



Nations Unies
Commission économique pour l'Afrique

SERIE DE DOCUMENTS DE CIRCONSTANCE

Les prix des produits de base et la croissance en Afrique

Considérations institutionnelles et temporelles

Pour commander des *Les prix des produits de base et la croissance en Afrique : Considérations institutionnelles et temporelles* veuillez contacter :

Section des publications
Commission économique pour l'Afrique
B.P. 3001
Addis-Abeba, Éthiopie
Tél: +251-11- 544-9900
Télécopie: +251-11-551-4416
Adresse électronique: ecainfo@uneca.org
Web: www.uneca.org

© 2017 Commission économique pour l'Afrique
Addis-Abeba, Éthiopie

Tous droits réservés
Premier tirage : Septembre 2017

Toute partie du présent ouvrage peut être citée ou reproduite librement. Il est cependant demandé d'en informer la Commission économique pour l'Afrique et de lui faire parvenir un exemplaire de la publication.

Les appellations employées dans cette publication et la présentation des données qui y figurent n'impliquent de la part de la Commission économique pour l'Afrique aucune prise de position quant au statut juridique des pays, territoires, villes ou zones, ou de leurs autorités, ni quant au tracé de leurs frontières ou limites.

Conçu et imprimé à Addis-Abeba par le Groupe de la publication et de l'impression de la CEA, certifié ISO 14001:2004. Imprimé sur du papier sans chlore.

Photos de couverture: Shutterstock.com

TABLE DES MATIÈRES

Résumé	iv
1. Introduction	1
2. Méthodologie et données	5
2.1 Cadre économétrique	5
2.2 Données et variables	6
3. Résultats et discussions	8
3.1 Contrôle de groupes préalables	8
3.2 Données probantes du modèle de correction d'erreur sans structures latentes	8
3.3 Données probantes du modèle de correction d'erreur avec des structures latentes	12
4. Conclusions et implications politiques	17
Références	18
Annexe	20

Résumé

Le document analyse l'impact à court et à long termes des prix des produits de base sur la croissance du PIB réel par habitant dans 29 pays africains sur la période 1980-2013. Le document utilise le modèle de correction d'erreur à structure latente qui reflète à la fois les effets à court et à long termes des prix des produits de base, tout en levant l'hypothèse selon laquelle les pays font partie d'un régime de croissance ou d'une structure latente uniques. La principale conclusion de cette étude suggère que l'utilisation de modèles qui supposent que les pays peuvent être classés dans un régime de croissance unique peut aboutir à des conclusions politiques fallacieuses. Plus précisément, l'utilisation d'un modèle qui suppose que les pays suivent un régime de croissance unique montre que les produits de base ont un effet positif sans équivoque sur la croissance à court terme, tandis que, dans le long terme, l'effet positif des prix des produits de base sur la croissance est subordonné à l'existence des institutions de bonne qualité. Toutefois, lorsque nous levons l'hypothèse d'un régime de croissance unique entre les pays, les résultats suggèrent que les effets à court et à long termes des prix des produits de base sur la croissance dépendent du régime de croissance auquel appartiennent les pays, ce qui, dans l'ensemble, est contraire aux conclusions basées sur un régime de croissance unique. Il est donc nécessaire, pour les responsables politiques d'éviter, lors de la réalisation d'analyses économiques axées sur les politiques, toute hypothèse selon laquelle les pays appartiennent à un régime de croissance unique, car celle-ci peut conduire à des recommandations politiques inappropriées.

1. Introduction

La forte croissance vécue par l'Afrique au cours de la dernière décennie et demie a coïncidé avec une flambée des prix mondiaux des produits de base qui a conduit certains analystes à affirmer que la croissance du continent est étroitement liée aux prix des produits de base. Des questions ont donc été soulevées pour comprendre si cette croissance sera durable face à la baisse des prix des produits de base. Cette étude vise à répondre à deux questions à ce sujet. Tout d'abord, elle examine l'impact des prix des matières premières sur la croissance à court terme, répondant ainsi à la question du rôle de l'envolée des prix des produits de base sur la croissance récente de l'Afrique. Deuxièmement, elle analyse l'impact combiné à court et à long termes des prix des produits de base sur la croissance, répondant ainsi à la question de savoir si la croissance de l'Afrique sera durable face à l'effondrement des prix des matières premières.

Les premières expériences de la plupart des pays riches en ressources à travers le monde ont exposé au moins deux caractéristiques de croissance stylisées. Premièrement, les économies pauvres en ressources ont tendance à avoir de meilleurs résultats que les économies riches en ressources en termes de croissance et de développement. Sachs et Warner (1995), par exemple, observent qu'au 19^e siècle, les pays pauvres en ressources tels que la Suisse et le Japon ont surpassé les pays riches en ressources tels que la Russie. Qui plus est, entre les années 1960 et 1990, les économies des tigres d'Asie pauvres en ressources comme la République de Corée, Taiwan, Hong Kong et Singapour ont dépassé les économies riches en ressources comme le Mexique, le Nigéria et le Venezuela¹. Deuxièmement, une envolée des prix des ressources ou la découverte de ressources minérales a été associée au ralentissement du secteur manufacturier dans de nombreux pays riches en ressources. Par exemple, la découverte de gisements d'or en Australie au 18^e siècle a eu un effet négatif sur certaines industries de ce pays (Cairnes, 1859; Maddock et McLean, 1983; Corden, 1984). De même, la découverte de gaz naturel dans les années 1960 aux Pays-Bas a étouffé la croissance du secteur manufacturier

(Ellman, 1981).

Il n'est par conséquent pas surprenant que le rôle de la flambée des prix des produits de base ou des ressources par rapport à la croissance économique et au développement ait suscité un intérêt substantiel de recherche. Malgré une vaste littérature sur le sujet, il n'y a toujours pas de consensus quant à l'impact d'une envolée des prix des ressources sur la croissance et le développement. Des études empiriques telles que celles de Sachs et Warner (1999, 2000), Gylfason et al. (1999), Leite et Weidmann (2002), Sala-i-Martin et Subramanian (2003) ont appuyé le point de vue sceptique selon lequel une envolée des prix des ressources a une influence négative sur la croissance et le développement.

Différentes explications théoriques ont été utilisées pour soutenir l'idée qu'une flambée des prix des ressources a une influence négative sur la croissance. Les premières explications étaient fondées sur la vision sociale selon laquelle une découverte soudaine ou une flambée des prix des ressources naturelles peut induire la paresse (Bodin, 1962 ; Sachs et Warner, 1995). Les explications subséquentes sont basées sur l'idée selon laquelle, contrairement au secteur de la fabrication, le secteur des ressources d'exportation ne favorise pas la division complexe du travail, et dispose, par conséquent, de liens limités, aussi bien en aval qu'en amont, avec les autres secteurs de l'économie (Hirschman, 1958; Baldwin, 1966)

Il existe une autre explication, communément appelée le syndrome hollandais, et qui est fondée sur les répercussions potentielles de la découverte des ressources naturelles ou de l'essor de celles-ci sur d'autres secteurs de l'économie par le biais de ses effets sur la macroéconomie. A cet égard, l'idée selon laquelle l'essor des ressources naturelles peut conduire à la désindustrialisation à travers différents canaux revêt d'un intérêt particulier. Tout d'abord, l'effet de richesse résultant de la flambée des prix des ressources peut entraîner une mauvaise affectation des ressources du secteur de la fabrication vers le secteur des ressources (Matsuyama, 1992). Deuxièmement, la flambée des prix des ressources peut conduire à l'appréciation de la monnaie nationale du pays, réduisant ainsi la compétitivité du secteur

¹ Pour d'autres exemples de cas où les économies pauvres en ressources ont mieux réussi que les pays riches en ressources voir Sachs et Warner (1995).

des biens autres que les matières premières, en particulier le secteur manufacturier (Treviño, 2011)

Il y a un autre argument selon lequel l'essor des ressources naturelles insufflé un excès de confiance auprès des autorités et de la population au point que celles-ci minimisent la valeur des politiques économiques saines et la qualité de l'éducation (Gylfason, 2001). Enfin, il y a des explications d'économie politique sur la malédiction des ressources. Une des explications est basée sur l'idée selon laquelle l'essor des ressources peut favoriser des comportements mus par la cupidité, précipitant ainsi la corruption qui est à son tour préjudiciable à la croissance (Bardhan, 1997). Une autre explication fait valoir que la répartition des recettes publiques provenant du secteur des ressources peut être motivée par des raisons politiques et non d'efficacité économique (Robinson et al. 2006). Cependant, d'autres ont fait valoir que l'appât du gain peut alimenter les conflits et l'instabilité civile, présentant ainsi des effets néfastes sur la croissance (Tornell et Lane, 1999; Hodler, 2006).

