selon le degré de *vulnérabilité* de leur économie.

Le second résultat est la plus grande sensibilité de certains déterminants de la croissance que d'autres aux chocs d'instabilité et leur degré d'influence sur le niveau de la croissance. C'est ainsi par exemple que la *Formation Brute du Capital Fixe* (FBCF) est plus sensible aux chocs d'instabilité que les *Investissements Directs Etrangers* (IDE) pour la Mauritanie et le Burundi et son rôle est plus substantiel dans la croissance de ces pays que l'IDE. Au Tchad, l'*instabilité politique* a le même rôle que la FBCF dans les deux autres pays.

Le troisième résultat est l'asymétrie constatée dans les répercussions des chocs d'instabilité sur la croissance. En fait, cette asymétrie démontre d'une part, la rigidité des impacts des chocs d'instabilité par rapport à l'évolution de l'activité économique et plus particulièrement en période d'expansion et d'autre part, la différence entre les impacts des divers types de choc (coup d'état réussi, manqué et complot) ce qu'a pu établir Augustin Fosu (2002).

En outre, les apports de cet article paraissent intéressants dans la mesure où ils "confirment des résultats" déjà démontrés en matière *d'implications compromettantes de l'instabilité politique sur la croissance* (Fosu, 1992 ; Alesina et al, 1992 et 1996 ; Aisen et Veiga, 2011), "améliorent d'autres", par *l'asymétrie constatée dans les impacts des chocs d'instabilité* qui englobe la différence observée entre les effets des divers types de coup d'état (Fosu, 2002) et "apportent du nouveau", à savoir identifier *la (ou les) composante(s) de la croissance qui est (sont) la (les) plus vulnérable(s) aux chocs d'instabilité et son (leur) degré d'influence sur la croissance*. Cependant, quelques précautions en matière de disponibilité et de fiabilité des informations doivent être prises avant toute utilisation de données, faute de quoi les résultats seront sérieusement compromis.

Enfin, dans les pays sujets aux chocs d'instabilité, les préoccupations majeures des pouvoirs publics

tourment autour du choix des meilleures politiques économiques pouvant conduire à relancer l'activité économique, pour juguler les problèmes sociopolitiques et les faibles performances économiques existantes. Dans ce contexte, les recommandations qui découlent des résultats de ce travail peuvent se récapituler ainsi :

- Pour les implications compromettantes de l'instabilité politique sur la croissance, prendre de nouvelles mesures économiques rapides pour atténuer les conséquences des chocs d'instabilité et prôner une politique économique favorable à l'apaisement social, comme par exemple une politique redistributive.
- Quant à l'asymétrie des impacts des chocs d'instabilité, tenir compte dans ces nouvelles mesures de politique économique des conséquences du type et des intensités de tels chocs.
- Pour la ou (les) composante (s) de la croissance la (les) plus vulnérables aux chocs d'instabilité, la ou (les) identifier et la ou (les) renforcer pour stimuler la croissance.

Bibliographie

1. Abessolo, Y. 2004. *Instabilité politique et performances économiques : une évaluation du cas du Tchad*, communication au colloque premières journées du GRES, Bordeaux, septembre 2004.
2. Aisen, A. and Veiga, F., J. (2011), "How Does Political Instability Affect Economic Growth? Middle East and Central Asia Department, IMF Working Paper N°11/12.
3. Alesina, A. and Perotti, R. (1993), "Income Distribution, Political Instability and Investment", NBER Working Paper N°4486.
4. Alesina, A. and Tabellini (1989), "External Debt, Capital Flight and Political Risk", *Journal of International Economic*, November.
5. Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N. and Swagel, P. (1992), "Political Instability and Economic Growth" *Journal of Economic Growth*, 1, pp. 193-215.
6. Alesina, Alberto & Perotti, Roberto, 1996. "Income distribution, political instability, and investment," *European Economic Review*, Elsevier, vol. 40(6), pages 1203-1228, June.
7. Alesina, Alberto, and Nicola Fuchs-Schündeln. 2007. "Goodbye Lenin (or Not?): The Effect of Communism on People." *American Economic Review*, 97(4): 1507-1528.
8. Amman, Y. (2009), "Importance et utilisation des stabilisateurs automatiques en Suisse", DP Papier de discussion, n°17 ; Secrétariat d'Etat à l'économie, p.6.
9. Andreano, M. and Savio, G. (2002), Further evidence on business cycle asymmetries in G7 countries. *Applied Economics*.
10. Andreano, M. S. et G. Savio (2002), "Further Evidence on Business Cycle Asymmetries in G7 Countries", *Applied Economics*, 34 : 895-904.
11. Azam, J.-P., Berthélemy, J.-C. et Calipel, S. (1996), "Risque Politique et Croissance Economique en Afrique", *Revue Economique*, 47, pp. 819-829, mai.
12. Bangoura, M. T. 2006. *Violence politique et Conflits en Afrique : le cas du Tchad*. Paris : L'Harmattan.
13. Barre, R. (1954), "La politique économique en démocratie", *Revue économique*. Volume 5, n°5, pp. 800-808.
14. Barro, R.-J. (1991), "Economic Growth in a Cross-Section of Countries", *Quarterly Journal*
15. Barro, R.-J. (1996), "Democracy and Growth" *Journal of Economic Growth* 1, pp. 1-28.
16. Bell, M. 1968. *The Military in the New States of Africa*. In J. van Doon. (ed), *Armed Forces and Society*. The Hague: Mouton.
17. Benhabib, J. and Rustichini, A. (1996), "Social Conflict, Growth and Income Distribution", *Journal of Economic Growth*, 1, pp. 125-142.
18. Besley, T., Persson, T and D. Sturm (2005). "Political competition and economic performance: theory and evidence from the United States" NBER Working Papers, no. 112484, National Bureau of Economic Research, Inc.
19. Beveridge, Stephen and Charles 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* 7, 151-174.
20. Bhattacharya, S. (1979). Imperfect Information, Dividend Policy and the "Bird-in-Hand" fallacy. *The Bell Journal of Economics*, 10, pp. 259-270.

