

LES DETERMINANTS DE LA PRESSION FISCALE EN REPUBLIQUE
CENTRAFRICAINE

BANZARA Jean-Lambert

Enseignant – Chercheur à l'Université de Bangui

E-mail: jbanzara@yahoo.fr

Submitted: 2022-07-13

valued: 2022-07-19

validated: 2022-07-30

RESUME :

Dans le cadre de l'estimation des déterminants des recettes publiques des pays, le modèle économétrique notamment le modèle de panel a été souvent utilisé pour des comparaisons entre les pays. Cette estimation a donné dans de nombreux cas et, en particulier celui des pays de l'Afrique subsaharienne, des résultats convergents avec des signes attendus des paramètres. Cependant, le présent article, en privilégiant le traitement des séries temporelles dans le cas d'un seul pays, essaie de donner des explications particulières à la significativité des paramètres ainsi qu'aux signes attendus ou non des déterminants de la pression fiscale de la RCA.

Mots clés : Déterminants, Pression fiscale, Recettes publiques, RCA.

ABSTRACT

Within the scope of the estimation of public receipt determiners of countries, the econometrical design mainly the sample group design has been often used for comparisons between countries. That comparison has shown in many cases and, particularly in that of African black countries, convergent results with expected signs of parameters. But, this study by favoring the processing of temporal series in the case of a single country, tries to provide particular explanations to the significance of parameters as well as the expected signs or no of tax pressure determiners of the C.A.R. The results show that the variability of the agricultural added value; the commercial opening of the C.A.R has negative effects on tax pressure whereas the external financing, of the GDP for the previous period has positive effects.

Keywords : Determiners, Tax pressure, Public receipts, CAR

Si cet article vous intéresse, vous pouvez le [télécharger gratuitement](#) ici.

INTRODUCTION

Les ressources des finances publiques des pays en développement et particulièrement de la RCA dépendent en grande partie de la fiscalité de porte mais aussi des impôts et taxes à l'intérieur. Depuis le début de la décennie 1990, la République Centrafricaine (RCA) s'est

Pour citer cet article : BANZARA J.L., 2022, « Les déterminants de la pression fiscale en République Centrafricaine », *Annales de l'Université de Bangui*, série A, n° 17, juillet [www.surandara-ub.org/annales/]

lancée dans un vaste programme de réforme de sa fiscalité intérieure et douanière afin de l'adapter au nouveau contexte international marqué par l'ouverture commerciale des pays. Le socle de cette ouverture est la suppression des barrières tarifaires. Il paraît évident que pour un pays comme la RCA dont la fiscalité de la porte rapporte plus que la fiscalité intérieure, une ouverture du commerce extérieur se traduirait par un effondrement des recettes douanières du pays. Il ressort d'un tel constat que pour améliorer les conditions de mobilisation des ressources fiscales de l'Etat, une connaissance et une action sur les déterminants agissant sur le niveau de recettes fiscales à court moyen ou long terme est un préalable à la mise en œuvre de ladite réforme. Cependant l'influence de ces déterminants dépend souvent du contexte et des caractéristiques spécifiques à chaque pays, à chaque région ou sous-région.

L'objectif de cet article est d'estimer et d'analyser les déterminants de la pression fiscale en RCA au regard des débats théoriques et empiriques que ces derniers soulèvent et d'en tirer les enseignements.

1. Revue de littérature

1.1. Littérature empirique

Le potentiel fiscal d'un pays dépend de la structure de la production (secteurs agricole, minier et pétrolier), du degré de monétarisation de l'économie et de l'ouverture commerciale (Stotsky et Woldemariam (1997)). Les résultats des travaux empiriques sur le lien entre le taux de pression fiscale et ses déterminants ont montré une relation négative entre les recettes fiscales et la part de l'agriculture dans l'économie du fait des difficultés d'imposition des activités agricoles et la prédominance de la culture de subsistance à faible productivité (Aguire et Al. (1981), Stotsky et Woldemariam (1997)). Les activités minières exercent un effet positif sur le prélèvement public en générant des recettes fiscales et non fiscales comme des redevances et des dividendes (Lotz et Morss (1967), Agbeyegbe et Al. (2004)). En outre, le degré de monétarisation d'une économie mesuré par le ratio entre l'agrégat M2 et le PIB ainsi que la capacité de l'Etat à prélever des ressources influent positivement sur le taux de prélèvement public. L'hypothèse qui sous tend ce lien est que toute transaction faisant l'objet d'un échange monétaire est facilement taxable.

Enfin, le taux d'ouverture commerciale (mesuré par le rapport de la somme des exportations et importations au PIB) exerce un effet positif sur le niveau de prélèvement public. Cet effet positif se renforce lorsque les activités minières et pétrolières deviennent importantes (Lotz et Morss (1967)). Ce constat empirique justifierait la théorie économique qui d'ores et déjà a fait dépendre la relation entre la libéralisation et les recettes publiques du niveau et du poids des droits et taxes dans les recettes publiques totales mais aussi des élasticités-prix et revenu des importations et de la réaction des exportations du pays (Blejer et Cheasty 1990). Selon ces auteurs, la libéralisation économique produirait un effet-quantité par la hausse des importations mais en même temps par le développement des exportations compensant ainsi les pertes des recettes dues au désarmement tarifaire. Cependant la plupart des pays n'ayant pas atteint ce résultat sont ceux dont les importations réagissent faiblement à court terme à la baisse du prix des importations causant ainsi une baisse des recettes douanières. Il s'en suit que l'effet de

l'ouverture commerciale sur les recettes budgétaires est incertain. Cette incertitude se traduit par des résultats contradictoires ou ambigus selon les pays d'après ces auteurs. Certains travaux concluant à un impact positif de la libéralisation sont ceux d'Adam, Bevan et Chambas (2001) selon lesquels, l'ouverture commerciale a entraîné une augmentation des recettes budgétaires totales dans les pays de la zone franc alors qu'elle a eu peu d'effets dans les autres pays africains hors zone franc.