Toutefois, certaines études révèlent que l'essor des ressources naturelles est une bénédiction, ou au moins, remettent en question l'idée selon laquelle un essor des ressources naturelles est une malédiction (Lenderman et Moloney, 2007 ; Manzano et Rigobon, 2007 ; Raddatz, 2007 ; Alexeev et Conrad, 2009). En effet, les études empiriques récentes dans les pays tels que le Canada, l'Australie, la Norvège et le Botswana offrent une vision optimiste de l'impact d'une flambée des prix des ressources sur la croissance et le développement. D'un point de vue théorique, il est possible qu'une flambée des prix des ressources puisse avoir un impact positif sur la croissance, par exemple par le biais d'un accroissement de recettes publiques. Si ces recettes sont affectées au financement des domaines de développement, elles peuvent donc contribuer à une amélioration à long terme de la croissance.

Alexeev et Conrad (2009) démontrent que les ressources pétrolières et minérales améliorent, plutôt qu'elles ne ne font dérailler, la croissance à long terme. De même, en utilisant les estimateurs dynamiques de la Méthode des moments généralisée (MMG) de Blundell et Bond (1998) et Arellano et Bover (1995) pour contrôler l'endogénéité, Lenderman et Moloney

(2007) montrent que l'abondance des ressources peut avoir des répercussions positives sur la croissance à travers le commerce. Il en est de même de Raddatz (2007) et Manzano et Rigobon (2007) qui trouvent des preuves qui viennent contredire l'idée selon laquelle la flambée des cours des produits de base est préjudiciable à la croissance. Les derniers auteurs cités adoptent un modèle autorégressif vectoriel pour montrer que la variabilité du PIB réel des économies en développement est principalement due à des facteurs internes, alors que les chocs externes, y compris les chocs des prix des produits de base, ne représentent qu'un faible pourcentage de ceux-ci. Les auteurs montrent que la malédiction des ressources disparaît une fois que les effets fixes pays. Le terme économétriques consacre est: «les effets fixes pays». Il n'ya pas 'de' sont pris en compte.

Au regard des résultats mitigés, un volet émergent des publications pertinentes a tenté de concilier les différentes conclusions en examinant les conditions dans lesquelles les prix des produits de base peuvent influencer sur la croissance. Des études telles que celles menées par Mehlum et al. (2006), Gregorio (2007), Andersen et Aslaksen (2008), Brunnschweiler (2008), Brunnschweiler et Bulte (2008) et Collier et Goderis (2012), entre autres, ont introduit l'hétérogénéité dans les coefficients des ressources naturelles entre les pays, en faisant interagir par la méthode proxy les ressources naturelles avec des facteurs structurels et institutionnels qui peuvent varier selon les pays. La plupart d'entre eux trouvent que la « malédiction des ressources » dépend des conditions structurelles et institutionnelles initiales (Brunnschweiler et Bulte, 2008 ; Brunnschweiler, 2008 ; Collier et Goderis, 2012). Les pays dotés d'institutions de bonne qualité et de conditions structurelles saines ont tendance à échapper à la « malédiction des ressources ».

Toutefois, comme le fait valoir Konté (2015), une préoccupation majeure dans la plupart de ces études réside dans le fait que l'hétérogénéité imposée tend à se concentrer sur le(s) régresseur(s) d'intérêt et ignorent les autres régresseurs pertinents. Cela se fait sans vérifier si les régresseurs omis peuvent induire l'hétérogénéité des coefficients sur les variables de ressources. En outre, l'approche empirique dans la plupart des études suppose que la croissance suit un seul et même régime, qui est identique dans tous les pays, hypothèse qui a

été rejetée par des études telles que celles de Durlauf et Johnson (1995), Owen et al. (2009), Bos et al. (2010), entre autres.

Konté (2015) explore l'idée selon laquelle l'hétérogénéité des coefficients de la variable des ressources naturelles peut être attribuée à plus d'un régresseur, en utilisant le modèle de mélange fini de régression (MMF). Il s'agit d'une technique semi-paramétrique qui est fondée sur l'idée qu'une variable (dans ce cas, le processus de croissance) ne suit pas nécessairement un régime unique dans tous les pays. Avec le MMF, il est possible de modéliser l'hétérogénéité non observée dans le processus de croissance et de lever l'hypothèse d'un seul et même régime de croissance dans tous les pays. En utilisant un panel de 91 pays développés et en développement, Konté (2015) a constaté que ces pays peuvent être répartis dans l'un des deux groupes de croissance. En outre, pour les pays du premier régime de croissance, l'abondance ou l'essor des ressources naturelles a une influence positive et significative sur la croissance, tandis que pour les pays du second régime, il a un effet négatif mais non significatif sur la croissance.

En utilisant le MMF, il est possible de calculer la probabilité des pays se trouvant dans un certain régime de croissance. Il est donc possible d'examiner le rôle de divers facteurs dans la détermination de la probabilité d'être dans un certain régime de croissance. Cela contribuera ensuite à déterminer si d'autres déterminants ont un impact sur l'hétérogénéité des coefficients de croissance entre les régimes, et aborder la question de l'omission qui est commune dans les études qui présentent une hétérogénéité des coefficients de croissance. Ces études font interagir par la méthode proxy les ressources naturelles avec les régresseurs sélectionnés, sans vérifier la pertinence des régresseurs restants. Grâce à cet exercice, Konté (2015), par exemple, estime que la démocratie augmente considérablement la probabilité d'être dans le régime de croissance, alors que les institutions économiques n'ont pas d'impact significatif.

Le travail de Konté (2015) est une étape dans la bonne direction, mais pêche par les mêmes réserves que de nombreuses autres études (Lenderman et Moloney, 2007 ; Manzano et Rigobon, 2007 ; Raddatz, 2007, etc.) qui ne font aucune distinction entre les effets à court terme et ceux à long terme de l'essor des ressources

naturelles sur la croissance. Ce manquement entraîne souvent un phénomène où les effets à long terme sont contaminés par les effets à court terme (Collier et al. 2012). Des études existantes s'appuyant sur le modèle vectoriel autorégressif ont tendance à soutenir l'idée qu'un essor des ressources naturelles a un impact immédiat positif et significatif inconditionnelle sur la croissance à court terme, alors que les résultats sur les effets à long terme sont mitigés. Collier et al. (2012) ont fait exception en utilisant le modèle à correction d'erreur pour analyser l'impact des prix des matières premières sur la croissance à court et à long termes. Toutefois, comme la plupart des études, Collier et al. (2012) supposent que les pays suivent un régime unique de croissance. Nous soutenons que ce n'est pas nécessairement le cas et faisons par conséquent le lien entre le contrôle des prix des produits de base et la croissance pour des régimes de croissance différenciés, les variables institutionnelles et les dimensions temporelles variées (à savoir l'examen de l'impact de la croissance aussi bien à court qu'à long terme sur les prix des produits de base).

L'étude contribue à la littérature actuelle en utilisant une méthodologie empirique permettant de concilier les approches suivies par Collier et al. (2012) et Konté (2015). Plus précisément, nous utilisons le modèle de correction d'erreur à structure latente de Dijk et al. (2011). Ce modèle nous permet de séparer l'effet à court terme des prix internationaux des produits de base sur le PIB réel par habitant, de l'effet à long terme. En outre, nous considérons simultanément l'hypothèse que les pays peuvent suivre des régimes de croissance différents susceptible d'avoir des réponses différenciées à un essor des ressources naturelles. Notre approche tire son avantage supplémentaire dans le fait qu'elle nous permet de calculer la probabilité de pays se trouvant dans un certain régime de croissance, et de déterminer les facteurs qui influent sur cette probabilité.

Comparativement aux études précédentes, notre étude fournit des conclusions intéressantes, nouvelles et complémentaires. Premièrement, notre analyse révèle deux régimes de croissance uniques qui caractérisent le PIB par habitant de l'Afrique. 47 % de pays africains sont dans le premier régime de croissance, et les 53 % restant sont dans le deuxième régime de croissance (par exemple sur la base du modèle de base). Comme

indiqué précédemment, les études qui modélisent les dynamiques de croissance africaine en utilisant un régime unique courent le risque d'erreurs de spécification et pourraient conduire à une interprétation trompeuse des résultats produits sans contrôle de l'hétérogénéité du régime de croissance. Nous constatons que les prix des produits de base ont un impact positif et significatif sur la croissance à court et à long termes des pays du second régime, tandis que pour les pays du premier régime, les ressources ont un impact positif et significatif à court terme et un impact négatif à long terme. Une analyse de la probabilité de figurer dans les régimes favorisant la croissance tirée par les prix des produits de base suggère que des facteurs tels que la bonne qualité institutionnelle, l'espérance de vie, le degré d'ouverture et de l'éducation améliorent la probabilité d'être dans le régime favorisant la croissance, tandis que la corruption réduit cette probabilité. Ces résultats confirment le rôle important des institutions, l'éducation, et le commerce dans la promotion de la croissance.

La suite du document est structurée comme suit : la section 2 décrit la méthodologie et les données empiriques, tandis que la section 3 présente et discute nos résultats empiriques. La section 4 conclut le document et articule les implications politiques des résultats.

