

Les Ressources Naturelles Et La Croissance Economique : Modèle CS-ARDL

Andriamalala A.C.Adrienne¹, Razafindrakoto Jean Lucien² et Ramandray Felix²

¹Chercheur au Centre de Recherche de Développement-Université Catholique de Madagascar

²Enseignant chercheur à l'Université d'Antananarivo



Résumé – Nous voulons apporter notre pierre à l'édifice pour d'expliquer l'impact de la dépendance aux ressources sur la croissance économique et essayer de suggérer des stratégies pour se contourner de la malédiction des ressources. D'une manière générale, nous tentons de répondre à la problématique suivante : « De quelles manières les rentes issues des ressources naturelles influent-elle la croissance économique d'un pays ? ».

Plusieurs auteurs comme Oluwasegun (2021), Oliver et al. (2022), ou encore Eslamloueyan et Jafari (2021), ont trouvé que la dépendance aux ressources naturelles entrave, à long terme, à la croissance économique. Ainsi, dans cette étude, la première hypothèse consiste à vérifier l'existence d'une relation négative entre la dépendance aux ressources et la croissance économique pour nos pays d'étude.

Pour vérifier la malédiction des ressources, des études ont été menées sur plusieurs pays, répartis selon leur niveau de développement, leur structure économique ou encore leur structure institutionnelle (Veli et al., 2021 ; Fateh et al, 2021 ; Olivier et al., 2022). Dans nos recherches, nous allons suivre le même procédé avec une nouvelle approche, la répartition selon la situation géographique. Dans ce sens, nous allons nous interroger sur les effets des ressources naturelles sur la croissance économique selon la situation géographique des pays.

Mots clés – Ressources Naturelle, Croissance Economique, Modèle CS-ARDL.

I. INTRODUCTION

L'école classique, au temps d'Adam Smith et de David Ricardo, considère la ressource naturelle comme un facteur indispensable à la croissance économique ; on attribue cela aux théories des avantages comparatifs ; d'ailleurs, la dotation en ressources naturelles peut encourager les investissements dans les biens d'équipements et les infrastructures, ce qui boostent la croissance économique.

Toutefois, cette relation entre la ressource naturelle et la croissance économique est remise en question quand on observe un ralentissement de la croissance économique chez les pays richement dotés en ressources naturelles, par rapport à ceux qui n'en ont pas. Auty, en 1995, en attribue même le nom de la « malédiction des ressources naturelles », quand il a découvert que les pays riches en ressources montre une croissance économique moins performante que ceux qui en sont faiblement dotés. Cette malédiction des ressources naturelles peut se manifester à travers plusieurs mécanismes. Nous nous pouvons citer le syndrome hollandais, selon lequel le plein essor des secteurs extractifs, liés au boom des ressources naturelles, peut entraîner l'évincement des autres secteurs productives, ce qui nuit à la croissance économique (Zongyun et al., 2021). Une mauvaise qualité institutionnelle peut être également une situation favorable à la malédiction des ressources, quand les revenus issus des ressources naturelles sont alloués d'une manière inégale ; ou encore, quand le régime politique, du fait du comportement rentier de l'Etat, devient plus autoritaire et entraîne des guerres et des conflits qui entravent la croissance économique (Ramez et al., 2017). La

volatilité des prix des ressources naturelles, qui freinent les décisions d'investissements des agents économiques, ralentit également la croissance économique, conduisant ainsi à la malédiction des ressources naturelles (Monoj et al., 2020).

Des travaux de recherches s'ensuivent pour vérifier l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles dans différents pays ou groupes de pays avec des situations et des environnements différents. Syed et al. (2021) ont trouvé, sur une étude s'étalant entre 1990 à 2019 sur un groupe de pays, ont trouvé que la dépendance aux ressources naturelles a un impact négatif sur la croissance économique, affirmant l'existence de la malédiction des ressources dans ces pays. Par ailleurs, des auteurs comme Ousama et al. (2021), ont confirmé une relation positive entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique et rejette l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles. Des recherches, par contre, ont rencontré des résultats mitigés sur le sujet, à l'exemple de l'étude de Jixuan et al. (2021), pour le cas de la Russie, où ils ont trouvé une relation positive entre la dépendance au pétrole et la croissance économique, mais une malédiction sur la croissance économique par rapport à la dépendance au gaz naturel.

Ces études sont faites à travers différents procédés. Certains auteurs mènent des études pour le cas d'un seul pays (Olayungbo, 2019 ; Korhan e Bezhan, 2022). A l'opposé, d'autres étudient le cas de plusieurs pays ou mènent des recherches au niveau régional (Fateh et al., 2021 ; Shiquan et al., 2022). Dans ce cadre, les auteurs font appel aux différentes méthodes économétriques, mais le plus souvent rencontré est le panel ARDL et le GMM (Roberto, 2020 ; Oliver et al., 2022). Par ailleurs, il existe d'autres manières d'étudier la relation entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique à savoir l'étude de relation causale, le PSTR ou encore la régression quadratique (Dammette et Majda, 2018 ; Ousama et al., 2021 ; Sini et al., 2021).

Nous voulons apporter notre pierre à l'édifice pour d'expliquer l'impact de la dépendance aux ressources sur la croissance économique et essayer de suggérer des stratégies pour se contourner de la malédiction des ressources. D'une manière générale, nous tentons de répondre à la problématique suivante : « **De quelles manières les rentes issues des ressources naturelles influent-elle la croissance économique d'un pays ?** ».

Plusieurs auteurs comme Oluwasegun (2021), Oliver et al. (2022), ou encore Eslamloueyan et Jafari (2021), ont trouvé que la dépendance aux ressources naturelles entrave, à long terme, à la croissance économique. Ainsi, dans cette étude, la première hypothèse consiste à vérifier l'existence d'une relation négative entre la dépendance aux ressources et la croissance économique pour nos pays d'étude.

Pour vérifier la malédiction des ressources, des études ont été menées sur plusieurs pays, répartis selon leur niveau de développement, leur structure économique ou encore leur structure institutionnelle (Veli et al., 2021 ; Fateh et al, 2021 ; Olivier et al., 2022). Dans nos recherches, nous allons suivre le même procédé avec une nouvelle approche, la répartition selon la situation géographique. Dans ce sens, nous allons nous interroger sur les effets des ressources naturelles sur la croissance économique selon la situation géographique des pays.

Pour la méthodologie, nous allons mener une étude des données panel avec 107 pays pour une période de soixante ans, allant de 1960 à 2017. Nous allons recourir au modèle CS-ARDL qui consistera à faire des estimations pour les groupes de pays classés selon leur situation géographique. Mais avant cela, plusieurs tests sur l'ensemble des variables sont à faire au préalable et serviront pour soutenir le choix du modèle à prendre en compte.

Pour mener à bien notre investigation, notre travail s'organisera comme suit : nous aurons, dans ce travail, trois parties. La section suivante se concentrera sur la revue de littérature qui tentera de recueillir l'ensemble des études déjà faites par rapport à la malédiction des ressources naturelles. La troisième section du travail se focalisera surtout sur la méthodologie que nous suivrons dans l'analyse, les différentes variables, les différents tests à faire et les modèles à préconiser. La quatrième section sera dédiée à la présentation des résultats, à la discussion ; et la dernière section sera consacrée à la conclusion.

II. REVUE DE LITTERATURE

Avant les années 1980, pendant l'ère classique et l'ère néoclassique, les ressources naturelles contribuaient positivement à la croissance et au développement économique des pays (Zongyun et al., 2020 ; Olayungbo, 2019). Selon les théories d'Adam Smith et de Ricardo, les pays avec une dotation en ressources naturelles sont plus performants économiquement par rapport aux autres pays qui n'en sont pas dotés. Les ressources fournissent au pays des matières premières qui serviraient à la production (Kazeem, 2022). Ils sont indispensables pour le processus de production grâce à leurs impacts sur la consommation, les investissements et le budget de l'Etat. Effectivement, l'exploitation des ressources naturelles booste les conditions de vie de la population en finançant

un niveau élevé de consommations publiques et privées (Alexandre, 2019 ; Ramez et al, 2017). Sur le budget de l'Etat, il améliore le secteur public dans un sens où l'exploitation des ressources naturelles contribue au financement des biens publics et des infrastructures (Ramez et al, 2017). Antonio et Patricia (2019) ont soutenu l'idée en ayant affirmé que les revenus issus des ressources naturelles complètent la capacité du gouvernement à financer le niveau d'investissements et de consommations publiques et privés ; ils ont rajouté le fait que l'exploitation des ressources naturelles aide le gouvernement à soutenir l'emploi. La dotation en ressources naturelles encourage également les investissements dans les pays qui en sont richement dotés ; de ce fait, elle facilite le développement industriel; les ressources naturelles complètent le capital humain et le capital physique dans le processus de production; ils motivent la croissance économique, au même titre que le capital humain et le capital physique, avec sa capacité de générer des revenus qui synthétisent la croissance économique (Ramez et al , 2017 ; Korhan et Behzan, 2022 ; Olayungbo, 2019 ; Syed et al., 2021). Par conséquent, l'exploitation des ressources naturelles offre un bien-être social et économique pour sa population (Ousama et al., 2021). Par contre, cette relation positive entre l'abondance en ressources et la croissance économique est conditionnelle, elle a lieu seulement sous condition de l'efficacité du marché, autrement, il y a une malédiction des ressources naturelles (Antonio et Patricia, 2019).