Les travaux de Rodrick (1998) étudiant les effets macroéconomiques de l'ouverture économique ont conclu dans le même sens à un impact positif à moyen et long terme de la libéralisation sur la croissance économique.

Dans le cadre de la littérature sur les déterminants de la pression fiscale en Afrique, les travaux de Ghura (1998), Stotski et al. (1997) ont montré que le taux de l'ouverture de l'économie expliquerait de manière positive la variance du taux de pression fiscale entre les pays et dans le temps. Plus particulièrement, pour Ghura, le degré d'ouverture est la variable qui possède la plus forte valeur explicative sur la période de 1985 à 1996 sur 39 pays africains étudiés.

Fukasaku (2003), dans une étude pour le compte de l'OCDE, trouve que l'impact global de la libéralisation commerciale dans les pays africains au sud du Sahara est ambigu et dépend de multiples facteurs notamment la nature et la séquence de la réforme. Sur la base des données de vingt-deux pays africains, il a montré que la libéralisation commerciale au cours de cette dernière décennie a entraîné une baisse de la dépendance vis-à-vis de la fiscalité de porte de plus de 20% pour l'Ile Maurice, 10% pour la Côte d'Ivoire et le Sénégal et plus de 5% pour le Cameroun, la Tunisie et le Mozambique. Dans certains pays (Ile Maurice et Sénégal), les taxes indirectes et la TVA ont permis de compenser les pertes de recettes publiques tandis que dans d'autres, la mobilisation des ressources domestiques peine encore à faire ses preuves.

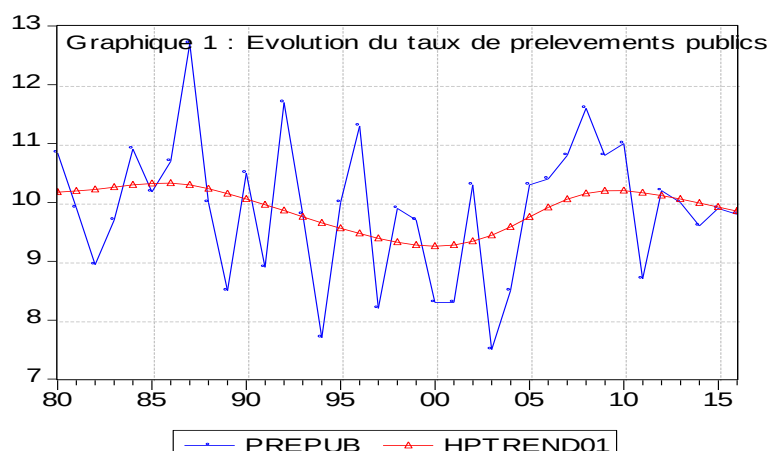
A contrario, la relation entre l'ouverture commerciale et les finances publiques a été beaucoup moins étudiée dans la littérature économique et les quelques études réalisées sur le sujet ne permettent pas de dégager de conclusions claires (Agbeyegbe et al, 2004).

1.2. Les faits stylisés en RCA

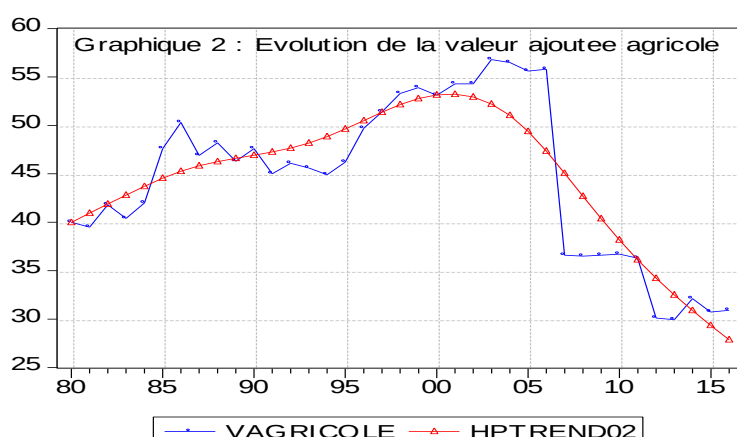
La représentation graphique de l'évolution des facteurs déterminants de la pression fiscale de la RCA sur la période de 1980 à 2016 permet d'appréhender et de comprendre certains faits marquants qui ont impacté l'évolution du taux de pression fiscale du pays. Globalement nous distinguons quatre faits marquants :

