

Qualité institutionnelle régionale et dépendance au pétrole : quel effet sur la croissance économique dans les pays arabes ? Une approche économétrique avec effet spatial dans les modèles PSTR

SAMI Lyliya^{#1}, BELARBI Yacine^{*2}, FERFERA Mohamed yassine^{*3}

#Ecole nationale supérieure en statistique et en économie appliquée /Ecole préparatoire en sciences économiques commerciales et sciences de gestion

11, Chemin Doudou Mokhtar Ben aknoun, Alger, Algérie / Chemin des crêtes Draria, Alger, Algérie

¹sami_lyliya@yahoo.fr

**Centre de recherche en économie appliquée pour le développement*

Rue Djamel Eddine El Afghani, El Hammadia Bouzareah, Alger, Algérie

²belarbiyacine@yahoo.fr

³fmy@cread.edu.dz

Abstract—La qualité des institutions est un facteur qui est au cœur des explications sur les causes de la faiblesse et de la volatilité de la croissance économique des pays riches en ressources naturelles. Dans ce cadre, nous examinons l'effet de l'interaction entre la dépendance aux ressources naturelles et la stabilité politique régionale sur la croissance économique et ceci sur un panel de 11 pays arabes, en utilisant un panel à effet de seuils. Nos résultats montrent que, plus la stabilité de l'environnement régional s'améliore, plus l'effet de la dépendance aux ressources naturelles et celui de la qualité des institutions sur la croissance économique deviennent positifs.

Keywords—institutions, ressources naturelles, panels à effets de seuils, effet spatial

I. INTRODUCTION

Un consensus assez fort existe parmi les économistes sur l'explication des différences en termes de croissances par l'accumulation quantitative des facteurs de production (capital humain et physique). Toutefois, l'histoire a montré que les trajectoires de croissance sont très différentes d'un pays à l'autre. Les économistes pensent que ces différences peuvent être expliquées par les différences des institutions qui organisent l'utilisation des ressources notamment les ressources naturelles.

Selon Sach et Warner (1995, 1997), les pays ayant une plus grande quantité de ressources tendent à croître moins vite que les autres. Cela constitue ce qu'ils appellent une «malédiction». En effet, plusieurs auteurs, mettent en avant le facteur

institutionnel pour expliquer cette « malédiction », en s'intéressant à différentes facettes des institutions. Certains se sont intéressés à la corruption (Leite et Weidman, 1999), aux guerres civiles (Ross (2003) et Collier et Hoeffler (2001), aux droits de propriétés (Holder 2006), au phénomène du rent-seeking (Mehlum, Moene et Torvik (2006)), ou encore à la dimension politique des institutions (Ross (1999) et Gylfason (2000)).

La majorité des travaux sur la question concernent soit des études de cas de pays, soit de grands échantillons de pays, notamment les pays sub-africains mais les pays arabes n'ont pas fait l'objet à notre connaissance d'études de ce type. Le monde arabe se caractérise par l'hétérogénéité des économies qui le composent, en particulier, les pays pétroliers. Le facteur institutionnel, notamment en termes de stabilité politique, semble être le plus envisagé pour expliquer la disparité de croissance. En effet, Acemoglu et al. (2003); Collier et Hoeffler (2005), expliquent que dans les pays à ressources naturelles, la faiblesse des institutions politiques assure une certaine immunité au détenteur du pouvoir. Les opposants sont alors prêts à tout, notamment d'entretenir une rébellion pour accéder au pouvoir. Cette tendance à la rébellion et au renversement du pouvoir en place serait plus prononcée dans les pays pétroliers (Fearon et Laitin, 2003). Pour ces derniers, les revenus pétroliers fragilisent la structure de l'Etat puisque les dirigeants auraient moins besoin d'une organisation sociale solide pour augmenter les revenus.

