

Exploitation Forestière En RDC Et Bien-Etre : Analyse De Retombées Sociales Economiques

Kondema Ngbau Cedrick, Mbenga Musangu, Ngutu Bolende

Université Pédagogique Nationale

Auteur correspondant : Kondema Ngbau Cedrick



Résumé : Cette étude a porté sur la relation entre l'exploitation forestière et le bien-être en RDC. Au regard des résultats du modèle à décalages temporels autorégressifs d'ordre 1 estimé, il ressort que la gouvernance des ressources naturelles a une influence forte et négative sur le bien-être socioéconomique des congolais à cause du dysfonctionnement administratif, la prédominance des structures informelles, la corruption active et passive.

De même la production forestière a une faible influence sur le bien-être socio-économique des congolais à cause de la faible productivité liée à l'abus de fonction, la corruption, du contrôle de gestion forestière par quatre entreprises privées étrangères, du manque de structures de transformation ainsi que le régime déclaratif de la production industrielle du bois.

Mot clé : Exploitation forestière, bien-être

I. Introduction

La République Démocratique du Congo (RDC) à une vaste couverture forestière tropicale riche en biodiversité et dont le rôle dans le maintien d'un environnement planétaire vivable n'est plus à démontrer. Cette surface forestière est estimée à 155 millions d'hectares qui représentent environ 60% des superficies des forêts du Bassin du Congo et 70% du territoire national. Ce chiffre varie selon la définition même de la forêt ou encore de l'approche cartographique utilisée. Malgré un tel potentiel, le secteur forestier reste marginal dans l'économie¹

Il sied de signaler que, la République Démocratique du Congo doit compter sur l'exploitation rationnelle de ses ressources naturelles, notamment son immense forêt tropicale, en vue d'assurer son développement socio-économique et le bien-être de sa population. Mais pour y parvenir, le principe la gestion inclusive du patrimoine forestier et la redistribution équitable des bénéfices de l'exploitation de ressources forestières à tous les acteurs reste l'élément moteur².

Jusqu'à ce jour, l'Etat congolais canalise ses efforts sur le secteur minier et dans une certaine mesure, au secteur agro-industriel et pourtant, il existe une forte possibilité de substitution dans la production de certains des biens et services (par exemple : la fibre a remplacé le fer dans la fabrication des pare-chocs des voitures).

¹ TROPENBOS INTERNATIONAL, 2015 APV-FLEGT : exploitation et commerce légaux du bois artisanal, une affaire de tous en province orientale note politique P23

² ECHOUT, L, (1953) l'exploitation forestière au Congo, publication des services agricoles, 7, place royal Bruxelles, , p.150

Et comme conséquence directe et indirecte, celles-ci se répercutent sur les marchés mondiaux, faisant baisser les prix de minerais notamment le cuivre, le cobalt, l'or etc. Or, l'exploitation rationnelle et judicieuse du bois peut procurer des revenus supplémentaires à la RD Congo grâce à ses propriétés biochimiques (écologiques).

Ainsi, Le bois s'est avéré une source d'énergie considérable dans le monde et est naturellement renouvelable³. Il est dorénavant considéré comme, la seule substance d'avenir pour le XXI^e siècle en se basant sur son anatomie qui nous révèle son ultra-perfectionnement dont toutes les possibilités n'ont pas encore été suffisamment explorées⁴.

Le bois connaît actuellement un regain d'intérêt dans tous les débats sur son exploitation. Et pourtant, le rôle du bois semble de plus en plus indéniable. Et tel qu'il est devenu selon DUYCK « utilisé comme matière première dans de nombreuses industries nouvelles susceptible de satisfaire tous les besoins de l'existence. Transformé en pâte à bois, il sert à la fabrication des papiers, des cartons, de textiles artificiels, des matières plastiques ».

La place de l'industrie de bois dans le processus du développement d'un pays tient au rôle moteur que joue cette dernière dans l'amorçage de la croissance du fait qu'elle intercale entre la matière première et la demande finale une multitude de chaînons intermédiaires où s'accumulent les investissements.

Cette caractéristique joue un rôle double dans le processus de développement : d'abord par l'augmentation quantitative en terme de productivité et donc des accroissements des revenus, ensuite, par l'effet de multiplication attachée aux investissements.

Au regard de ce qui précède, les préoccupations suivantes ont attiré notre attention : Y-a-t-il un impact positif de l'exploitation forestière de bois effectué par les différentes entreprises RDC sur le bien-être de la population congolaise en générale et les autochtones en particuliers ?

II. Quelques faits stylisés

Ce point consiste à retracer l'évolution des variables retenues dans notre étude de 1990 à 2020.

1. Evolution de l'indice du développement humain

Notre intérêt de présenter de manière particulière l'évolution de l'indice du développement humain est que la situation socio-économique dans le cadre de notre étude est captée par l'indice du développement humain, IDH en sigle. Ainsi, pour retracer fidèlement l'évolution de l'indice du développement humain, nous avons l'avons reparti en 4 périodes différentes :

- ✓ de 2000-2006 : période marquée par le gouvernement de transition (système 1+4) ;
- ✓ 2007-2011 : période marquée d'une part par la crise financière, et d'autre part, l'organisation des élections générales ;
- ✓ 2012-2016 : période d'une relative stabilité macroéconomique et politique ;
- ✓ 2017-2020 : période marquée par les tensions politiques, l'organisation des élections présidentielle et législatives, ainsi que la crise sanitaire de COVID-19.

Tableau 12 : Evolution de l'indice du développement humain (Eléments de la statistique descriptive)

	2000-2006	2007-2011	2012-2016	2017-2020	Moyenne générale
Moyenne	0,366	0,420	0,457	0,478	0,430
Maximale	0,389	0,438	0,460	0,480	
Minimale	0,349	0,400	0,442	0,475	
Volatilité	0,064	0,01	-	-	

Source : l'auteur, à partir de la base des données de la Banque mondiale

³ MENDA KAZAYAWOKO, *anatomie et technologie de bois*, notes de cours de premier grade en agronomie, option eaux et forêts, 2009-2010, p.7

⁴(In encyclopedia universalis inedit 2011

Il ressort de ce tableau ce qui suit : l'indice du développement humain en RD Congo de 2000 et 2020 a varié entre 0,349 et 0,480. Sa moyenne générale est 0,430 ce qui explique que la RD Congo est classée parmi les pays à faible développement humain. Pour les périodes 2000 à 2006 et 2007 à 2011, la volatilité de l'indice du développement est respectivement de 0,064 et 0,01.