2. Méthodologie et données

2.1 Cadre économétrique

Le modèle se fonde sur les modèles de séries chronologiques à structure latente de Paap et al. (2005) et van Dijk et al. (2011). Le modèle à structure latente s'appuie sur la prémisse selon laquelle les séries temporelles individuelles qui constituent un panel peuvent être regroupées en un nombre limité de classes ou de grappes. Les modèles linéaires peuvent ensuite être utilisés pour décrire la dynamique à long terme de la série chronologique dans chaque grappe.

Souvent, les études empiriques sur la croissance multi-pays sont basées sur des régressions de panel où le processus de croissance de tous les pays au sein du panel est traité de façon homogène. Ces modèles sont toutefois restrictives étant donné que les processus de croissance varient selon les pays ou les régions. Pour tenir compte de la possibilité de telles variations, certains chercheurs estiment des modèles entièrement hétérogènes en permettant une variation des paramètres selon les pays. Cependant, un modèle entièrement hétérogène ignore certaines des similitudes entre les pays. À cet égard, certaines études tentent d'exploiter les homogénéités entre les pays dans un panel en les regroupant en fonction de certaines caractéristiques telles que l'emplacement, le niveau de développement, la dotation en ressources, etc. Toutefois, en plus d'être subjectives, ces classifications ex ante ne sont pas fondées sur des tests statistiques des propriétés des données. Le modèle à structure latente est une approche purement axée sur les données pour exploiter les hétérogénéités et les homogénéités qui existent dans les pays qui forment un groupe.

Le modèle à structure latente utilisé dans cette étude permet une certaine souplesse quant à l'ordonnée à l'origine et au coefficient de la pente de la croissance. Nous permettons à l'ordonnée à l'origine de varier dans l'ensemble des structures latentes afin d'accommoder la possibilité que le taux moyen de croissance du PIB réel par habitant peut varier selon les pays. Les taux de croissance moyens sont susceptibles d'être hétérogènes entre les pays. Cependant, dans ce modèle, ils sont dévalorisés de telle sorte que le

coefficient de chaque groupe est égal au taux de croissance moyen des pays dans cette grappe. En ce qui concerne le paramètre de la pente, nous cherchons à déterminer si le PIB réel par habitant suit une tendance à long terme des prix des produits de base, et si cette tendance varie selon les structures latentes. Comme indiqué précédemment, nous examinons également les dynamiques à court terme de la relation entre le PIB réel par habitant et les prix des produits de base, et si des écarts à court terme de la trajectoire à long terme sont corrigés. En nous appuyant sur van Dijk et al. (2011), nous utilisons le modèle de correction d'erreur à structure latente (MCE) suivant pour examiner la relation à court et à long termes entre les prix des produits de base dans les différentes structures latentes :

$$\Delta \log(y_{i,t}^p) = \mathbf{b}_{0,k} + \mathbf{b}_{0,k} [\log(y_{i,t-1}^p) + \mathbf{g}_k \log(p_{i,t-1})] + \mathbf{h}_{i,t}$$

(1)

où y^p est le PIB réel par habitant, p représente le prix des produits de base, les paramètres \mathbf{b} et \mathbf{g} sont des paramètres spécifiques au groupe, l'indice $K_i = 1, \dots, K$ représente la structure latente à laquelle appartient i , K représentant le nombre de structures latentes. La probabilité qu'un pays appartienne à la structure latente k est indiquée par \mathbf{p}_k , ou $0 \leq \mathbf{p}_k \leq 1$ et $\sum_{k=1} \mathbf{p}_k = 1$.

Avec la cointégration observée entre le PIB réel par habitant et les prix des produits de base, $y_i^p - \mathbf{g}_k p_i$ et $y_j^p - \mathbf{g}_k p_j$ sont des séries stationnaires. Cela suppose que les indices des prix des produits de base des pays dans chaque groupe sont intégrés. En fonction de cette intuition, il est possible d'écrire les éléments suivants :

$$(y_i^p - \mathbf{g}_k p_{i,t}) - \mathbf{d}(y_j^p - \mathbf{g}_k p_j) = (y_{i,t}^p - \mathbf{d} y_{i,t}^p) - (\mathbf{g}_k - \mathbf{d} \mathbf{g}_k) p_{i,t}$$

(2)

Dans l'équation (2), étant donné que le côté gauche est stationnaire, le côté droit l'est aussi. Pour $\mathbf{d} = \mathbf{g}_k / \mathbf{g}_k$ le deuxième terme de la droite disparaît, et les pays i et j doivent avoir une relation de cointégration $(1, -\mathbf{d})$. Deux pays du même groupe auront une relation de cointégration $(1, -1)$ étant donné qu'ils ont le même paramètre \mathbf{g} .

Comme le suggère la littérature sur la croissance, il existe aussi des corrélations

transversales entre les taux de croissance des pays non concernés par les prix des produits de base, mais par d'autres facteurs tels que le capital humain, l'investissement, les institutions, etc. Holloy, et al. (2008) suggère que ces facteurs peuvent être pris en compte en permettant la corrélation du terme d'erreur composé $\mathbf{h}_{i,t}$ entre les pays, en raison de ces autres déterminants de la croissance. Plus précisément, $\mathbf{h}_{i,t}$ peut être spécifié comme suit :

$$\eta_{i,t} = \alpha_{1i} \Delta \log(p_{i,t-1}) + \alpha_{2i} \Delta \log(y_{i,t-1}^{pc}) + \sum_{n=1}^p \alpha_{pi} \log(\mathbf{X}_{pi,t-1})$$

(3)

Il convient de noter que l'équation (1) ne peut être estimée directement parce qu'elle est non-linéaire en raison de la présence du terme $\log(y_{i,t-1}^p) + \mathbf{g}_k \log(p_{i,t-1})$. Comme c'est le cas dans la littérature standard (Boswijk, 1994 ; Van Dijk, 2011 ; Collier et Goderis, 2012), l'équation (1) peut être réarrangée comme suit :

$$\Delta \log(y_{i,t}^p) = \mathbf{b}_{0,k} + \mathbf{b}_{1,k} \log(y_{i,t-1}^p) + \mathbf{b}_{2,k} \log(p_{i,t-1}) + \mathbf{h}_{i,t}$$

(4)

où $\mathbf{b}_{2,k} = \mathbf{b}_{1,k} \mathbf{g}_k$. La probabilité maximale $\hat{\mathbf{g}}_k$ est ensuite estimée de la probabilité maximale de $\mathbf{b}_{1,k}$ et $\mathbf{b}_{2,k}$ comme suit : $\mathbf{g}_k = \mathbf{b}_{2,k} / \mathbf{b}_{1,k}$.

Les paramètres dans les équations (3) et (4) peuvent être estimés en utilisant l'algorithme de maximisation des attentes de Dempster et al. (1977). Ceci est un algorithme en deux étapes qui utilise la densité conjointe du PIB par habitant et les structures latentes \mathbf{k}_i . Les deux étapes sont réalisées dans une base alternée et peuvent être décrites comme suit. Dans la première étape (étape E), la valeur attendue de la fonction complète des données de type log est maximisée par rapport aux structures latentes \mathbf{k}_i , avec $i = 1, 2, \dots, N$, compte tenu du PIB réel par habitant et les valeurs actuelles des paramètres du modèle. Dans la deuxième étape (étape M), la valeur attendue de l'ensemble des données de type log est maximisée par rapport aux paramètres du modèle. Puisque l'algorithme de maximisation des attentes maximise la fonction de type log, les estimations obtenues sont égales aux probabilités maximales (van Dijk, et al. 2011). Les erreurs types des estimations sont estimées en utilisant la dérivée seconde de la fonction de

type log.

Formellement, sur la base de l'équation (4) ci-dessus, la fonction de vraisemblance de données complète est donnée par :

$$l(P, K, \theta) = \prod_{i=1}^N \left(\prod_{k=1}^K \left(\pi_k \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_i} \phi(\varepsilon_{i,t}^k / \sigma_i) \right)^{I[k_i=k]} \right)$$

où $\mathbf{f}(\cdot)$ est la fonction de densité de probabilité d'une variable aléatoire normale centrée et \mathbf{q} est un vecteur contenant tous les paramètres du modèle.

L'attente de la fonction complète des données de type log par rapport à K/P , θ (c'est-à-dire l'Etape E) est donnée par

$$L(P; \theta) = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{k=1}^K \hat{\pi}_{i,k} \left(\ln \pi_k + \sum_{t=1}^T -\frac{1}{2} \ln \sigma_i^2 - \frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{(\varepsilon_{i,t}^k)^2}{2\sigma_i^2} \right) \right)$$

(6)

où $\hat{\pi}_{i,k}$ est la probabilité conditionnelle que le pays i appartient à la structure \mathbf{k} et est donnée par.

$$\frac{\partial L(P; \theta)}{\partial \theta} = 0 \Rightarrow \hat{\pi}_{i,k} = \frac{\pi_k \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_i} \phi(\varepsilon_{i,t}^k / \sigma_i)}{\sum_{l=1}^K \pi_l \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_i} \phi(\varepsilon_{i,t}^l / \sigma_i)}$$

(7)

Par conséquent, un pays i se verra attribuer une structure latente \mathbf{k} plutôt que \mathbf{l} si et seulement si $\hat{\pi}_{i,k} > \hat{\pi}_{i,l}$.

