

Croissance économique au sein de l'organisation africaine des producteurs de pétrole (APPO) : l'importance de la gouvernance

Hervé Daniel GBAME¹, Nibontenin SORO², Rodolph N'takpé BOUADI³

¹ UFR Sciences Economiques et de Gestion, Université Jean Lorougnon Guédé, Daloa, Côte d'Ivoire

² UFR Sciences Economiques et de Gestion, Université Jean Lorougnon Guédé, Daloa, Côte d'Ivoire

³ Département des Sciences Economiques et de Gestion, Institut universitaire d'Abidjan, Abidjan, Côte d'Ivoire

Résumé : Cette étude analyse empiriquement l'effet conjoint des rentes pétrolières et de la gouvernance sur la croissance économique des pays membres de l'APPO sur la période 1996-2023. Utilisant un modèle dynamique effets fixes (DFE) estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires corrigé des effets individuels, les résultats mettent en évidence un effet positif et significatif de la rente pétrolière sur la croissance économique à long terme. Toutefois, cette relation est conditionnée par la qualité de la gouvernance. Les résultats révèlent également un seuil du niveau de la corruption au-delà duquel la gouvernance améliore l'effet des rentes pétrolières sur la croissance économique. Ce seuil est de 0,92 pour l'ensemble des pays étudiés.

Dès lors, cette étude recommande, le renforcement des institutions de contrôle, la lutte effective contre la corruption, la transparence dans la gestion des revenus pétroliers, afin de transformer la rente pétrolière en un vecteur de croissance inclusive et soutenue.

JEL Classification : O40 ; Q32 ; O43 ; C23 ; O55

Mots-clés : Croissance économique ; Rentes pétrolières ; Gouvernance ; Modèle DFE ; Afrique.

Abstract: This study empirically analyzes the combined effect of oil revenues and governance on economic growth in APPO member countries over the period 1996–2023. Using a dynamic fixed-effects (DFE) model estimated by the ordinary least squares method adjusted for individual effects, the results highlight a positive and significant effect of oil rents on long-term economic growth. However, this relationship is contingent on the quality of governance. The results also reveal a threshold level of corruption beyond which governance enhances the effect of oil rents on economic growth. This threshold is 0.92 for all countries studied.

Consequently, this study recommends strengthening oversight institutions, effectively combating corruption, and ensuring transparency in the management of oil revenues in order to transform oil rents into a driver of inclusive and sustained growth.

JEL Classification : O40 ; Q32 ; O43 ; C23 ; O55

Keywords: Economic growth; Oil revenues; Governance; DFE model; Africa.

1. INTRODUCTION

L'Afrique est incontestablement riche en ressources naturelles. Avec une superficie d'environ 30,3 millions de kilomètres carrés, le continent couvre environ 6% de la surface du globe et un cinquième des terres émergées. Il compte environ 1,2 milliard d'habitants, soit près de 17% de la population mondiale,



répartis entre 54 États. La richesse de l'Afrique réside principalement dans son sol. Ce sol contient 24% des terres arables mondiales et plus de 60 types de minerais différents, ce qui représente un tiers des réserves minérales mondiales (IISD, 2019).

Malgré cette abondance, les pays africains restent parmi les plus pauvres du monde. Les revenus issus de l'exploitation des ressources n'ont pas conduit à une émergence économique significative. Cette situation contraste avec l'idée largement acceptée selon laquelle posséder des ressources naturelles est un avantage pour la croissance économique (Chalmin, 2000 ; Rostow, Walt W. 1960. ; Nurkse, 1953 ; Watkins, 1963). L'exemple des pays du Golfe est édifiant car ces pays ont connu une émergence économique grâce à l'exploitation de leurs ressources naturelles (Alkhatlan et al., 2013 ; Wright et Czelusta, 2002 ; Acemoglu et al., 2001). A contrario, les expériences en Afrique subsaharienne, comme celles du Nigeria, de la Sierra Leone et de la République Démocratique du Congo montrent que la possession de ressources naturelles peut être une "malédiction" plutôt qu'une bénédiction.

La littérature économique évoque la « malédiction des ressources » (Asiedu et al., 2021 ; Inuwa et al., 2022 ; Rodrik et al., 2003 ; Auty, 2001 ; Gylfason, 2001) dans la mesure où les matières premières entravent la croissance et leur développement économique. Selon la sphère monétaire, ce phénomène est aussi appelé syndrome hollandais. Il correspond à la situation où l'abondance de ressources naturelles entraîne une appréciation du taux de change, ce qui réduit la compétitivité des autres secteurs économiques.

Selon le rapport sur le développement en Afrique (2015), environ 47% du PIB des pays d'Afrique centrale provient des rentes des ressources naturelles, principalement du pétrole. En Afrique du Nord, ces rentes représentent 30,5% du PIB, dont 23,35% proviennent du pétrole. En Afrique de l'Ouest, elles représentent environ 7,5% du PIB régional, avec une contribution pétrolière de 13,29%. L'Afrique de l'Est est la région la moins dotée en ressources naturelles. Les liens entre les revenus pétroliers et la croissance économique sont étroits. Les rentes pétrolières moyennes des pays producteurs en Afrique ont diminué de 21,41% entre 2006 et 2010, à 14,92% entre 2011 et 2015, puis à 9,81% entre 2016 et 2020. Les taux de croissance moyens ont également chuté de 4,7% à 3,9%, puis à 0,93% sur les mêmes périodes.

Récemment, la situation de la gouvernance en Afrique, notamment dans les pays pétroliers, s'est détériorée à cause de la corruption, de l'instabilité politique et du terrorisme, affaiblissant ainsi la capacité des États à exploiter efficacement leurs ressources naturelles. Selon les données des Worldwide Governance Indicators (2023), l'indicateur de stabilité politique et d'absence de violence ou de terrorisme a chuté de -0,65 en 2009 à -0,98 en 2021.

Malgré ces défis, de nombreux pays en développement continuent d'espérer que l'exploitation des ressources naturelles stimulera leur croissance économique et réduira la pauvreté. L'espoir que le pétrole jouera un rôle particulièrement important dans les pays africains reste fort. L'hypothèse centrale de cette étude est qu'il existe une relation étroite entre les rentes pétrolières et la croissance économique des pays membres de l'Organisation Africaine des Producteurs de Pétrole (APPO). Plus précisément, la qualité de la gouvernance, lorsqu'elle est en interaction avec les revenus issus des ressources pétrolières, pourrait influencer la dynamique de croissance de ces économies. Dans cette optique, l'étude se propose d'analyser l'effet conjoint des rentes pétrolières et de la gouvernance sur la croissance économique au sein de l'espace APPO. Elle cherche à déterminer la nature du lien entre les revenus pétroliers et la croissance économique, à évaluer l'effet direct des rentes pétrolières sur la croissance économique, et à examiner comment la gouvernance peut en moduler les effets.

La suite de l'étude est organisée de la manière suivante. La section 2 propose une revue de la littérature. La section 3 présente la méthodologie et les variables utilisées pour conduire l'étude. Les résultats des

estimations sont analysés dans la section 4. Enfin, la section 5 conclut l'étude en soulignant les principaux résultats et en formulant des recommandations de politiques économiques.