Cette volatilité traduit l'incapacité des politiques publiques de pouvoir ramener l'indice du développement humain de sa cible. Par contre, entre les périodes 2012 à 2016 et 2017 à 2020, force est constaté des faibles améliorations de l'indice du développement humain. De manière globale, l'évolution de cet indice est représentée par le graphique qui suit :

2. Evolution de la production forestière

De même, l'évolution de la production forestière est décrite par rapport à ces quatre périodes telles qu'énumérer ci-haut : de 2000-2006 : période de transition politique, caractérisée par le manque total de traçabilité de la production forestière, ce qui a conduit à des données statistiques peu fiables ; de 2007 à 2011 : période marquée par la faible qualité institutionnelle, qui a créé l'abus de fonction sous forme de corruption active et passive dans le secteur forestier. De 2012 à 2016 : période de réforme institutionnelle et d'aménagement du secteur forestier.

De 2017 à 2020 : période marquée par les tensions politiques, insécurité à l'Est de la république a généré beaucoup de réserves aux entreprises en termes de production, par conséquent l'Etat perd en termes d'impôts, sans oublié la crise sanitaire de COVID-19.

Tableau 13 : Evolution de la production forestière (Eléments de la statistique descriptive)

	2000-2006	2007-2011	2012-2016	2017-2020	Moyenne générale
Moyenne	104214,3	313800,0	253436,4	167341,3	209698,0
Maximale	180000,0	375000,0	270000,0	224558,0	
Minimale	49500,0	250000,0	290000,0	134850,0	
Volatilité	105483,7	-	-	42356,7	

Source : l'auteur, à partir de la base des données de la Banque mondiale

Il en résulte de ce tableau que la production forestière a évolué entre 49500,0 et 375000,0 mètres cubes. La moyenne générale est de 209698,0 mètres cubes. Entre les périodes de 2000 à 2006 et 2017 à 2020, la volatilité est respectivement de 105483,7 et 42356,7 mètres cubes. Cette volatilité s'explique respectivement à partir du manque total de traçabilité de la production forestière, et période marquée par les tensions politiques, insécurité à l'Est de la république.

3. Evolution de l'indice de la bonne gouvernance des ressources naturelles forestière

Les indices cumulés de la gouvernance forestière, calculés pour les différents niveaux (central, provincial et district) relèvent de grandes disparités, les autorités centrales obtenant un score plus élevé que les provinces et les districts. Le décalage entre les notes du niveau central, provincial et du district peut être attribué aux différentes capacités individuelles et institutionnelles de diverses parties prenantes impliquées aux divers échelons.

Dans le cadre de cette étude, nous avons retenu l'indice de la bonne gouvernance des ressources forestières calculé au niveau central.

La mesure de cet indice intègre six principes de gouvernance employée pour évaluer la qualité d'ensemble de la gouvernance dans l'ordre qui suit : la transparence, la participation, l'équité, la capacité, la responsabilité et l'efficacité.

La transparence et la participation ont des considérations plus élevées au calcul de cet indice plus que d'autres indicateurs.

Ainsi, l'évolution de l'indice de bonne gouvernance est aussi décrite par rapport à ces quatre périodes : de 2000-2006 : période de transition politique, caractérisée par l'absence de la bonne gouvernance des ressources naturelles, de 2007 à 2011 :

période marquée par la faible qualité de la gouvernance. De 2012 à 2016 : période de réforme institutionnelle et d'aménagement du secteur forestier.

De 2017 à 2020 : période marquée par les tensions politiques, insécurité à l'Est de la république a généré beaucoup de réserves aux entreprises en termes de production, par conséquent l'Etat perd en termes d'impôts, sans oublié la crise sanitaire de COVID-19.

Tableau 14 : Evolution de l'indice de la bonne gouvernance des ressources naturelles forestière (Eléments de la statistique descriptive)

	2000-2006	2007-2011	2012-2016	2017-2020	Moyenne générale
Moyenne	31,028	34,740	35,060	33,400	33,557
Maximale	33,200	35,500	36,200	37,000	
Minimale	29,600	32,800	34,300	31,700	
Volatilité	2,529	-	-	0,157	

Source : l'auteur, à partir de la base des données de la Banque mondiale

Il en résulte de ce tableau que les valeurs minimales et maximales de l'indice de la bonne gouvernance sont respectivement de 29,6 et 37,0. La moyenne générale étant de 33,557 et, pour les deux périodes de 2000 à 2006 et 2017 à 2020, il y a eu volatilité en cause de l'absence de la bonne gouvernance des ressources naturelles, et période marquée par les tensions politiques, et de l'insécurité à l'Est de la république.

III. Méthodologie

3.1. Présentation des variables et spécification du modèle

Cette point est subdivisée en deux sous partie. La première porte sur la présentation des variables et les sources de données, la seconde présente la spécification du modèle.

3.1.1. Présentation des variables et sources de données

a. Présentation des variables

Dans la présente étude, le bien-être socio-économique est capté par l'indice du développement humain (IDH), et pour bien mener cette étude, nous avons sélectionné trois variables, à savoir :

- ✓ IDH_t : l'indice du développement humain courant ;
- ✓ $PFOR_t$: la production forestière courant ;
- ✓ $IBGRN_t$: l'indice global de la bonne gouvernance des ressources naturelles forestières courant.

Tableau 15 : Présentation des variables

Variable	Notation	Nature	Pertinence	Base des données
Indice du développement humain	IDH_t	Variable à expliquer	Un indice composite capable d'évaluer le niveau du développement et de la qualité de la vie des populations	Banque mondiale
Production forestière	$PFOR_t$	Variable explicative d'intérêt	Ressources naturelles pour la survie de la population et leur émergence	FAO, Fonds Français pour l'environnement mondial et Banque centrale du Congo
Indice global de la bonne gouvernance	$IBGRN_t$	Variable explicative	Un indice important pour évaluer la qualité de la	Banque mondiale et Rapport de

des ressources naturelles			gouvernance par les pays de leurs ressources naturelles via la politique publiques	l'évaluation intermédiaire pour la RDC 2020
---------------------------	--	--	------------------------------------------------------------------------------------	---------------------------------------------

Source : l'analyse base des données sur de nos recherches

b. Sources de données statistiques

Les données utilisées pour ces estimations proviennent principalement de plusieurs sources, à savoir : la base des données de la Banque Mondiale, FAO, Fonds Français pour l'environnement mondial, la Banque Centrale du Congo et le Rapport de l'évaluation intermédiaire 2020 pour la RDC. Elles couvrent la période allant de 2000-2020.