Dans la mesure où le nombre de structure latente \mathbf{k} est a priori inconnu, nous utilisons le critère d'information corrigé de Akaike (CAIC) et le critère d'information de Bayésien (BIC) pour choisir la valeur optimale de \mathbf{k} . Bozdogan (1987) démontre que ces deux critères d'information produisent de meilleurs résultats que le critère d'information Akaike lorsque la taille de l'échantillon augmente.

2.2 Données et variables

L'étude est basée sur des données annuelles de la période 1980-2013. La variable dépendante est le PIB réel par habitant. La variable explicative d'intérêt essentiel est l'indice d'exportation des prix des produits de base. Nous construisons

deux types d'indices d'exportation de produits de base qui sont tous deux applicables à l'ensemble de l'économie et sont sectoriels (par exemple pour des secteurs tels que l'agriculture, l'exploitation minière, l'énergie). Le premier est l'indice d'exportation de produits de base (aussi de l'économie générale que sectoriel) en fonction de l'importance de l'exportation de plus de 35 produits de base par les pays africains. La section ci-dessous fournit les détails sur la construction des indices.

Sur la base de la littérature existante (par exemple Solow, 1957 ; Sala-i-Martin, et al, 2004 ; Collier et Goderis, 2012), nous contrôlons les déterminants de croissance supplémentaires. Ceux-ci comprennent, entre autres, la part de l'investissement au PIB, du commerce au PIB, la croissance de la population, la population (0-14 ans), les années d'études secondaires, l'espérance de vie, le déflateur du PIB, le taux de change réel, etc. Les données sur ces variables ont été obtenues à partir des Indicateurs de développement mondial (IDM) de la Banque mondiale. Les variables régionales contrôlent l'hétérogénéité de la croissance dans toutes les régions, ce qui pourrait être due à une variété de raisons structurelles, telles que les différences de dotation en ressources entre les régions, les conditions météorologiques, les institutions, l'enclavement, etc. La variable fictive pour la période post-2000 est utilisée pour capturer l'impact de la forte croissance du PIB réel qu'a connue l'Afrique depuis 2000.

Nous tenons également compte des indicateurs de qualité institutionnelle en fonction du Guide international des risques-pays 2014 (ICRG 2014). Le Tableau 1 donne des détails sur les variables utilisées et les sources de données (voir l'annexe).

Nous élaborons des indices spécifiques à chaque pays en utilisant les prix des produits de base. Le premier ensemble d'indices est fondé sur les prix des exportations des pays. A la suite des travaux de Deaton et Miller (1999), Dehn (2000), Ehrhart et Guérineau (2011), ces indices sont basés sur les prix internationaux communs géométriquement pondérés avec des pondérations fixes à chaque pays. Plus formellement, nous calculons l'indice de la façon suivante :

$$I_{i,t}^x = \prod_{i=1}^n (p_{i,t}^x)^{w_{i,t}}$$

(9)

où l'exposant x représente les exportations, $I_{i,t}$ et $p_{i,t}$ représentent l'indice d'exportation des produits de base spécifique aux pays et le prix international du produit de base i pour l'année t , respectivement, $w_{i,t}$ est la part moyenne des exportations du produit de base c dans le total des exportations de produits de base dans le pays i , et n représente le nombre de produits de base. Les données sur les proportions de ces produits de base dans les exportations² de chaque pays sont obtenues à partir des Système commerciale intégrée mondial (WITS) avec la Classification type du commerce international (CTCI) 2 ventilés sur quatre chiffres. Au total, 35 produits de base ont été considérés pour les exportations³. Les indices de prix spécifiques à chaque pays ont été corrigés par l'indice de valeur unitaire des exportations des pays développés (Ehrhart et Guérineau, 2011). L'équation (9) est utilisée pour élaborer les indices de l'exportation des produits de base aussi bien de l'ensemble de l'économie que sectoriels. Les indices sectoriels concernent les exportations agricoles, minières et énergétiques.

² La liste des produits de base utilisés est résumée dans le Tableau 2 en annexe.

³ Produits considérés, voir Tableau 1. Le Tableau 2 présente des exemples de proportions de certains produits de base des pays dans les exportations et les importations.

3. Résultats et discussions

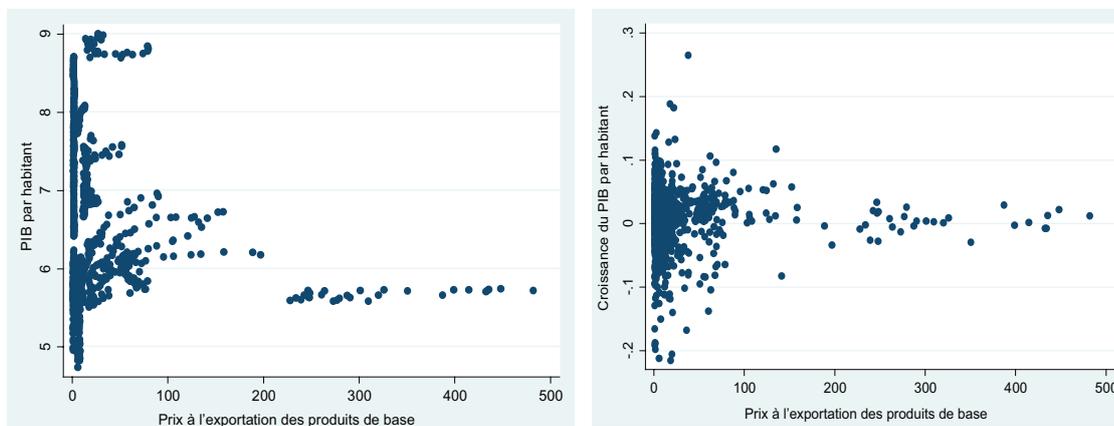
3.1 Contrôle de groupes préalables

Avant de passer à l'analyse de regroupements conditionnels à l'aide des techniques de structure latente, une simple analyse de corrélation des variables clés du modèle pourrait fournir un aperçu d'une existence éventuelle d'éléments latents et inobservés. A cet effet, la figure 1 montre que l'évaluation de l'impact des prix à l'exportation des produits de base sur la croissance du PIB par habitant pourrait être entreprise en divisant l'échantillon en plusieurs groupes. Bien qu'à ce stade, il soit difficile de déterminer le nombre exact de groupes, la figure montre que l'agrégation de l'échantillon comme un réservoir ou un groupe pour mesurer l'impact du prix des produits de base sur la croissance peut conduire à des résultats biaisés et incohérents et par conséquent, à de conclusions politiques illusoire. En outre, le document détermine le nombre exact de groupes ou de structures latentes grâce aux techniques économétriques robustes et saines, en minimisant le critère d'information bayésien et le critère d'information corrigé d'Akaike – voir la section 3.3.

3.2 Données probantes du modèle de correction d'erreur sans structures latentes

Nous commençons par estimer l'équation (4) en supposant que $k = 1$. Les résultats rapportés dans le Tableau 1 sont semblables à l'ECM estimé par Collier et Goderis (2012). Dans le modèle (1), nous contrôlons les régresseurs de croissance habituelles de Solow (1956) et d'autres déterminants clés qui ont été utilisés dans la littérature sur la croissance. Dans la première spécification, nous n'incluons pas la qualité des institutions, tandis que dans le modèle (2), nous contrôlons les effets de la formulation par proxy de la qualité des institutions sur l'ordonnée de la régression. Nous incluons ensuite plus de déterminants de la croissance, en plus de ceux qui sont inclus dans le modèle (1). Dans le modèle (3), nous contrôlons l'effet de la qualité des institutions aussi bien sur l'ordonnée que sur les coefficients de la pente des prix des produits de base. Dans chacun des modèles suivants (4), (5), (6) et (7), nous utilisons des indices désagrégés des prix des produits de base pour les exportations de produits agricoles, minérales et énergétiques. Dans le modèle (4), nous contrôlons l'effet de la qualité des institutions sur l'ordonnée. Dans les modèles (5), (6) et (7), nous contrôlons l'effet de la qualité des institutions sur les coefficients de la pente des indices des produits agricoles, miniers et énergétiques, respectivement. Dans tous les modèles, nous incluons des mesures des prix identiques et modifiés des produits de base afin de capturer simultanément les effets à long et à court termes des prix des produits de base sur le

Figure 1: Corrélation entre le PIB par habitant, la croissance du PIB par habitant et le prix à l'exportation de produits de base en Afrique, 2000-2013



Source : Calcul des auteurs.

taux de croissance du PIB réel par habitant. Dans tous les modèles, nous contrôlons également les effets régionaux fondés sur la classification dans les cinq sous-régions d'Afrique⁴. De plus, nous contrôlons la tendance dans les données, et une éventuelle rupture structurelle de la croissance moyenne du PIB par habitant dans la période post-2000. Notez que les domaines où certains coefficients ne sont pas signalés proviennent de leur omission automatique induite par la multicolinéarité entre les variables.