Cette relation entre la dépendance des pays aux ressources naturelles et la croissance économique n'est pas toujours avantageuse. Le phénomène du syndrome hollandais en fait la preuve. Le syndrome hollandais fait référence au phénomène du déclin du secteur manufacturier après la découverte d'un gisement de gaz naturel au Pays-Bas en 1959 (Mehmet et al., 2019 ; Ramez et al, 2017 ; Dieudonné et Kuete, 2022). Après cela, la présence du phénomène fut vérifiée dans d'autres pays, à la suite des recherches de plusieurs auteurs. Une généralisation du syndrome hollandais a, ainsi, vu le jour, dans les années 1980 et 1990. Il est attribué au phénomène selon lequel, un boom dans le secteur extractif entraîne le déclin des autres secteurs qui ne sont pas en plein essor (Shiquan et al., 2022). Des études ont défini le syndrome hollandais par la contraction des secteurs industriels et le développement économique, dans le long terme, à cause de l'exploitation des ressources naturelles (Cheng, Li, et Wang, 2021). Dans ce sens, l'accroissement permanent des ressources naturelles, dans le court-terme, diminue la capacité de production du pays victime du syndrome hollandais ; ce qui entrave sa croissance économique (Zongyun et al, 2021). D'autres auteurs expliquent le phénomène par le fait que les ressources naturelles affectent négativement la croissance économique en évinçant le capital physique et le capital social (Fateh et al.2021). En d'autres termes, faisant référence au syndrome hollandais, les autres auteurs ont parlé de phénomène de désindustrialisation (Jinxuan et al., 2021 ; Zongyun et al, 2021). Il s'agit donc d'un grand investissement dans le secteur de l'exploitation des ressources au détriment des autres secteurs d'activités (Alexander et al., 2021).

Le syndrome hollandais se manifeste à la suite d'un boom dans le secteur des ressources, dans la plupart des cas, on fait référence à la découverte de nouvelles ressources naturelles, comme pour le cas du Pays-Bas avec la découverte de gisement gazier. La manifestation du syndrome hollandais peut s'expliquer de deux manières.

D'abord, il y a le « spending effect », dans ce sens, le boom dans le secteur extractif entraîne une augmentation de la production domestique et ainsi de la demande de biens. A cet effet, le pays subit une inflation qui déprécie le taux de change ; ainsi, les prix des biens non extractifs augmentent, et leur prix à l'exportation devient plus cher (Ramez et al., 2017). Les biens non extractifs perdent donc en compétitivité sur le marché international ; et en même temps, investir dans ces secteurs devient moins attrayant, notamment à cause de cette perte de compétitivité qui serait moins profitable pour les investisseurs. On attribue l'augmentation de la production domestique de ressources naturelles et l'augmentation de la demande de biens à une rapide entrée de flux sur les revenus des ressources naturelles, on se réfère surtout aux revenus issus des exportations de ces ressources, ou simplement à un investissement sur le secteur de ressources. La plupart des auteurs se contentent seulement de cette explication-là dans leur réflexion (Shiquan et al., 2022 ; Zongyun et al, 2021 ; Antonio et Patricia, 2019 ; Syed et al., 2021 ; Syed et al., 2021 ; Monoj et al., 2020 ; Oluwasegun, 2021).

Ensuite, le syndrome hollandais peut s'expliquer par le « resource movement effect » (Antonio et Patricia, 2019). Dans ce cadre, grâce à l'essor du secteur extractif qui se manifeste par le boom des ressources naturelles, entraînant l'appréciation de la monnaie locale, le prix des facteurs de production devient plus chers, notamment dans les autres secteurs, ce qui conduit à un mouvement des facteurs de production depuis ces autres secteurs vers le secteur extractif ; on voit ainsi les secteurs non extractifs se contracter pour se laisser dominer par le secteur extractif en plein essor ; on peut également parler de « pull effect » (Ramez et al, 2017). Par ailleurs, le mécanisme peut s'expliquer autrement. D'un autre point de vue, un peu plus explicatif que précédemment, les revenus issus de l'exploitation des ressources naturelles font augmenter les dépenses de l'Etat ; ce qui entraîne l'augmentation de la demande de biens non échangeables dans le pays, on parle ici des services, des transports... De ce fait, le salaire et le prix de ces

biens non échangeables deviennent plus chers par rapport à ceux des biens échangeables. On assiste ainsi au mouvement des facteurs de production, dont le capital et le travail, depuis les secteurs de biens échangeables vers les secteurs de biens non échangeables. Ce qui entraîne ainsi la désindustrialisation (Antonio et Patricia, 2019). Il faut noter que cette désindustrialisation se fait directement par le mécanisme de « resource movement effect », et indirectement par le mécanisme de « spending effect » (Antonio et Patricia, 2019).

Le syndrome hollandais est fortement lié à la malédiction des ressources naturelles. Il faut rappeler que, par définition, il fait référence au phénomène selon lequel un boom des secteurs de ressources entraîne une contraction des autres secteurs ; dans le long-terme, ce phénomène entrave la croissance économique du pays qui en fait l'expérience. De ce fait, plusieurs auteurs considèrent le syndrome hollandais comme étant l'un des canaux de transmission de la malédiction des ressources naturelles (Zongyun et al, 2021 ; Nicholas et Marina-Selini, 2018 ; Cheng, Li, et Wang, 2021 ; Shiquan et al., 2022 ; Ramez et al., 2017 ; Antonio et Patricia, 2019 ; Zongyun et al., 2020). Plusieurs auteurs ont trouvé que le syndrome hollandais se produit principalement dans les pays riches en ressources, étant donné que l'abondance en ressources naturelles est son élément catalyseur (Géraud, 2015 ; Gilles, 2013 ; Zongyun et al., 2020).

La malédiction des ressources naturelles apparaît dans les années 1980 quand plusieurs auteurs ont trouvé une relation négative entre l'abondance ou la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique. En effet, plusieurs auteurs ont trouvé que les ressources naturelles ont des effets négatifs sur la croissance économique (Yilanci et al. 2022). On nomme ce phénomène par la malédiction des ressources naturelles.

Les auteurs Zongyun et al (2021) ont défini la malédiction des ressources naturelles comme le fait que les pays riches en ressources naturelles ont une croissance économique plus faible que les pays qui n'en sont pas dotés ; il s'agit concrètement d'une faible croissance économique des pays riches en ressources (Chang et al., 2022). Zongyun et al. (2020) l'ont caractérisé comme un retard ou un ralentissement de ces pays par rapport aux pays qui n'ont pas de ressources.

Effectivement, l'abondance des ressources, dans le cadre de la malédiction des ressources naturelles, n'est pas suffisante pour une croissance économique favorable dans certains pays, mais, au contraire, peut être un frein pour leur développement (Cheng et al., 2021). Dans ce sens, les pays riches en ressources, en tentant de promouvoir des secteurs non compétitifs, en l'occurrence les secteurs extractifs, échouent dans leur quête de développement (Cécile, 2010). De ce fait, on en conclut que la dépendance économique en ressources naturelles affecte négativement la structure économique ; ces ressources sont des conditions permanentes pour un retard dans la production (Alexandre, 2019).

En somme, la malédiction des ressources naturelles est un phénomène qui atteint les pays riches en ressources naturelles mais sont pauvres en développement économique et social (Alexander et al., 2021). La malédiction ne concerne que les ressources naturelles non renouvelables (Ramez et al., 2017). Elle est souvent associée à une faible démocratie et à la corruption, à une faible diversification économique et à une énorme volatilité des prix des ressources (Alexander et al., 2021). D'ailleurs, Syed et al. (2021) ont avancé que la malédiction des ressources naturelles est causée par la volatilité des prix et par la mauvaise qualité institutionnelle.

A part le syndrome hollandais, il existe plusieurs mécanismes qui expliquent la malédiction des ressources naturelles. Le comportement de recherche de rentes chez les agents économiques, dans le contexte du plein essor du secteur extractif, décourage les investissements dans des activités productives créatrices de richesses pour des activités de rentes dans le secteur de ressources, ce qui impacte négativement la croissance économique. L'Etat peut également se comporter en rentier, dépendant des ressources naturelles, par en allouant inefficacement les revenus issus de l'exploitation des ressources naturelles pour leur propre intérêt personnel. Par ailleurs, la qualité institutionnelle est l'un des canaux de transmission de la malédiction des ressources naturelles, qui est le plus discuté dans la littérature (Ramez et al., 2017 ; Antonio et Patricia, 2019 ; Alexandre, 2019 ; Keisuke et Takayoshi, 2022 ; Damette et Majda, 2018 ; Géraud, 2015 ; Koffi, 2022). Une mauvaise qualité des institutions, qui se manifeste par les activités corrompues dans la recherche de rentes par les élites politiques, contraint le régime politique en vigueur en réduisant la transparence et la démocratie, notamment sur les recettes publiques et la réallocation de ces ressources. La mauvaise qualité institutionnelle s'empire, dans le sens où un régime autoritaire génère des guerres et des conflits qui intensifient la pauvreté, les inégalités économiques et sociales (Cheng, Li, et Wang, 2021 ; Shiquan et al., 2022 ; Fateh et al, 2021 ; Ousama et al., 2021 ; Dieudonné et Kuete, 2022 ; Cheng, Li, et Wang, 2021 ; Sofien et Mohammed, 2019 ; Meiting et al., 2022). Enfin, la volatilité des prix des ressources naturelles restreint les investissements, ce comportement est attribué à l'aversion aux risques par les agents

économiques. Dans le long-terme, un ralentissement des investissements nuit à la croissance économique, d'où la malédiction des ressources naturelles (Ramez et al., 2017 ; Gilles, 2013 ; Oluwasegun, 2021 ; Majda, 2017 ; Monoj et al., 2020 ; Jedrzej et Lars, 2020).