2. REVUE DE LITTÉRATURE

L'Afrique se distingue par sa richesse en ressources naturelles, un facteur capital pour la création de richesse, cependant, les économistes restent divisés sur l'impact de cette abondance factorielle sur la performance économique. Cette section examine deux thèses opposées : la thèse pessimiste ou hétérodoxe (1.1) et l'optimiste ou orthodoxe (1.2).

2.1. La malédiction des ressources : effets pervers de la rente sur la croissance

Le débat sur la relation entre ressources naturelles et croissance économique remonte au 19^e siècle, mais il s'est véritablement intensifié entre les années 70-90 avec les travaux d'Auty et Warhurst (1993) et de Sachs et Warner, (2001 ; 1997 ; 1995) qui ont formalisé le concept de *resource curse* ou « malédiction des ressources ». Ces auteurs montrent, à partir d'analyses empiriques sur un large échantillon de pays, que la dépendance excessive aux ressources naturelles est souvent liée à une croissance économique plus lente. Autrement dit, loin d'être une bénédiction, l'abondance de ressources naturelles peut devenir un frein au développement, surtout lorsque les rentes générées ne sont pas efficacement gérées ni investies dans les secteurs productifs.

Deux principaux mécanismes explicatifs ressortent dans la littérature. D'une part, le syndrome hollandais, mis en évidence par Corden et Neary, (1982), décrit le processus par lequel les revenus tirés des ressources naturelles entraînent une appréciation du taux de change réel, rendant les autres secteurs exportateurs, notamment le secteur manufacturier, moins compétitifs. Cette désindustrialisation relative réduit la diversification économique et accroît la vulnérabilité aux chocs externes. D'autre part, la théorie institutionnelle de la malédiction des ressources souligne que la rente engendre des comportements de recherche de rente (*rent-seeking*), favorisant la corruption, le clientélisme et la mauvaise gouvernance.

Dans ce cadre, Henry (2019) observe que les pays riches en ressources naturelles, mais dotés d'institutions faibles, sont particulièrement exposés à des cycles économiques instables et à une mauvaise allocation des revenus tirés de l'exploitation des ressources. Il montre que la dépendance aux ressources a non seulement un effet négatif sur la croissance à long terme, mais réduit aussi la capacité des Etats à se redresser après un choc économique. Atangana (2019) va dans le même sens, en soulignant que la mauvaise gestion des rentes favorise la corruption, l'inefficacité administrative et la faiblesse de la régulation, autant de facteurs qui compromettent la performance économique et le bien-être collectif.

De nombreux travaux empiriques confirment cette thèse. Karabegović (2009) considère que la malédiction des ressources s'explique par des faiblesses institutionnelles et par l'incapacité des gouvernements à utiliser efficacement les rentes pour stimuler la productivité et réduire la pauvreté. Dans cet ordre d'idées, Ross (2001) et Asiamah et al. (2022) montrent que la mauvaise gouvernance des ressources naturelles favorise la corruption, la rente économique et les conflits sociaux, ce qui limite l'effet positif des ressources sur la croissance. Pour eux, une gouvernance faible accentue les risques liés à la dépendance aux ressources. De même, Collier et Goderis (2007) montrent que les booms des ressources naturelles tendent à provoquer une croissance temporaire suivie d'un ralentissement durable, en raison d'une dépendance accrue à la rente. Ces constats sont particulièrement marqués en Afrique, où la concentration du pouvoir, l'opacité dans la gestion publique et la faible diversification économique rendent les économies vulnérables.

Ainsi, la littérature économique met en évidence un paradoxe majeur à savoir que l'abondance de ressources naturelles, censée être un atout, devient souvent un handicap lorsque les institutions ne garantissent pas une gouvernance transparente et une allocation efficace des rentes.

2.2. Le rôle de la gouvernance et des institutions : vers une bénédiction conditionnelle des ressources

A partir des années 2000, la littérature a progressivement nuancé la vision pessimiste de la « malédiction des ressources » en soulignant le rôle déterminant des institutions et de la qualité de la gouvernance dans la transformation de la rente en moteur de croissance. Dans cette perspective, Mehlum et al. (2006) introduisent la distinction entre les économies dites *grabber friendly* – où les institutions encouragent les comportements de prédation – et les économies *producer friendly*, où les institutions favorisent les activités productives. Selon eux, les pays dotés en ressources naturelles en sont pas condamnés à la stagnation : leur trajectoire dépend de la capacité de leurs institutions à canaliser la rente vers l'investissement productif plutôt que vers la recherche de rente.

Sur cette base, Ebeke et al. (2015) approfondissent le rôle de la gouvernance en étudiant comment la dépendance aux ressources influence l'allocation des talents. Ils montrent que, dans les contextes institutionnels corrompus, la rente détourne les compétences vers des activités improductives plutôt que vers l'innovation et l'entrepreneuriat. En revanche, lorsque la gouvernance est efficace – caractérisée par une bonne régulation, une faible corruption et une administration performante – la rente peut être utilisée pour financer l'éducation, les infrastructures et la diversification productive, favorisant ainsi une croissance inclusive.

Les travaux de Brunnschweiler (2008) et de Brunnschweiler et Bulte (2008) viennent confirmer cette hypothèse institutionnelle. Selon ces auteurs, la qualité des institutions, jouent un rôle central dans la transformation de la richesse en ressources en un levier de développement. Leur analyse montre qu'il existe une relation positive entre l'abondance en ressources et la croissance dès que les institutions sont solides. Ces résultats suggèrent que la « malédiction des ressources » n'est pas inhérente aux ressources elles-mêmes, mais à la mauvaise gouvernance et aux structures politiques qui en découlent. Dans cet ordre d'idées, on peut aussi citer les travaux de (Kansheba et Marobhe, 2022 ; Mehlum et al., 2006 ; Tsani, 2013) qui montrent que des institutions solides – caractérisées par la transparence, la responsabilité, la protection des droits de propriété et la lutte contre la corruption – permettent de transformer les revenus issus des ressources naturelles en investissements productifs et en croissance soutenue.

Par ailleurs, Shaxson (2007) et Wantchekon et Jensen (2000) étendent le débat à la dimension politique et démocratique. Ils démontrent que l'abondance en ressources naturelles peut freiner la consolidation démocratique et renforcer les régimes autoritaires, en particulier en Afrique subsaharienne. Ces auteurs montrent que les pays riches en ressources (comme le Nigeria ou le Gabon) ont plus de difficultés à instaurer des mécanismes de redevabilité et de transparence que les pays pauvres en ressources (comme le Bénin ou le Mali). Ce lien entre rente et gouvernance politique explique en partie pourquoi les booms pétroliers produisent souvent une croissance éphémère, suivie de crises institutionnelles et de tensions sociales.

En somme, la littérature récente met en évidence une vision conditionnelle de la relation entre ressources naturelles et croissance économique. Les ressources peuvent constituer soit une malédiction, soit une bénédiction, selon la qualité de la gouvernance et la solidité des institutions.