3.1.2. Spécification du modèle

Soit une fonction macroéconomique à technologique Cobb-douglas où, les paramètres sont nécessaires pour capter le bien-être de congolais selon les contributions qui proviennent de la production forestière, de l'investissement public en infrastructure routière et de l'indice de la bonne gouvernance des ressources naturelles.

En effet, cette fonction se présente de la manière suivante :

$$IDH_t = f(PFOR_t, IBGRN_t) \quad (1)$$

L'équation (1) exprime que le bien-être socio-économique de la population est fonction de ces trois variables explicatives. Ainsi, pour expliquer comment se détermine la valeur de l'indice du développement humain en fonction de ses variables explicatives, on construit un modèle à partir de certaines hypothèses dans le cadre d'une théorie particulière.

En effet, pour capter l'influence de la production forestière et de l'indice global de la bonne gouvernance sur le bien-être socio-économique, le présent travail s'inspire au modèle à décalages temporels autorégressifs d'ordre 1, l'estimation des équations du modèle VAR va nous permettre à confirmer ce modèle. Ainsi, le modèle à décalages temporels autorégressifs consiste à modéliser les anticipations des agents économiques, considérant que ces derniers font des anticipations adaptatives. C'est-à-dire, qu'ils se servent des erreurs de prévision passées pour formuler les anticipations courantes⁵, avec le niveau attendu du bien-être socio-économique qui n'est pas observable. Pourquoi avons-nous recouru au modèle dynamique d'autocorrélation et non à un modèle statique ?

Un modèle statique implique que l'influence d'une variation d'une variable explicative sur la variable dépendante produit tous ses effets durant la période où cette variation a eu lieu. Par contre, il exclut toute inertie et tout délai dans les ajustements de la variable dépendante aux fluctuations des variables explicatives, alors qu'ils sont l'un et l'autre plus la règle que l'exception. En réalité, une variable dépendante dépend souvent des valeurs passées, et pas seulement des valeurs actuelles, de ses variables explicatives (délais d'ajustement), ainsi que de sa propre valeur passée (inertie ou effets d'habitude).

Ainsi, de nombreux phénomènes économiques réels sont donc mieux expliqués par un modèle dynamique plutôt que statique. A cet effet, les relations entre les variables que la théorie économique propose sont souvent formulées de manière statique et représentent une situation d'équilibre (plus aucune force économique ne pousse à changer de situation, tous les ajustements sont effectués). Pour autant, la théorie économique ne prétend pas que, dans la réalité, la situation soit équilibrée à chaque instant. Les données observées rendent compte obligatoirement de cet état de fait. Il est donc erroné de vérifier une théorie en estimant le modèle statique issu de cette théorie à partir des données observées, car la relation d'équilibre théorique n'est pas vraie à chaque période⁶.

Il faut en fait estimer, sur la base de ces données, un modèle dynamique suffisamment riche pour prendre en compte toutes les inerties et délais d'ajustement, et vérifier que la relation entre les variables mises en jeu pour une situation d'équilibre est compatible avec la relation d'équilibre théorique. Pour qu'il en soit ainsi, on peut imposer aux paramètres du modèle

⁵J. KIBALA, Econométrie : Application sur Eviews et Stata, éd. HAL, Paris, 2018

⁶E. DOR, Econométrie : cours et exercices, éd. Dunod, Paris, 2004.

dynamique général les contraintes ou restrictions nécessaires. Un modèle dynamique général relie une variable dépendante à ses valeurs passées et aux valeurs présentes et passées de ses variables explicatives. Ce modèle décrit donc la trajectoire de la variable dépendante en fonction de la trajectoire de ses variables explicatives. En raison des effets d'habitude que subisse le bien-être socio-économique, nous avons opté pour un modèle à décalages temporels autorégressifs d'ordre 1, et qui se présente comme suit :

$$\log (IDH_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log (PFOR_t) + \beta_2 \cdot \log (IBGR_t) + \beta_3 \cdot \log (IDH_{t-1}) + u_t \quad (2)$$

Cette équation (2) sera estimée par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Cette méthode d'estimation exige le respect des certaines hypothèses de base.

Pour corriger bien avant la violation de l'hypothèse d'homoscédasticité, ou bien pour corriger l'hétéroscédasticité que l'on peut rencontrer en considérant les variables sans transformation, nous avons, comme indiqué dans cette spécification, pris le logarithme népérien de toutes les variables [Ahmed ZAKANE, 2009]. En outre, les paramètres estimés β_i expriment les élasticités ou les variations de l'indice du développement humain par rapport à chacune de variation des variables explicatives. Ainsi :

- ✓ β_1 exprime l'élasticité de l'indice du développement humain par rapport à la production forestière. Nous nous attendons en ce que sa valeur soit significative et positive.
- ✓ β_2 exprime l'élasticité de l'indice du développement humain par rapport à l'indice de la bonne gouvernance en ressources naturelles. Nous nous attendons en ce que sa valeur soit significative et positive.

Comme nous avons opté le modèle à décalages temporels d'ordre 1, il est question de vérifier la relation de long terme entre l'indice du développement humain et la production forestière, à partir de la valeur du paramètre β_1 .

4. Présentation et discussion des résultats

Après avoir spécifié le modèle et les variables prises en compte, la présente section est consacrée à la présentation et discussion sur les différents résultats.