21. Bigio, S. (2008). Guide to The Structural Smooth Transition Vector Auto-Regression (SSTVAR) Matlab Toolkit. COLUMBIA BUSINESS SCHOOL. URL <https://files.nyu.edu/msb405/public/Tools.html> (Consulted, 04.05.2013).
22. Blanchard, Olivier, and Jordi Gali (2007). "Real wage rigidities and the New-Keynesian model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, forth-coming.
23. Blanco, L. and Grier, R. (2009) Long Live Democracy: The Determinants of Political Instability in Latin America. *Journal of Development Studies*, 45(1), pp. 76–95.
24. Blomberg, S Brock, 1996. "Growth, Political Instability and the Defence Burden," *Economica*, London School of Economics and Political Science, vol. 63(252), pages 649-72, November.
25. Cabannes, M. (1998), *Les politiques conjoncturelles*, Éditions Armand Colin, collection Synthèse, 96 pages.
26. Darby, J., Li, C. and V. Muscatelli (2004). "Political uncertainty, public expenditure and growth", *European Journal of Political Economy*, 20: 153-179.
27. Decalo, S. 1976. *Coups and Army Rule in Africa*. New Haven: Yale University Press.
28. Devereux, Michael B. and Jean- François Wen (1998), "Political Instability, Capital Taxation, and Growth", *European Economic Review*, 42, 1635-1651.
29. Dijk, D. van, Franses, P.H. & Boswijk, H.P. (2007). Absorption of shocks in nonlinear autoregressive models. *Computational Statistics & Data Analysis* 51, 4206-4226.
30. Easterly, W. and R. Levine (1997), "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions," *The Quarterly Journal of Economics* 112: 1203-50.
31. Fosu, A. K. (1992), "Political Instability and Economic Growth: evidence from sub-Saharan Africa", *Economic Development and Cultural Change*, 40 4, pp. 829-841.
32. Fosu, A. K. (2002), "Political Instability and Economic Growth: Implications of Coup Events in sub-Saharan Africa", *American Journal of Economics and Sociology*, Vol.61, no. 1, pp. 329-348.
33. Fuchs-Schündeln, N, 2008. "The Response of Household Saving to the Large Shock of German Reunification," Working Papers, Center for Retirement Research at Boston College wp2008-21, Center for Retirement Research, revised Dec 2008.
34. Goodrich, S. (1992), "Political Investissement as a determinant of U.S Foreign Direct Investissements", Harvard University Senior Thesis.
35. Granger, C.W.J. and T. Teräsvirta (1993): *Modelling Non-Linear Econometric Relationships*. Oxford: Oxford University Press.
36. Guégan, D., 1994, *Séries chronologiques non linéaires à temps discret*, Economica, Paris.
37. Guillaumont, P. (2006), "La vulnérabilité économique, défi persistant à la croissance africaine", CERDI, Etudes et Documents, E 2006.41, p.3.
38. Hamilton, J. D. (1989), *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle*. *Econometrica*.
39. He, J., Njipkap, D. N. et Richard, P. (2010), "Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur l'indice SP 500", *Cahier de Recherche 10-10*, CREDI, Université de Sherbrooke.
40. Hodrick, R., et E.P. Prescott (1997), "Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.
41. Hong, H., J.C. Stein, 1999, *A united Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets*, *Journal of Finance*, 54, 2143-2184.
42. HURVICH, C.M. et C. TSAI (1989), "Regression and Time Series Model Selection in Small Samples," *Biometrika*, 76: 297-307.
43. INTERNATIONAL BANK FOR RECONSTRUCTION AND DEVELOPMENT, *Country Briefs*. 1996. Volume 1. Africa Region. Europe and Central Asia Region, Washington, annexe 1.
44. Keynes, John Maynard, (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan (reprinted 2007).
45. Koop, G., Pesaran, M. and Potter, M. (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, no.74, pp.119-148.
46. Kowarik, A. (2011), k-Nearest Neighbour Imputation. In: M. Templ, A. Alfons, and A. Kowarik. *VIM: Visualization and Imputation of Missing Values*, URL <http://cran.r-project.org>. R package version 2.0.4. (Consulted, 05.05.2013).
47. Leland, H. et D. Pyle, 1977, "Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation", *The Journal of Finance* 32, 371-387.
48. Londregan, J., and Poole, K. (1990). *Poverty, the Coup Trap, and the Seizure of Executive Power*. *World Politics* 42 (2) 151-183.