En ce qui concerne l'analyse de l'effet à long terme des prix des produits de base sur la croissance du PIB réel par habitant, sous le modèle (1), les coefficients à long terme et retardés de l'indice des prix des produits de base est négatif mais statistiquement non significatif. Lorsque nous contrôlons les effets de la qualité des institutions sur l'ordonnée, le coefficient contemporain des prix des produits de base et le coefficient retardé des prix des produits de base deviennent significativement positifs (à un niveau de 10 %) et négatifs (à un niveau de 5 %), respectivement. Il convient de noter que le coefficient de la qualité des institutions est positif et significatif à 1 %.

⁴ Ces sous-régions comprennent l'Afrique centrale, l'Afrique de l'Est, l'Afrique du Nord, l'Afrique australe et l'Afrique de l'Ouest.

Tableau 1 : Résultats paramétriques dans l'ECM du panneau homogène

Variable dépendante : croissance du PIB réel par habitant

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Court terme							
Δ Prix des produits de base (log)	0,000218*			0,000210*	0,000204*	0,000220*	0,000202*
	(0,000117)			(0,000117)	(0,000122)	(0,000117)	(0,000118)
Δ Prix des produits de base (log) (-1)	0,000191**	0,000193**	0,000192**	0,000179*	0,000182*	0,000188*	0,000177*
	(0,0000975)	(0,0000947)	(0,0000965)	(0,000102)	(0,000103)	(0,0000981)	(0,000103)
Δ Prix des produits de base (log) (-2)				-0,0000353	-0,0000320	-0,0000245	-0,0000384
				(0,000107)	(0,0000990)	(0,000100)	(0,0000995)
Δ population (log)	0,00999	0,0102	0,00488	0,00862	0,00242	0,0101	0,00879
	(0,0615)	(0,0626)	(0,0633)	(0,0620)	(0,0613)	(0,0634)	(0,0625)
Long terme							
Prix des produits de base (log)		0,000223**	0,000220*				
		(0,000112)	(0,000117)				
Prix des produits de base (-1) (log)	-0,0000266	-0,000249**	-0,000245**				
	(0,0000192)	(0,000113)	(0,000120)				
PIB par habitant (-1) (log)	-0,00352*	-0,00483**	-0,00424**	-0,00688***	-0,00338*	-0,00463**	-0,00441**
	(0,00212)	(0,00217)	(0,00214)	(0,00231)	(0,00199)	(0,00218)	(0,00208)
Investissement (log)	0,0168***	0,0169***	0,0176***	0,0183***	0,0172***	0,0171***	0,178***
	(0,00624)	(0,00583)	(0,00622)	(0,00674)	(0,00640)	(0,00627)	(0,00626)
Ouverture (log)	0,00287	0,00268	0,00235	0,00179	0,00253	0,00250	0,00146
	(0,00544)	(0,00541)	(0,00517)	(0,00561)	(0,00531)	(0,00552)	(0,00555)
Gouvernance factice		0,0129***		0,0169***			
		(0,00463)		(0,00508)			
Gouvernance*Prix des produits de base (log)			0,00428***				
			(0,00157)				
Prix des produits agricoles (log)				0,000373	-0,000291		
				(0,00244)	(0,00222)		
Prix des produits minéraux (log)				-0,000348		-0,00140	
				(0,00173)		(0,00159)	
Prix des produits énergétiques (log)				0,00492**			0,00386*
				(0,00249)			(0,00233)
Gouvernance* prix des produits agricoles (log)					0,0140**		
					(0,00574)		
Gouvernance* prix des produits minéraux (log)						0,0246*	
						(0,0136)	
Gouvernance* prix des produits énergétiques (log)							0,0153
							(0,0136)
Constant	-0,0500**	-0,0405*	-0,0449**	-0,0305	-0,0505**	-0,0416*	-0,0439**
	(0,0219)	(0,0222)	(0,0223)	(0,0261)	(0,0230)	(0,0240)	(0,0218)
Simulations_2000 2013	Yes						
Simulations régionales	Yes						
Tendances	Yes						
N	907	907	907	907	907	907	907
R-squared	0,129	0,133	0,132	0,139	0,130	0,131	0,133

Remarques : Les erreurs types entre parenthèses ; *, **, *** indiquent 10 %, 5 % et 1 % de degrés d'importance, respectivement. Les colonnes (1) à (7) sont estimées en utilisant deux étapes des moindres carrés (2MC) et en supposant un auto-amorçage de réplication de 1000 sur la matrice de variance-covariance.

Lorsque nous contrôlons l'effet de la qualité des institutions sur le coefficient de la pente des prix des produits de base en interagissant le prix des produits de base avec le proxy de la qualité des institutions (à savoir la gouvernance * des prix des produits de base), on remarque que le coefficient du prix des produits de base devient insignifiant, alors que le coefficient du terme interagi avec la qualité des institutions est positif et très significatif. Il convient de noter également que le coefficient de *gouvernance * prix des produits de base* est presque deux fois plus grand que le coefficient sur le prix des produits de base. En général, ces résultats suggèrent que l'augmentation des prix des produits de base à l'exportation améliore le taux de croissance du PIB par habitant dans les pays ayant des institutions de bonne qualité, mais pas dans les pays aux institutions de mauvaise qualité. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de Collier et Goderis (2012) et Mehlum, et al. (2006).

Si le prix des produits de base est ventilé par secteurs, alors les coefficients des prix des produits agricoles et énergétiques à l'exportation sont positifs et négatifs, respectivement, mais pas statistiquement significatifs. D'autre part, le coefficient des exportations de produits miniers est positif et statistiquement significatif à 5 %. Lorsque nous contrôlons les effets de la qualité des institutions, les coefficients des variables, lorsque nous opérons une interaction entre les prix des produits agricoles et miniers à l'exportation et la qualité institutionnelle, sont positifs...l'exportation avec la qualité institutionnelle sont positifs et statistiquement significatifs, alors que les coefficients des indices des prix des produits de base individuels pour ces deux secteurs restent insignifiants. En termes de taille, le coefficient de *gouvernance * prix des produits agricoles* est presque 50 fois plus grand que celui du prix des produits agricoles, tandis que le coefficient de *gouvernance * prix des produits miniers* est plus de 17 fois supérieure à celui du *prix des produits miniers*. Une fois de plus, ces résultats suggèrent que les prix des produits de base ne peuvent promouvoir la croissance à long terme que dans les pays où la qualité des institutions est bonne.

En ce qui concerne l'effet des prix des produits de base sur la croissance du PIB réel par habitant dans le court terme, il est à noter que tous les coefficients du premier décalage concomitant des proxies pour les prix à court terme des

produits de base sont positifs et significatifs dans toutes les spécifications⁵. Ceci est cohérent avec les résultats passés selon lesquels le processus des produits de base a une influence positive inconditionnelle sur la croissance à court terme (Deaton et Miller, 1995 ; Raddatz, 2007).

En ce qui concerne les autres déterminants à long terme de la croissance, il convient de noter que les coefficients de la plupart des déterminants (par exemple de l'ouverture commerciale et la croissance de la population) ne sont pas significatifs dans toutes les spécifications, sauf ceux relatifs aux investissements, qui sont positifs et significatifs dans toutes les spécifications. Ces résultats soulignent le rôle de l'investissement dans la réduction des engorgements tels que les déficits physiques et de énergétique qui affectent l'efficacité économique. Les résultats sur les coefficients de croissance de la population sont positifs mais non statistiquement significatifs dans toutes les spécifications. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de Collier et Goderis (2012). Les coefficients de l'ouverture commerciale sont positifs, mais pas statistiquement significatifs, ce qui est contraire aux conclusions de Collier et Goderis (2012), où les coefficients sont positifs et statistiquement significatifs dans la plupart de leurs spécifications. Nous croyons que cette différence dans les résultats provient du fait que Collier et Goderis (2012) ont utilisé un échantillon comprenant les pays africains et non-africains. D'autre part, nous utilisons uniquement des pays africains, qui ont pour la plupart des exportations nettes négatives et des termes négatifs du commerce en raison du fait que la valeur des importations est supérieure à celle de leurs exportations. Ce résultat sur l'ouverture commerciale semble appuyer la recommandation du Rapport économique 2015 sur l'Afrique (CEA, 2015) qui préconise que les pays africains améliorent la valeur ajoutée et renforcent leurs secteurs de la fabrication avant d'ouvrir complètement leurs marchés. CEA (2015) suggère que cela peut être fait par un renforcement de leurs chaînes de valeur régionales avant l'entrée dans les chaînes de valeur mondiales.