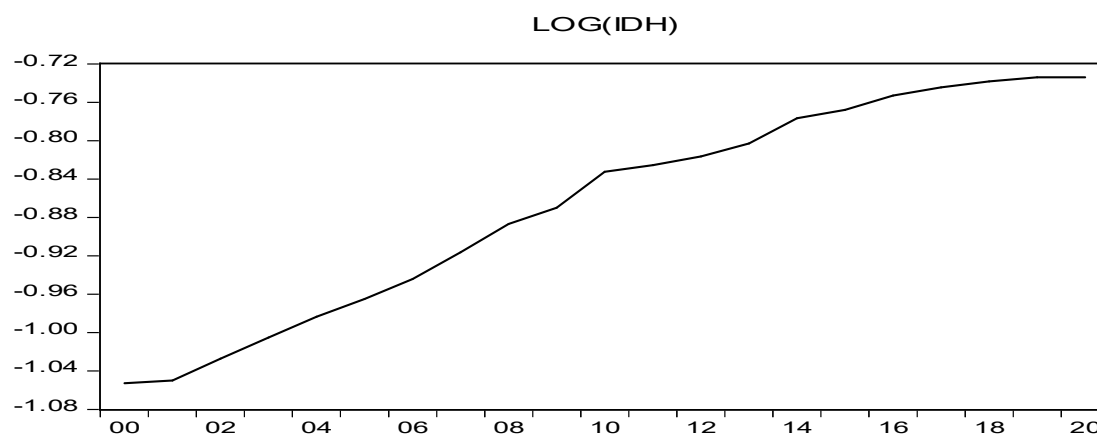
3.2.1. Tests de stationnarité

3.2.1.1. Analyse graphique

L'analyse graphique nous permet d'observer l'évolution de nos trois variables au cours de la période sous étude, et de nous prononcer sur une éventuelle stationnarité ou non-stationnarité de ces variables.

a) *Indice du développement humain en logarithme (LIDH)*

Graphique 4 : Evolution de l'indice du développement humain en logarithme

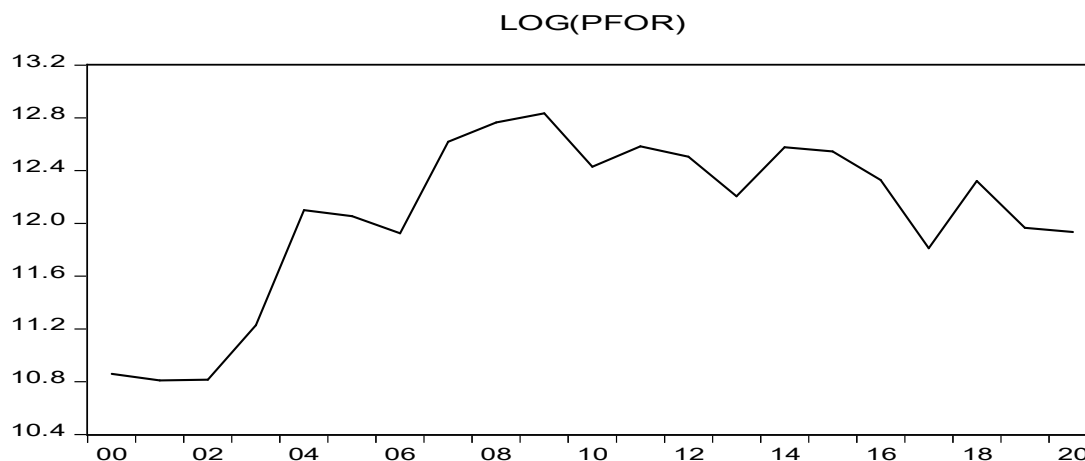


Source : l'analyse à partir des données de la base des données de la Banque mondiale

Au regard de ce graphique il ressort que, l'indice du développement humain a connu en moyenne une tendance ascendante de 2002 jusqu'en 2020. Cette tendance fait penser à une série qui, en niveau sur le modèle avec tendance et constante est non stationnaire. Toutefois, la confirmation de ce non stationnarité et de sa nature seront précisées par le test de la racine unitaire qui sera effectué par la suite.

b) Production forestière

Graphique 5. Evolution de la production forestière en logarithme (LPFOR)

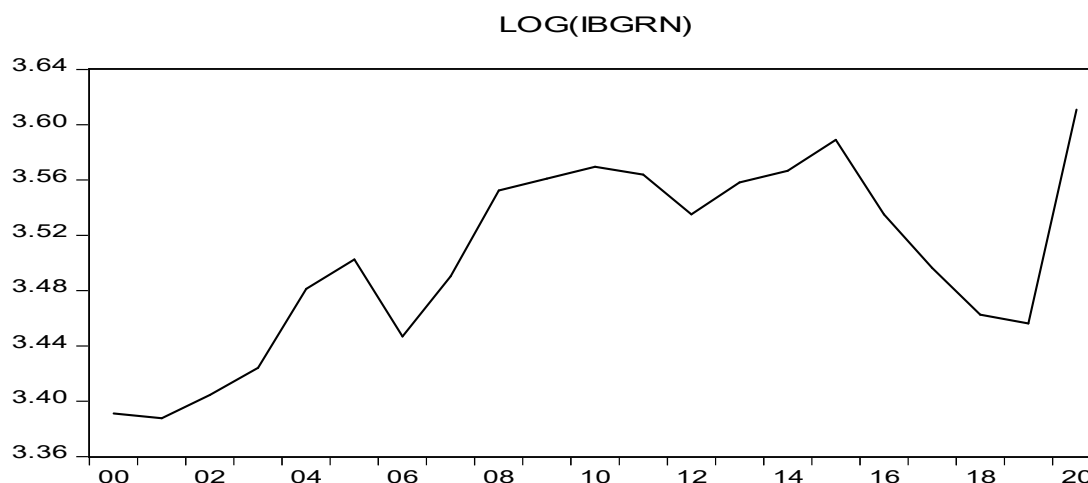


Source : l'auteur à partir des données de la base des données de FAO, Français pour l'Environnement Mondial et la BCC

Il ressort du graphique que, la production forestière a connu une tendance haussière entre 2002 et 2009 accompagné d'un creux prononcé en 2007. A partir de 2010, on observe une prédominance de la tendance baissière mais également avec de fortes variabilités, ce qui fait penser à une série non stationnaire en niveau, dont la suite sera connu par le test de la racine unitaire.

c) Indice de la bonne gouvernance

Graphique 6. Evolution de l'indice global de la bonne gouvernance en logarithme (LIBGRN)



Source : l'auteur à partir des données de la Banque mondiale et Rapport de l'évaluation intermédiaire

Il ressort du graphique ce qui suit : l'indice global de bonne gouvernance au cours de la période sous étude a connu des progrès lents avec des régressions très remarquables. Ce changement spontané de l'évolution de l'indice fait penser à une série non stationnaire en niveau.