Après l'apparition de la notion de la malédiction des ressources naturelles par Auty dans les années 1990, plusieurs auteurs ont essayé de vérifier l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles dans différents pays et groupes de pays pour divers périodes. Les résultats diffèrent les uns des autres selon les pays d'études, les périodes, les variables dépendantes tenues en compte et les méthodes d'estimation.

Sofien et Mohamed (2019) ont étudié l'hypothèse de la malédiction des ressources pour un échantillon de 26 pays africains sélectionnés sur la période 1990-2016. Les résultats ont mené à l'affirmation de l'hypothèse de la malédiction des ressources pour ces pays. Marques et Pires (2019) se sont intéressés sur le lien entre le gaz naturel et la croissance économique en essayant de tester l'hypothèse de la malédiction des ressources sur 25 pays producteurs de gaz sur une période allant de 1993 à 2015. Le sujet est étudié sous trois approches : la production, les réserves et les rentes. On utilise le modèle ARDL. Les résultats ont démontré que la production de gaz naturel entrave la croissance économique à long terme ; toutefois, on ne peut confirmer la validité de la malédiction des ressources naturelles que par l'approche production. Les autres approches se révèlent non significatifs. Jinxuan et al (2021) ont cherché à savoir l'impact de la malédiction des ressources sur l'économie russe de 1998 à 2019. Un choc négatif et positif du pétrole rejette l'hypothèse de malédiction des ressources du pétrole dans l'économie russe. On observe, par ailleurs, un effet positif du choc négatif de pétrole qui reflète la résilience de l'économie russe à la volatilité du prix du pétrole. La malédiction des ressources pour la Russie est attribuée au gaz naturel puisqu'il y a un effet négatif du choc positif du gaz naturel dans l'étude. Dans leur article, Veli et al. (2022) ont analysé les effets de la production de cobalt sur la croissance économique dans les pays qui sont les plus producteurs de cobalt entre 2000 à 2018 ; ceci étant dans la mesure de vérifier l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles pour le cobalt dans ces pays. À l'issue de l'étude, ils sont arrivés à ces résultats : la production de cobalt, pour l'Australie et la Russie, améliore la croissance économique ; pour le cas de la République Démocratique de Congo, on assiste à une malédiction des ressources naturelles, la production de cobalt affecte négativement la croissance économique, on fait remarquer que le pays est fragilisé à l'issue des différents conflits qui s'y passaient. Il n'y a pas de résultats concluants pour le cas du Canada, du Cuba, du Maroc et de l'Afrique du Sud ; leur production de cobalt n'influence pas significativement leur croissance économique. Il est par contre à noter qu'avec un coefficient négatif de la production de cobalt, pour le cas de l'Afrique du Sud, il y a une possibilité de la malédiction des ressources naturelles pour le cobalt dans ce pays. Fateh et al. (2021) étudie si les revenus pétroliers dans la région MENA conduisent à la croissance économique ou si la malédiction des ressources y est évidente. Dans ce cadre, l'article porte son étude sur le panel équilibré de données annuelles provenant de 10 pays sélectionnés du MENA et incluant 27 pays qui exportent le plus de pétrole. Il faut noter que cette sélection se base seulement sur la disponibilité des données. L'étude s'étale sur une période allant de 2000 à 2017 et utilise différentes variables pour l'étude de la malédiction des ressources dont les principales sont la croissance économique, la dépendance aux ressources et les dépenses de consommation des administrations publiques. On a trouvé une faible significativité de la qualité des institutions publiques dans la détermination de la malédiction des ressources aux MENA. Il existe un impact positif des rentes pétrolières sur la croissance économique, dans le court terme, à travers les dépenses publiques. On constate également l'importance du statut de cadre dans l'élaboration de la relation entre l'abondance pétrolière et la croissance économique dans le court terme : pour les pays non démocratiques à présence exécutive militaire, il y a la malédiction des ressources ; d'où l'on conclue que la nature de l'exécutif devrait toujours être considérée dans l'examen de l'hypothèse de la malédiction des ressources.

III. DONNEES ET METHODOLOGIE

3.1. Données et variables

Dans le cadre de notre étude sur l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles, nous avons pris 107 pays dans le monde pour une période de 60 ans, allant de 1960 à 2019. Le choix de ces pays porte sur la disponibilité des données que nous avons tirées de la Banque Mondiale et du Penn World Table. Pour mener à bien notre recherche, nous avons classé ces pays en cinq groupes de pays selon leur situation géographique : les pays de l'Amérique Latine, ceux de l'Afrique Subsaharienne, ceux de l'Asie du Sud-Est, ceux de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient et ceux de l'OCDE pour représenter les pays du Nord. Ce classement est fait dans le but de vérifier la deuxième hypothèse de notre recherche qui, rappelons-le, veut vérifier l'impact de la dépendance aux ressources naturelles sur la croissance économique selon la situation géographique des pays.

- Amérique Latine

Pour les pays de l'Amérique Latine, ils sont au nombre de 31, en incluant les îles des Caraïbes. Dans notre étude, nous en avons seulement pris quinze dont : Bahamas, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Equateur, Guatemala, Honduras, Jamaïque, Mexique, Nicaragua, Paraguay, Pérou, République Dominicaine et Uruguay.

Les pays de l'Amérique Latine ont des économies à revenus intermédiaires avec un niveau de développement hétérogènes parmi les pays : un niveau de développement très élevé, élevé et moyen. Toutefois, il existe d'énormes inégalités sociales dans ces pays qu'une part importante de la population (20%) vivent encore dans la pauvreté(1). Par ailleurs, les pays de l'Amérique Latine figurent parmi ceux qui affichent un taux de chômage élevé, avec une tendance à la hausse allant de 6% en 2014 à 8,1% en 2019(2). Cela s'accompagne par le pullulement du secteur informel dans leur économie(3). Sur le plan politico-institutionnel, les pays de l'Amérique Latine ont également connu des conflits armés pendant plusieurs années ; avec un niveau de corruption élevé, la qualité institutionnelle de ces pays est de faible niveau. Par ailleurs, les pays de l'Amérique Latine sont très vulnérables aux problèmes environnementaux, notamment par rapport aux changements climatiques et aux tarissements des ressources naturelles, à cause des activités polluantes par les agents économiques.

- Afrique Subsaharienne

La région de l'Afrique Subsaharienne est constituée de 49 pays. Dans le cadre de notre recherche, nous avons pris : Afrique du Sud, Angola, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Comores, Congo, Côte d'Ivoire, Ethiopie, Gabon, Ghana, Guinée-Bissau, Guinée Equatoriale, Kenya, Madagascar, Mali, Maurice, Niger, Nigéria, Ouganda, République Centrafricaine, République Démocratique de Congo, Rwanda, Sénégal, Soudan, Tanzanie, Tchad, Togo.

Les pays de l'Afrique subsaharienne représentent des niveaux de développement très diversifiés allant des économies à revenus faibles jusqu'aux économies à revenus élevés. Toutefois, la région renferme parmi ces pays, des pays moins avancés. L'Afrique Subsaharienne a une population jeune, certes, mais un faible niveau de capital humain. Elle engorge un grand stock de ressources naturelles mais n'en profitent pas assez pour rattraper son retard de croissance économique par rapport aux autres groupes de pays. Sur le plan politique et social, plusieurs pays de l'Afrique subsaharienne témoignent toujours actuellement de guerres et de conflits persistants. Par ailleurs, les dettes extérieures se voient augmenter pendant ces dernières décennies.(4)

- L'Asie de l'Est et Pacifique

Pour le cas de l'Asie de l'Est et Pacifique, nous n'avons pris que 8 pays parmi les 11 pays qui le constituent, à cause de la disponibilité des données. Nous pouvons citer : Cambodge, Chine, Corée du Sud, Indonésie, Japon, Malaisie, Philippines et Vietnam.

La région de l'Asie de l'Est et Pacifique a une population relativement vieille par rapport aux autres pays. Par ailleurs, durant ces dernières années, nous voyons un ralentissement de la croissance démographique dans les pays de la région. Cela nous ramène à la conclusion d'une plus faible population active dans ces pays, en comparant avec l'époque d'un grand nombre de main-d'œuvre qualifiée. Le développement dans ces pays est très appuyé par l'ouverture commerciale et les investissements étrangers où les pays de l'Asie de l'Est et Pacifique détiennent une part considérable, notamment dans la haute technologie à laquelle se spécialise les pays de la région(5).

- L'Afrique du Nord et le Moyen-Orient

La région de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient est constituée de 12 pays dont : Algérie, Arabie Saoudite, Egypte, Iran, Iraq, Israël, Jordanie, Koweït, Maroc, Mauritanie, Soudan et Tunisie.