- ✓ La crise financière et bancaire intervenue dans les années 1980 et qui a conduit à la quasi-faillite du système bancaire en zone CEMAC ;
- ✓ Les réformes financières et bancaires couplées avec celles des finances publiques entamées au début de la décennie 1990 et qui continuent encore jusqu'à ce jour ;
- ✓ Les crises militaro-politiques intervenues, notamment les mutineries de 1996 et 1997, les coups d'état de 2001 et 2003 ainsi que celui de 2013 ;

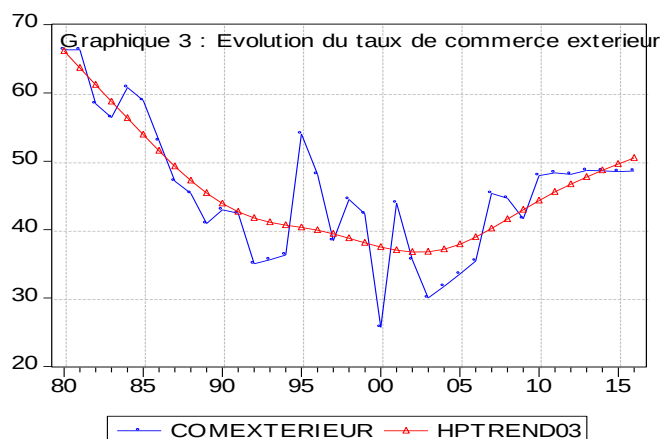
- ✓ Le contexte économique et financier international marqué par des crises financières et économiques de 2007 et 2009 ayant affecté l'économie mondiale et par contagion celle des pays subsahariens.



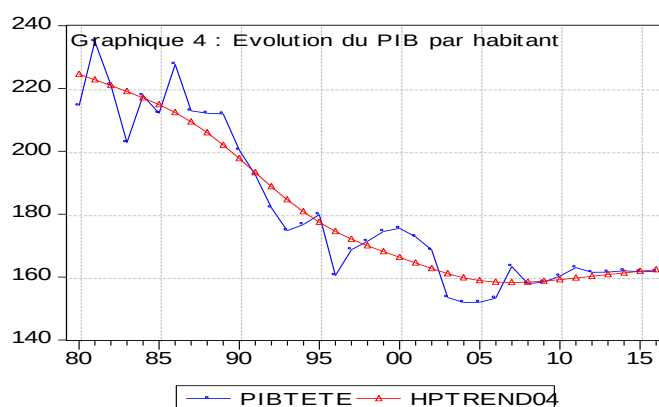
Le graphique 1 montre que le taux des prélèvements publics ayant beaucoup fluctué sur la période considérée ont connu trois principales phases d'évolution selon la courbe de tendance de Hodrick Prescott : la phase d'une faible augmentation entre 1980 et 1987 une longue phase de baisse enregistrée entre 1988 et 2000 suivi de la reprise à la hausse de 2001 à 2010 puis de la baisse à partir de 2011 jusqu'en 2016. Globalement le taux de prélèvement public sur le long terme demeure faible et inférieur à 11% du PIB à cause de l'assiette fiscale faible du pays.



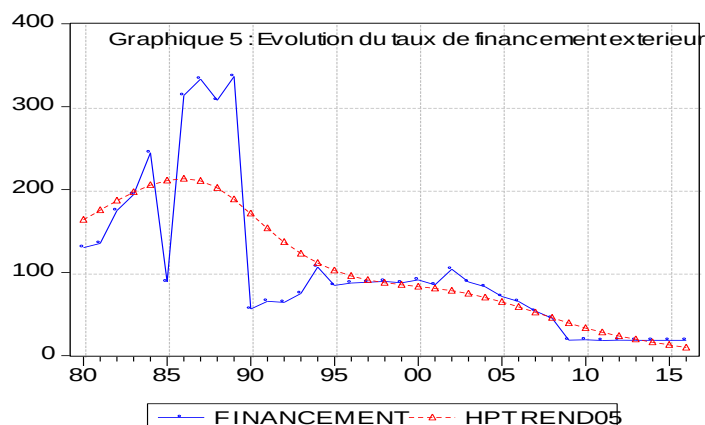
Le graphique 2 affiche une évolution à la hausse de la valeur ajoutée agricole entre 1980 et 2001 malgré des fluctuations à la hausse en 1986 et à la baisse en 1993 et 1994 dues respectivement à la mise en place d'une politique agricole d'autosuffisance alimentaire et de développement de la culture de rente appuyée par la mise en place des structures d'encadrement agricole. A cela il faut ajouter le changement de régime politique ayant conduit à la disparition de certains acquis enregistrés dans la décennie 1980 dans plusieurs domaines agricoles. Cependant une baisse prolongée est observée dès l'année 2003 jusqu'en 2018 autour de laquelle on observe de fluctuations à la hausse et à la baisse dues aux conséquences des crises militaro-politiques qui ont détruit le patrimoine agricole dans les zones rurales.