49. Lunde , T. K. 1991. *Modernization and Political Instability : Coup d'état in Africa 1955-85*. Department of Sociology, University of Oslo and National Institute of Consumer Research, Oslo.
50. Marchesin, P. (1992), *Tribus, Ethnies et Pouvoir en Mauritanie*. Paris : Karthala.
51. McGowan, P. et Johnson, T. H. 1984. *African Military Coup d'état and Underdevelopment: a Quantitative Historical Analysis*. *Journal of Modern African Studies* 22, 633-666.
52. McGowan, P. J. (1986). *Intervention Event File*. Tempe, Arizona: Arizona State University, Department of Political Science.
53. Morrison, D. G. et Stevenson, H. M. 1971. *Political Instability in Independent Black Africa: More Dimensions of Conflict Behavior within Nations*. *Journal of Conflict Resolution* 15, 347 – 368.
54. Morrison, D. G., and H. M. Stevenson (1971). "Political Instability in Independent Black Africa: More Dimensions of Conflict Resolution within Nations," *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 15 (September), pp. 347-368.
55. Neftçi, S. N. (1984), "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle ?", *Journal of Political Economy*, 92(2) : 307-328.
56. O'Kane, R. H. 1983. *Towards and Examination of the General Causes of Coups d'état*. *European Journal of Political Research*, 27-44.
Perraudin, C. (2002), "la prise en compte de rupture dans l'évaluation des variables économiques : Les modèles changement de régimes.". Technical report, SAMOS-MATISSE et EUREQua, october 2002.
57. Perroux, F. (1990), *Dictionnaire économique et social*, Hatier.
58. Perroux, F. (1990), *L'Europe sans rivages*, Presses Universitaires de Grenoble-Nouvelle édition revue et augmentée, textes complémentaires réunis par R. di Ruzza, 1990, p.853.
59. Ramsey, J. B. (1969): "Test for Specification error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*. 31, 350-371.
60. RAYMOND, J. E. and RICH. R. W. (1997), "Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.29 (2), pp. 193–213.
61. REPUBLIQUE ISLAMIQUE DE MAURITANIE, Ministère des Affaires Economiques et du Développement (MAED), juin 2006, "Rapport sur la révision des données économiques 1992 – 2004".
62. Reyntjens, F. (1995), *L'Afrique des Grands lacs en crise. Rwanda ; Burundi, 1988-1994*, *Le Monde Diplomatique*.
63. Rodrik , D. (1989), "Policy uncertainty and Private Investment in Developing Countries", NBER Working Paper, No. 2999.
64. Ross, Stephen A., (1977), "The determination of financial structure: the incentive-signaling approach," *Bell Journal of Economics*, 23-39.
65. Rothman, P. (1991), "Further Evidence on the asymmetric Behavior of Unemployment Rates over the Business Cycle," *Journal of Macroeconomics*, 13(2) : 291-298.
66. Samuelson, P. (1939) Interactions between the multiplier analysis and the principle of acceleration, *Review of Economic Statistics*, 21, 75–8.
67. Saric, A.(2012). "Asymmetric Monetary Transmission? Evidence from CEE Region", Master Thesis. Institute of Economic Studies, Faculty of Social Science, Charles University in Prague, pp.38-39.
68. Sims, C.A. (1980). "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1-48.
69. Svensson, J., 1998. "Investment, property rights and political instability: Theory and evidence," *European Economic Review*, Elsevier, vol. 42(7), pages 1317-1341, July.
70. Terasvirta, T.: 1994, Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models, *Journal of the American Statistical Association* 89, 208–218.
71. Tichit, A. (2005), *Cours de Théorie des Cycle*, Université de Lyon 2. Disponible sur www.cerdi.org/uploads/pagePerso/26/Cours%20cycles%203.doc (Consulté le 12/12/2012).
72. Tong, H. (1978), *On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing*, ed. C. H. Chen, Amsterdam: Sijhoff & Noord-hoff.
73. Tong, H. , and Lim, K . S. (1980), "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data" (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 42, 245-292.
74. Tong, H. (1983). *Threshold models in non-linear time series analysis*. New York: Springer.
75. Tong, H. (1983). *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*. New York : Springer – Verlag.
76. Tong, H. (1990), *Nonlinear time series, a dynamical system approach*. Oxford University Press, London.
77. TSAY, R. S. (1986). Nonlinearity tests for time series. *Biometrika* 73, 461-6.
78. WEISE, C. (1999), "The Asymmetric Effect of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, no.31, pp. 85-108.