¹ https://fr.unesco.org/sites/default/files/usr15_latin_america_fr.pdf consulté le 07/02/2023 consulté le 07/02/2023 consulté le 07/02/2023 à 10:06

² <https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.NE.ZS?locations=ZJ> consulté le 07/02/2023 à 10 :23

³ https://www.uclg.org/sites/default/files/02_fr_cordial_document_dorientation_politique_1.pdf consulté le 07/02/2023 à 10:15

⁴ <https://www.banquemondiales.org/fr/region/afr> consulté le 07/02/2023 à 23:41

⁵ <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/fre/2018/09/pdf/fd0918f.pdf> consulté le 07/02/2023 à 00:06

Les pays de la région se démarquent des autres pays de par la forte dépendance de la plupart d'entre eux à l'exploitation des ressources naturelles. Toutefois, ces pays subissent encore aujourd'hui des impacts négatifs de guerre et de conflits persistants depuis des années. Les pays témoignent également des problèmes sociaux tels que le niveau de chômage qui est relativement élevé.

- OCDE

L'Organisation de Coopération et de Développement Economique compte à ce jour 38 membres. Dans notre étude, toujours selon la disponibilité des données, nous en avons considéré 32 dont : Allemagne, Belgique, Canada, Chili, Colombie, Corée du Sud, Danemark, Espagne, Estonie, Etats-Unis, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Irlande, Islande, Israël, Italie, Japon, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Mexique, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Pologne, Portugal, République Tchèque, Royaume-Uni et Suisse.

Parmi les membres de l'OCDE figurent les pays les plus avancés du monde. Les pays membre ont un développement économique le plus élevé et une économie très diversifiée.

Dans ce sens, nous allons estimer le modèle suivant :

$$\ln pib_{it} = \sum_{j=1}^p \delta_j \ln pib_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \beta'_{1i} \ln rent_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \beta'_{2i} \ln cap_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \beta'_{3i} \ln infl_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \beta'_{4i} hc_{i,t-j} + \varphi_i + e_{it}$$

Où i et t représentent, respectivement, les pays de chaque groupe et les années d'observations ; $\ln pib$ indique le logarithme du PIB réel par habitant ; $\ln rent$ dénote le logarithme des bénéfices totaux issus des ressources naturelles, $\ln cap$ représente le logarithme du stock de capital par habitant ; $\ln infl$ et hc indiquent, respectivement, l'inflation et l'indice de capital humain.

Pour s'y faire, le choix des variables est expliqué ci-après.

- **Variable dépendante**

Notre première hypothèse cherche à déterminer l'existence de relation entre la croissance économique et la dépendance aux ressources naturelles dans un pays. Nous cherchons alors à savoir si la quantité de ressources naturelles dans un pays détermine sa croissance économique. De ce fait, nous prenons comme variable dépendante le Produit Intérieur Brut, la mesure par excellence de la croissance économique, utilisée dans plusieurs études sur la malédiction des ressources naturelles (Shiquan et al., 2022 ; Roberto, 2020 ; Monoj, 2020). Il s'agit de la somme des valeurs ajoutées de tous les producteurs résidents d'une économie, ainsi que des taxes sur les produits de subventions non incluses dans les valeurs des produits.

- **Variable d'intérêt**

Notre recherche étant de déterminer le lien entre la dépendance aux ressources naturelles et croissance économique, nous avons pris les bénéfices totaux issus des ressources naturelles comme variable explicative principale, en se référant à la littérature (Gideon et al., 2021 ; Chang et al., 2022 ; Snow et al., 2021 ; Roberto, 2020 ; Zongyun et al., 2021). Cette variable capte la somme des bénéfices tirées du pétrole, du gaz naturel, du charbon, des minéraux et des forêts. Elle indique le niveau de dépendance d'un pays aux ressources naturelles. A l'issue de notre étude, nous nous attendons à une relation négative entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique.

- **Variables de contrôle**

Dans le cadre de l'étude, nous avons pris l'inflation pour pouvoir améliorer le modèle, en sachant que, dans la littérature, il existe une relation entre l'inflation et la croissance économique. Pour cela, nous avons considéré le taux d'inflation, calculé par l'indice des prix à la consommation, comme dans la littérature (Olivier, 2018 ; Dieudonné, 2021 ; Oliver et al, 2021).

La littérature suggère une relation positive entre la croissance économique et le stock de capital (PWT) (Alexandre, 2019). La variable est mesurée par la méthode de l'inventaire permanent en partant de plusieurs natures d'actifs pour estimer le stock de capital initial ; ce dernier capture les investissements des pays pour les premières années, le taux de croissance de ces investissements et leur taux de dépréciation. De cela, on termine par l'estimation du niveau de stock de capital.

Nous voulons vérifier la relation positive entre cette variable et la croissance économique, comme le suggère la littérature. Dans notre cas, nous avons pris comme variable l'indice de capital humain, comme dans les études de Dieudonné (2021), de Syed et al. (2021) et de Yumei et al. (2020). Elle reflète les compétences des ressources humaines, plutôt que l'intensité du pays en capital humain ; ici, elle capture la moyenne des années de scolarité chez la population et le taux de rendement estimé de ces années de scolarisation.

3.2. Le modèle

Dans notre étude, nous préconisons, selon la littérature, un modèle autorégressif. Pour pouvoir déterminer le modèle avec lequel nous allons procéder aux estimations, quelques tests aux préalables sont indispensables.

Avant de procéder à l'estimation, nous allons, d'abord, commencer par le test d'homogénéité. Dans ce sens, nous allons utiliser le test de Pesaran et Yamagata. le test consiste à une estimation puis à la comparaison de deux modèles : le modèle à effets fixes pondérés et le modèle individuel de régression à moindres carrés ordinaires. Le test d'homogénéité est basé sur la différence entre les deux ; une grande différence indique l'hétérogénéité du modèle.

Puis, nous procédons avec le test de dépendance des cross-sections. Ce test veut vérifier s'il existe des interactions entre les unités transversales. Plusieurs auteurs suggèrent différents tests pour déterminer l'existence ou l'absence de ces interactions dans le modèle. Parmi eux, Pesaran (2015) établit un test de dépendance des unités transversales sous l'hypothèse nulle de faible dépendance des unités transversales. A côté, Juodis et Reese (2021) suggère le test statistique de dépendance des unités transversales pondérés, pour rétablir l'inférence normal standardisé sous l'hypothèse nulle, qui est toujours la faible dépendance des cross-sections. Ce procédé tient compte de l'hétérogénéité des observations.

Ensuite, il est indispensable de recourir au test de racine unitaire. Plusieurs auteurs procèdent différemment pour vérifier la stationnarité des variables et leur ordre d'intégration. Dans notre cas, nous allons prendre les tests de stationnarité de seconde génération développée par Pesaran et al (2005), qui tiennent compte de la dépendance des unités transversales.

Après cela, nous continuons avec le test de cointégration entre les variables. Le test de cointégration vérifie l'existence ou l'absence de relation à long terme entre les variables du modèle. Dans ce sens, plusieurs auteurs suggèrent plusieurs types de tests. Pour le cas des données en panel, on peut citer Kao, Pedroni et Westerlund.

Après les différents tests, nous pouvons avancer vers l'estimation du modèle CS-ARDL. Le problème avec l'approche par le modèle à correction d'erreur, basé sur le modèle panel ARDL, réside dans le fait qu'en cas d'un large nombre d'observations au niveau des unités transversales et du temps, il peut y avoir une dépendance des unités transversales que l'approche par le modèle à correction d'erreur ne considère pas. Nous suggérons alors le CS-ARDL pour remédier à ce problème. Cette nouvelle approche part du modèle d'origine ARDL sans apporter de modification sur le modèle à correction d'erreur.

IV. RESULTATS ET DISCUSSION

4.1. Les résultats

4.1.1. Les tests aux préalables

- Les tests d'homogénéité des pentes

Tableau 1 : les tests d'homogénéité des pentes

Groupe de Pays	Tests	Valeur empirique	P-value
Amérique Latine	Pesaran et Yamagata (2008)	44,029***	0,000
	Blomquist et Westerlund (2013)	31,512***	0,000
Afrique Subsaharienne	Pesaran et Yamagata (2008)	52,03***	0,000

	Blomquist et Westerlund (2013)	30,758***	0,000
Asie du Sud-Est	Pesaran et Yamagata (2008)	24,206***	0,000
	Blomquist et Westerlund (2013)	12,025***	0,000
Moyen-Orient et Afrique du Nord	Pesaran et Yamagata (2008)	34,078***	0,000
	Blomquist et Westerlund (2013)	20,524***	0,000
OCDE	Pesaran et Yamagata (2008)	73,96***	0,000
	Blomquist et Westerlund (2013)	45,833***	0,000

Source : Auteure, Logiciel Stata, 2023 ; ***, ** et * indique la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%

Comme nous le montre le test d'homogénéité des pentes, pour le cas de tous les groupes de pays, les tests de Pesaran et Yamagata affiche un p-value de 0,000 qui est largement inférieur au seuil de 10%, de 5% et de 1% ; le modèle affiche donc des pentes hétérogènes. Le résultat est confirmé par le test d'homogénéité de Blomquist et de Westerlund qui montre un p-value de 0,000 ; étant inférieur à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle d'homogénéité des pentes.