Les contestations populaires, d'ampleur et d'intensité variables, qui se sont produites dans de nombreux pays

du monde arabe à partir de la fin 2010 nous laissent penser que le facteur institutionnel en est à l'origine et que pour le cas des pays arabes les effets sont non seulement différents mais il pourrait y avoir un effet de contagion lié à l'environnement institutionnel en terme de voisinage régional. Cet effet peut être analysé en introduisant la dimension spatiale.

Au vue de la littérature des travaux empiriques traitant la relation entre ressources naturelles, croissance et institutions, nous constatons que la majorité des auteurs utilisent des régressions linéaires estimées par les moindres carrés ou les variables instrumentales sur des données en coupes transversales utilisant des moyennes sur des périodes différentes. Il serait plus intéressant d'utiliser des spécifications en données de panel qui permettent une meilleure représentation de la dynamique des comportements, ainsi qu'une prise en compte des effets de l'hétérogénéité entre les individus.

Par ailleurs, certains travaux notamment ceux de Leite et Weidman, (1999) et Sala-i-Martin, Subramanian (2003) et plus récemment Mohsen Mehrara et al. (2011), montrent que les spécifications économétriques mesurant l'effet des ressources naturelles et de la qualité des institutions sur la croissance ne sont pas linéaires et que ces effets sont différents suivant les niveaux d'impact de ces dernières.

Partant de ces constats, nous proposons l'utilisation des modèles de panel à effet de seuil afin de capter l'effet de la non-linéarité et l'hétérogénéité des données et cela en utilisant des spécifications en données de panel en introduisant la dimension spatiale. Notre objectif est d'analyser l'effet des institutions et de la dépendance aux ressources naturelles sur la croissance économique, sachant l'environnement institutionnel régional.

II. LES MODELES DE PANEL A EFFET DE SEUIL

Les modèles à seuils, constituent un instrument de modélisation des relations non linéaires. Ces modèles permettent aux séries économiques de posséder des dynamiques différentes suivant le régime dans lequel elles évoluent.

Le mécanisme de transition s'effectue alors à l'aide d'une variable de transition observable, d'un seuil et d'une fonction de transition. Deux modèles sont alors définis: les modèles à transition brutale (PTR: Panel Threshold Regression model) développés par Hansen (1999) où le passage d'un régime à l'autre se fait de manière brutale, ou les modèles à transition lisse (PSTR: Panel Smooth Threshold Regression model) développés par Gonzalez et al. (2005) où le passage d'un régime à l'autre se fait de manière graduelle. Dans le cadre de ce travail, les modèles à transition graduelle (PSTR) sont plus appropriées pour décrire le changement des phénomènes économiques.

Nous proposons dans ce qui suit, d'introduire la dimension spatiale aux modèles PSTR, un processus $(Y_{it}, t \in Z \text{ et } i \in Z)$ satisfait une représentation à deux régimes avec effet spatial :

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1' X_{it} G(Wq_{it}; \gamma, c) + u_{it}$$

Où W : matrice de pondération spatiale.

μ_i est le vecteur des effets fixes individuels.

$G(Wq_{it}; \gamma, c)$ la fonction de transition associée à une variable de transition w_{it} à un paramètre de seuil c et à un paramètre de lissage γ .

$X_{it} = (X_{1it}, X_{2it}, \dots, X_{kit})$ est la matrice des k variables explicatives ne contenant pas de variables endogènes retardées,

$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$: les paramètres à estimer et les u_{it} sont des IID $(0, \delta_u^2)$.

$G(Wq_{it}; \gamma, c)$ une fonction de transition continue et intégrable sur l'intervalle $[0, 1]$.

González et al. (2005) ont proposé de retenir une fonction de transition logistique d'ordre m suivant la forme :

$$G(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)\right) \right]^{-1}, \gamma > 0, c_1 < \dots < c_m$$

Où (c_1, c_2, \dots, c_m) est un vecteur de dimension m regroupant les paramètres de seuil et γ représente le paramètre de lissage supposé positif.