Les études antérieures apportent un éclairage utile sur le lien entre ressources naturelles et performance économique, mais leurs conclusions demeurent contrastées. Elles ne permettent pas d'établir avec

certitude si la découverte de ressources favorise ou freine la croissance. Ces divergences justifient une analyse approfondie du rôle de la gouvernance dans la relation entre rentes pétrolières et croissance au sein des pays membres de l'Organisation Africaine des Producteurs de Pétrole (APPO).

3. METHODOLOGIE

Cette section est d'une part consacrée à la spécification du modèle de l'étude. Et d'autre part à la présentation des données suivie de la définition des variables utilisées.

3.1. Spécification du modèle de l'étude

Le modèle à estimer pour analyser les effets de la qualité des institutions dans la relation entre ressources pétrolières et croissance économique dans les pays membres de l'APPO est inspiré des travaux de Ekodo et Ndam (2019) et se présente comme suit :

$$\ln Y_{it} = \beta \ln Y_{it-1} + \alpha_1 \ln RPETRO_{it} + \alpha_2 \ln KH_{it} + \alpha_3 \ln Kphy_{it} + \alpha_4 \ln OUV_{it} + \alpha_5 SP_{it} + \alpha_6 CC_{it} + \eta_i + \varepsilon_t + u_{it} \quad (1)$$

$\ln Y_{it}$, la variable dépendante est le taux de croissance du PIB réel par tête. Les variables explicatives sont : le logarithme du PIB retardé $\ln Y_{it-1}$, la dotation en ressources pétrolières ($\ln RPETRO_{it}$), le logarithme du capital humain ($\ln KH_{it}$), le logarithme du capital physique ($\ln Kphy_{it}$), le logarithme de l'ouverture commerciale ($\ln OUV_{it}$), la stabilité politique (SP_{it}) et le contrôle de la corruption (CC_{it}). η_i représente l'effet spécifique pays qui permettent de capter l'effet des facteurs non observés propres à chaque pays ; ε_t est l'effet spécifique temporel, qui permet de capter les chocs temporels qui affectent le niveau de l'output ; u_{it} les termes d'erreur qui prennent en compte les variables omises dans le modèle bien que susceptible d'expliquer la croissance économique. $\beta, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$ et α_7 sont les paramètres à estimer. β mesure la convergence des économies.

Contrairement aux travaux de Ekodo et Ndam (2019), notre modèle intègre la qualité des institutions étant donné que des auteurs affirment de plus en plus dans la littérature économique que le lien entre la croissance économique et les ressources naturelles dépend du niveau de qualité institutionnelle surtout dans les PED. Ainsi, notre modèle sera donc spécifié de la manière suivante :

$$Y_{it} = \beta Y_{it-1} + \alpha_1 RPETRO_{it} + \alpha_2 CC_{it} + \alpha_3 RPETRO_{CC_{it}} + \alpha_4 Khum_{it} + \alpha_5 Kphy_{it} + \alpha_6 INF_{it} + \alpha_7 OUV_{it} + \eta_i + \varepsilon_t + u_{it} \quad (2)$$

En exprimant certaines variables en logarithme, le modèle se présente sous la forme suivante :

$$\ln Y_{it} = \beta \ln Y_{it-1} + \alpha_1 \ln RPETRO_{it} + \alpha_2 \ln CC_{it} + \alpha_3 \ln RPETRO_{CC_{it}} + \alpha_4 \ln Khum_{it} + \alpha_5 \ln Kphy_{it} + \alpha_6 \ln INF_{it} + \alpha_7 \ln OUV_{it} + \eta_i + \varepsilon_t + u_{it} \quad (3)$$

$\ln Y$, la variable dépendante est le PIB réel par tête. Les variables explicatives sont : le logarithme du PIB retardé ($\ln Y_{it-1}$), la dotation en ressources pétrolières ($\ln RPETRO_{it}$); CC la variable de contrôle de la corruption dans le pays donné, la variable d'interaction entre ressources pétrolières et la variable de contrôle de corruption ($\ln RPETRO_{CC_{it}}$), le logarithme du capital humain ($\ln Khum_{it}$), le logarithme du capital physique ($\ln Kphy_{it}$), le logarithme de l'ouverture commerciale ($\ln OUV_{it}$).

η_i représente l'effet spécifique pays permettant de capter l'effet des facteurs non observés ; ε_t est l'effet spécifique temporel, qui permet de capter les chocs temporels qui affectent le niveau de l'output ; u_{it} le terme d'erreur. $\beta, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$ et α_7 sont les paramètres à estimer. β mesure la convergence des économies.

Dans le modèle ci-dessus, le terme interactif entre variable de corruption et ressources pétrolières nous permet de tester si le niveau de la corruption joue un rôle de catalyseur dans la relation entre ressources pétrolières et croissance économique. Cela nous permet de voir dans quelle mesure la corruption, affecte

l'impact du des ressources pétrolières sur la croissance à long terme ce qui nous permet d'envisager un effet seuil.

Ainsi, nous dégagons à partir de la relation (3), un effet marginal des ressources pétrolières se présentant comme suit :

$$\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln RPETRO_{it}} = \alpha_1 + \alpha_3 CC_{it} \quad (4)$$

Cette équation (4) montre que l'effet marginal des ressources pétrolières sur la croissance dépend du niveau de la corruption. On s'attend à ce que le niveau de la corruption améliore l'effet marginal des ressources pétrolières, ce qui devrait mener à un coefficient $\alpha_3 > 0$.

L'approche courante, dans les études empiriques, pour tester l'existence d'un effet non linéaire consiste à examiner le signe et la significativité statistique du coefficient d'interaction α_3 . Ainsi nous distinguons trois cas de figure :

- Si α_1 et α_3 sont tous positifs (respectivement négatifs), alors les ressources pétrolières ont un effet positif (respectivement négatif) sur l'activité économique, et le niveau de la corruption affecte favorablement (respectivement aggrave) cet impact.
- Si $\beta_1 > 0$ et $\beta_3 < 0$, les ressources pétrolières ont un effet positif sur la croissance économique mais le niveau de la corruption réduit cet impact.
- Si $\alpha_1 < 0$ et $\beta_3 > 0$, les ressources pétrolières ont un effet négatif sur la croissance économique mais le niveau de la corruption atténue cet impact négatif.