- Les tests de dépendance des unités transversales

Tableau 2 : Les tests de dépendance des unités transversales

Groupes de Pays	Tests	Valeur empirique	P-value
Amérique Latine	Pesaran (2015)	1,947***	0,000
	Juodis et Reese (2021)	-0,977	0,117
Afrique Subsaharienne	Pesaran (2015)	39,279***	0,000
	Juodis et Reese (2021)	-0,982	0,287
Asie du Sud-Est	Pesaran (2015)	3,32***	0,000
	Juodis et Reese (2021)	-0,13	0,287
Moyen-Orient et Afrique du Nord	Pesaran (2015)	39,279***	0,000
	Juodis et Reese (2021)	2,581*	0,065
OCDE	Pesaran (2015)	23,403***	0,000
	Juodis et Reese (2021)	-2,558**	0,004

Source : Auteure, Logiciel Stata, 2023 ; ***, ** et * indique la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%

Pour le cas des pays de l'Amérique Latine, nous avons pris le test de Pesaran (2015), ainsi que celui de Juodis et Reese (2021), pour détecter l'ampleur de la dépendance des unités transversales pour ce groupe de pays. Le test de Pesaran (2015) affiche un p-value de 0,000 ; qui est inférieur au seuil de 5% ; nous en déduisons la forte dépendance des unités transversales parmi les individus. Le test de Juodis et Reese, par contre, ne rejoint pas la même conclusion ; le p-value du test étant de 0,117 qui est largement supérieur au seuil de 5%, pour ce test, il y a une faible dépendance des unités transversales parmi les individus.

Pour l'Afrique subsaharienne, le test de Pesaran (2015) sous l'hypothèse nulle de faible dépendance des unités transversales, affiche un p-value de 0,000. En rejetant l'hypothèse nulle, nous affirmons qu'il y a une forte dépendance entre les unités transversales du modèle. Le test de Juodis et Reese, toutefois, n'affiche pas le même résultat ; avec un p-value de 0,287, qui est largement supérieur au seuil de 0,05, nous acceptons l'hypothèse nulle de faible dépendance des unités transversales.

Quant à l'Asie du Sud-Est, pour le test de Pesaran, le p-value de 0,000 est largement inférieur au seuil ; nous rejetons donc l'hypothèse nulle de faible dépendance des unités transversales. Le test de Juodis et Reese, n'affiche pas la même conclusion. Avec le p-value de 0,287 qui est supérieur au seuil de 5%, l'hypothèse nulle de faible dépendance des unités transversales est acceptée.

Avec les pays de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient, le test de Pesaran, avec un p-value de 0,000, rejette l'hypothèse nulle de faible dépendance des unités transversales et suppose donc une forte dépendance entre les cross-sections. Le test de Juodis et Reese, par contre, avec un p-value de 0,065, supérieur au seuil de 5%, accepte l'hypothèse nulle et suppose une faible dépendance des unités transversales.

Enfin, pour les pays de l'OCDE, pour le premier test, le p-value est de 0,000 ; ce qui est largement inférieur au seuil de 5%, rejetant ainsi l'hypothèse nulle de faible dépendance des cross-sections. Pour le deuxième test, avec un p-value de 0,004, nous arrivons à la même conclusion que la première, en rejetant l'hypothèse nulle, nous acceptons l'hypothèse alternative de forte dépendance des unités transversales.

- Les tests de stationnarité

Pour le test de stationnarité, nous avons pris le test de Pesaran de type CADF et de type CIPS. Les détails peuvent être trouvés en annexe 1 et 2.

Pour le cas de l'Amérique Latine, pour le test de Pesaran de type CIPS, le PIB réel par habitant et le stock de capital par habitant sont intégrés d'ordre 1 ; en d'autres termes, ils sont stationnaires à la première différence. Par ailleurs, la dépendance aux ressources naturelles et le taux d'inflation sont stationnaires à niveau ; et enfin, l'indice de capital humain est intégré d'ordre 2.

Avec les pays de l'Afrique Subsaharienne, le test de stationnarité de Pesaran de type CIPS révèle une stationnarité à niveau pour toutes les variables, sauf pour le cas de l'indice de capital humain qui est intégrée d'ordre 1. Pour le test de Pesaran de type CADF, le PIB réel par habitant et le stock de capital par habitant sont les variables stationnaires à la première différence ; tandis que la dépendance aux ressources naturelles et l'inflation sont stationnaires à niveau. En outre, l'indice de capital humain sort du lot en étant intégrée d'ordre 2.

Quant aux pays de l'Asie du Sud-Est, les tests de stationnarité de types CIPS affichent un ordre d'intégration 1 pour le PIB réel par habitant, une stationnarité à niveau pour les rentes issues des ressources naturelles et un ordre d'intégration 2 pour le stock de capital, l'inflation et l'indice de capital humain. Le test de Pesaran de type CADF révèle une stationnarité de première différence pour le cas du PIB par habitant et du stock de capital par habitant ; une stationnarité à niveau pour l'inflation et la dépendance aux ressources naturelles ; et une stationnarité à la seconde différence pour le cas de l'indice du capital humain.

Pour les pays de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient, le test de Pesaran de type CIPS révèle un ordre d'intégration 1 pour le PIB réel par habitant et pour le stock de capital par habitant ; de ce test, nous concluons également que la dépendance aux ressources naturelles et l'inflation sont stationnaire à niveau, tandis que l'indice du capital humain est stationnaire à la deuxième différence. Par ailleurs, le test de Pesaran de type CADF affiche une stationnarité à niveau pour la dépendance aux ressources naturelles, l'inflation et l'indice de capital humain ; le PIB réel par habitant et le stock de capital, de leur côté, sont intégrés d'ordre 1.

Enfin, pour les pays de l'OCDE, les tests de stationnarité de Pesaran de types CIPS sur les variables révèlent une stationnarité d'ordre 1 pour le PIB réel par habitant, le stock de capital et l'inflation ; une stationnarité à niveau pour la dépendance aux ressources naturelles et une stationnarité de seconde différence pour l'indice de capital humain. Pour le test CADF, seul le réel par habitant est stationnaire à la première différence, l'indice de capital humain est intégré d'ordre 2 et les restes sont stationnaires à niveau.

- Les tests de cointégration

Dans notre étude, nous avons pris trois tests de cointégration selon trois auteurs. Les détails se trouvent dans l'annexe 3

Pour le cas de l'Amérique Latine, les trois tests n'affichent pas les mêmes conclusions quant à la détermination de relation à long terme entre les variables. Le test de Kao, entrepris avec les trois tests basés sur celui de Dickey-Fuller arrivent à une conclusion selon laquelle les variables d'étude n'entretiennent pas de relation à long terme ; cela se confirme par les p-values qui sont tous largement supérieurs à 0 ; acceptant ainsi l'hypothèse nulle de non-cointégration. Le test de cointégration de Westerlund, avec un p-value de 0,037 ; rejette l'hypothèse nulle de présence de cointégration au seuil de 5%. Le test de Pedroni, quant à lui, affiche des résultats mitigés ; le test de ADF et le test de Phillips-Perron modifié, avec des p-values respectives de 0,040 et de 0,023, conduit à la conclusion de présence de relation à long terme entre les variables ; tandis que le test de Phillips-Perron, accepte l'hypothèse nulle de cointégration des variables, avec un p-value de 0,15, qui est supérieur au seuil de 0,05.

Pour l'Afrique Subsaharienne, le test de Kao, avec les trois types de tests de Dickey-Fuller, tout comme le test de Westerlund, affichent des p-values supérieurs au seuil de 5%, acceptant ainsi l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ; par ailleurs, le test de Phillips-Perron mené par Pedroni rejoint la même conclusion avec un p-value largement supérieur au seuil de 5%, d'une valeur de 0,399. Par contre, les deux autres tests alternatifs de Pedroni, donnent des conclusions à l'inverse des autres tests ; leurs p-values de 0,027 pour le test de Phillips-Perron modifié, et de 0,003 pour le test ADF, mène à rejeter l'hypothèse nulle et accepter l'hypothèse alternative de présence de relation à long terme entre les variables prises en comptes.

Quant aux pays de l'Asie du Sud-Est, le test de cointégration de Pedroni, avec les trois types de tests, à savoir celui de Phillips-Perrons en version normale et modifiée et le test ADF, ont des p-values, tous inférieurs au seuil de 5% ; ils sont de valeurs respectives de 0,011, 0,014 et 0,002 ; ainsi, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration parmi les variables est rejetée. Le test de type Dickey-Fuller modifié de Kao rejoint cette même conclusion avec son p-value de 0,030 et prend l'hypothèse alternative d'existence de relation à long terme entre les variables. Par contre, son test de type ADF, avec un p-value de 0,068, inférieur au seuil de 5%, accepte l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables. Le test de Westerlund arrive à la même conclusion avec un p-value de 0,249.

Pour le cas des pays du MENA, les trois types de tests de Kao avec respectivement les p-values 0,007, 0,003 et 0,001, rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration parmi les variables. Celui de Westerlund affiche un p-value de 0,209, ce qui permet de prendre l'hypothèse nulle d'absence de relation à long terme entre les variables. Les tests de Pedroni diffèrent au niveau de la conclusion selon les types de tests ; le test ADF et le test de Phillips-Perron modifié, pour des p-values respectifs de 0,312 et 0,089, rejette au seuil de 5% l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Le test de Pedroni de type Phillips-Perron, par contre, accepte l'hypothèse nulle d'absence de relation à long terme parmi les variables pour un p-value de 0,009.