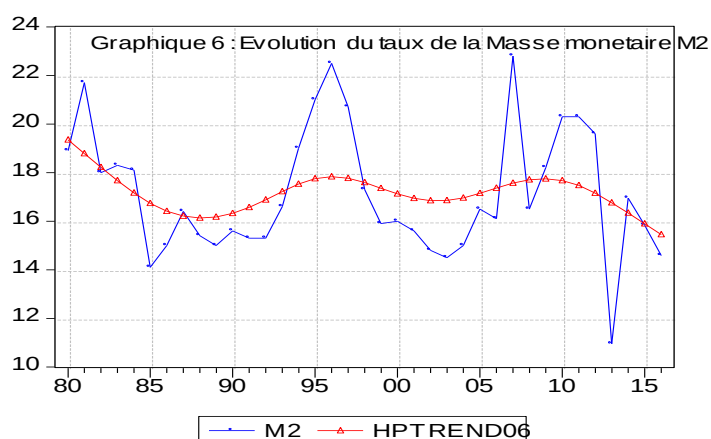
La proportion du commerce extérieur dans le PIB de la RCA n'a cessé de décroître sur une longue période. La lecture du graphique 3 permet d'observer une baisse prolongée du taux du commerce extérieur chutant d'un peu plus de 60% du PIB en 1980 à un peu moins de 40% du PIB en 2003. Cette baisse s'explique par la quasi-disparition de certaines cultures de rente destinées à l'exportation comme le coton, le café et le tabac. La reprise est intervenue à partir de 2005 et s'est poursuivie jusqu'en 2016 grâce à la mise en place des stratégies de relance dans plusieurs secteurs agricoles.



Le graphique 4 montre une diminution sur une longue période du PIB par tête, entre 1980 et 2005 passant d'un peu plus de 220 000 F à 160 000 F par habitant, puis une stagnation entre 2005 et 2010 à 160 000 F, ensuite une légère reprise à la hausse entre 2011 et 2016 dépassant un peu plus de 160 000 F. Cette baisse prolongée depuis 1980 est due à des facteurs structurels notamment, l'abandon des activités dans certains secteurs agricoles par les paysans à cause de la chute du prix au producteur. Cette dernière étant provoquée par la dégradation des termes d'échange et la baisse du prix des matières premières d'origine agricole sur le marché international. Etant donné que la valeur ajoutée agricole contribue à plus de 50% au PIB et que presque 80 % de la population active du pays se concentre dans le secteur agricole, il y a lieu d'en déduire que l'abandon progressive des activités agricoles se traduit par une baisse tendancielle du PIB par habitant en RCA.



Le graphique 5 nous montre que le financement extérieur sur la période considérée et sur le long terme décroît sans cesse. Il varie entre 100 à 200 % du PIB entre 1980 et 1985 puis dépasse 200% entre 1985 et 1989, mais connaît depuis 1990 une chute constante atteignant 100% du PIB en 1995 puis variant à la baisse de 100 à 0% entre 1995 et 2016. Cette baisse tendancielle s'explique par les contreperformances macroéconomiques enregistrées par le pays, s'explique aussi par de multiples facteurs notamment la faible capacité d'absorption du pays, les contreperformances dans l'atteinte des indicateurs des conditionnalités fixées par les organismes financiers internationaux, et la faible réaction des secteurs d'activités économiques aux programmes de développement financés par lesdits organismes sur initiative du Gouvernement.



Le graphique 6 présente une évolution tendancielle de la masse monétaire reproduisant quasiment la tendance macroéconomique de la RCA. On observe deux grandes séquences périodiques : la première couvre la période 1980-1989 où une baisse prolongée de la masse monétaire est constatée en relation avec un contexte international marqué par des crises et des récessions économiques qui ont ralenti l'économie mondiale. Mais également la détérioration des termes de l'échange et la chute des recettes d'exportations de la RCA consécutive à l'abandon des activités dans le secteur des cultures de rente. La deuxième séquence couvre la période de 1990 à 2016 où l'on observe une fluctuation de la masse monétaire 2. D'abord avec une succession de hausse entre les périodes 1990-1995 et 2005-2010 ; et de baisse sur les périodes 1996-2004 et 2011-2016. Ces successions de baisse s'expliquent pour l'essentiel par

des crises militaro-politiques, des coups d'état successifs ayant détruit le tissu économique du pays et ralenti les activités productives dans le secteur des entreprises. Les phases de hausse expliquent la reprise des activités grâce à la relance du programme de réforme macroéconomique interrompu puis repris avec le FMI à chaque survenance et fin de la crise.

2. La méthodologie

Il s'agit de déterminer une équation d'estimation des recettes publiques à travers la pression fiscale de la RCA, en nous inspirant du modèle de panel utilisé par Lotz et Morss mais, en nous basant sur la spécificité de la RCA. Dans ce cas, l'étude portant sur un seul pays nous autorise à utiliser la technique du traitement des séries temporelles.