Avec la condition du coefficient $\beta_3 > 0$, nous déduisons un niveau seuil du niveau de corruption acceptable à partir duquel les ressources pétrolières accélèrent la croissance réelle :

$$\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln RPETRO_{it}} = \alpha_1 + \alpha_3 CC_{it} \geq 0 \Rightarrow CC_{it}^* \geq \frac{-\alpha_1}{\alpha_3} \quad (5)$$

Toutefois, il serait erroné de croire que pour toute valeur supérieure à ce seuil, l'effet marginal est positif et significatif. En effet, l'approche classique qui consiste à baser l'inférence sur le seul coefficient d'interaction α_3 est peu rigoureuse voire erronée, car elle ignore la covariance entre les coefficients α_1 et α_3 . Pour contourner ce problème, nous devons calculer l'écart-type de l'effet marginal conditionnel de la ressource pétrolière sur la croissance. La formule de calcul est inspirée des travaux de Kehu (2012) et se présente comme suit :

$$\sigma\left(\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln RPETRO_{it}}\right) = \sqrt{\text{var}(\alpha_1) + CC_{it}^2 \cdot \text{var}(\alpha_3) + 2CC_{it} \cdot \text{cov}(\alpha_1; \alpha_3)} \quad (6)$$

3.2. Présentation des données et définition des variables

A Les données utilisées dans cette étude couvrent dix (10) des dix-huit (18) pays de l'APPO pour la période allant de 1996 à 2023. Deux principales sources de données ont été utilisées. Les données ont été extraites de la base de données en ligne de la Banque Mondiale (WDI, 2025) et de Worldwide Governance Indicators (WGI, 2025). Le tableau 1 fait la synthèse des variables du modèle et les signes attendus.

Tableau 1 : Variables, sources et signes attendus

Variable	Définition	Source	Signe Attendu
----------	------------	--------	---------------

PIB réel par habitant (<i>PIBT</i>)	Il illustre l'importance de l'activité économique d'un pays et donne une idée sur le niveau de vie des habitants et donc au niveau de développement d'un pays.	WDI (2025)	
Ressources pétrolières (<i>RPETRO</i>)	Les ressources pétrolières désignent les revenus générés par les activités d'exploration, d'extraction, de production, d'exploitation et de vente de pétrole. Il s'agit notamment des bénéfices réalisés par les compagnies pétrolières, mais aussi des impôts et taxes perçus par les gouvernements sur les profits et les revenus liés à l'industrie pétrolière. Elle est calculée via le rapport de la rente pétrolière sur le PIB.	WDI (2025)	(+)
Variable de gouvernance (<i>CC</i>)	Elle est représentée par le Contrôle de la Corruption et mesure la capacité d'un pays à garantir la bonne gouvernance, la transparence et l'efficacité des politiques publiques. En outre, elle permet d'apprécier le pouvoir des institutions à encadrer la gestion des ressources pétrolières et prévenir les dérives liées à la rente. Elle permet de déterminer le niveau de la corruption acceptable jouant un rôle de catalyseur dans la relation ressources pétrolières et croissance économique.	WGI (2025)	(+/-)
Variable d'interaction (<i>RPETRO_CC</i>)	Variable d'interaction entre institution (Contrôle de Corruption) et ressources pétrolières pour capter l'effet conjoint desdites variables sur la croissance économique. Mieux, elle permet de tester si l'effet des ressources pétrolières sur la croissance économique dépend du niveau de la qualité des institutions.	WDI (2025) et WGI (2025)	(+/-)
Ouverture commerciale (<i>Ouv</i>)	L'ouverture commerciale d'un pays mesure le degré d'intégration d'une économie dans le commerce international. Elle reflète l'importance des échanges extérieurs dans l'activité économique globale. Elle s'obtient par le ratio exportations + importations sur le PIB.	WDI (2025)	(+/-)
Investissement en Capital Humain (<i>Khum</i>)	Elle reflète l'investissement dans la formation et la qualification de la population, facteur essentiel pour la transformation des ressources naturelles en croissance durable. Elle sera mesurée par le taux de scolarisation au secondaire. L'accumulation de ce dernier est une source de croissance conformément aux théoriciens de la croissance endogène (Lucas, 1988).	WDI (2025)	(+)
Investissement en Capital physique (<i>Kphy</i>)	La Formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB représente notre variable d'investissement. En effet, l'investissement crée l'emploi, stimule l'innovation, la productivité et par conséquent favorise la croissance économique.	WDI (2025)	(+)
Taux d'inflation (<i>INFL</i>)	Indicateur économique qui mesure la variation moyenne des prix des biens et services dans une économie sur une période donnée. Il est généralement exprimé en pourcentage et calculé en comparant l'indice des prix à deux moments différents, par exemple d'une année à l'autre.	WDI (2025)	(-)

Source : Auteurs, à partir des données de WDI (2025) et WGI (2025).

4. RESULTATS

Cette section présente successivement les résultats des tests économétriques préliminaires dans un premier temps, puis les résultats des estimations et discussions.

Le résumé des statistiques descriptives est présenté en annexe dans le Tableau A1. De même, l'analyse de la multicollinéarité y est présentée à travers la matrice de corrélation partielle et le test VIF respectivement dans les Tableaux A2 et A3.

4.1. Test d'existence des spécificités temporelles et individuelles

Lorsque l'on considère les données de panel, la toute première chose à vérifier est la spécification homogène ou hétérogène du processus générateur des données. Sur le plan économétrique, cela revient à tester l'égalité des coefficients du modèle étudié dans la dimension individuelle.

Sur le plan économique, les tests de spécification reviennent à déterminer si l'on est en droit de supposer que le modèle théorique étudié est parfaitement identique pour tous les individus du panel, ou au contraire s'il existe des spécificités propres à chaque individu.

Pour la vérification de l'existence des effets individuels nous avons mis en œuvre le test d'existence des effets spécifiques de Fisher dont l'hypothèse nulle repose sur l'homogénéité des effets individuels. Les résultats du test sont présentés en annexe dans le Tableau A4. A la suite de ce test, un test de Hausman a été également effectué afin de choisir entre le modèle à effets aléatoires ou à effets fixes (voir tableau A5).

4.2. Analyse de l'indépendance interindividuelle

Avant de procéder aux tests de racine unitaire des variables, un test de dépendance interindividuelle est effectué. L'objectif d'un tel test est d'identifier la dépendance entre les individus du panel. Pour tester cette dépendance entre les individus du panel, nous avons le choix entre deux tests à savoir le test de Breusch et Pagan (1980) et celui de Pesaran (2004). Dans cette étude, nous nous appuyons sur le test de dépendance interindividuelle du Multiplicateur de Lagrange développé par Breusch-Pagan au détriment de celui développé par Pesaran dans la mesure où notre panel présente une dimension temporelle supérieure à la dimension individuelle. Le test de dépendance interindividuelle permet de choisir les tests de racine unitaire les mieux adaptés à notre modèle d'étude.

Les hypothèses du test se présentent comme suit :
$$\begin{cases} H_0 = \text{Indépendance} \\ H_1: \text{Dépendance} \end{cases}$$

Les résultats de ce test sont présentés au Tableau A6 en annexe confirment la dépendance des individus de notre panel. Il convient par conséquent d'effectuer les tests de racine unitaire de seconde génération.

4.3. Tests de racine unitaires pour panel

Pour tester l'existence d'une racine unitaire dans les séries, nous utilisons conformément au résultat du test de dépendance interindividuelle, les tests de seconde génération à savoir les tests de Pesaran (2003) et Pesaran (2007). L'hypothèse nulle de ces tests suppose que toutes les séries sont non stationnaires. Les résultats de ces tests présentés dans le Tableau 2.