Le coefficient du PIB réel retardé par habitant est important car il mesure s'il y a ou non une convergence conditionnelle du PIB réel par habitant à son état d'équilibre après un

⁵ Il convient de noter que dans certaines spécifications, les coefficients de la proxy contemporaine pour le prix des produits de base à court terme ne sont pas signalés afin d'éviter les problèmes de multicollinéarité.

déséquilibre à court terme. La convergence ne peut se produire que si le coefficient doit être négatif et statistiquement significatif. Comme il ressort du Tableau 1, ce coefficient est négatif et statistiquement significatif dans toutes les spécifications, ce qui suggère que les écarts à court terme de l'état d'équilibre sont corrigés. Toutefois, la vitesse d'ajustement est très lente, avec seulement entre 0,34 et 0,7 % de l'écart du PIB réel par habitant à partir de sa nouvelle trajectoire de croissance à long terme corrigée chaque année. Selon Collier et Goderis (2012), cet ajustement lent implique qu'il y aura une phase prolongée de ralentissement de la croissance du PIB réel par habitant jusqu'à ce que la nouvelle trajectoire de croissance d'équilibre soit atteinte.

Les variables nominales régionales sont statistiquement significatives dans les spécifications, ce qui suggère l'existence de l'hétérogénéité de la croissance dans toutes les régions. Les hétérogénéités de croissance entre les régions sont dues à diverses raisons structurelles, telles que les différences de dotation en ressources entre les régions, les conditions météorologiques, les institutions, l'enclavement, etc. La tendance est statistiquement significative, ce qui suggère l'existence d'une tendance à la non-stationnarité dans les données. La variable fictive pour la période post-2000 n'est pas statistiquement significative. Cela donne à penser que, malgré la forte croissance du PIB réel que l'Afrique a connu depuis 2000, la croissance réelle du PIB par habitant n'a pas été forte, entraînant des répercussions sur de la croissance à réduire la pauvreté en Afrique. Cela est principalement dû à la croissance rapide de la population sur le continent, entraînant un transfert lent de la croissance du PIB réel au PIB réel par habitant.

3.3 Données probantes du modèle de correction d'erreur avec des structures latentes

Ensuite, nous estimons l'équation (5) qui permet à k d'être différent de 1. Nous commençons par déterminer le nombre approprié de structures latentes en utilisant les critères CAIC et BIC. Comme indiqué précédemment, les structures latentes optimales sont celles avec un minimum de critères CAIC et BIC. Une question importante dans le choix des structures latentes appropriées concerne le nombre maximum de structures autorisées. Des études antérieures suggèrent que le nombre de structures latentes varie de 2 à 3 (Paap, et al. 2004 ; Alfo, et al, 2008 ; Owen, et al, 2009). À cet égard, nous limitons le nombre maximum de structures latentes à 4. Le Tableau 4 présente les critères BIC et CAIC dérivés des valeurs de type log des quatre modèles différents estimés. Les deux BIC et CAIC suggèrent que le nombre optimal de régimes de croissance est 2.

Table 2: Selection of mixture models

	Model 1		Model 2	
	BIC	CAIC*	BIC	CAIC
K=1	-3042,66	-3090,63	-3035,2	-3093,05
K=2	-3183,00	-3388,08	-3168,102	-3353,86
K=3	-3156,36	-3323,00	-3107,623	-3303,19
K=4	-3165,24	-3292,95	-3092,445	-3298,27

Remarques : Seuls les critères BIC et AIC sont présentés. K est le nombre de structures ou d'éléments latents. Le modèle optimal sélectionné est en gras.

Tableau 3 : Estimations de modèle de mélange dans le panneau ECM (Modèle 1)

Variable dépendante : Croissance du PIB réel par habitant

	Modèle (1) : Mélange avec K=2		Wald test	
	Structure latente 1	Structure latente 2	Statistic (Khi-square)	p-value
Short terme				
Δ Prix des produits de base (log)	2.19e-05 (8.11e-05)	0.000386** (0.000184)	3,42 -	0,064* -
Δ Prix des produits de base (log) (-1)	4,94e-05 (7,92e-05)	0,000151*** (5,63-05)	3,12 -	0,029** -
Δ Population (log)	-0,184*** (0,0641)	0,0249 (0,0945)	2,65 -	0,104 -
Long terme				
PIB par hbt. (log) (-1)	-0,00494*** (0,00171)	-0,00268 (0,00247)	0,45 -	0,504 -
Prix des produits de base (log) (-1)	-5,04e-05*** (1,89e-05)	-2,70e-05 (2,72e-05)	0,45 -	0,504 -
Investissement (log)	0,0344*** (0,00637)	0,00732*** (0,00586)	6,88 -	0,009*** -
Ouverture (log)	-0,0196*** (0,00503)	0,00978 (0,00598)	10,86 -	0,001*** -
Constant	0,0453** (0,0180)	-0,0922*** (0,0239)	21,19 -	0,000*** -
Simulation 2000 2013	Oui	Oui	-	-
Tendance	Oui	Oui	-	-
Observations	431	486		

Source : Estimations des auteurs

Remarque : Les erreurs types entre parenthèses; *, **, *** indiquent 10 %, 5 % et 1 % de degrés d'importance, respectivement.

Les Tableaux 3 et 4 présentent les coefficients estimés pour les long et court termes pour le modèle sélectionné avec $K = 2$. Le modèle présenté est basé sur l'ensemble de l'indice des prix des produits de base tout en contrôlant les cas de qualité des institutions (Tableau 4) et sans qualité des institutions (Tableau 3). Dans le modèle 1, la première structure latente (régime de croissance) comprend 48 % de pays, tandis que la seconde structure latente comprend les 52 % restants.

Dans le tableau 3, il est à noter que l'impact d'une augmentation des prix des produits de base sur la croissance varie entre les deux régimes de croissance. Les coefficients à long terme des prix

des produits de base à l'exportation sont négatifs dans les deux régimes, mais statistiquement significative uniquement dans la structure latente (ou régime de croissance) 1. De plus, le coefficient dans le régime de croissance 1 est presque trois fois plus grand que celui du régime de croissance 2, ce qui suggère que les prix des produits de base ont un effet négatif sur la croissance à long terme uniquement pour les pays compris dans le régime 1. Ces résultats diffèrent nettement de ceux du modèle hétérogène (Tableau 1) qui permet de conclure que l'impact de la hausse des prix des produits de base sur la croissance est négatif mais pas statistiquement significatif pour tous les pays.

Tableau 4: Estimations du modèle de mélanges à correction d'erreur en panel (Modèle 2)

Variable dépendante : Croissance du PIB réel par habitant

	Model (2): Mixture with K=2		Wald test	
	Latent class 1	Latent class 2	Statistic (Chi-square)	p-value
Court terme				
Δ Prix des produits de base (log)	2,19e-05 (8,11e-05)	0,000404** (0,000183)	3,88 -	0,049** -
Δ Prix des produits de base (log) (-1)	4,61e-05 (8,33e-05)	0,000154*** (5,84e-05)	3,75 -	0,078* -
Δ Population (log)	-0,189*** (0,0570)	0,0387 (0,0983)	3,27 -	0,070* -
Long terme				
PIB par habitant (log) (-1)	-0,00649*** (0,00202)	-0,00370 (0,00261)	0,55 -	0,458 -
Prix des produits de base (log) (-1)	-4,62e-05** (1,99e-05)	-1,97e-05 (2,75e-05)	0,55 -	0,458 -
Investissement (log)	0,0353*** (0,00656)	0,00748*** (0,00562)	7,59 -	0,0059*** -
Ouverture (log)	-0,0201*** (0,00503)	0,00931 (0,00598)	11,40 -	0,007*** -
Gouvernance	0,00347 (0,00736)	0,0105 (0,00850)	4,37 -	0,045** -
Gouvernance* Prix des produits de base (log)	0,00534** (0,00272)	0,000767 (0,00160)	3,27 -	0,070* -
Constant	0,0559*** (0,0182)	-0,0832*** (0,0252)	19,48 -	0,000*** -
Simulation 2000-2013	Oui	Oui	-	-
Tendance	Oui	Oui	-	-
Observations	394	523		

Source : Estimations des auteurs.