3.2.2. Analyse de la stationnarité par les tests de la racine unitaire

Nous avons plusieurs tests qui nous aident à vérifier les conditions de stationnarité des séries chronologiques. L'analyse graphique, le test du corrélogramme et les tests de la racine unitaire. Dans ce travail, nous allons utiliser le test graphique et celui de la racine unitaire. Le premier va nous aider à se prononcer sur l'évolution au cours du temps, des trois variables retenues. Alors que les tests de la racine unitaire vont nous permettre de détecter non seulement l'existence d'une non-stationnarité, mais aussi de déterminer de quel type de non-stationnarité s'agit-il (processus TS ou DS), et donc la bonne méthode pour stationnariser la série⁷. Nous allons utiliser deux tests complémentaires de la racine unitaire : de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillip-Perron (PP).

Les tests de la racine unitaire reposent sur l'estimation des modèles où la variable en différences premières est régressée sur les valeurs en niveau décalée d'une période et éventuellement sur les valeurs passées de la variable en différences premières, à travers trois équations : la première équation qui contient la tendance déterministe et la constante, la deuxième qui contient la constante sans la tendance déterministe et la troisième ne contient ni la tendance déterministe, ni la constante.

Le test commence par l'équation avec tendance et constante, ou l'on vérifie la significativité de la tendance déterministe ainsi que celle du coefficient de la variable en niveau décalée d'une période à travers la statistique ADF ou PP. Dans le cas où la statistique ADF ou PP est significative, alors que la tendance déterministe dans l'équation du test ne l'est pas, on conclut que la série est stationnaire en niveau. Si la tendance déterministe est significative on conclut que la série comporte une tendance déterministe, elle est non stationnaire de type déterministe ou de type TS (trend stationary) ; la stationnarisation se fait par l'écart à la tendance déterministe. Dans le cas où la statistique ADF ou PP est non significative et que la tendance déterministe dans l'équation du test est significative, la série comporte les deux types de tendance : La tendance déterministe et la tendance aléatoire. Dans ce cas, le processus de stationnarisation démarre par le filtre aux différences. Si la tendance déterministe est non significative, on passe à un modèle sans tendance déterministe pour décider du test. Si dans le modèle avec constante sans tendance, la statistique ADF ou PP est significative, la série est stationnaire en niveau. Dans le cas contraire, on regarde la significativité de la constante pour décider de l'issue du test.

En effet, si la constante est significative, on conclut à partir de cette 2ème équation que la série est non stationnaire du type DS et la stationnarisation se fait par le filtre aux différences. Si la constante n'est pas significative, on passe au modèle sans tendance ni constante pour décider de l'issue du test.

Tableau 16 : Résultat du test ADF et PP

Variable	Test de l'ADF				Test de PP			Décision	Nature de chocs	Mesures de politiques publiques
	Equation	VCM	ADF	Trend	VCM	PP	Trend			
LIDH	En niveau(1)	-3658446	0.631157	0.3572	-3.658446	0.631157	0.3572	NS(DS)	Chocs permanents	Mesures conjoncturelles
	En niveau(2)	-3.020686	-2.107534		-3.020686	-2.078809		NS		
	En niveau(3)	-1.959071	-7.779601		-1.959071	-6.966490		S(0)		
LPFOR	En niveau(1)	-3.658446	-1.416634	0.6701	-3.658446	-0.836023	0.6701	NS(DS)	Chocs permanents	Mesures conjoncturelles

⁷R. BOURBONNAIS, Econométrie : cours et exercices corrigés, éd. Dunod, Paris, 2018.

	En niveau(2)	-3.020686	-2.117694		-3.020686	-2.139445		NS		
	En niveau(3)	-1.959071	0.554953		-1.959071	0.631543		NS		
LPFOR	En différence	-1.960171	-4.527733		-1.960171	-4.528321		S(1)		
LIBGRN	En niveau(1)	-3.658446	-2.062475	0.2832	-3.658446	-2.094491	0.2832	NS(DS)	Chocs permanents	Mesures conjoncturelles
	En niveau(2)	-3.020686	-1.729462		-3.020686	-1.541341		NS		
	En niveau(3)	-1.959071	1.008539		-1.959071	1.136841		NS		
LIBGR	En différence	-1.960171	-2.421441		-1.960171	-2.278859		S(1)		

Source : l'auteur à partir des résultats de tests de stationnarité en annexe

NS : non stationnaire ;

VCM : valeur critique de Mackinnon ;

ADF :Dickey-Fuller Augmenté ;

PP :Phillip-Perron

1. Indice du développement humain en logarithme

Le test de stationnarité portant sur l'indice du développement humain de l'équation avec tendance et constante en niveau est non stationnaire. Du fait que la statistique de l'ADF est supérieure à la Valeur Critique de Mackinnon (VCM) au seuil de 5%. Au regard de la probabilité du trend supérieur à 5%, notre série comporte une tendance du type aléatoire (DS). Ce résultat est conforme au test de PP tel que résumé dans ce tableau.

De même, le test sur l'équation sans tendance avec constante est non stationnaire. Du fait que la statistique de l'ADF et celle de PP sont toujours supérieures à la Valeur Critique de Mackinnon au seuil de 5%.

Enfin, le test sur l'équation sans tendance ni constante relève que l'indice du développement humain est stationnaire. Car la Valeur Critique de Mackinnon au seuil de 5% est supérieure aux statistiques de l'ADF et PP.

2. Production forestière en logarithme

Le test de stationnarité portant sur la production forestière de l'équation avec tendance et constante en niveau relève le non stationnarité de la série. Car la statistique de l'ADF et celle de PP sont supérieures à la Valeur Critique de Mackinnon au seuil de 5%. En outre, la probabilité du trend pour les deux tests est supérieure à 5%, la non stationnarité est du type DS.

Pour le test de la série en niveau sur l'équation sans tendance avec constante, ressort que la production forestière n'est toujours pas stationnaire, car la statistique de l'ADF de même que celle de PP est supérieure à la Valeur Critique de Mackinnon au seuil de 5%.