Tableau 2: Les résultats des tests de racine unitaire de Pesaran (2003) et Pesaran (2007)

Variables	Niveau		Différence première		Décision
	Pesaran (2003)	Pesaran (2007)	Pesaran (2003)	Pesaran (2007)	
ln_PIB	-2,588*** (0,003)	-2,700*** (0,003)	-	-	I(0)
ln_RPETRO	-1,526 (0,777)	0,762 (0,777)	-3,978*** (0,000)	-7,231*** (0,000)	I(1)
CC	-2,153 (0,100)	-1,228 (0,100)	-4,069*** (0,000)	-7,527*** (0,000)	I(1)
ln_RPETRO_CC	-2,995**	-1,745**	-	-	I(0)

ln_Khum	(0,040) -1,774 (0,482)	(0,040) -0,046 (0,482)	-4,054*** (0,000)	-7,478*** (0,000)	I(1)
ln_Kphy	-2,319** (0,034)	-1,824** (0,034)	-	-	I(0)
INF	-5,139*** (0,000)	-11,015*** (0,000)	-	-	I(0)
ln_Ouv	-2,507*** (0,007)	-2,434*** (0,007)	-	-	I (0)

Note : (NS) Non stationnaire, (*) Significativité à 10%, (**) Significativité à 5% et (***) Significativité à 1%

Source : Calculs des auteurs à partir des données WDI (2025) et WGI (2025)

Les résultats des tests de racine unitaire en panel sont concordants et montrent que trois (03) variables sont intégrées d'ordre un tandis que cinq (05) autres sont stationnaires à niveau c'est-à-dire I (0).

4.4. Analyse de la cointégration et choix du modèle à correction d'erreur

Avant l'estimation du modèle dynamique à effets fixes (DFE), il est indispensable de vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle. En effet, la présence de variables intégrées I(0) et I(1) rend les tests de cointégration classiques (Kao 1999 ; Pedroni 1999) inappropriés. On note que ces tests exigent que toutes les variables soient intégrées du même ordre.

Dans ce contexte, le test de cointégration aux bornes connu sous le nom de *Bound test* (Pesaran et al., 2001) apparaît comme une approche plus flexible et robuste. C'est un test qui, développé dans le cadre de la méthodologie ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*), présente l'avantage d'être appliqué indépendamment de l'ordre d'intégration des séries qu'elles soient I(0), I(1) ou mutuellement intégrées. On note toutefois que cette approche ne s'applique pas si les variables sont intégrées d'un ordre supérieur à 1.

Dans le cas de notre étude, la présence d'une dépendance interindividuelle des individus du panel rend difficilement applicable le test de cointégration aux bornes. En effet, la dépendance remet en cause l'hypothèse d'indépendance des individus du panel, qui sous-tend l'utilisation des tests classiques évoqués plus haut. Pour contourner ce problème, les tests de cointégration de Westerlund (2007) ou de Westerlund et Edgerton (2007) ont été proposées. Ces sont des tests qui tiennent compte de la dépendance interindividuelle et les rend donc robustes. Nous utilisons donc le test de cointégration de Westerlund (2007) dont les résultats sont donnés en annexe.

Dans la présente étude, compte tenu de la structure de notre panel, nous allons privilégier l'approche *Dynamic Fixed Effect* (DFE) qui dérive du modèle PMG-ARDL (*Pooled Mean Group*) de Pesaran et al. (2001). Cette méthode repose sur l'hypothèse d'une relation de long terme homogène entre les individus du panel, tout en permettant les dynamiques de court terme spécifique à chaque individu. Le modèle se présente alors comme suit :

$$\Delta \ln PIB_{it} = \alpha_i + \delta (\ln PIB_{i,t-1} - \beta_1 \ln RPETRO_{i,t-1} - \beta_2 CC_{i,t-1} - \beta_3 \ln RPETRO_CC_{i,t-1} - \beta_4 \ln Khum_{i,t-1} - \beta_5 \ln Kphy_{i,t-1} - \beta_6 INF_{i,t-1} - \beta_7 \ln OUV_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta \ln PIB_{i,t-j} + \sum_{k=1}^7 \sum_{j=0}^{q-1} \psi_{kj} \Delta X_{k,i,t-j} + u_{it} \quad (7)$$

Avec X_k avec $k = \{1, 2, \dots, 7\}$ représentant respectivement $\ln RPETRO$, CC , $\ln RPETRO_CC$, $\ln Khum$, $\ln Kphy$, INF et $\ln OUV$.

α_i : effet fixe spécifique à l'individu i

δ : coefficient du terme de correction d'erreur (ECM)

β_k : coefficient de long terme (homogène sous DFE)

$\lambda_j; \psi_{kj}$: coefficients de court terme

$p; q$: nombre de retard optimal

Le point suivant met en évidence les résultats de nos estimations.

4.5. Résultats des estimations et discussion

Le tableau 3 ci-dessous présente les résultats du modèle dynamique à effets fixes (DFE) pour examiner à la fois les relations de long terme et de court terme entre l'indicateur de croissance ($\ln PIB$) et les variables explicatives du modèle dont les principales sont les ressources pétrolières ($\ln RPETRO$), l'indice du niveau de la Corruption (CC) et l'interaction entre ressource pétrolière et la corruption ($\ln RPETRO_CC$). Pour mieux apprécier le phénomène étudié, deux spécifications ont été estimées. Le modèle (1) est sans interaction tandis que le modèle (2) intègre l'effet de l'interaction entre ressources pétrolières et corruption.

Tableau 3: Résultats des régressions

	(1)	(2)
Dynamique de long terme		
$\ln_RPETRO$	0,570*** (7,05)	0,294* (2,35)
CC	0,352 (1,20)	8,524** (2,75)
$\ln_KHUM$	-0,00242 (-0,01)	-0,00883 (-0,03)
$\ln_KPHY$	0,0252 (0,16)	-0,0252 (-0,16)
INF	0,00823 (0,76)	0,0100 (0,96)
$\ln_OUV$	0,0769 (0,26)	0,0443 (0,16)
$\ln_RPETRO_CC$		-0,319** (-2,64)
Dynamique de court terme		
ECT	-0,172*** (-6,11)	-0,175*** (-6,00)
$D.\ln_RPETRO$	0,163*** (7,07)	0,115*** (3,39)
$D.CC$	0,0713 (0,76)	1,462 (1,72)
$D.\ln_KHUM$	-0,0210 (-0,16)	-0,130 (-0,96)
$D.\ln_KPHY$	0,177*** (4,76)	0,182*** (5,01)
$D.INF$	-0,00189 (-1,53)	-0,00210 (-1,74)
$D.\ln_OUV$	-0,471*** (-8,49)	-0,465*** (-8,56)
$D.\ln_RPETRO_CC$		-0,0524 (-1,62)

cons	-1,224*** (-3,53)	0,0441 (0,08)
N	280	280

Note : *t* statistics in parentheses et * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : Calculs des auteurs à partir des données WDI (2025) et WGI (2025)

Les résultats des estimations de long terme montrent que les revenus pétroliers affectent positivement et significativement la croissance économique des pays de l'APPO. Dans le modèle (1), les rentes pétrolières exercent un effet positif et significatif sur la croissance économique au seuil de 1%. Ce résultat confirme l'hypothèse selon laquelle les revenus issus des ressources naturelles constituent un moteur de la croissance dans les économies à forte dotation pétrolière. Autrement dit, une hausse de 1% de la rente pétrolière se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation du PIB réel de 0,57% dans les pays de l'APPO. Ce constant est cohérent avec les travaux de Ekodo et Ndam (2019), de Alkathlan et Khalid (2013) et de Alexeev and Conrad (2009), qui soulignent l'importance des rentes pétrolières dans le financement de l'investissement et des infrastructures, qui en retour impulsent la croissance (Carbonnier, 2007).