Notre méthodologie retient le cadre du modèle de Lotz et Morss (1970) pour l'estimation des déterminants des prélèvements publics. Par ailleurs, les variables retenues pour le modèle sont définies de la manière suivante :

- ✓ PREPUB = Part des impôts et taxes dans le PIB (source : BEAC)
- ✓ VAGRICOLE = Part de la valeur ajoutée agricole dans le PIB (source : FMI)
- ✓ COMEXTERIEUR = Part du commerce extérieur dans le PIB (source : BEAC, Banque de France)
- ✓ PIBTETE = PIB par tête (source : Banque de France)
- ✓ FINANCEMENT = Part des dépenses d'infrastructure sur financement externe dans le PIB (source : Banque de France, BEAC, Administrations Financières Centrafricaines)
- ✓ M2 = Part de la quasi-monnaie dans le PIB (source : Banque de France, BEAC)

Notre modèle de départ est un modèle de régression multiple spécifié de la manière suivante :

$$\frac{T}{Y} = a_0 + a_1 Y_{PT} + a_2 \frac{(X + M)}{Y} + a_3 \frac{Financement}{Y} + a_4 \frac{VA_{agricole}}{Y} + a_5 \frac{M2}{Y} + \varepsilon$$

Avec :

$$\frac{T}{Y} = \text{Part des recettes fiscales dans le PIB ou encore pression fiscale.}$$

$$Y_{PT} = \text{PIB par tête}$$

$$\frac{(X + M)}{Y} = \text{Part du commerce extérieur dans le PIB.}$$

$$\frac{M2}{Y} = \text{Part de la quasi-monnaie dans le PIB.}$$

$$\frac{VA_{agricole}}{Y} = \text{Part de la valeur ajoutée agricole dans le PIB.}$$

$$\frac{Financement}{Y} = \text{Part de financement des infrastructures publiques sur ressources extérieures dans le PIB.}$$

ε = Terme d'erreur du modèle

Le choix porté sur la variable $\frac{T}{Y}$ (c'est-à-dire le taux de pression fiscale) pour approcher le taux de prélèvement public trouve sa justification dans le fait que les recettes fiscales représentent plus de 80% des recettes budgétaires de l'Etat et les influencent significativement. Deuxièmement, les recettes non fiscales de l'Etat représentent environ 20% des recettes budgétaires et ont tendance à présenter tantôt un caractère imprévisible du moins pour certaines de leurs composantes comme par exemple le revenu du domaine immobilier où certains loyers ne sont pas régulièrement versés par les locataires à l'Etat. En fin de compte, le travail étudie les déterminants de la pression fiscale en RCA.

Dans le cadre de l'étude des déterminants du prélèvement public d'un seul pays tel que la RCA, nous avons utilisé le modèle vectoriel autorégressif. L'hypothèse faite sur ce modèle repose sur le fait que l'évolution des phénomènes économiques est bien expliquée par l'évolution dynamique d'un vecteur de n variables qui dépendent linéairement du passé. A cet effet, le test de stationnarité en niveau et en différence des variables ainsi que les relations de co intégration entre celles-ci nous permettent de faire un choix entre un modèle VAR¹ et un modèle VEC².

2.1. Test de stationnarité

Un processus est stationnaire si tous ses moments sont invariants pour tout changement d'origine de temps. Cela veut dire que pour une série $[y_t]$ pour $t = 1, \dots, T$, il y a stationnarité lorsque :

- $E(y_t) = \mu \quad \forall t$, la moyenne étant constante ne dépend pas de t .
- $V(y_t) = \sigma^2_y < \infty \quad \forall t$, la variance étant constante ne dépend pas de temps.

Pour cela, nous utilisons le test d'ADF en niveau et en différence première de Dickey et Fuller dont la formulation est représentée par les trois modèles suivants :

$$(1) \Delta y_t = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t^3$$

$$(2) \Delta y_t = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta y_{t-j+1} + c + \varepsilon_t^4$$

$$(3) \Delta y_t = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta y_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t^5$$

Les tests réalisés sur chacun de ces modèles et pour chacune des variables (tendance et constante incluses) sont résumés dans le tableau ci-dessous à partir des séries retenues dans l'équation des déterminants de la pression fiscale de la RCA.

Tableau n°1 : Tests de stationnarité en niveau et en différences sur les variables

¹ Vecteur autorégressif

² Se lit en anglais *Vecteur Error Correction* ou en français *vecteur à correction d'erreur*.

³ Test d'ADF sans tendance ni dérive

⁴ Test d'ADF avec dérive

⁵ Test d'ADF avec tendance et dérive.

Variables	Stationnarité en niveau					Stationnarité en différence 1 ^{ère}			
	Modèle	t-test	Seuil des valeurs critiques			t-test	Seuil des valeurs critiques		
			1%	5%	10%		1%	5%	10%
Com extérieur	(1)	-0,79	-2,63	-1,95	-1,62	-5,83	-2,64	-1,95	-1,62
	(2)	-2,39	-3,64	-2,96	-2,62	-5,77	-3,65	-2,96	-2,62
	(3)	-1,91	-4,17	-3,56	-3,21	-6,24	-4,28	-3,57	-3,22
Financement	(1)	-1,22	-2,64	-1,95	-1,62	-4,48	-2,64	-1,95	-1,62
	(2)	-1,57	-3,66	-2,96	-2,62	-4,44	-3,65	-2,96	-2,62
	(3)	-2,96	-4,27	-3,56	-3,21	-4,37	-4,28	-3,57	-3,22
M2	(1)	-0,41	-2,64	-1,95	-1,62	-4,61	-2,64	-1,95	-1,62
	(2)	-2,42	-3,64	-2,96	-2,62	-4,53	-3,65	-2,95	-2,62
	(3)	-2,72	-4,27	-3,55	-3,22	-4,55	-4,28	-3,57	-3,22
Pibôte	(1)	-2,05	-2,64	-1,95	-1,62	-4,30	-2,64	-1,95	-1,62
	(2)	-1,91	-3,64	-2,96	-2,62	-4,69	-3,65	-2,96	-2,62
	(3)	-1,59	-4,27	-3,56	-3,21	-4,89	-4,28	-3,57	-3,22
Prépub	(1)	-0,42	-2,64	-1,95	-1,62	-7,70	-2,64	-1,95	-1,62
	(2)	-3,55	-3,64	-2,96	-2,62	-7,56	-3,65	-2,96	-2,62
	(3)	-3,51	-4,27	-3,56	-3,21	-7,38	-4,28	-3,57	-3,21
Vagricole	(1)	-0,53	-2,64	-1,95	-1,62	-3,55	-2,64	1,95	-1,62
	(2)	-0,97	-3,64	-2,96	-2,61	-3,53	-3,65	-2,96	-2,62
	(3)	-0,92	-4,27	-3,56	-3,21	-4,02	-4,28	-3,57	-3,22