De même, sur l'équation sans tendance ni constante, la série demeure non stationnaire. Par conséquent, la décision sur la stationnarisation de la série va porter sur la méthode de filtre aux différences ou en différence première.

En différence première, sur l'équation sans tendance ni constante, la production forestière est devenue stationnaire. Car la Valeur Critique de Mackinnon au seuil de 5% est devenue supérieure aux statistiques de l'ADF et PP.

3. Indice de la bonne gouvernance

Enfin, le test de stationnarité portant sur l'indice global de la bonne gouvernance en niveau sur l'équation avec tendance et constante relève que la série est non stationnarité. Car la statistique de l'ADF et celle de PP sont supérieures à la valeur critique

de Mackinnon au seuil de 5%. En plus, la probabilité du trend pour les deux tests étant supérieure à 5%, l'indice global de la bonne gouvernance comporte une tendance aléatoire.

Pour le test de la série en niveau sur l'équation sans tendance avec constante, il ressort que l'indice de la bonne gouvernance n'est pas stationnaire, car la statistique de l'ADF de même que de PP est supérieure à la valeur critique de Mackinnon au seuil de 5%.

De même, sur l'équation sans tendance ni constante, la série demeure non stationnaire. Par conséquent, la décision sur la stationnarisation de la série va porter la méthode de filtre aux différences ou en différence première.

En différence première, sur l'équation sans tendance ni constante, la production forestière est devenue stationnaire. Car la valeur critique de Mackinnon au seuil de 5% est devenue supérieure aux statistiques de l'ADF et PP.

Comme les trois variables sont devenues stationnaires mais d'ordre différent, nous allons passer directement à l'analyse de la causalité entre l'Indice du développement humain, la production forestière et l'indice de la bonne gouvernance.

3.2.3. Analyse de la causalité entre l'IDH et ses variables explicatives

Cette analyse va porter sur le test de causalité au sens de Granger et à l'estimation des équations du modèle VAR. Le test de causalité au sens de Granger va déterminer le sens de prédictibilité entre les variables, quant à l'estimation du modèle VAR, il est question de confirmer la forme fonctionnelle telle que spécifiée à la section précédente.

3.2.3.1. Test de causalité au sens Granger

Tableau 17 : Résultat du test de causalité au sens de Granger

Date: 02/03/25 Time: 06:20			
Sample: 2000 2020			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LOG(PFOR) does not Granger Cause LOG(IDH)	19	2.80054	0.0948
LOG(IDH) does not Granger Cause LOG(PFOR)		2.35148	0.1317
LOG(IBGRN) does not Granger Cause LOG(IDH)	19	1.52849	0.2509
LOG(IDH) does not Granger Cause LOG(IBGRN)		2.04684	0.1660
LOG(IBGRN) does not Granger Cause LOG(PFOR)	19	0.32320	0.7291
LOG(PFOR) does not Granger Cause LOG(IBGRN)		2.60636	0.1091

Source : l'auteur à partir de l'Eviews 10

Il ressort du test que l'hypothèse nulle LPFOR ne cause pas LIDH est acceptée car la probabilité critique de la statistique F est supérieure à 5%. De même, l'hypothèse nulle LIBGRN ne cause pas LIDH est aussi acceptée. Dans ce cas, nous passons par l'estimation des équations du modèle VAR.

3.2.3.2. Estimation des équations du modèle VAR

Avant d'estimation des équations du modèle VAR, il est question de déterminer le nombre de retards optimaux par les critères d'information d'AIC et SC. Car l'estimation de ces équations VAR, nous permet de déterminer comment une chronique est fonction de ses propres valeurs passées et les valeurs passées des autres.

Tableau 18. Détermination du décalage optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	40.34193	NA	2.48e-06	-4.393169	-4.246131	-4.378553
1	82.71403	64.80439*	5.03e-08	-8.319298	-7.731147*	-8.260834
2	93.37915	12.54720	4.70e-08*	-8.515194*	-7.485930	-8.412883*
3	102.0537	7.143766	7.03e-08	-8.476908	-7.006532	-8.330750

Source : l'auteur à partir de l'Eviews

Il ressort du tableau que d'après les critères d'informations d'AIC et SC que le décalage optimal qui minimise l'information est égal à 2. D'où, nous allons estimer les équations VAR à deux retards, dont le résultat est présenté comme suit :

Tableau 19. Résultats de l'estimation des équations du modèle VAR(2)

	LOG(IDH)	D(LOG(PFOR))	D(LOG(IBGRN))
LOG(IDH(-1))	0.769242 (0.33388) [2.30392]	1.675028 (10.6942) [0.15663]	0.776908 (1.96572) [0.39523]
LOG(IDH(-2))	0.163882 (0.32120) [0.51022]	-4.893097 (10.2878) [-0.47562]	-0.848721 (1.89102) [-0.44882]
D(LOG(PFOR(-1)))	-0.004422 (0.00813) [-0.54370]	-0.526671 (0.26047) [-2.02197]	0.030476 (0.04788) [0.63654]
D(LOG(PFOR(-2)))	-0.007786 (0.00928) [-0.83914]	-0.318309 (0.29718) [-1.07111]	0.054995 (0.05462) [1.00678]
D(LOG(IBGRN(-1)))	0.083025 (0.10615) [0.78217]	1.346857 (3.39986) [0.39615]	-0.331889 (0.62493) [-0.53108]
D(LOG(IBGRN(-2)))	0.065107 (0.08222) [0.79187]	-4.607050 (2.63344) [-1.74944]	-0.830069 (0.48406) [-1.71481]
C	-0.037666 (0.02446) [-1.53993]	-2.702076 (0.78342) [-3.44907]	-0.066692 (0.14400) [-0.46313]
R-squared	0.993497	0.617287	0.229451
Adj. R-squared	0.989950	0.408534	-0.190848

Source : l'auteur à partir de l'Eviews 10

L'estimation des équations du modèle VAR souffre d'une interprétation économique, d'où il est question de donner que l'interprétation statistique.

Ainsi, il ressort de cette estimation que seul le coefficient de l'indice du développement humain au premier décalage a une influence significative et positive sur l'IDH courant, comme en témoigne la valeur de statistique t-student associée. Tous les autres coefficients sont non significatifs. Par conséquent, l'indice du développement humain courant est fonction de sa propre valeur passée immédiate, ce qui vient de confirmer le modèle à décalage temporel autorégressif d'ordre 1 pour notre analyse.