Toutefois, la prise en compte du terme d'interaction entre les ressources pétrolières et la corruption ($\ln RPETRO_CC$) dans modèle (2) modifie sensiblement cette relation. En effet, l'on note que la variable d'interaction présente un effet marginal négatif (-0,32) et significatif avec simultanément un coefficient positif et significatif des ressources pétrolières ($\ln RPETRO$) même si ce coefficient diminue à 0,29 par rapport au modèle (1). Ces résultats suggèrent que le niveau de la corruption dans les pays de l'APPO contribue à réduire l'effet positif des rentes pétrolières sur la croissance économique à long terme. Autrement dit, plus le niveau de corruption est élevé, plus la contribution de la rente pétrolière au PIB se réduit. Nous notons par exemple que dans la relation de long terme, qu'une hausse de 1% des rentes pétrolières sur la croissance économique est susceptible d'être atténuée à près de 0,32% par le niveau de la corruption dans les pays APPO. Ce résultat corrobore la thèse de la « malédiction des ressources naturelles ou le *resource curse* », selon laquelle l'abondance en ressources peut freiner la croissance lorsque les institutions sont faibles (Sachs et Warner, 1995 ; Auty, 2001 ; Rodrik et al., 2003). Nos résultats sont conformes à ceux de Antonakakis et al. (2017) ; Alexeev et Conrad (2011) et Amri et Oukaci (2020), selon lesquels la qualité des institutions détermine la capacité des pays dotés en ressources à transformer la rente en croissance durable. Nous déduisons de ce résultat, un seuil du niveau de la corruption en dessous duquel la corruption réduirait l'effet positif de la rente pétrolière sur la croissance économique dans lesdits pays. Ainsi, ce seuil s'obtient par le calcul suivant :

$$\frac{\partial \ln PIB_{it}}{\partial \ln RPETRO_{it}} = \alpha_1 + \alpha_3 CC_{it} \geq 0 \Rightarrow CC_{it}^* \geq \frac{-0,294}{-0,319}$$

$$\Rightarrow CC_{it}^* \geq 0,92$$

Il existe donc un seuil en dessous duquel la corruption réduit l'effet positif de la rente pétrolière sur la croissance économique. Ce seuil du niveau de la corruption est de 0,92 et est significatif au seuil de 5% (voir annexe 2).

En Afrique, la corruption demeure un facteur caractéristique de l'environnement institutionnel. La plupart des pays pétroliers africains sont encore caractérisés par des déficits de gouvernance en matière économique et politique. Selon le classement de *Transparency International* (2023), la plupart des pays africains stagnent, et le score global de la région reste faible (en dessous de la moyenne 50). Par exemple, les notes en 2023 du Nigeria (25), de l'Algérie (36), du Gabon (28), de l'Egypte (35), de la Cote d'Ivoire (40), de la RD Congo (20) et du Congo Brazza (22) prouvent que la corruption est la version Africaine de la solidarité. Quant à l'indice du Contrôle de Corruption, tous les pays dans notre échantillon sont

caractérisés par de faibles scores compris entre 0 et -2,5 témoignant de l'intensité des réformes à opérer au niveau institutionnel. On note que l'Afrique du Sud qui avait un score au-dessus de 0 les années précédant 2010 est tombée dans la zone de faible qualité institutionnelle à partir de 2011.

Parallèlement à ces résultats, le tableau 3 révèle également au niveau du modèle (2), que la variable de corruption (CC) devient positive et significative. En effet, un climat institutionnel captée par la variable (CC) exerce un effet positif et significatif sur la croissance économique à long terme. Ces résultats vont dans le sens des travaux de Mehlum et al. (2006) et Bhattacharyya et Hodler (2010), selon lesquels la qualité des institutions conditionne la transformation des rentes pétrolières en croissance soutenable. Autrement dit, lorsque la corruption est maîtrisée voire se réduit, la gestion des rentes pétrolières devient plus transparente, et les retombées économiques sont plus importantes. Cependant, l'effet négatif et significatif de l'interaction rente pétrolière-corruption confirme comme nous l'avons dit auparavant que, dans un contexte de forte rente, la corruption tend à neutraliser ces bénéfices, validant ainsi la thèse d'une « malédiction des ressources naturelles ».

Les résultats de court terme montrent que les coefficients du terme de correction d'erreur dans les modèles (1) et (2) sont respectivement (-0,172 et -0,175) et sont significatifs au seuil de 1%. Ce signe confirme l'existence d'un mécanisme de rappel vers l'équilibre de long terme. En effet, un peu plus de 17% du déséquilibre du PIB par rapport à sa trajectoire de long terme est corrigé chaque année au niveau de chaque modèle. C'est un résultat qui valide l'hypothèse de cointégration entre les variables et atteste de la stabilité du modèle DFE.

La variable représentant les rentes pétrolières (*DlnRPETRO*) conserve un effet positif et significatif au seuil de 1% sur la croissance économique dans les modèles (1) et (2) respectivement de 0,163 et 0,115. Cela montre que les variations conjoncturelles des rentes pétrolières influencent immédiatement la croissance économique, ce qui traduit la forte dépendance de l'activité économique à la fluctuation des prix du pétrole.

Par ailleurs, les résultats montrent que le capital physique (*DlnKphy*) contribue positivement et significativement à la croissance économique à court terme (0,18), suggérant que les investissements matériels constituent un levier immédiat d'expansion du PIB.

En revanche, l'ouverture commerciale (*DlnOuv*) affiche un effet négatif (-0,47) et signification au seuil de 1%, indiquant qu'une augmentation rapide du commerce sur l'extérieur pourrait initialement déstabiliser la production intérieure, notamment dans les économies où la compétitivité industrielle demeure faible ou dépendante des importations. Ce résultat va dans le sens des travaux de certains auteurs comme (Cooke 2010 ; Hausmann et al., 2006 ; Jafari et al. 2012) qui continuent de penser que l'ouverture accrue des échanges peut avoir un impact négatif sur la croissance économique des pays qui se spécialisent dans la production de produits primaires comme les PED.

5. CONCLUSION

La préoccupation majeure de cette étude était d'analyser le rôle de la qualité de la gouvernance dans l'analyse de la relation entre les revenus issus des ressources pétrolières (rentes pétrolières) et la croissance économique dans les pays de l'APPO. L'étude empirique s'est appuyée sur un échantillon de 10 pays de l'APPO (Organisation Africaine des Producteurs de Pétrole) sur la période de 1996 à 2023. Les données utilisées proviennent de la Banque Mondiale (WDI, 2025) et de Worldwide Governance Indicators (WGI, 2025). Sur le plan méthodologique, un modèle dynamique à effets fixes (DFE) a été mobilisé et estimé sur la période de l'étude.