Source : Tests réalisés par l'auteur

Comme nous l'indique le tableau, les six variables ne sont pas stationnaires en niveau aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10% et pour les modèles [1], [2] et [3] d'ADF. En revanche, en différence première, toutes les six variables sont stationnaires et donc intégrées d'ordre 1. Par ailleurs le coefficient de la tendance du modèle [3] n'est pas significatif en différence première.

2.2. Détermination du nombre optimal de retard et test de causalité au sens de Granger

Pour réaliser le test de causalité au sens de Granger, nous sommes conduits à déterminer le nombre de retard optimal p du modèle var (p) avec les variables stationnaires.

Nous avons retenu les critères d'Aikaike (1973 et 1974) et Schwartz (1978) pour tester un nombre maximal de retard $p=1, 2, 3$. Le nombre de retards retenu est celui qui minimise les critères AIC(p) et SC(p).

Les résultats du test à l'aide du logiciel Eviews 3.0 du nombre maximum de retard à retenir dans le modèle à partir des données de la RCA sont résumés dans le tableau ci-après.

Tableau n°2 : Nombre de retard optimal selon le critère d'Aikaïke et Schwartz

Nombre de retards	Critère d'Aikaïke	Critère de Schwartz
1	38,04*	39,67*
2	38,60	41,90
3	38, 67	43,67

Source : L'auteur

(*) Nombre de retard optimal permettant d'effectuer le test.

Donc on choisit comme nombre optimal de retard $p=1$ pour lequel $AIC(1)=38,04$ et $SC(1)=39,67$ et qui sont des minimums pour le modèle VEC.

2.2.1. La causalité entre les variables

Tableau 3 : causalité au sens de Granger

Date: 26/05/22 Time: 13:18			
Sample: 1983 2016			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
COMEXTERIEUR does not Granger Cause PREPUB	34	4.41537	0.04384
PREPUB does not Granger Cause COMEXTERIEUR		1.31109	0.26096

Source : L'auteur

D'après le tableau, l'hypothèse nulle selon laquelle le commerce extérieur (COMEXTERIEUR) ne cause pas les prélèvements publics (PREPUB) au sens de Granger est rejetée car la probabilité critique de la statistique de Fisher est inférieure à 0,05 ($P = 0,043 < 0,05$). Par contre, l'hypothèse alternative selon laquelle les prélèvements publics ne causent pas le commerce extérieur est acceptée au seuil de 5% ($P = 0,26 > 0,05$). Nous concluons à l'existence d'une causalité unidirectionnelle à court terme du commerce extérieur vers les prélèvements publics.

2.2.2. Test de cointégration de Johansen

Ces tests sont résumés dans le tableau ci-après. Ils nous permettent de déterminer le nombre des relations de cointégration entre les variables:

Tableau n°4: Tests du nombre des relations de cointégration entre les variables.

Valeurs propres	Statistiques de la trace	Valeurs critiques à 5%	Valeurs critiques à 1%	Hypotheses nulles
0.772566	111.0497	94.15	103.18	Aucune (*) **

0.595921	60.69928	68.52	76.07	Au plus 1 ⁶
0.380507	29.89032	47.21	54.46	Au plus 2
0.231940	13.60930	29.68	35.65	Au plus 3
0.105384	4.637114	15.41	20.04	Au plus 4
0.024714	0.850840	3.76	6.65	Au plus 5

Source : L'auteur

*(**) signifie le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5% (1%).

Les tests à l'aide le logiciel Eviews 3.0 nous montrent qu'il y a cointégration car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été rejetée au seuil de 5% ($111.04 > 94.15$) et au seuil de 1% ($114,69 > 103,18$). Par ailleurs l'hypothèse nulle selon laquelle il y a au plus une relation de cointégration a été acceptée au seuil de 5% $60.69 < 68.52$ et aussi au seuil de 1% ($60,69 < 76,07$). L'hypothèse nulle suivante selon laquelle, il y a au plus deux relations de cointégration a été également acceptée aux seuils respectifs de 5% ($29,89 < 47,21$) et 1% ($29,89 < 54,46$). Mais, il n'y a qu'une seule relation de cointégration car, la première hypothèse nulle selon laquelle il y en a au plus une, a été déjà acceptée au seuil de 5% et 1%. Nous pouvons maintenant passer à l'estimation de notre modèle vectoriel à correction d'erreur en nous passant du test de causalité au sens de Granger.