ANNEXE

I. Résultats de L'Analyse en Composante Principale (ACP)

Tableau-1 : Mauritanie

Valeurs propres :			
	F1	F2	F3
Valeur propre	1,176	1,148	0,676
% variance	39,195	38,272	22,533
% cumulé	39,195	77,467	100,000
Vecteurs propres :			
	F1	F2	F3
Coup Réussi	0,805	0,000	0,593
Coup Manqué	-0,419	0,707	0,569
Complot	-0,419	-0,707	0,569

Tableau-3 : Tchad

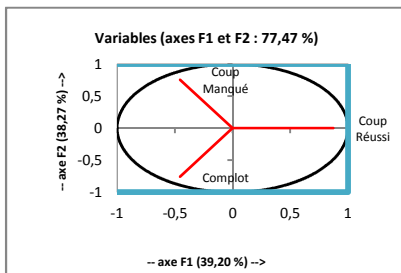
Valeurs propres :			
	F1	F2	F3
Valeur propre	1,508	0,971	0,521
% variance	50,281	32,356	17,363
% cumulé	50,281	82,637	100,000
Vecteurs propres			
	F1	F2	F3
Coup Réussi	0,693	0,106	0,713
Coup Manqué	-0,251	0,963	0,101
Complot	0,676	0,249	-0,694

Tableau-2 :Burundi

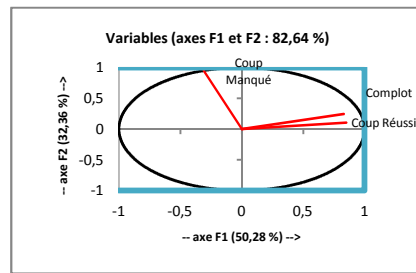
Valeurs propres :			
	F1	F2	F3
Valeur propre	1,105	1,044	0,852
% variance	36,820	34,795	28,384
% cumulé	36,820	71,616	100,000

Vecteurs propres			
	F1	F2	F3
Coup Réussi	-0,625	-0,508	0,593
Coup Manqué	0,750	-0,179	0,637
Complot	-0,217	0,843	0,493

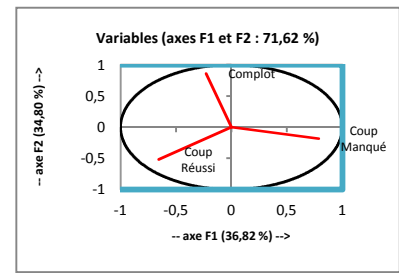
Figure.A : Représentation Graphique des nuages des points-vriables



(a) : Mauritanie



(b) : Tchad



(c) : Burundi

II. Définition des variables utilisées

Tableau-4 : Descriptif des variables

Variable	Unité	Source
PIB (\$ US courants)	Millions US \$	World Bank data base - Décembre 2012
IDE (\$ US courants)	Millions US \$	World Bank data base - Décembre 2012
FBCF (%PIB)	%	World Bank data base - Décembre 2012
TScol_p (taux d'inscrits au primaire en % du nombre brut)	%	World Bank data base - Décembre 2012
Instab		POLITY-IV data base - 'Center for Systemic Peace'

III. Résultats des tests de stationnarité des variables avec ADF test :

1- Mauritanie

- a. IDE : Log IDE (LIDE) est stationnaire avec Constante.
- b. PIB : Différence 1^{ère} du Log PIB (D_LPIB) est stationnaire sans Constante.
- c. FBCF : Log FBCF (LFBCF) est stationnaire avec Constante.
- d. TScol_P : Différence 1^{ère} du Log Inscrit_P (D_LTScol_P) est stationnaire avec Constante et Tendance.

e. **Instab** : Log Instab (**LInstab**) est filtrée avec Butterworth (n=8 et troncation=67) (**bt_LInstab**) est stationnaire avec Constante.