Les résultats mettent en évidence un effet positif et significatif de la rente pétrolière sur la croissance économique à long terme, suggérant que les ressources pétrolières peuvent constituer un levier de croissance lorsque leur gestion est efficiente. Toutefois, cette relation est conditionnée par la qualité de

la gouvernance. Les résultats révèlent également un seuil du niveau de la corruption au-delà duquel la gouvernance améliore l'effet des rentes pétrolières sur la croissance économique. Ce seuil du niveau de corruption est de 0,92 pour l'ensemble des pays étudié.

Ces résultats confirment la thèse selon la gouvernance constitue un mécanisme clé de transmission entre rentes pétrolières et croissance économique, en réduisant les comportements rentiers et les inefficiences institutionnelles. Dès lors, les politiques économiques dans les pays membres de l'APPO devraient s'orienter vers le renforcement des institutions de contrôle, la lutte effective contre la corruption, la transparence dans la gestion des revenus pétroliers, afin de transformer la rente pétrolière en un vecteur de croissance inclusive et soutenue.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Acemoglu D., Johnson S., Robinson J., 2001, The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation, *American Economic Review* 91(5):1369–1401.
- [2] Alexeev M., Conrad R., 2009, The Elusive Curse of Oil, *The Review of Economics and Statistics* 91(3): 586–98.
- [3] Alexeev M., Conrad R., 2011, The Natural Resource Curse and Economic Transition, *Economic Systems* 35(4): 445–61.
- [4] Alkhatlan K., Javid M., 2013, Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Saudi Arabia: An aggregate and disaggregate analysis, *Energy policy*, 62, 1525-1532.
- [5] Amri K., Oukaci K., 2020, Etude de l'interaction Entre Les Ressources Pétrolières, La Gouvernance et La Croissance Économique Dans l'Association Des Producteurs de Pétrole Africains (APPA).
- [6] Antonakakis Nikolaos., Cunado J., Filis G., Perez de Gracia F., 2017, Oil Dependence, Quality of Political Institutions and Economic Growth: A Panel VAR Approach, *Resources Policy* 53:147–63.
- [7] Asiamah O., Agyei S.K., Bossman A., Agyei E.A., 2022, Natural Resource Dependence and the Dutch Disease: Evidence from Sub-Saharan Africa, *Resources Policy* 79:103042.
- [8] Asiamah O., Agyei S.K., Bossman A., Agyei E.A., Asucam J., Arku-Asare M., 2022, Natural Resource Dependence and Institutional Quality: Evidence from Sub-Saharan Africa, *Resources Policy* 79:102967.
- [9] Acemoglu D., Johnson S., Robinson J., 2001, The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation, *American Economic Review* 91(5):1369–1401.
- [10] Alexeev M., Conrad R., 2009, The Elusive Curse of Oil, *The Review of Economics and Statistics* 91(3): 586–98.
- [11] Alexeev M., Conrad R., 2011, The Natural Resource Curse and Economic Transition, *Economic Systems* 35(4): 445–61.
- [12] Alkhatlan K., Javid M., 2013, Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Saudi Arabia: An aggregate and disaggregate analysis, *Energy policy*, 62, 1525-1532.
- [13] Amri K., Oukaci K., 2020, Etude de l'interaction Entre Les Ressources Pétrolières, La Gouvernance et La Croissance Économique Dans l'Association Des Producteurs de Pétrole Africains (APPA).
- [14] Antonakakis Nikolaos., Cunado J., Filis G., Perez de Gracia F., 2017, Oil Dependence, Quality of Political Institutions and Economic Growth: A Panel VAR Approach, *Resources Policy* 53:147–63.
- [15] Asiamah O., Agyei S.K., Bossman A., Agyei E.A., 2022, Natural Resource Dependence and the Dutch Disease: Evidence from Sub-Saharan Africa, *Resources Policy* 79:103042.
- [16] Asiamah O., Agyei S.K., Bossman A., Agyei E.A., Asucam J., Arku-Asare M., 2022, Natural Resource Dependence and Institutional Quality: Evidence from Sub-Saharan Africa, *Resources Policy* 79:102967.
- [17] Asiedu B.A., Abisola A.H., & Murad A.B., 2021, Renewable Energy, Non-Renewable Energy, and Economic Growth: Evidence from 26 European Countries, *Springer* 28(9):11119–28.
- [18] Auty R., 2001, The Political Economy of Resource-Driven Growth, *ElsevierRM AutyEuropean Economic Review*, 2001, Elsevier.
- [19] Auty R., Warhurst A., 1993, Sustainable Development in Mineral Exporting Economies, *Resources Policy* 19(1) :14–29.
- [20] Bhattacharyya S., Hodler R., 2010, Natural Resources, Democracy and Corruption, *European Economic Review* 54(4) :608–21.

- [21] Breusch T. S., Pagan A.R., 1980, The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics, *The Review of Economic Studies* 47(1) :239–53.
- [22] Brunnschweiler C.N., 2008, Cursing the Blessings? Natural Resource Abundance, Institutions, and Economic Growth, *World Development* 36(3) :399–419.
- [23] Brunnschweiler C.N., Bulte E.H., 2008, The Resource Curse Revisited and Revised: A Tale of Paradoxes and Red Herrings, *Journal of Environmental Economics and Management* 55(3):248–64.
- [24] Chalmin P., 2000, Géopolitique des ressources naturelles: prospective 2020, *Ramses*, 91-102.
- [25] Collier P., Goderis B., 2007, Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum.
- [26] Cooke D., 2010, Openness and Inflation, *Journal of Money, Credit and Banking* 42(2–3) :267–87.
- [27] Corden W.M., Neary J.P., 1982, Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy, *Academic.Oup.Com* WM Corden, JP Neary *The Economic Journal*, 1982, •academic.Oup.Com.
- [28] Ebeke C., Omgba L.D., Laajaj R., 2015, Oil, Governance and the (Mis)Allocation of Talent in Developing Countries, *Journal of Development Economics* 114:126–41.
- [29] Ekodo R., Ndam M., 2019, Possession Des Ressources Naturelles et Croissance Économique En Zone CEMAC: Cas Des Ressources Pétrolières, *Repères et Perspectives Économiques* 3(1) :86–105.
- [30] Hausmann R., Hwang J., Rodrik D., 2006, What You Export Matters, *Journal of Economic Growth* 2006 12 :1 12(1) :1–25.
- [31] Henry A.O., 2019, Natural Resources Curse: A Reality in Africa, *Resources Policy* 63:101406.
- [32] Inuwa N., Adamu S., Sani M.B., Modibbo H.U., 2022, Natural Resource and Economic Growth Nexus in Nigeria: A Disaggregated Approach, *Springer* 15(1):17–37.
- [33] Jafari Samimi A., Ghaderi S., Hosseinzadeh, Nademi Y., 2012, Openness and Inflation: New Empirical Panel Data Evidence, *Economics Letters* 117(3):573–77.
- [34] Kansheba J.M.P., Marobhe M.I., 2022, Institutional Quality and Resource-Based Economic Sustainability: The Mediation Effects of Resource Governance, *SN-Business and Economics* 2(2):1–24.
- [35] Kao C., 1999, Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, *Journal of Econometrics* 90(1):1–44.
- [36] Karabegović A., 2009, Institutions, economic growth, and the "curse" of natural resources, *Vancouver: Fraser Institute*.
- [37] Keho Y., 2012, Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement économique des pays de l'UEMOA, *Revue Économique et Monétaire BCEAO*.
- [38] Mehlum H., Moene K., Torvik R., 2006a, "Institutions and the Resource Curse", *The Economic Journal* 116(508):1–20.
- [39] Mehlum H., Moene K., Torvik R., 2006b, "Institutions and the Resource Curse", *The Economic Journal* 116(508):1–20.
- [40] Nurkse R., 1953, Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries.
- [41] Pedroni P., 1999, Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(S1) :653–70.
- [42] Pesaran M.H., 2007, A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics* 22(2):265–312.
- [43] Pesaran M.H., Shin Y., & Smith R.J., 2001, Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics* 16(3) :289–326. doi:10.1002/JAE.616.
- [44] Pesaran M.H., 2003, A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, *Cambridge Working Papers in Economics*.
- [45] Pesaran M.H., 2004, General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, *Cambridge Working Papers in Economics*.
- [46] Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F., 2003, Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development, *Journal of Economic Growth*, 9(2), p. 131–165.
- [47] Ross M.L., 2001, Timber booms and institutional breakdown in Southeast Asia, *Cambridge University Press*.
- [48] Rostow W.W., 2013, The stages of economic growth, In *Sociological Worlds* (pp. 130-134), Routledge.
- [49] Sachs J.D., Warner A.M., 2001, The curse of natural resources, *European economic review*, 45(4-6), 827-838.