Parfois, l'utilisation d'une unique fonction de transition n'est pas toujours suffisante pour tenir compte de l'ensemble de la non linéarité et / ou de l'ensemble de l'hétérogénéité individuelle. González et al. (2005) proposent donc l'emploi d'un modèle PSTR additif à r fonction de transition.

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' X_{it} g_j(wq_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

où $(wq_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j)$ représente la j ème fonction de transition

pour $j = 1, \dots, r$ associée à une variable de transition $q_{it}^{(j)}$ et à des seuils c_j .

Nous utilisons dans notre travail une matrice basée sur les distances, la valeur w_{ij} est calculée comme la distance à vol d'oiseau d_{ij} (en kilomètres) entre les capitales de chaque paire de pays. Nous calculons par la suite les valeurs de la matrice standardisée w_{ij}^* .

1 La matrice W est généralement standardisée, cette opération permet de normaliser l'influence extérieure de chaque région.

$$w_{ij} = d_{ij} \quad \text{et} \quad w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_l w_{il}$$

La prémultiplication du vecteur de la variable de transition par la matrice de pondération spatiale (W) nous permet de définir pour la variable de transition, une variable spatialement décalée Wq , pour laquelle chaque élément de cette matrice représente pour chaque pays, la moyenne pondérée des valeurs associées aux pays voisins.

Nous construisons une matrice $N \times T$ à partir des éléments de la matrice $N \times N$. Chaque élément de la nouvelle variable de transition Wq est calculé de la manière suivante 2:

$$wq_{it} = \sum_{j=1}^N w_{ij} q_{jt}$$

Le modèle PSTR s'estime en quatre étapes : dans la première étape, il s'agit de tester le modèle linéaire ($H_0 : r=0$) contre un modèle à effets de seuils avec un minimum d'une fonction de transition ($H_0 : r=1$). Si le modèle linéaire est rejeté, nous testons le nombre de fonctions de transition à admettre dans le modèle. Nous testons d'une manière itérative le nombre de fonctions possibles et la procédure s'arrête quand l'hypothèse alternative est rejetée ($H_0 : r=i$ versus $H_1 : r=i+1$) avec ($i=1, \dots, r$). Dans la troisième étape, nous déterminons le nombre de seuils (m)³. Enfin, dans la dernière étape nous estimons les paramètres du modèle PSTR par les moindres carrés non linéaires (NLS).

III. DONNÉES ET ANALYSE DES RÉSULTATS

A. Données et description des variables

Nous considérons un panel de 11 pays pétroliers arabes pour la période 1996 - 2009.

Nous introduisons dans notre spécification la variable Wq comme variable de transition qui représente l'effet de l'environnement institutionnel en termes de stabilité politique qui est construite à partir de la variable « political stability » et part des exportations du pétrole sur l'ensemble des exportations de marchandises pour contrôler l'effet de la dépendance aux ressources naturelles et la variable « rule of law » pour contrôler l'effet de la qualité des institutions. Cette spécification nous permettra d'analyser l'effet combiné de la variable de transition avec les différentes variables explicatives introduites. Nous rajoutons dans notre

spécification économétrique les variables des déterminants classiques de la croissance.

L'ensemble de ces variables provient de la base World Development Indicators (WDI, 2011) et la base World Government indicators (WGI, 2011). Les variables utilisées sont les suivantes :

-CPIB: indicateur de la croissance économique (PIB), le taux de croissance du PIB exprimé en pourcentage.

-Variables institutionnelles :

Nous avons utilisé deux indicateurs de la base gouvernance publiée par la Banque mondiale. Leur valeur varie entre -2.5 et 2.5, une valeur élevée indique un environnement institutionnel favorable et vice versa:

STABPOL : « political stability », il capture la perception de la probabilité que le gouvernement soit déstabilisé ou renversé par des moyens inconstitutionnels ou violents, y compris la violence à motivation politique et le terrorisme.