2- Burundi

- a. **IDE** : Log IDE (**LIDE**) est stationnaire avec Constante et Tendance.
 b. **PIB** : Log PIB (**LPIB**) est stationnaire avec Constante.
 c. **FBCF** : Différence 1^{ère} du Log FBCF (**D_LFBCF**) est stationnaire avec Constante et Tendance.
 d. **TScol_P** : Différence 1^{ère} du Log Inscric_P (**D_LTScol_P**) est stationnaire avec Constante et Tendance.
 e. **Instab** : Log Instab (**LInstab**) est stationnaire avec Constante et Tendance.

3- Tchad

- a. **IDE** : Log IDE (**LIDE**) est stationnaire avec Constante et Tendance.
 b. **PIB** : Log PIB (**D_LPIB**) est stationnaire sans Constante.
 c. **FBCF** : Différence 1^{ère} du Log FBCF (**D_LFBCF**) est stationnaire avec Constante.
 d. **TScol_P** : Différence 1^{ère} du Log Inscric_P (**D_LTScol_P**) est stationnaire avec Constante et Tendance.
 e. **Instab** : Log Instab (**LInstab**) est avec stationnaire avec Constante et Tendance.

IV. Résultats des tests de retards

Cas : des variables de la Mauritanie

(NB : les résultats des tests pour les deux autres pays est le même que celui de la Mauritanie)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D_LPIB LIDE LFBCF D_LINSCRIP_P BT_LINSTAB

Exogenous variables: C

Sample: 130

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-79.71820	NA	0.000237	5.842635	6.078375*	5.916466
1	-42.86308	58.45985*	0.000108*	5.025040*	6.439484	5.468026*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

SC: Schwarz information criterion

AIC: Akaike information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

V. Résultats des Tests de Linéarité

Variable Transition	Variables Dépendentes					Likelihood Ratio
	D_LPIB	LIDE	LFBCF	D_LTScol_p	Bt_LInstab	
D_LPIBt-1	0.44	0,49	0.67	0.45	0.33	0.37
D_LPIBt-2	0.43	0.36	0.77	1	0.89	0.01
D_LPIBt-3	0.38	0.82	0.99	1	0.27	0
LIDEt-1	0.73	0,15	0.22	0.41	0.26	0.79
LIDEt-2	0.1	0,62	0.18	0.59	0.63	0.81
LIDEt-3	0.14	0.06	0.63	0.83	0.63	0.66
LFBCFt-1	0.89	0.32	0.18	0.19	0.84	0.31
LFBCFt-2	0,08	0.92	0.58	0.9	0.45	0.15
LFBCFt-3	0,07	0.23	0.8	1	0.8	0
D_LTScol_p-1	0.64	0,02	0.84	0.47	0.92	0.08
D_LTScol_p-2	0.69	0,54	0.78	0.64	0.74	0.08
D_LTScol_p-3	0.92	0.92	0.94	0.63	0.26	0,03
Bt_LInstabt-1	0.9	0,07	0.26	0.21	0.73	0.25
Bt_LInstabt-2	0.9	0,1	0.31	1	0.56	0.01
Bt_LInstabt-3	0.8	0.21	0.56	1	0.52	0

Variable Transition	Variables Dépendentes					Likelihood Ratio
	D_LPIB	LIDE	D_LFBCF	D_LTScol_p	LInstab	
D_LPIBt-1	0.43	0.85	0.56	0.62	0.63	0.32
D_LPIBt-2	0.58	0.65	0.03	0.5	0.11	0.62
D_LPIBt-3	0.31	0.78	0.07	0.03	0.4	0.49
LIDEt-1	0.93	0.79	0.39	0.86	0.17	0.26
LIDEt-2	0.34	0.91	0.43	0.01	0.15	0.04
LIDEt-3	0.88	0.82	0.36	0.02	0.39	0.43
D_LFBCFt-1	0.23	0.8	0.14	0.5	0.26	0.74
D_LFBCFt-2	0.98	1	0.08	0.64	0.09	0.06

D_LFBCFt-3	0.81	0.96	0.63	0.87	0.72	0.07
D_LTScol_pt-1	0.37	0.94	0.02	0.61	0.75	0.4
D_LTScol_pt-2	0.93	0.91	0.88	0.62	0.91	0.05
D_LTScol_pt-3	0.26	0.64	0.7	0.31	0.83	0.25
LInstabt-1	0.44	0.95	0.74	0.16	0.48	0.13
LInstabt-2	0.77	0.78	0.13	0.23	0.92	0.08
LInstabt-3	0.92	0.24	0.95	0.12	0.58	0.28