3.2.4. Estimation par la Méthode des Moindres Carrés du modèle à décalages temporels autorégressifs d'ordre 1

Pour estimer le modèle, nous nous sommes inspiré du résultat de l'estimation du modèle VAR, qui vient de confirmer la forme fonctionnelle de notre équation, qui est un modèle à décalage temporel autorégressif d'ordre 1, et qui se présente comme suit :

$$\log (IDH_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log (dPFOR_t) + \beta_2 \cdot \log (dIBGR_t) + \beta_3 \cdot \log (IDH_{t-1}) + u_t$$

Tableau 20 : Résultat de l'estimation

Dependent Variable: LOG(IDH)				
Method: Least Squares				
Date: 02/03/25 Time: 06:23				
Sample (adjusted): 2001 2020				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.016970	0.019090	-0.888912	0.3872
D(LOG(PFOR))	0.028160	0.014219	1.980448	0.0502
D(LOG(IBGRN))	-0.185883	0.050065	-3.712833	0.0235
LOG(IDH(-1))	0.962488	0.021799	44.15255	0.0000
R-squared	0.992847	Mean dependent var		-0.858644
Adjusted R-squared	0.991506	S.D. dependent var		0.106709
S.E. of regression	0.009834	Akaike info criterion		-6.229001
Sum squared resid	0.001547	Schwarz criterion		-6.029855
Log likelihood	66.29001	Hannan-Quinn criter.		-6.190126
F-statistic	740.3215	Durbin-Watson stat		1.667508
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : l'analyste à partir de l'Eviews 10

Il ressort de l'estimation que le coefficient de l'IDH au premier décalage et de l'indice global de la bonne gouvernance sont très significatifs au seuil de 5%, comme en témoignent leurs probabilités critiques associées à la statistique t-student. Par contre, le coefficient de la production forestière est faiblement significatif comme en témoigne sa probabilité critique associée.

Le coefficient de détermination est de 99,2% et la probabilité critique de la statistique F de Fisher est largement significative. Le modèle est globalement significatif avec un pouvoir explicatif suffisant et peut valablement faire l'objet d'une interprétation économique sous réserve des tests de validation économétrique du modèle estimé.

3.3. Tests de validation économétrique du modèle estime

Tableau 21 : Résultat des tests de validation du modèle estimé

Test de	Statistique	Valeur	P-value	Décision
Normalité des résidus de Jarque-Bera	Chi-carré	1.813638	0.403807	Non Significative au seuil de 5% et 10%
Absence d'autocorrélation de Breusch-Godfrey	F-Fisher	0.182041	0.8355	Non significative aux seuils de 5%
ARCH d'absence d'hétéroscédasticité	F-Fisher	0.628264	0.6072	Non significative aux seuils de 5% et 10%

Source : l'analyste, à l'aide du logiciel Eviews 10

3.3.1. Test de normalité

Il ressort du test que la statistique de Jarque-Bera (JB) est non significative (probabilité critique =40,38%). Par conséquent, les résidus d'estimation suivent une loi normale et nous pouvons valablement procéder à l'inférence statistique.

3.3.2. Test d'absence d'autocorrélation des résidus

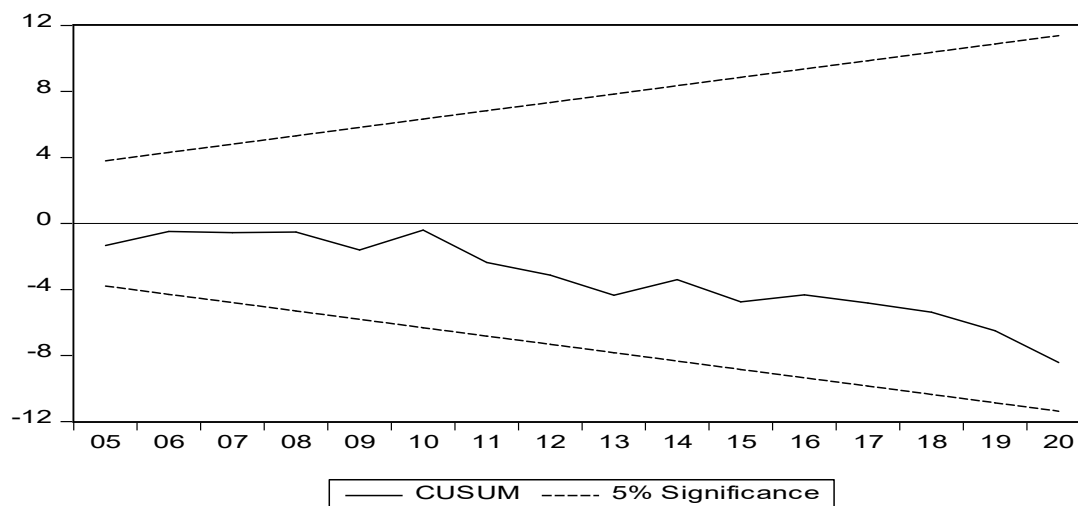
Il ressort du test de Breuch-Godfrey que la statistique F est significative (probabilité critique = 83,55), donc, il y a absence d'autocorrélation des résidus.

3.3.3. Test d'absence de hétéroscédasticité

Il ressort du test ARCH que la statistique F est non significative (probabilité critique =60,72%), il y a absence d'hétéroscédasticité. L'absence d'autocorrélation et l'absence d'hétéroscédasticité impliquent l'absence de biais dans les tests de signification.

3.3.3. Test de stabilité des paramètres estimés du modèle

Graphique 7. Test de stabilité des paramètres estimés du modèle



Source : l'analyste, à l'aide du logiciel Eviews 10

Il ressort du test de CUSUM que les résidus récurrents sont situés à l'intérieur de la bande qui délimite la zone de stabilité des paramètres estimés. Les paramètres estimés sont stables sur toute la période d'estimation. Les différents tests effectués

indiquent que le modèle estimé est valide sur le plan statistique et économétrique, nous pouvons valablement procéder à son interprétation économique.