QINST : « Rule of the law », qui inclut plusieurs indicateurs, qui mesurent la confiance et le respect des lois et règles de la société.

- DEP : la dépendance aux ressources naturelles est représentée par la variable: part des exportations du pétrole en pourcentage des exportations totales.

- INFL : la stabilité macroéconomique mesurée par le taux d'inflation est définie par la variation annuelle de l'indice des prix à la consommation.

- OUV : l'ouverture commerciale à travers l'indicateur du commerce (valeur des exportations de biens et services + la valeur des importations de biens et services)/PIB (en pourcentage). Plus il est élevé, plus l'économie de ce pays est considérée ouverte.

- INVEST : l'investissement: la formation brute de capital fixe (FBCF) en pourcentage du PIB.

- POPG : La variable démographique : la croissance démographique est mesurée par le taux de croissance annuel de la population.

B. Tests de spécification

Les résultats des tests de linéarité du modèle (voir tableau n°1) montrent que l'hypothèse nulle de linéarité du modèle est rejetée à 1% pour $m=1$ alors que pour $m=2$, le modèle est linéaire.

Le test du nombre de fonctions de transition pour les cas de $m=1$, montre que l'hypothèse alternative d'un modèle PSTR avec un minimum de deux fonctions de transition ($r = 2$) est rejetée. Nous retenons une seule fonction de transition ($m=1$).

2 Nous suivons la démarche de Elhorst (2003) qui définit wy (équation (36) page 20), « Specification and estimation of spatial panel data model ».

3 Conzalez et al.(2005) considèrent qu'en pratique il est usuellement suffisant de considérer $m=1$ ou $m=2$, puisque ces valeurs permettent généralement de capter les variations dans les paramètres à estimer

Tableau n°1 : LM Tests de la non-linéarité résiduelle

Variable dépendante	CPIB
Variable de transition	W*STABPOL
Nombre de seuils	m=1
H0 : r=0 vs H1 : r=1	2.195 (0,049)
H0 : r=1 vs H1 : r=2	0.249 (0,959)

Note : entre les parenthèses les p-value correspondantes aux statistiques de Fisher
 Source : construit par les auteurs à partir des estimations du PSTR

Nous retenons un nombre de seuils dans la variable de transition égal à 1 (m=1), vue que m=2 ne correspond pas à un modèle non linéaire⁴.

C. Estimation des paramètres

Le tableau n° 2, nous permet d'évaluer l'influence de la variable de transition « qualité régionale des institutions ». Notons que dans les modèles PSTR, les coefficients de pente ne sont pas directement interprétables. Cependant, les signes des coefficients de pente (β_1) indiquent le sens de la relation entre la variable explicative et la variable expliquée en fonction de la variable de transition.

Un signe positif de (β_1) indique que lorsque la variable de transition augmente, les coefficients des pentes associés croissent.

⁴ Si les deux spécifications pour m=1 et m=2 sont non linéaires, le choix du nombre de seuils se fait par la comparaison des statistiques RSS, AIC et BIC.

Tableau n°02: Résultats de l'estimation du modèle PSTR

Modèle ⁵		
variable dépendante	CPIB	
Variable de transition	Matrice des poids spatiaux*STABPOL	
	β_0	β_1
QINST	-6.9552* (-1.9407)	13.5520** (2.0035)
DEP	-0.0825 (-1.6293)	0.2753** (2.5489)
INF	0.2323* (1.8113)	-0.5620* (-1.7765)
INVEST	0.5039** (2.3835)	-0.8111* (-1.7209)
OPNES	-8.7878* (-1.8933)	15.6099 (1.3246)
POPG	0.6161 (0.7927)	3.6953 (1.1094)
γ	5.4587	
c	-0.4913	