Tableau-7 : Tchad						
Variable Transition	Variables Dépendentes					Likelihood Ratio
	LPIB	LIDE	D_LFBCF	D_LTScol_p	LInstab	
LPIBt-1	0.37	0.8	0.56	0.3	0.42	0.65
LPIBt-2	0.89	0.68	0.2	0.52	0.33	0.33
LPIBt-3	0.44	0.95	0.31	0.31	0.6	0.31
LIDEt-1	0.81	0.88	0.78	0.23	0.92	0.14
LIDEt-2	0.33	0.97	0.9	1	0.92	0.01
LIDEt-3	0.44	0.97	0.88	1	0.5	0.01
D_LFBCFt-1	0.86	0.55	0.15	0.88	0.72	0.17
D_LFBCFt-2	0.96	0.58	0.61	0.27	0.2	0.07
D_LFBCFt-3	0.43	0.24	0.32	1	0.44	0.27
D_LTScol_pt-1	0.45	0.05	0.05	0.15	0.02	1
D_LTScol_pt-2	0.41	0.05	0.26	0.41	0.42	0.97
D_LTScol_pt-3	0.26	0.39	0.44	0.44	0.02	0.99
LInstabt-1	0.75	0.12	0.17	0.22	0.87	0.78
LInstabt-2	0.2	0.8	0.22	0.57	0.38	0.81
LInstabt-3	0.64	0.01	0.01	1	0.89	0.04

VI. Graphiques de La Fonction de réponses impulsionsnelles généralisées

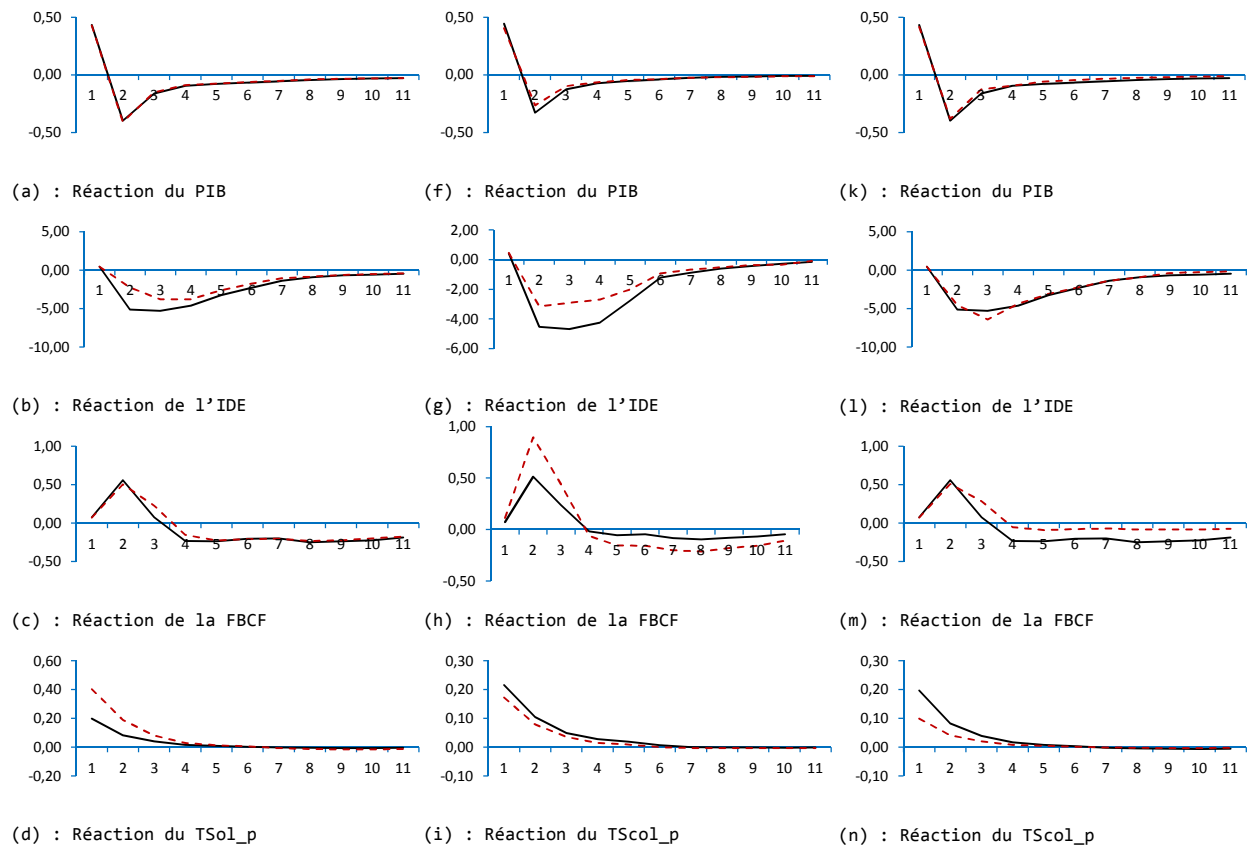
Mauritanie

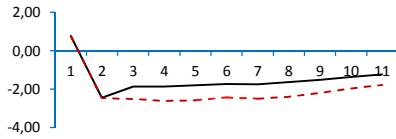
Figure.B: Fonctions de Réponses impulsionsnelles Généralisées (GIRF)