3.4. Interprétation économique du résultat du modelé

Au regard de résultat du modèle à décalages temporels autorégressifs d'ordre 1 estimé, il ressort que : l'indice du développement humain courant est fortement influencé de manière positive et significative par sa propre valeur passée. A cet effet, toute variation de ce dernier d'une unité, augure la variation dans le même sens de l'IDH courant de l'ordre de 0,96 unité. En d'autres termes, par effet d'habitude que la population congolaise cherche à améliorer et/ou maintenir constant leur bien-être socioéconomique.

En outre, la bonne gouvernance des ressources naturelles a une influence forte et négative sur le bien-être socioéconomique des congolais, ce qui constitue un paradoxe, dans le sens que la bonne gouvernance des ressources naturelles conduit à l'amélioration du bien-être. Mais en RD Congo, à cause de disfonctionnement administratif du niveau de l'Etat, la prédominance de structures informelles aux structures formelles et tant d'autres raisons sont à la base de ce résultat. A cet effet, toute variation de l'indice global de bonne gouvernance d'un point induit une variation dans le sens contraire de l'IDH courant de l'ordre de 0,18 point.

Enfin, la production forestière a une faible influence sur le bien-être socio-économique des congolaise ; à cause de la faible productivité liée à la corruption, la gestion forestière entre les mains de quatre entreprises privées, manque de structures de transformation, plus de la moitié des concessions sont gérées par les capitaux européens, ainsi que la production industrielle du bois est soumise au régime déclaratif.

CONCLUSION GENERALE

L'étude qui est essentiellement consacré à l'exploitation forestière en RDC et bien-être : analyse de retombées socio-économiques. Au regard de résultat du modèle à décalages temporels autorégressifs d'ordre 1 estimé, il ressort que : l'indice du développement humain courant est fortement influencé de manière positive et significative par sa propre valeur passée. A cet effet, toute variation de ce dernier d'une unité, augure la variation dans le même sens de l'IDH courant de l'ordre de 0,96 unité. En d'autres termes, par effet d'habitude que la population congolaise cherche à améliorer et/ou maintenir constant leur bien-être socioéconomique.

En outre, la bonne gouvernance des ressources naturelles a une influence forte et négative sur le bien-être socioéconomique des congolais, ce qui constitue un paradoxe, dans le sens que la bonne gouvernance des ressources naturelles conduit à l'amélioration du bien-être. Mais en RD Congo, à cause de disfonctionnement administratif du niveau de l'Etat, la prédominance de structures informelles aux structures formelles et tant d'autres raisons (corruption active, passive...) sont à la base de ce résultat. A cet effet, toute variation de l'indice global de bonne gouvernance d'un point induit une variation dans le sens contraire de l'IDH courant de l'ordre de 0,18 point.

Enfin, la production forestière a une faible influence sur le bien-être socio-économique des congolais ; à cause de la faible productivité liée à la corruption, la prise en otage de la gestion forestière par les entreprises privées, le manque de structures de transformation, un financement étranger par les capitaux européens, ainsi qu'une production industrielle du bois soumis au régime déclaratif.

RÉFÉRENCES

- [1]. BENNEKER, 2012, Le bois à l'ordre du jour, Exploitation artisanale de bois d'œuvre en RDC : Secteur porteur d'espoir pour le développement des petites et moyennes entreprises. Wageningen, Pays-Bas,
- [2]. BORRINI F, TAGHIM ET NDANGANG ; V. ;(2000). La gestion participative des ressources naturelles. Organisation, Négociation et apprentissage paraction, UICN-GTZ,
- [3]. BOURBONNAIS, R ; *Econométrie, manuel et exercices corrigés*, 4^{ème} édition,

- [4]. CISHWEKA, G. 2016, Exploitation forestière de bois dans la forêt de l'Ituri et son incidence sur la pauvreté à l'Est de la RDC, ENRA, Beni,
- [5]. CLEMENT(1986); Disparition de la forêt, l'Harmattan, Paris, col Tendances actuelles
- [6]. GAVARD-PERRET, M.L., GOTTELAND D., HAON C. ET JOLIBERT A., (2011). Méthodologie de la recherche. Réussir son mémoire ou sa thèse en sciences de gestion, Pearson,,Paris,
- [7]. HAGEN, E ; *Economique de développement*, Economica , Paris, 1982 ,
- [8]. KEPO D., (2008) : De l'exploitation forestière à la lutte contre la déforestation : Analyse des engins et impacts, mémoire de licence en Droit, FD, Unikis,(Inédit).
- [9]. LUKENZI D., (2007) ; Etude socio-économique de l'exploitation forestière dans la collectivité de Bakumu Mangongo. Cas la C.F.T. mémoire de licence au département de gestions des ressources naturelles option : Eaux et Forêt, (Inédit).
- [10]. LUKENZI D., (2007) Etude socio-économique de l'exploitation Forestière dans la collectivité de Bakumu Mangongo : cas de la C.F.T/ PK25 mémoire de licence au département de gestions des ressources naturelles option : Eaux et Forêt, (Inédit).
- [11]. MUHINDO K., (2008[^], Impact de l'exploitation forestière sur les activités agricoles des populations riveraines. Expérience de la .F.T. dans la collectivité secteur de Bakumu Mangongo., mémoire de licence en sociologie, FSSAP, Unikis, (Inédit).
- [12]. SABATIER P. A. (dir.), Theories of the Policy Process, Boulder, Westview Press, 1999.
- [13]. TEVO N., (2006), Analyse de la production du sciage artisanal avec la soie à chaîne dans les environs du village Alibuku, (Inédit).
- [14]. TROPENBOS INTERNATIONAL., 2015. APV-FLEGT : Exploitation et commerce légaux du bois artisanal, une affaire de tous en province orientale Note politique
- [15]. TSANGA R, CERUTTI PO, BOLIKA JM, TIBALDESCHI P., 2017. Suivi non mandaté des clauses sociales en République Démocratique du Congo (2011-2015).
- [16]. TULONDE J., 2014. Filière bois artisanal : Exploitation et commerces légaux du bois, une affaire de toute la province orientale, Tropempos International RD Congo
- [17]. VINDU V.M. ET LUMPUNGU G.K., 2013. Code forestier commenté et annoté version complète, loi N° 011/2002 du 29 août 2002, MECNT, RDC, Kinshasa,