Remarque : Les erreurs types entre parenthèses; *, **, *** indiquent 10 %, 5 % et 1 % de degrés d'importance, respectivement

Lorsque nous contrôlons la qualité des institutions, le coefficient du prix des produits de base reste significatif et négatif dans le régime 1 et négatif mais non significatif dans le régime 2 (Tableau 6). D'autre part, le coefficient de *gouvernance* * *prix des produits de base* est positif dans les deux régimes, mais seulement significatif dans le régime 1. En résumé, ces résultats suggèrent que les institutions de bonne qualité ne sont susceptibles d'améliorer l'impact positif des prix des produits de base sur la croissance que dans les pays où les prix des produits de base ont un

impact négatif et significatif sur la croissance. Il en résulte que les pays confrontés au piège du *syndrome hollandais* peuvent y échapper en améliorant la qualité de leurs institutions, tandis que dans les pays qui ne sont pas confrontés au *syndrome hollandais*, l'impact positif à long terme des prix des produits de base sur la croissance ne peut nécessairement pas être uniquement renforcé par l'amélioration des institutions.

Une fois de plus, les résultats montrent que considérer que les pays suivent un régime

unique de croissance et les classer dans une structure latente unique pourrait conduire à de mauvaises conclusions et des recommandations politiques inappropriées. Dans le cas ci-dessus par exemple, une implication politique issue d'un modèle de correction d'erreur homogène comme celui de Collier et Goderis (2012) est le fait que les pays devraient améliorer leurs institutions s'ils veulent renforcer l'impact à long terme des prix des produits de base sur la croissance. Cependant, nos résultats obtenus du modèle de structure latente suggèrent que cette implication politique n'est applicable que pour les pays où l'impact négatif du prix des produits de base sur la croissance est important, mais inapplicable pour les pays où cet impact sur la croissance est non significatif. Pour ce dernier groupe de pays, les politiques qui vont au-delà d'une amélioration de la qualité des institutions sont nécessaires si les prix des produits de base doivent positivement améliorer la croissance à long terme. Malheureusement, la description de la nature de ces politiques complémentaires dépasse le cadre de cette étude et reste donc une question importante qui mérite de plus amples recherches.

En ce qui concerne les paramètres à court terme, il est à noter que les résultats varient également entre les régimes de croissance. Les prix des produits de base (aussi bien contemporains que retardés) n'ont aucun impact significatif sur la croissance à court terme pour ce qui est des pays appartenant au régime 1, mais ont un effet positif et statistiquement significatif sur la croissance pour les pays du régime 2. Ce résultat est solide quelles que soient les spécifications, autrement dit avec ou sans mesure de la qualité institutionnelle.

S'agissant des autres déterminants de la croissance, les tests de Wald dans les Tableaux 3 et 4 suggèrent que certains paramètres diffèrent entre les deux régimes (Tableaux 3 et 4). Il convient de noter que les coefficients de la plupart des déterminants sont toujours significatifs entre les régimes. En particulier, les coefficients d'investissement restent positifs et significatifs, quel que soit le régime ou la spécification. Les résultats soulignent l'importance de l'investissement pour la croissance à long terme. Les coefficients du PIB réel retardé par habitant sont négatifs pour tous les modèles et les structures latentes, mais ils

ne sont statistiquement significatifs que dans le régime 1. Ceci suggère que la convergence conditionnelle à l'état d'équilibre se produit uniquement pour les pays du régime 1. Comme c'est le cas pour le modèle avec un régime de croissance unique, la vitesse d'ajustement est très lente, allant de 0,3 à 0,7 % par an.

Le Tableau 4 montre la répartition des pays aux différents régimes de croissance avec leurs probabilités respectives. Dans le modèle 1 par exemple, 47 % de pays de l'échantillon appartiennent à la structure latente 1 et les 53 % restants appartiennent au régime 2, alors que dans le modèle 2, ces proportions changent légèrement, avec 43 % pour le régime 1 et 57 % pour le régime 2, avec un contrôle de l'institution.

Les pays de différentes régions du continent et à différents niveaux de développement et de qualité des institutions suivent le même processus de croissance. Par exemple, des pays comme l'Algérie, le Burkina Faso, le Cameroun, l'Afrique du Sud et l'Ouganda sont dans la même structure latente, alors que des pays comme la Côte d'Ivoire, la République démocratique du Congo, le Niger, le Nigéria, la Sierra Leone sont dans le même régime de croissance, quel que soit le modèle. Toutefois, les pays proches de la frontière — pays avec des probabilités a posteriori proche de 0,5⁶ — sont plus susceptibles de passer d'un régime à l'autre.

⁶ Les pays comme le Mali, le Maroc, le Sénégal et la Sierra Leone sont très proches de la frontière entre les deux régimes.

Tableau 5: Classification des pays dans les structures latentes pour le modèle 1 et le modèle 2

Modèle 1				Modèle 2			
Structure latente 1		Structure latente 2		Structure latente 1		Structure latente 2	
Pays	Probabilité	Pays	Probabilité	Pays	Probabilité	Pays	Probabilité
Algérie	0,57	Congo, Rép.	0,54	Algérie	0,57	Congo, Rép.	0,54
Burkina Faso	0,54	Côte d'Ivoire	0,59	Burkina Faso	0,53	Côte d'Ivoire	0,59
Cameroun	0,52	Ethiopie	0,55	Cameroun	0,53	Ethiopie	0,56
Egypte, Rep. arabe.	0,67	Gabon	0,52	Egypte, Rep. arabe.	0,67	Gabon	0,52
Ghana	0,57	Gambie	0,56	Ghana	0,56	Gambie	0,56
Guinée	0,61	Madagascar	0,54	Guinée	0,60	Madagascar	0,57
Mali	0,51	Malawi	0,58	Maroc	0,51	Malawi	0,58
Maroc	0,52	Namibie	0,53	Mozambique	0,54	Mali	0,51
Mozambique	0,55	Niger	0,59	Afrique du Sud	0,54	Namibie	0,54
Afrique du Sud	0,53	Nigéria	0,57	Soudan	0,54	Niger	0,60
Soudan	0,54	Sénégal	0,51	Tanzanie, République unie	0,54	Nigéria	0,59
Tanzanie, République unie	0,55	Sierra Leone	0,51	Tunisie	0,61	Sénégal	0,51
Tunisie	0,61	Togo	0,65	Ouganda	0,58	Sierra Leone	0,52
Ouganda	0,58	Zambie	0,64			Togo	0,65
		Zimbabwe	0,58			Zambie	0,62
						Zimbabwe	0,58
Proportion des pays dans la structure	47 %		53 %		43 %		57 %

4. Conclusions et implications politiques

Le document a analysé l'impact à court et à long termes des prix des produits de base sur le PIB réel de croissance par habitant dans 29 pays africains pour la période de 1980-2013 en utilisant un modèle de correction d'erreur. La principale contribution du document est l'utilisation d'un modèle qui reflète à la fois les effets à court terme et à long terme des prix des produits de base, tout en levant l'hypothèse selon laquelle les pays font partie d'un régime de croissance unique. Nos tests statistiques confirment en effet que les pays africains ne font pas partie d'un régime de croissance ou de structure latente uniques.

La principale conclusion de l'étude suggère que l'utilisation de modèles qui supposent que les pays peuvent être classés dans un régime de croissance unique peut aboutir à des conclusions politiques trompeuses. Plus précisément, en utilisant un modèle qui suppose que les pays suivent un régime de croissance unique, nous trouvons des preuves qui sont compatibles avec les conclusions de Collier et Goderis (2012), où les produits de base ont un effet positif sans ambiguïté sur la croissance à court terme, mais à long terme, l'effet positif des prix des produits de base sur la croissance est subordonnée à l'existence d'institutions de bonne qualité.

Toutefois, lorsque nous levons l'hypothèse d'un régime de croissance unique dans tous les pays, un certain nombre de conclusions contraires intéressantes se produit. Les résultats suggèrent que les effets à court terme et à long terme des prix des produits de base sur la croissance sont conditionnés par le type de régime de croissance auquel les pays appartiennent. Pour les pays appartenant à un régime de croissance donné, par exemple le régime 1, la hausse des prix des produits de base est néfaste pour la croissance aussi bien à court qu'à long terme. Plus précisément, les prix des produits de base n'ont pas d'impact significatif sur la croissance à court terme, et un impact négatif et significatif sur la croissance à long terme. Pour les pays appartenant à un régime de croissance 2, les prix des produits de base ont un impact positif et significatif sur la croissance à court terme, mais n'ont pas d'impact significatif sur la croissance

à long terme. En outre, avec un contrôle de la qualité des institutions, nous constatons que de institutions de bonne qualité ne peuvent améliorer l'impact positif des prix des produits de base sur la croissance que pour les pays où les prix des produits de base ont un effet néfaste sur la croissance à long terme (par exemple dans le régime 1). En ce qui concerne les autres déterminants du PIB réel par habitant, nous constatons que leur impact sur la croissance varie statistiquement entre les régimes de croissance.