Régime haut : Graphiques d'un choc positif et d'un choc négatif d'une ampleur d'un écart-type sur La variable Instab

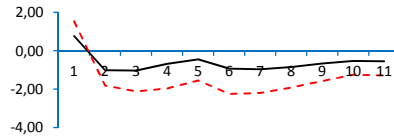
Régime bas : Graphiques d'un choc positif et d'un choc négatif d'une ampleur d'un écart-type sur La variable Instab

Régime haut : Graphiques d'un choc positif d'une ampleur 1 écart-type et un choc négatif d'une ampleur 2 écart-types sur La variable Instab (normalisés)

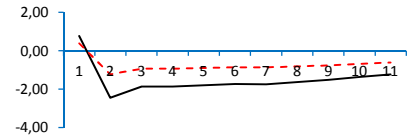




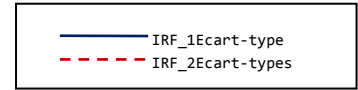
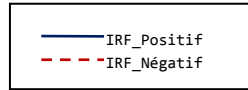
(e) : Réaction de l'Instab



(j) : Réaction de l'Instab



(o) : Réaction de l'Instab



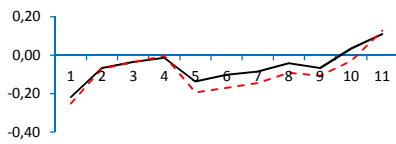
Burundi

Figure.C : Fonctions de Réponses impulsionnelles Généralisées (GIRF)

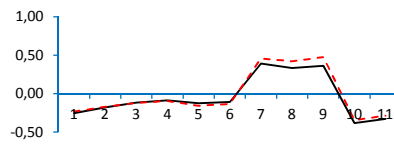
Régime haut : Graphiques d'un choc positif et d'un choc négatif d'une ampleur d'un écart-type sur la variable Instab

Régime bas : Graphiques d'un choc positif et d'un choc négatif d'une ampleur d'un écart-type sur la variable Instab

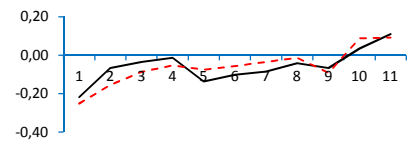
Régime haut : Graphiques d'un choc positif d'une ampleur 1 écart-type et un choc négatif d'une ampleur 2 écart-types sur la variable Instab (normalisés)