Finalement, pour l'OCDE, pour les deux premiers tests, celui de Kao et Pedroni, avec des p-values d'une valeur inférieure au seuil de 0,05 (tous 0,000 sauf pour le test de Pedroni de type Phillips-Perron qui est de 0,004), les tests affirment la présence de relation à long terme entre les variables. Seul le test de Westerlund dénote un p-value de 0,133, largement supérieur au seuil de 5%, nous acceptons l'hypothèse nulle d'absence cointégration.

4.1.2. Les estimations par le modèle CS-ARDL

Tableau 5 : Les résultats du modèle CS-ARDL pour chaque groupe de pays

Variables/ Pays	Amérique Latine	Afrique Subsaharienne	Asie du Sud-Est	MENA	OCDE
ECT	-0,221 (0,049)***	-0,243 (0,039)***	-0,050 (0,049)***	-0,300 (0,057)***	-0,118 (0,029)***
D.LNRENT	-0,0005 (0,003)	-0,011 (0,006)**	-0,009 (0,006)	-0,001 (0,004)	-0,001 (0,002)
D.LNCAPHAB	0,676 (0,296)**	0,181 (0,089)**	0,352 (0,137) ***	0,172 (0,093)*	0,355 (0,056)***
D.INFL	-0,0006 (0,0007)	0,0005 (0,0006)	0,0005 (0,0005)	-0,0001 (0,001)	0,0006 (0,0003)*

Variables/ Pays	Amérique Latine	Afrique Subsaharienne	Asie du Sud-Est	MENA	OCDE
D.HC	-1,064 (0,871)	-0,379 (1,422)	0,306 (0,917)	-0,800 (1,580)	-0,201 (0,316)
LNRENT	0,081 (0,043)*	0,092 (0,075)	0,180 (0,120)	0,048 (0,049)	-0,088 (0,073)
LNCAPHAB	0,923 (0,393)**	0,379 (0,359)	0,459 (0,390)	0,293 (0,313)	0,919 (0,073)**
INFL	-0,0008 (0,002)	-0,011 (0,012)	-0,036 (0,045)	-0,009 (0,005)*	-0,008 (0,007)
HC	-0,027 (0,049)	-2,423 (1,970)	1,164 (1,177)	0,595 (0,713)	-0,006 (0,467)
F-Test	1,84***	1,11*	1,20***	1,35***	1,50***
R ²	0,51	0,63	0,5	0,58	0,56
R ² ajusté	0,52	0,44	0,98	0,51	0,98

***, ** et * indique la significativité au seuil de 1%, 5% et 10% ; les nombres entre parenthèses indiquent l'écart-type des coefficients. Source : Auteure, Logiciel Stata, 2023

Pour le cas de l'Amérique Latine, le F-test montre un p-value de 0,000 ; ce qui signifie que le modèle dans sa globalité est pertinent. La contribution des variables explicatives à l'explication de la variable dépendante, qui est le PIB réel par habitant est de 51%. En effet, la variable dépendante est fortement expliquée par les variables explicatives.

A court-terme, la dépendance aux ressources est corrélé négativement avec le PIB réel par habitant ; toutefois, pour un p-value de 0,862, la relation n'est pas significative. Pour le cas du stock de capital par habitant, il a une relation positive significative avec le PIB réel par habitant, avec un p-value de 0,023. Une augmentation de 1% du stock de capital par habitant fera augmenter le PIB réel par habitant de 0,67%. L'inflation et l'indice de capital humain n'ont pas de relation significative avec le PIB par habitant, pour des p-values respectives de 0,372 et 0,222.

Le coefficient de la valeur retardée du PIB réel affiche un p-value fortement significatif de 0,000, confirmant ainsi l'existence de relation à long-terme entre les variables. Dans le long-terme, par contre, la croissance économique et la dépendance aux ressources naturelles entretiennent une relation positive faiblement significative, avec un p-value de 0,059. Effectivement, une hausse de la dépendance aux ressources naturelles de 1%, fera diminuer le PIB réel par habitant de 0,08%. Le stock de capital par habitant est également corrélé positivement d'une manière significative avec le PIB réel par habitant. Une hausse du stock de capital per capita de 1% entraine une augmentation du PIB réel par habitant de 0,92%. Comme dans le court-terme, l'inflation et l'indice de capital humain n'ont pas de relation significative avec le PIB réel par habitant.

Quant à l'Afrique Subsaharienne, le F-test de l'estimation, d'une p-value de 0,08, confirme la pertinence globale du modèle. Cela est appuyé par la valeur du R² de 63%, et du R² ajusté de 44%. En effet, la variable dépendante, en l'occurrence le PIB réel par habitant, est expliquée à 63%, par les variables exogènes prises en compte dans le modèle. Toutefois, nous faisons remarquer que le modèle peut encore être amélioré pour plus de pertinence et de significativité.

A court-terme, la dépendance aux ressources a un impact négatif sur le PIB réel par habitant. La relation entre les deux est significative pour un p-value de 0,047. En effet, une augmentation de 1% sur la dépendance aux ressources naturelles, fera diminuer le PIB par habitant de 0,01%. Le stock de capital par habitant, par contre, influe positivement, d'une manière significative, le PIB réel par habitant, avec un p-value de 0,043. Si le stock de capital par habitant connaît une hausse de 1%, cela se reflète par la hausse du PIB réel par habitant de 0,18%. Par ailleurs, l'inflation et l'indice de capital humain n'ont pas d'effets significatifs sur l'évolution du PIB réel par habitant, avec des p-values respectifs de 0,402 et de 0,790.

En outre, il existe une relation fortement significative de long-terme entre les variables. La dépendance aux ressources naturelles et le stock de capital par habitant ont un effet positif, quoique non significatif, sur le PIB réel par habitant, en ayant des p-values de 0,219 et de 0,291, respectivement. L'inflation et l'indice de capital humain, même avec des coefficients négatifs, n'influent guère le PIB réel par habitant, dans le long terme, pour des p-values respectifs de 0,369 et de 0,219.

L'estimation du modèle pour déterminer la relation entre la croissance économique et la dépendance aux ressources naturelles, pour le cas des pays de l'Asie du Sud Est, affiche un p-value de 0,000, pour le F-test ; nous concluons que le modèle est globalement pertinent. Le R^2 de 50%, et sa valeur ajustée de 98% montre que le PIB réel par habitant est largement expliqué par les variables explicatives.

Dans le court terme, seul le stock de capital par habitant a un impact significatif sur le PIB réel par habitant, pour un p-value de 0,010. Entretenant une relation positive avec le PIB réel par habitant, son augmentation de 1% fera augmenter le PIB réel par habitant de 0,35%. L'inflation et l'indice de capital humain ont également des effets positifs, certes, mais pas significatifs avec le PIB par habitant ; leurs p-values respectifs étant de 0,317 et 0,738. Seule la dépendance aux ressources naturelles a un impact négatif sur le PIB par habitant, dans le court terme ; la relation entre les deux est toutefois non significative pour un p-value de 0,120.

A long terme, les variables n'entretiennent pas de relation significative, pour un p-value de 0,305, ce qui confirme le test de cointégration de Westerlund et de Kao avec son procédé ADF.

L'estimation du modèle, pour le cas des pays de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient, tient une pertinence globale significative avec un p-value de 0,000 pour le F-test. Les variables explicatives contribuent massivement à l'explication de la variable dépendante. Avec un R^2 de 58%, ajusté de 51%, nous pouvons conclure qu'une grande partie de la croissance économique est expliquée par les variables exogènes tenues en compte dans l'étude.

A court terme, seul le stock de capital par habitant entretient une relation significative avec le PIB réel par habitant. Cette relation est de nature positive. Dans le court terme, pour un p-value de 0,066, une augmentation de 1% du stock de capital fera augmenter le PIB réel par habitant de 0,172%. Les restes des variables, malgré leur non-significativité, du fait de leurs p-values largement supérieurs au seuil de 1%, de 5% et de 10% (0,756 pour le coefficient de la dépendance aux ressources naturelles ; 0,861 pour l'inflation ; 0,613 pour l'indice de capital humain), ont des effets négatifs sur la croissance économique.

La relation à long terme entre le PIB réel par habitant et les autres variables est significative avec un p-value de 0,000. Dans le long terme, seule l'inflation a une relation faiblement significative avec le PIB réel par habitant. Avec un p-value de 0,087, une hausse de l'inflation de 1% entraîne une baisse du PIB réel par habitant de 0,009%. La dépendance aux ressources naturelles, le stock de capital par habitant et l'indice de capital humain, avec des p-values respectifs de 0,330, 0,351 et 0,404, ont des effets positifs non significatifs sur la croissance économique.

L'estimation du modèle pour les pays membres de l'OCDE révèle un p-value du F-test de 0,000, qui peut être traduit par la pertinence globale du modèle. Le R^2 de 56% et sa valeur ajustée de 98% affirme la contribution massive des variables explicatives dans l'explication de la variable dépendante, en l'occurrence, la croissance économique. Par ailleurs, il existe une relation à long terme fortement significative entre les variables, avec un p-value de 0,000.