Note : entre les parenthèses les p-value correspondantes aux statistiques de Student
 Source : construit par les auteurs à partir des estimations du PSTR

Les colonnes (1) et (2) où la variable de transition représente l'environnement institutionnel (en terme de stabilité politique) des pays voisins montrent que pour le cas de la variable explicative qualité des institutions, le coefficient β_0 est négatif et significatif et le coefficient β_1 est positif et significatif. Ce résultat signifie que la qualité des institutions a un effet négatif (β_0) sur la croissance du PIB des pays arabes, cela est dû probablement à la qualité institutionnelle de ces pays (en moyenne -0,10 pour la variable rule of the law et -0,44 pour la variable political stability). Cet effet devient positif (β_1) quand on introduit l'effet de l'environnement institutionnel. En effet, un coefficient β_1 positif montre que l'effet de la qualité des institutions devient de plus en plus positif sur la croissance du PIB quand la variable stabilité politique des pays voisins s'améliore. En d'autres termes, l'introduction de la dynamique de transition entre deux régimes montre que la stabilité politique régionale rend positif l'effet de la qualité des institutions sur la croissance économique.

Pour le cas de la variable explicative ressources naturelles, le coefficient β_0 est négatif et le coefficient β_1 est positif et significatif. Ce qui signifie que les ressources naturelles ont un effet négatif (β_0) sur la croissance du PIB dans le cas des pays

⁵ :Pays de l'échantillon : Algérie, Egypte, Iran, Kuwait, Oman, Qatar , Arabie Saoudite, Soudan, Syrie, Tunisie, Yemen.

arabes et cet effet devient positif (β_1) quand on introduit l'effet de l'environnement institutionnel régional. Un coefficient β_1 positif montre que l'effet de la dépendance devient de moins en moins négatif jusqu'à devenir positif sur la croissance du PIB quand la variable stabilité politique des pays arabes voisins s'améliore. Ces effets d'interaction estimés dans notre modèle peuvent être confortés par les résultats de Sala-I-Martin et Subramanian (2003), Boschini and al (2007), Mehlum et al (2006), et Arezki et Van der Ploeg (2010). Ces derniers suggèrent que pour les pays riches en ressources naturelles, la malédiction des ressources naturelles serait moins sévère pour les pays ayant de meilleures qualités institutionnelles.

Concernant les autres variables, l'introduction de l'effet spatial dans la dynamique de transition entre différents régimes institutionnels en termes de stabilité politique, montre que la stabilité politique des pays voisins rend les effets de l'inflation et de l'investissement négatifs.

Par ailleurs, les résultats des estimations des modèles PSTR nous permettent de calculer l'effet marginal des variables explicatives x_{it} sur la variable expliquée y_{it} . L'effet marginal d'une variable x_{it} pour le pays i au temps t est défini par la moyenne pondérée des paramètres β_0 et β_1 obtenue dans les régimes extrêmes :

$$\frac{\delta y_{it}}{\delta x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 G(Wq_{it}, \gamma, c)$$

Le calcul des effets marginaux nous a permis de construire figures 1 et 2.⁷

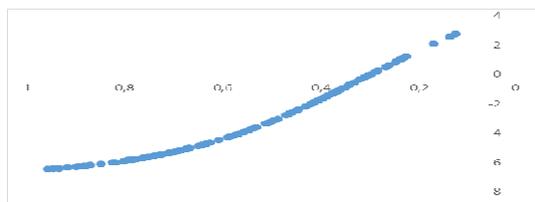


Fig. 1 Effet marginal de la qualité institutionnelle en fonction de la stabilité politique régionale

⁶ La plupart des études économétriques montrent que cet effet est plutôt négatif (Ficher (1983), Kormendi et Meguire (1985), Grier et Tullock (1989), Gylfason (1989), De Gregorio (1992), ...). Cependant, nos résultats rejoignent ceux des études empiriques mettant en évidence l'existence d'effets de seuil (Sarel (1996)). Alors que pour l'investissement, la plupart des études montrent des effets positifs (Mankiw, Romer, et Weil (1992), Summers-Heston (1988), ...). C'est ce que nous trouvons initialement (β_0). Cependant les effets de seuils n'ont pas été testés dans les travaux antérieurs.