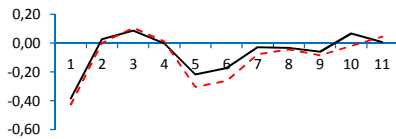
(a) : Réaction du PIB



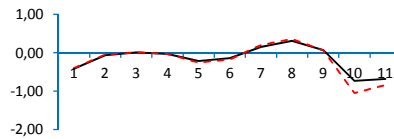
(f) : Réaction du PIB



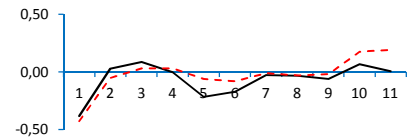
(k) : Réaction du PIB



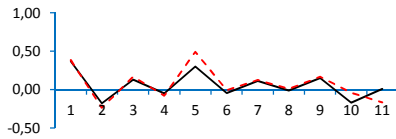
(b) : Réaction de l'IDE



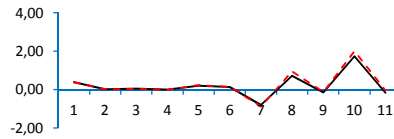
(g) : Réaction de l'IDE



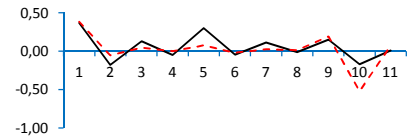
(l) : Réaction de l'IDE



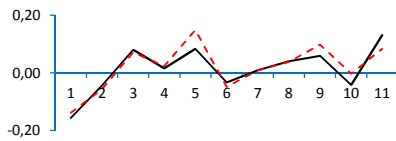
(c) : Réaction de la FBCF



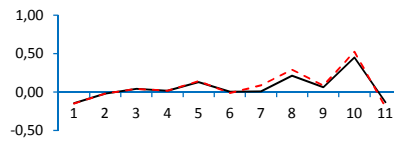
(h) : Réaction de la FBCF



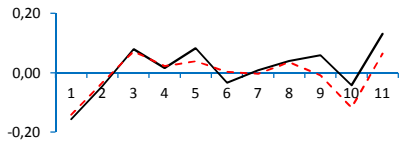
(m) : Réaction de la FBCF



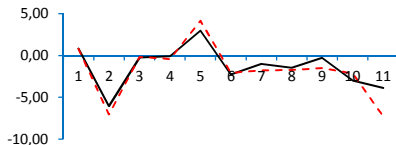
(d) : Réaction du TSol_p



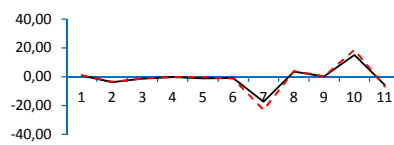
(i) : Réaction du TScol_p



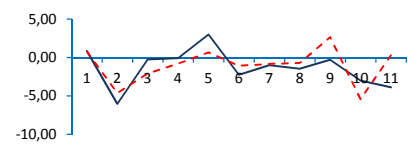
(n) : Réaction du TScol_p



(e) : Réaction de l'Instab



(j) : Réaction de l'Instab



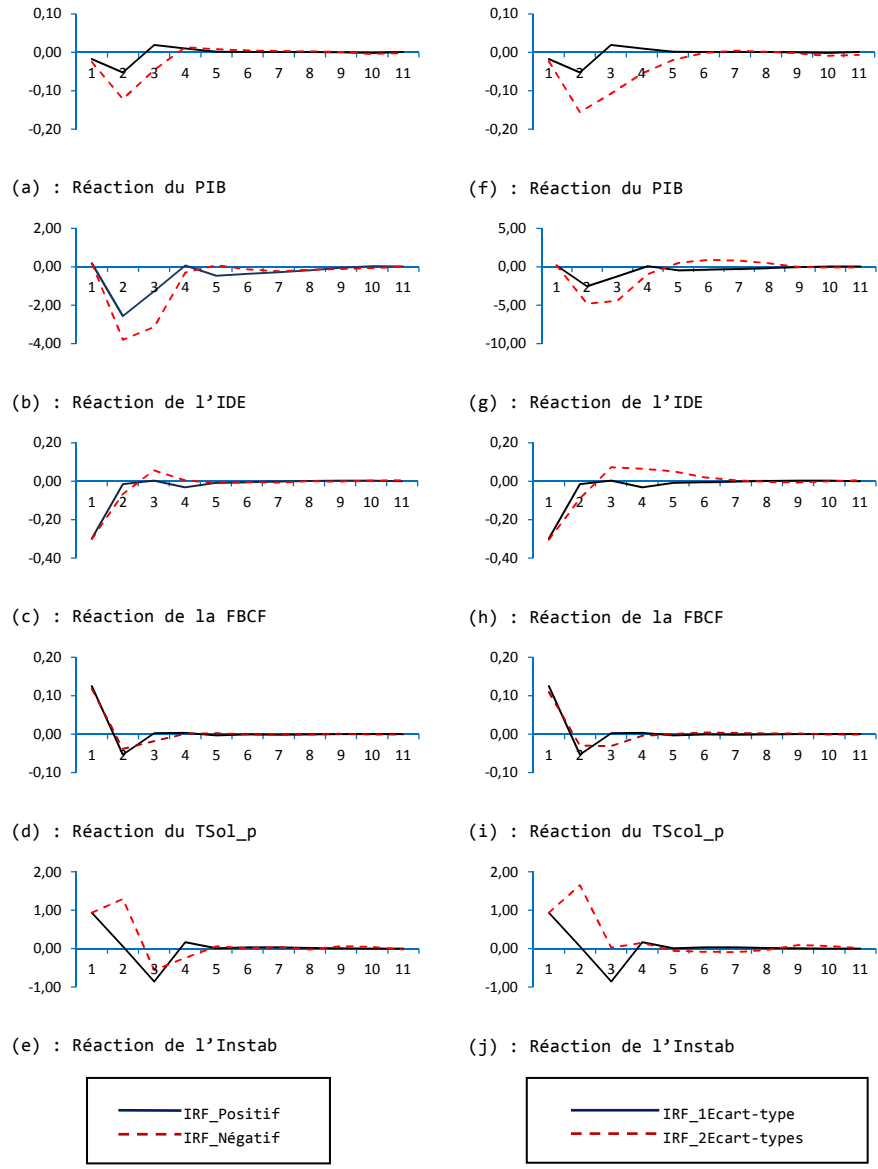
(o) : Réaction de l'Instab

Tchad*

Figure.D : Fonctions de Réponses impulsionnelles Généralisées (GIRF)

Régime haut : Graphiques d'un choc positif et d'un choc négatif d'une ampleur d'un écart-type sur la variable Instab

Régime haut : Graphiques d'un choc positif d'une ampleur 1 écart-type et un choc négatif d'une ampleur 2 écart-types sur la variable Instab (normalisés)



***NB** : A cause des difficultés rencontrées avec les données du Tchad, nous n'avons pas pu établir les graphiques du "Bas Régime".