Dans le court terme, comme dans le long terme, il n'existe pas de relation significative entre le PIB réel par habitant et la dépendance aux ressources naturelles, avec un p-value de 0,409 à court terme et 0,225 dans le long terme, et ce même si la dépendance aux ressources affichent des effets négatifs sur la croissance économique. Pour le cas du stock de capital, dans le court terme et dans le long terme, il entretient une relation positive avec le PIB réel par habitant. La relation à court terme, pour un p-value de 0,000 est fortement significative ; une augmentation du stock de capital de 1% entraîne une hausse du PIB réel par habitant de 0,355% ; la relation à long terme entre les deux n'est, par contre, significative. L'inflation, dans le court terme, est corrélée positivement d'une manière faiblement significative avec la croissance économique. Avec un p-value de 0,063, une hausse de l'inflation de 1% augmentera le PIB réel par habitant de 0,0006%. Toutefois, il n'existe pas de relation à long terme entre l'inflation et le PIB, le p-value étant de 0,27. Tant dans le court terme que dans le long terme, l'indice de capital humain n'a pas de relation significative avec la croissance économique, les p-values ayant la valeur de 0,523 dans le court-terme et 0,990 dans le long terme.

4.2. La discussion

Rappelons que les relations entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique pour l'ensemble des pays sont pour la plupart négatifs dans le court-terme et positif dans le long terme, sauf pour le cas des pays de l'OCDE qui affiche des corrélations négatives entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique. La diversité selon les pays se trouve dans le degré de significativité de ces relations.

Pour le cas de l'Amérique Latine, les résultats affichent une relation négative non significative dans le court terme et une relation positive, mais significative, dans le long terme. Nous concluons que les pays de cette région peuvent facilement échapper à la malédiction des ressources naturelles, voire profiter des ressources naturelles pour se développer économiquement, dans le long terme. L'Amérique Latine a, ainsi, un potentiel de bénédiction de ressources naturelles, et ce malgré les inégalités sociales et les problèmes politiques auxquels les pays de la région font face. Avec une bonne stratégie de développement, ils évitent de justesse à la malédiction des ressources naturelles.

Pour l'Afrique subsaharienne, les pays de la région souffrent significativement de la relation négative entre la dépendance aux ressources naturelles et de la croissance économique dans le court terme. En effet, le niveau de développement économique dans cette région le confirme. Regorgeant une grande quantité de ressources naturelles, ces pays ont du mal à se développer ; les guerres et les conflits persistants dans la région jouent grandement dans l'aggravation de la malédiction des ressources naturelles dans ces régions. Oliver et al. (2022), en menant son étude de la malédiction des ressources naturelles pour le cas de l'Afrique Subsaharienne de 2005 à 2019 rejoignent notre conclusion et expliquent le phénomène par le mécanisme du syndrome hollandais.

Pour le cas des trois autres groupes de pays, nous n'avons pas trouvé de relation significative entre la croissance économique et la malédiction des ressources naturelles. Pour le cas de la MENA, les résultats sont contre-intuitifs par rapport aux recherches menés par d'autres auteurs. Certains auteurs ont trouvé une relation négative entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique, et expliquent la malédiction des ressources naturelles par la mauvaise qualité institutionnelle. Comme notre étude n'a pas tenu compte de la qualité des institutions, les résultats pour le cas de la région MENA ne sont pas significatifs. Quant aux pays de l'Asie de l'Est et Pacifique et ceux de l'OCDE, l'absence de relation significative entre la croissance économique et la dépendance aux ressources naturelles est expliqué par le fait que leurs économies sont très développées et ne dépendent pas forcément de l'exploitation des ressources naturelles.

L'hypothèse sur la diversité des impacts de la malédiction des ressources naturelles se confirme. L'effet de la dépendance aux ressources naturelles semble être plus prononcé pour les pays de l'Amérique Latine et de l'Afrique Subsaharienne, tandis dans la région de l'Asie de l'Est et Pacifique, l'Afrique du Nord et le Moyen-Orient et l'OCDE, il n'existe pas de malédiction de ressources naturelles.

V. CONCLUSION

Aujourd'hui, avec la découverte de la malédiction des ressources naturelles, la relation positive entre la dépendance aux ressources naturelles et la croissance économique n'est plus d'actualité. Le phénomène de la malédiction des ressources naturelles fait référence à un retard de croissance économique pour les pays qui sont richement dotés de ressources naturelles et qui en dépendent par rapport à ceux qui n'en ont pas. Dans ce sens, notre travail veut apporter sa contribution à la littérature économique en voulant déterminer la relation existante entre la dépendance aux ressources naturelles et à la croissance économique, pour pouvoir vérifier l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles. Dans ce sens, nous avons mené une estimation par le CS-ARDL pour les groupes de pays classé selon leur situation géographique. A l'issu de notre travail, nous avons trouvé une relation négative entre la dépendance aux ressources et la croissance économique. Par ailleurs, les estimations a permis de voir la disparité de la relation des ressources naturelles avec la croissance économique. Les deux hypothèses que nous avons posées, dans le cadre de nos recherches, sont tous confirmées. A travers les mécanismes de transmission de la malédiction des ressources naturelles, plusieurs politiques de développement sont à conseiller aux dirigeants des pays. Par le syndrome hollandais, une forte dépendance aux secteurs de ressources peut évincer les autres secteurs d'activités, nuisant à la croissance économique. De ce fait, une économie plus diversifiée serait à préconiser pour un développement plus durable ; dans le but de renforcer la résilience des pays contre les fluctuations énormes des prix des ressources naturelles. Une politique de développement industriel, innovatrice dans la technologie, serait un atout dans la mesure où ce secteur qui est productif pourrait apporter des valeurs ajoutées à l'économie, à l'inverse du secteur des ressources qui favorisent plutôt le comportement de recherche de rentes. Par ailleurs, dans le cadre de la malédiction des ressources naturelles, certains pays qui en souffrent, notamment ceux qui sont richement dotés en ressources naturelles, ont tendance à négliger le capital humain sous prétexte que le secteur de ressources, auquel se concentre leur économie est un secteur à forte intensité du capital et n'a guère besoin de main-d'œuvre qualifié. Comme la littérature le suggère, le développement du capital humain serait bénéfique pour une croissance économique durable ; leur compétence et leur bonne qualification joueront grandement dans le développement technologique, dans la gestion des ressources, dans l'accroissement de la productivité pour le développement des pays. Ainsi, il est fortement conseillé d'élaborer une politique

d'amélioration du capital humain pour pouvoir se développer et s'échapper du sort de la malédiction des ressources naturelles. Faute de disponibilité des données, notre travail se limitait d'introduire les variables la captant dans nos modèles. Un approfondissement dans cette approche apporterait plus de pertinence à l'explication du phénomène de la malédiction des ressources naturelles, nous menant à se poser une question : « La condition institutionnelle changerait-elle la disparité de l'effet de la malédiction des ressources naturelles dans les groupes de pays classés selon la situation géographique ? »

REFERENCES

- [1]. Adekoya, O. B. (2021). Revisiting oil consumption-economic growth nexus : Resource-curse and scarcity scales. *Resources Policy* 70(101911).
- [2]. Aknin, A. (2009). Le développement durable peut-il conjurer la "malédiction des ressources"?. *Mondes en développement* 4(148) : 15-30.
- [3]. Apergis, N., Katsaiti, M.-S. (2018). Poverty and the resource curse : Evidence from a global panel of countries. *Research in Economics* 72 : 211-223.
- [4]. 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).
- [5]. Asiamah, O., Agyei, S. K., Ahmed, B., Agyei, E. A. (2022). Natural resource dependence and Dutch disease : Evidence from sub-Saharan Africa. *Resources Policy* 79(103042).
- [6]. Badeed, R. A., Dachraoui, H., et Sebri M. (2017). The evolution of the natural resource curse thesis : A critical literature survey. *Resources Policy* 51 : 123-134.
- [7]. Belaid, F., Dagher, L., Filis, G. (2021). Revisiting the resource curse in the MENA region. *Resources Policy* 73(102225).
- [8]. Ben-Salha, O., Dachraoui, H., Sebri, Maamar. (2021). Natural resource rents and economic growth in the top resource-abundant countries : A PMG estimation. *Resources Policy* 74(101229).
- [9]. Bersverdsen, T., Ditzén, J. (2021). xthst : Testing for slope homogeneity in Stata. *The Stata Journal* 21(1) : 51-80.
- [10]. Cheng, Z., Li X., Wang, M. (2021). Resource curse and green economic growth. *Resources Policy* 74(102325).
- [11]. Damette, O., Seghir, M. (2018). Natural resource curse in oil exporting countries : A non-linear approach. *International Economics* 156 : 231-24.
- [12]. Dell'Anno, R. (2020). Reconciling empirics on the political economy of the resource curse hypothesis. Evidence from long-run relationships between resource dependence, democracy and economic growth in Iran. *Resources Policy* 68(101807).
- [13]. Eslamloueyan, K., Jafari, M. (2021). Do high human capital and strong institutions make oil-rich developing countries immune to the oil curse? *Energy Policy* 158(112536).
- [14]. Gokmenoglu, K. K., Rustamov, B. (2022). The role of natural resource abundance in the short and long run : The case of the Kingdom of Saudi Arabia. *Resources Policy* 77(102699).
- [15]. Hasseb, M., S., Hussain, H. I., Kamarudin, F. (2021). The natural resources curse-economic growth hypotheses : Quantile-to-quantile evidence from top Asian economies. *Journal of Cleaner Production* 279(123596).
- [16]. Henry, A. (2019). Transmission channels of the resource curse in Africa : A time perspective. *Economic Modelling* 82 : 13-20.
- [17]. Inklaar, R., Timmer, M. P.. (2013). Capital, labor, and TFP in PWT8.0. *Groningen Growth and Development Centre*.
- [18]. Juodis, A., Reese, S. (2021). The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation. *Journal of Business and Economic Statistics* 40(3) : 1191-1203.
- [19]. Kpognon, D. (2022). Effect of natural resources on the size of informal sector in sub-Saharan Africa : An empirical investigation. *Structural Change and Economic Dynamics* 63 : 1-14.
- [20]. Li, Z., Rizvi, S. K. A., Rubbaniy, G., Umar, M. (2021). Understanding the dynamics of resource curse in G7 countries : The role of natural resources rents and the three facets of financial development. *Resources Policy* 73(102141).
- [21]. Majumder, M., Raghavan, M., Vespignani, J. (2020). Oil curse, economic growth and trade openness. *Energy Economics* 91(104896).