⁷ Pour les figures 1 et 2, les abscisses représentent la variable de transition alors que les ordonnées représentent les effets marginaux.

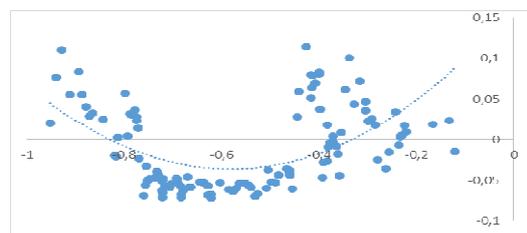


Fig. 2 Effet marginal de la dépendance au pétrole en fonction de la stabilité politique régionale

L'effet marginal de la qualité des institutions est initialement négatif et devient de moins en moins négatif jusqu'à devenir positif avec l'amélioration de la stabilité politique régionale c'est à partir d'un seuil de -0,3 que l'effet devient positif.

L'analyse de l'effet marginal de la dépendance aux ressources naturelles sachant le niveau de la stabilité politique régionale montre que le côté gauche du graphe n'est pas significatif cela est dû à la non significativité de β_0 mais globalement l'effet passe du négatif au positif. Cependant, c'est à partir d'un seuil de -0,3 que l'effet devient définitivement positif.

VI. CONCLUSION

Ce travail a dévoilé l'existence d'effets d'interaction entre le facteur stabilité politique régionale et les facteurs dépendance aux ressources naturelles et qualité des institutions. L'introduction des changements de régimes avec effet spatial différencie les effets des variables explicatives suivant les seuils atteints par la variable de transition. En effet, nos résultats montrent que l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles est plus probable lorsque le pays est dans un environnement régional politique instable. Aussi, même pour des pays à faible qualité institutionnelle comme il est le cas des pays arabes, une meilleure stabilité politique régionale entraîne un effet positif de la qualité des institutions sur la croissance. Pour les pays arabes, la stabilité politique dans la région semble avoir un impact sur les différents déterminants de la croissance. Dans ce cadre, nos résultats confortent les explications de l'économiste tunisien Hakim Ben Hammouda qui avance que si la crise économique succède à la crise politique dans les pays du printemps arabe, les autres pays de la région risquent d'être confrontés aux mêmes défis structurels.