3. Résultats et discussions

3.1. Estimation de l'équation et interprétation

L'estimation est faite en utilisant le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) ensuite suivra la vérification de la robustesse du modèle. L'équation de la relation de long terme est donnée par⁷ :

$$\begin{aligned} \text{PREPUB}_t = & 13,15 - 0,13 \cdot \text{VAGRICOLE}_t + 0,28 \cdot \text{M2}_t + 0,01 \cdot \text{FINANCEMENT}_t \\ & (7,23) \quad (5,99) \quad (-4,42) \quad (-3,50) \\ & -0,13 \cdot \text{COMEXTERIEUR}_t + 0,02 \cdot \text{PIBTETE}_{t-1} \\ & (6,68) \quad (-1,97) \end{aligned}$$

L'équation de la relation de long terme ou d'équilibre nous montre une influence sur le taux de prélèvement public (PREPUB_t), de la valeur ajoutée agricole (VAGRICOLE_t), du financement des investissements sur ressources extérieures (FINANCEMENT_t) et du commerce extérieur (COMEXTERIEUR_t)⁸. Cela est confirmé par la statistique de Student testée sur ces variables explicatives. En effet, une augmentation de la valeur ajoutée agricole de 1% se traduit par une diminution des recettes publiques de -0,13%. Ce résultat confirme les

⁶ Acceptation de l'hypothèse nulle au seuil 5% et au seuil de 1% et donc il existe au plus une relation de cointégration.

⁷ Les chiffres entre parenthèses représentent la statistique de Student.

⁸ En RCA, l'augmentation de cette ouverture commerciale [mesurée par la proportion de la somme des volumes des exportations et des importations dans le PIB] se traduit par des difficultés croissantes à collecter les acomptes des impôts intérieurs directs ou indirects à la frontière du fait de l'ampleur de la fraude fiscale et de la corruption.

résultats de l'étude faite sur la CEEAC selon lesquels, dans les pays membres de la zone, la prépondérance et la part élevée dans le PIB de la valeur ajoutée agricole, se traduisent par une baisse des recettes fiscales du fait de la non fiscalisation du secteur agricole mais aussi, de la caractéristique du secteur marquée par l'agriculture de l'autoconsommation. En effet, les produits provenant du secteur agricole de consommation en RCA, sont en grande partie les substituts des produits de consommation provenant du secteur manufacturier. Et donc, une hausse du prix des produits manufacturés ou de la production des produits agricoles vivriers incite les consommateurs centrafricains à substituer les seconds aux premiers. Ce qui fait baisser le montant des ventes des biens manufacturés taxés et par conséquent les recettes de la TVA liquidée sur la base du Chiffre d'affaires.

Le financement des infrastructures publiques sur ressources extérieures également, exerce un effet positif sur le niveau du prélèvement public confirmant ainsi les résultats de l'étude faite sur le panel des pays de la CEEAC. Ainsi en RCA, une augmentation de 1% du financement des infrastructures publiques sur des ressources extérieures se traduit par une augmentation, mais beaucoup plus faible de la pression fiscale de l'ordre de 0,01%. L'impact positif mais marginal sur le taux de pression fiscale, du financement des infrastructures publiques sur les ressources extérieures s'explique par de abusives exonérations souvent accordées aux entreprises étrangères attributaires des marchés publics et qui sont des ressortissants des pays des bailleurs de fonds. Ces exonérations causent un manque à gagner important qui freine l'effet positif de financement extérieur des investissements publics sur le taux de pression fiscale du pays.

L'ouverture commerciale quant à elle présente un résultat contraire à celui obtenu dans le cadre de l'étude pays-panel dans la zone CEEAC et de celui du FMI sur les pays de l'Afrique Subsaharienne entre 1990 et 2010. Dans le cas actuel de notre modèle, une hausse de 1% de l'ouverture commerciale de la RCA sur l'extérieur, se traduit par une diminution de 0,13% du niveau des recettes fiscales. Ce résultat qui ne saurait justifier la suppression des barrières douanières [parce que la RCA n'y est pas encore], s'explique par le fait que certains impôts intérieurs qui sont perçus au cordon douanier ou à la frontière au titre d'acompte d'IS ou d'IRPP ou encore de précompte d'IS ou d'IRPP, sont faiblement recouverts du fait de la fraude fiscale de la part des contribuables et de la corruption des agents des impôts et des douanes; ce qui fait baisser le taux de la pression fiscale⁹. Il y a également des exonérations abusives accordées à travers des conventions aux ONG, certains organismes internationaux ; ainsi que les associations qui en abusent¹⁰.

La profondeur financière $M2_t$ et le produit par tête retardé $PIBTETE_{t-1}$ exercent aussi un effet positif dans le long terme sur le taux de pression fiscale. Ainsi une augmentation de 1% de la

⁹ En effet, plus les échanges de la RCA avec l'extérieur n'augmentent, plus les contribuables soumis au paiement des acomptes ou de précomptes d'impôts au cordon douanier y échappent grâce à la fraude et la corruption.