- [50] Sachs J.D., Warner A.M., 1997, Fundamental sources of long-run growth. *The American economic review*, 87(2), 184-188.
- [51] Sachs J.D., Warner A.M., 1995, Natural Resource Abundance and Economic Growth.
- [52] Shaxson N., 2007, Oil, Corruption and the Resource Curse, *International Affairs* 83(6) :1123-40.
- [53] Tsani S., 2013, Natural Resources, Governance and Institutional Quality: The Role of Resource Funds, *Resources Policy* 38(2):181-95.
- [54] Wantchekon L., Jensen N.M., 2000, Resource wealth and political regimes in Africa, *Yale Center for International and Area Studies, Council on African Studies*.
- [55] Watkins M.H., 1963, A Staple Theory of Economic Growth, *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue Canadienne de Economiques et Science Politique* 29(2):141-58.
- [56] Westerlund J., Edgerton D.L., 2007, A Panel Bootstrap Cointegration Test, *Economics Letters*, 97, 185-190.
- [57] Westerlund J., 2007, Testing for Error Correction in Panel Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6):709-48.
- [58] Wright G., Czelusta J., 2002, Exorcizing the Resource Curse: Minerals as a Knowledge Industry, *Past and Present, Working Papers* 02008, Stanford University, Department of Economics.

ANNEXES

Tableau A1: Statistiques descriptives des variables de l'étude

Variables	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<i>ln_PIB</i>	7,67	1,02	4,57	9,81
<i>ln_RPETRO</i>	26,21	1,74	21,41	29,49
<i>CC</i>	-0,90	0,49	-1,64	0,73
<i>ln_RPETRO_CC</i>	-23,60	12,57	-42,79	18,43
<i>ln_KHUM</i>	3,95	0,43	3,01	4,70
<i>ln_KPHY</i>	3,08	0,47	0,74	4,34
<i>INF</i>	0,55	6,81	-50,29	77,21
<i>ln_OUV</i>	3,41	0,50	1,51	4,52

Source : Calculs des auteurs

Tableau A2 : Matrice des corrélations entre les variables explicatives de l'étude

	<i>ln_PIB</i>	<i>ln_RPE~O</i>	<i>CC</i>	<i>ln_KHUM</i>	<i>ln_KPHY</i>	<i>INF</i>	<i>ln_OUV</i>
<i>ln_PIB</i>	1.000						
<i>ln_RPETRO</i>	0.492*	1.000					
<i>CC</i>	0.384*	0.109	1.000				
<i>ln_KHUM</i>	0.382*	0.394*	0.569*	1.000			
<i>ln_KPHY</i>	0.301*	0.387*	-0.029	-0.001	1.000		
<i>INF</i>	-0.059	-0.024	0.029	-0.032	0.069	1.000	
<i>ln_OUV</i>	0.213*	-0.179*	-0.203*	-0.091	0.342*	0.065	1.000

Source : Calculs des auteurs

Nb : * désigne la significativité au seuil de 5%.

Tableau A3 : Résultats du test VIF (Test de corrélation des variables explicatives du modèle)

Variable	VIF	1/VIF
<i>ln_KHUM</i>	1.91	0.524150
<i>ln_RPETRO</i>	1.74	0.573954
<i>CC</i>	1.63	0.613276
<i>ln_KPHY</i>	1.58	0.634612
<i>ln_OUV</i>	1.40	0.713942
<i>INF</i>	1.01	0.987567
Mean VIF	1.54	

Source : Calculs des auteurs

Tableau A4 : Résultats du test d'homogénéité globale de Hsiao (1986)

Le test d'homogénéité de Hsiao (1986)	
Test de Fisher	
$H_0: a_1^* = a_2^* = \dots = a_l^* (= \alpha_0)$ Homogénéité des coefficients de pente	
vs	
$H_a: a_1^* \neq a_2^* \neq \dots \neq a_l^* (\neq \alpha_0)$ Hétérogénéité des coefficients de pente	
Statistiques du F-test	F(6, 273) = 45.80
P-value du F-test	Prob > F = 0.0000

Source : Calculs des auteurs à partir de STATA 16

NB : *, ** et *** désignent respectivement la significativité au seuil de 10%, 5% et 1%. Le rejet de l'hypothèse nulle indique la présence d'effets spécifiques.

Tableau A5 : Résultats du test de Hausman (1978)

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	eq1	eq2	Difference	S.E.
ln_RPETRO	.2617583	.2445788	.0171795	.0051803
CC	5.644274	5.765546	-.1212725	.1049064
ln_RPETRO_CC	-.2214965	-.2257273	.0042308	.0042804
ln_KHUM	.5554902	.5786121	-.0231219	.0152964
ln_KPHY	.1615255	.1565585	.004967	.0027493
INF	-.0015934	-.0017085	.0001151	.0000613
ln_OUV	-.5978652	-.5365794	-.0612858	.0162959
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 21.90				
Prob>chi2 = 0.0026				

Source : Calculs de l'auteur

Tableau A6 : Les résultats du test de Hausman (1978)

	Statistique du Chi(2)	P-value
Breusch-Pagan LM test of independence	chi2(45) = 323.699	Pr = 0.0000

Source : calculs de l'auteur