REFERENCES

- [1] D. Acemoglu and S. Johnson and J. Robinson. "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation". American Economic Review, vol. 91, pp.1369-1401.2001.
- [2] D. Acemoglu et S. Johnson et J. Robinson, "Institutional causes, Macroeconometrics symptoms, volatility, crises and growth", *Journal of monetary economics*. 2003.
- [3] M. Alexeev et R. Conrad. "Elusive oil curse", *Review of Economics and Statistics forthcoming*. 2009.
- [4] R. Arezki et P.Vander, « Do natural Resources depress income per capita? », *working paper CESifo n°.3575 Group Munich*. 2010.
- [5] H. Ben Hammouda, "Difficile transition économique dans les pays du printemps arabe... Dans les autres aussi !", Article d'opinion d'un économiste tunisien, publié dans la tribune, 2013.
- [6] A. Boschini et D. Pettersson et J. Roine, « Resource Curse or Not: A Question of Appropriability », *Scand. Journal of Economics*, vol.109 (3), pp593-617.2007.
- [7] C. Brunnschweiler, "Cursing the Blessings? Natural Resource Abundance, Institutions, and Economic Growth", *World Development*, vol. 36, No. 3, pp. 399-419. 2008.
- [8] C. Brunnschweiler et E. Bulte, "The resource curse revisited and revised: a tale of paradoxes and red herings", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol 55:3. pp.248-264.2008.
- [9] E.H. Bulte et H. Damania, et R.T. Deacon, "Resource Abundance, Poverty and Development", *ESA Working Paper, The Food and Agriculture Organization of the United Nations, Agricultural and Development Economics Division*.2004.
- [10] G. Colletaz and C. Hurlin, "Threshold Effects in the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach", *working paper*. 2006.
- [11] P. Collier, & A. Hoeffler, "Resource Rents, Governance and Conflict", *The Journal of Conflict Resolution*. Vol. 49, No. 4, pp. 625-633.2005.
- [12] P. Collier et A. Hoeffler, "Greed and grievance in civil war", *World Bank Policy Research Paper*.2000.
- [13] J. De gregorio, "Economic Growth in Latin America", *Journal of Development Economics*, 39 pp. 58-84. 1992.
- [14] J.P. Elhorst, "Specification and estimation of spatial panel data models", *international regional science review*.2003.
- [15] D. Fearon et D. Laitin. "Ethnicity, Insurgency, and Civil War ", *Stanford University American Political Science Review*. vol. 97. 2003.
- [16] J. Fouquau, « Modèles à changements de régimes et données de panel de la non-linéarité à l'hétérogénéité », Thèse de doctorat en Sciences Economiques à soutenue à l'Université d'Orléans. 2008.
- [17] A. Gonzalez et T. Terasvirta et V. Dick, "Panel smooth transition regression model", *University of technology Sydney*. 2005.
- [18] K. Grier et G. Tullock, "An ampirical analysys of cross-national economic growth 1951-80", *Journal of Monetary Economics*. vol 24. pp. 259-276. 1989.
- [19] T. Gylfason, « Natural Resource Endowment: A Mixed Blessing? », *cesifo working paper*.2011.
- [20] B. Hansen, "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference", *Journal of Econometrics*, vol 93, pp 345-368.1999.
- [21] J. Isham et M. Woodcock et L. Pritchett et G. Busby, "The varieties of resource Experience: How Natural Resource Export Structures Affect the Political Economy of Economic Growth", Middlebury College Economics Discussion Paper, Vermont: Middlebury College.2004.
- [22] R. Kormendi et P. Meguire, «Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidence», *Journal of Monetary Economics*,vol:16, pp.141-63.1985.
- [23] C. Leite et J. Weidmann, "Does Mother Nature Corrupt? Natural Resources, Corruption and Economic Growth", *Working Paper of the International Monetary Fund*. WP/99/85.1999.
- [24] G.N. Mankiw et D. Romer et D.N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*. vol:152, pp.407-437.1992.
- [25] P. Mauro, "Corruption and growth", *Quarterly Journal of Economics*. vol.90, pp 681-712. 1995.
- [26] H. Mehlum et K. Moene et R. Torvik. "Institutions and the resource curse", *The Economic Journal*. Vol 116, pp.1-20. 2006.
- [27] M. Mehrara et M. H.S Seyed et S. F Atefeh, "Threshold Effects In The Relationship Between Oil Revenues And Growth In Oil Exporting Countries", *International Journals of Marketing and Technology*.2011.
- [28] M.L ROSS, "Does oil hinder democracy?", *World Politics*. Vol. 53, pp.325-61. 2001.
- [29] X. Sala-i-martin et A. Subramanian, "Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria", Working, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.2003.
- [30] J.D Sachs et A.M Warner, "Natural Resource Abundance and Economic Growth", NBER Working Paper Series, Center for International Development and Harvard Institute.1997.
- [31] J.D Sachs et A.M Warner, Sachs, "Natural Resources and Economic Development The curse of natural resources", *European Economic Review*, vol.45, pp.827-838.2001.
- [32] F. Van der ploeg, "Natural Resources: Curse or Blessing?", *CESifo Working Paper*.2010.