Ces résultats ont un certain nombre d'implications politiques. La principale conséquence a trait au fait que, lors de la réalisation d'analyse économique axée sur les politiques, les responsables politiques doivent s'éloigner de l'hypothèse selon laquelle les pays appartiennent à un régime de croissance unique. Il peut en résulter des interprétations de résultats et formulations de recommandations erronées. Par exemple, dans le cadre de cette étude, supposer que les pays appartiennent à un régime de croissance unique se traduira par une conclusion politique que les pays ont simplement besoin d'améliorer leurs institutions s'ils veulent accroître les avantages à long terme des prix des produits de base. Cependant, lever l'hypothèse du régime de croissance unique suggère que cette conclusion est applicable uniquement aux pays qui sont confrontés au syndrome hollandais (à savoir les pays où les prix des produits de base ont un impact négatif et significatif sur la croissance à long terme). Les résultats suggèrent également que lorsque les prix des produits de base n'ont aucun impact significatif sur la croissance à long terme, l'amélioration de la qualité des institutions pourrait ne pas être une condition suffisante pour améliorer le transfert des impacts des prix des produits de base sur la croissance à long terme.

Bien qu'elles soient au-delà de la portée de l'étude actuelle, nous pensons que le renforcement des réformes institutionnelles grâce aux politiques telles que les réformes de la politique du marché du travail, le développement du capital humain et d'autres réformes structurelles peut conduire à des résultats positifs. Cependant, il est important de noter que ces suggestions ne sont pas fondées sur des preuves, et constituent un domaine intéressant pour des recherches ultérieures.

Références

- Alexeev, M. and R. Conrad (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91, 586–98.
- Andersen, J. and S. Aslaksen (2008). Constitutions and the resource curse. *Journal of Development Economics*, 87, 227–46.
- Arellano, M. and O. Bover (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 2952.
- Baldwin, R.E. (1966). *Economic Development and Export Growth: A Study of Northern Rhodesia, 1920–1960*. Berkeley: University of California Press.
- Bardhan, P. (1997). Corruption and development: a review of the issues. *Journal of Economic Literature*, 35, 1320–46.
- Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407442.
- Blundell, R.W. and S.R. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115143.
- Bodin, J. (1962). *The Six Books of a Commonwealth (Les six livres de la République)*, trans. Robert Knolles, ed. K. D. McRae. Cambridge: Harvard University Press.
- Bos, J., C. Economidou, M. Koetter and J. Kolari (2010). Do all countries grow alike? *Journal of Development Economics*, 91, 113–127.
- Brunnschweiler, C. N. and E.H. Bulte (2008). The natural resource curse revisited and revised: a tale of paradoxes and red herrings. *Journal of Environmental Economics and Management*, 55, 248264.
- Cairnes, J. E. (1859). “The Australian Episode”, Frazer’s Magazine, reprinted in Taussig, F. W. ed., *Selected Readings in International Trade and Tariff Problems*. New York: Ginn and Company, 1921.
- Collier, P. and B. Goderis (2012). Commodity prices and growth: an empirical investigation. *European Economic Review*, 56(6), 1241–1260.
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation. *Oxford Economic Papers*, 36, 359–80.
- De Gregorio, J., O. Landerretche and C. Neilson (2007). Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation. *Economia*, 7, 2, 155196.
- Durlauf, S. and P. A. Johnson (1995). Multiple regimes and cross-country behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365–384.
- Ellman, M. (1981). Natural gas, restructuring and re-industrialization: the Dutch experience of industrial policy. In *Oil or Industry?* Barker, T. and Brailovsky, V., eds. London: Academic Press.
- Gylfason, T. (2001). Natural resources, education and economic development. *European Economic Review*, 45, 847–59.
- Havrylyshyn, O. (2001). Recovery and growth in transition: a decade of evidence. *IMF Staff Papers*, 48, 5387.
- Hirschman, Albert O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press.
- Hodler, R. (2006). The curse of natural resources in fractionalized countries. *European Economic Review* 50, 13671386.
- Havrylyshyn, O. (2001). Recovery and growth in transition: a decade of evidence. *IMF Staff Papers*, 48, 5387.
- Leite, C. and J. Weidmann (2002). Does Mother Nature corrupt? Natural resources, corruption, and economic growth. In *Governance, Corruption and Economic Performance*, G. T. Abed and S. Gupta, eds., pp. 71–99. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Lederman, Daniel and William F. Maloney (2007). Trade structure and growth. In *Natural Resources, neither Curse nor Destiny*, Daniel Lederman, and William F. Maloney, eds.. Stanford and Washington, D.C.: Stanford University Press and World Bank.
- Konte, M. (2015). A curse or a blessing? Natural

- resources in a multiple growth regimes analysis. *Applied Economics*, 45 (26), 37603769.
- Maddock, R. and I. McLean. (1983). Supply side shocks: the case of Australian gold. *Journal of Economic History*.
- Mankiw N., D. Romer, D. Weil (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407437.
- Manzano, O. and R. Rigobon (2007) Resource curse or debt overhang? In *Natural Resources: neither Curse nor Destiny*, Daniel Lederman and William F. Maloney, eds., pp. 4170. Stanford and Washington, D.C.: Stanford University Press and World Bank.
- Matsuyama, K. (1992). Increasing returns, industrialization, and indeterminacy of equilibrium. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106 (2), 617650.
- Mehlum, H., K. Moene and R. Torvik (2006). Institutions and resource curse. *The Economic Journal*, 116, 1-20.
- Owen, A.L., J. Videras and L. Davis (2009). Do all countries follow the same growth process? *Journal of Economic Growth*, 14, 265-286.
- Raddatz, Claudio (2007). Are external shocks responsible for the instability of output in low-income countries? *Journal of Development Economics*, 84 155187.
- Robinson, J. A., R. Torvik and T. Verdier (2006). The political foundations of the resource curse. *Journal of Development Economics*, 79, 447468.
- Sachs, J.D. and A.W. Warner (1995). Natural resource abundance and economic growth. National Bureau of Economic Research Working Paper series 5398, 1-47.
- Sachs, J. D. and A.M. Warner (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45 (2001), 827838.
- _____ (1999). The big push, natural resource booms and growth. *Journal of Development Economics*, 59, 43-76.
- Sala-i-Martin, X. and A. Subramanian (2003). Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria. National Bureau of Economic Research Working Paper no. 9804.
- Sala-i-Martin, X., G. Doppelhofer and R.I. Miller (2004). Determinants of long-term growth: a Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. *American Economic Review*, 94(4): 813835.
- Solow, Rober M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Tornell, A. and P.R. Lane (1999). The voracity effect. *American Economic Review*, 89, No.1, 2246.
- Treviño, J.P. (2011). Oil-price boom and real exchange rate appreciation: is there Dutch disease in the CEMAC? IMF Working Paper, 268.

Annexe

A1 : Dictionnaire des variables

N	Variable	Source	Description
1	PIB par habitant (log)	Banque mondiale IDM	PIB réel divisé par la population
2	Investissement (log)	Banque mondiale IDM	l'investissement est la formation brute de capital fixe
3	Inflation	Banque mondiale IDM	l'inflation est basée sur l'IPC
4	Ouverture	Banque mondiale IDM	part des exportations + importations par rapport au PIB
5	Stabilité du gouvernement	Guide international de risqué pays (ICRG), tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
6	Conflit interne	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
7	Conflit externe	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
8	Corruption	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
9	Militaire en politique	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
10	Religion en politique	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
11	Loi et ordre	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
12	Tensions ethniques	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
13	Légitimité démocratique	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
14	Qualité de la bureaucratie	ICRG, tableau 3B	Voir ICRG pour en savoir plus
15	Gouvernance	Calcul des auteurs	une variable fictive qui prend la valeur 1 si la somme de (5) à (14) est supérieur à 70, et 0 dans le cas contraire
16	Prix des produits de base	Conférence des Nations Unies sur le commerce et le développement	prix annuels des produits de base
17	Exportations de produits de base	Statistiques du commerce intégré mondiales – CTCL à deux chiffres ventilée sur quatre chiffres	exportations (en volume) de chaque produit (annuel) en pourcentage du total des exportations de 2000 à 2013.
18	Indice des prix des produits de base	Calcul des auteurs	moyenne pondérée des prix des produits de base de chaque pays déflaté par l'indice de la valeur unitaire des exportations des pays développés
19	Nombre moyen d'années d'études secondaires	Base de données de Barro et Lee	interpolation linéaire utilisée pour les données manquantes
20	Espérance de vie	Banque mondiale IDM	Voir Banque mondiale pour en savoir plus
21	Indice de la valeur unitaire des exportations des pays développés	CNUCED	Voir CNUCED pour en savoir plus

A2 : Liste des produits de base compris dans l'analyse

Produits agricoles	Bananes; orge; peaux; cacao; huile de noix de coco; café; coton; huile d'arachide; arachides; huile de lin; maïs; caoutchouc; huile d'olive; oranges; huile de palme; riz; agneau; huile de soja; graine de soja; huile de graines de tournesol; volaille; sucre et miel; thé; bois
Produits minéraux et naturels	Aluminium; fer à repasser; plomb; uranium; or; argent; zinc; cuivre
Produits énergétiques	Charbon; essence brute

Remarque : Nombre de produits utilisés : 35; nombre de pays : 43.