- [22]. Marques, A. C., Pires, P. S. (2019). Is there a resource curse phenomenon for natural gas? Evidence from countries with abundant natural gas. *Resources Policy* 63(101466).
- [23]. Michieka, N. M., Gearhart, R. S. (2018). Resource curse? The case of Kern County. *Resources Policy* 59 : 446-459.
- [24]. Mignamissi, D., Kuete, Y. F. M. (2022). Resource rents and happiness on global perspective : The resource curse revisited. *Resources Policy* 71(101994).
- [25]. Olayungbo, D. O. (2019). Effects of oil export revenue on economic growth in Nigeria : A time varying analysis of resource curse. *Resources Policy* 64(101469).
- [26]. Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Econometrics Theory* 20 : 727-731.
- [27]. Pesaran, H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews* 34 : 1089-1117.
- [28]. Pesaran, M. H., Yamagata T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels.» *Journal of Econometrics* 142(1) : 50-93.
- [29]. Rahim, S., Murshed, M., Umarbeyli, S., Kirikkaleli, D., Ahmad, M., Tufail, M., Wahab, S. (2021). Do natural resources abundance and human capital development promote economic growth? A study on the resource curse hypothesis in Next Eleven countries. *Resources, Environment and Sustainability* 4(100018).
- [30]. Seghir, M. (2017). De l'instabilité macro-économique à la malédiction des ressources naturelles. *Mondes en développement* 3(179) : 31-44.
- [31]. Shin, Y., Pesaran, M. H., Smith, R. P. (1990). Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of American Statistical Association* 94(446) : 621-634.
- [32]. Sini, S., Abdul-Rahim, A. S., Sulaiman, C. (2021). Does natural resource influence conflict in Africa? Evidence from panel non linear relationship. *Resources Policy* 74(02268).
- [33]. Tiba, S., Frikha, M. (2019). The controversy of the resource curse and the environment in the SDGs background : the African context. *Resources Policy* 62 : 437-452.
- [34]. Wen, S., Jia, Z. (2022). Resource curse or resource blessing : Perspective on the nonlinear and regional relationships in China. *Journal of Cleaner Production* 371(33491).
- [35]. Yang, J., Rivzi, S. K. A. , Tan, Z., Umar, M. (2021). The competing role of natural gas and oil as fossil fuel and the non-linear dynamics of resource curse in Russia. *Resources Policy* 72(102100).
- [36]. Yilanci, V., Aslan, M., Ozgur, O. (2021). Disaggregated analysis of the curse of natural resources in most natural resource-abundant countries. *Resources Policy* 71(102017).
- [37]. Yilanci, V., Turkmen, N.O., Shah, M. I. (2022). An empirical investigation of resource curse hypothesis for cobalt. *Resources Policy* 78(102843).

ANNEXES

Annexe 1 : résultats des tests de stationnarité – CIPS

Amérique Latine	
Variables	Valeur statistique
LNPIBHAB	-1,97
d.LNPIBHAB	-5,823***
LNRENT	-4,182***
LNCAPHAB	-0,0972
d.LNCAPHAB	-3,064***
INFL	-4,176***
HC	-0,313
d.HC	-2,3
d2.HC	-6,418***

OCDE	
Variables	Valeur statistique
LNPIBHAB	-1,595
d.LNPIBHAB	-5,987***
LNRENT	-3,451***
LNCAPHAB	-1,19
d.LNCAPHAB	-3,656***
INFL	-2,567*
d.INFL	-6,175***
HC	-2,202
d.HC	-2,113
d2.HC	-6,180***

Afrique Subsaharienne	
Variables	Valeur statistique
LNPIBHAB	-3,721***
LNRENT	-4,489***
LNCAPHAB	-3,244***
INFL	-3,446***
HC	-0,069
d.HC	-3,855***

MENA	
Variables	Valeur statistique
LNPIBHAB	-2,07
d.LNPIBHAB	-6,11***
LNRENT	-4,325***
LNCAPHAB	-1,167
d.LNCAPHAB	-3,615***
INFL	-3,499***
HC	-1,48
d.HC	-2,481
d2.HC	-6,42***

ASEAN	
Variables	Valeur statistique
LNPIBHAB	-1,245
d.LNPIBHAB	-5,354***
LNRENT	-3,787***
LNPCAPHAB	-1,484
d.LNPCAPHAB	-2,019
d2.LNPCAPHAB	-5,454***

Source : Auteure, Logiciel STATA, 2023 ; ***, **, *
dénotent respectivement la significativité du test au
seuil de 1%, 5% et 10%

INLF	-2,57
d.INFL	-6,116***
HC	0,8
d.HC	-1,844
d2.HC	-6,42***

Annexe 2 : résultats des tests de stationnarité – CADF

Amérique Latine		
Variables	Valeur empirique	P-value
LNPIBHAB	-1,862	0,364
d.LNPIBHAB	-4,6***	0,000
LNRENT	-3,857***	0,000
LNCAPHAB	-2,318**	0,012
INFL	-3,508***	0,000
HC	-1,656	0,693
d.HC	-1,827	0,425
d2.HC	-5,087***	0,000

MENA		
Variables	Valeur critique	P-value
LNPIBHAB	-1,891	0,337
d.LNPIBHAB	-4,353***	0,000
LNRENT	-3,112***	0,000
LNCAPHAB	-1,992	0,212
d.LNCAPHAB	-3,119***	0,000
INFL	-3,397***	0,000
HC	-2,668***	0,000

Afrique Subsaharienne		
Variables	Valeur empirique	P-value
LNPIBHAB	-1,708	0,510
d.LNPIBHAB	-5,474***	0,000
LNRENT	-3,067***	0,000
LNCAPHAB	-1,032	0,999
d.LNCAPHAB	-3,193***	0,000
INFL	-3,15***	0,000
HC	-0,827	1,000
d.HC	-1,131	0,999
d2.HC	-5,454***	0,000

OCDE		
Variables	Valeur critique	P-value
LNPIBHAB	-1,11	1,000
d.LNPIBHAB	-4,785	0,000
LNRENT	-2,864	1,000
LNCAPHAB	-1,078***	0,000
INFL	-2,558***	0,000
HC	-0,968***	1,000
d.HC	-1,925	0,186
d2.HC	-4,571***	0,000

Source : Auteure, Logiciel STATA, 2023 ;
 ***, **, * dénotent respectivement la
 significativité du test au seuil de 1%, 5%
 et 10%

ASEAN		
Variables	Valeur empirique	P-value
LNPIBHAB	-1,71	0,585
d.LNPIBHAB	-3,552***	0,000
LNRENT	-2,378**	0,033
LNCAPHAB	-2,513**	0,012
INFL	-3,302***	0,000
HC	-0,856	0,998

d.HC	-0,762	0,999
d2.HC	-5,141***	0,000

Annexe 2 : résultats des tests de cointégration

Pays	Tests	Kao			Pedroni			Westerlund
		Test DF modifié	Test DF	Test ADF	Test Phillips-Perron Modifié	Test Phillips-Perron	Test ADF	Variance ratio
Amérique Latine	Statistique	-0,5565	-0,5322	-1,6146*	2,0031	1,0363	1,7512	-1,7841
	P-value	0,289	0,297	0,053	0,023	0,15	0,04	0,037
ASS	Statistique	-1,2122	-1,3507*	-1,5191*	1,9353**	-0,2547	2,7358***	-0,604
	P-value	0,113	0,089	0,064	0,027	0,399	0,003	0,273
Asie du Sud-Est	Statistique	-1,876**	-1,4935*	-2,283**	2,5198***	2,2097**	2,9204***	-0,679
	P-value	0,030	0,068	0,011	0,006	0,014	0,002	0,249
MENA	Statistique	-2,4853**	-2,8115*	-3,2162***	0,489	-2,38**	-1,3501***	-0,8109
	P-value	0,006	0,002	0,000	0,3124	0,008	0,088	0,208
OCDE	Statistique	-3,6	-4,2146**	-4,2802*	3,9198***	2,653***	3,9501***	-1,1133
	P-value	0,112	0,038	0,064	0,000	0,004	0,000	0,132