¹⁰ A titre d'exemple les exonérations en faveur des ONG ; des corps diplomatiques, des missions et organisations internationales ainsi que des associations ont coûté à l'Etat 69,9 milliards de FCFA en 2021 contre 1,3 milliards en 2020 (Tableau récapitulatif des exonérations (DGID 2020 et 2021)).

profondeur financière et du PIB par tête se traduit par une augmentation de la pression fiscale respectivement de 0,28 et 1%.

L'équation de la relation de court terme de notre modèle à correction d'erreur s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 D(\text{PREPUB}) = & -0,52 \cdot \text{PREPUB}(-1) + 0,01 \cdot \text{PIBTETE}(-1) - 0,07 \cdot \text{VAGRICOLE}(-1) + 0,14 \cdot \text{M2}(-1) + \\
 & \quad (-2,25) \quad (-1,97) \quad (5,99) \quad (-4,42) \\
 & 0,01 \cdot \text{FINANCEMENT}(-1) - 0,07 \cdot \text{OUVEXTERIEUR}(-1) + 6,80 - 0,14 \cdot D(\text{PREPUB}(-1)) + \\
 & \quad (-3,50) \quad (6,68) \quad (7,23) \quad (-0,64) \\
 & 0,02 \cdot D(\text{PIBTETE}(-1)) + 0,04 \cdot D(\text{VAGRICOLE}(-1)) - 0,09 \cdot D(\text{M2}(-1)) + 0,003 \cdot D(\text{FINANCEMENT}(- \\
 & \quad (0,72) \quad (0,52) \quad (-0,92) \quad (0,79) \\
 & 1)) + 0,09 \cdot D(\text{COMEXTERIEUR}(-1)) \\
 & \quad (2,3)
 \end{aligned}$$

Nous remarquons que le coefficient du résidu décalé d'une période encore appelé terme de déséquilibre de l'équation de la relation de long terme (CointEq.) qui sert de force de rappel vers l'équilibre est négatif (-0,52) et significatif (T-statistic = -2,25). La vitesse de convergence est de 52 % et représente donc l'ordre d'ajustement entre deux années. Cette vitesse est sensiblement moyenne ce qui démontre un délai d'ajustement relativement court entre le taux de pression fiscale (PREPUB) et ses déterminants. Ainsi donc, suite à la survenance d'un choc, il faut un délai d'un an et onze mois ($\frac{1}{0,52} = 1,9$) pour rétablir l'équilibre. Nous

pouvons donc affirmer que les corrections des déséquilibres de long terme se font assez rapidement. Au demeurant, la relation de court terme donne tous les coefficients du modèle non significatifs sauf le commerce extérieur. En effet à court terme, l'ouverture commerciale influence positivement la pression fiscale de la RCA. A contrario, à long terme, la pression fiscale centrafricaine est influencée négativement par la valeur ajoutée agricole et le commerce extérieur, mais positivement par le PIB par tête et le financement extérieur.

3.2. Test de robustesse des résultats du modèle à correction d'erreur

Nous administrons à notre modèle à correction d'erreur trois tests pour vérifier sa robustesse à savoir le test d'ADF de stationnarité des résidus, le test de Jarque-Bera de normalité des erreurs et le test de Ljung-Box d'autocorrélation des résidus.

3.2.1. Test d'ADF sur les résidus de l'équation de long terme

Le test d'ADF nous montre que les résidus de l'équation du modèle à correction d'erreur sont stationnaires à niveau et donc sont caractéristiques d'un bruit blanc¹¹. En effet la statistique calculée d'ADF, $t_{ADF} = -5,21$ est inférieure aux valeurs critiques des statistiques de Mac Kinnon aux seuils de 1%, 5% et 10% soit respectivement -3,64, -2,95 et -2,61. L'absence d'autocorrélation des résidus du modèle est confirmée par la statistique de Durbin-Watson (DW= 1,96).

¹¹ La série des résidus de notre modèle à correction d'erreur est un bruit blanc parce qu'elle n'est affectée d'aucune tendance ni saisonnalité.

3.2.2. Le test de normalité des erreurs de Jarque et Bera

La statistique de Jarque et Bera $JB = 0,64$ est inférieure à la valeur critique de la statistique de Chi-deux $\chi^2_{0,05}(2) = 5,99^{12}$. De plus la probabilité de rejet à tort de l'hypothèse nulle de la normalité des erreurs est élevée $P(JB) = 0,72 > 0,05$.¹³ Nous concluons que les résidus de la régression normalement distribués sont représentatifs d'un bruit blanc gaussien.

3.2.3. Test d'autocorrélation des résidus de la première équation

La probabilité critique de la statistique de Ljung-Box (pour un nombre de retard $h = 16$) est $P = 0,696 > 0,05$ permet de confirmer l'hypothèse nulle d'absence d'auto corrélation des erreurs.

CONCLUSION

Notre modèle à correction d'erreur est validé et l'analyse des déterminants du système fiscal centrafricain a permis de mettre en évidence une relation de long terme entre le taux de la pression fiscale de la RCA et ses déterminants. Ainsi, il apparaît au regard de cette étude qu'à long terme, le taux de pression fiscale de la RCA diminue avec l'augmentation de la valeur ajoutée agricole et du volume du commerce extérieur, tandis qu'il croît modestement avec la hausse du financement des investissements sur les ressources extérieures.

Références bibliographiques

- AIKAIKE H., « Information theory and extension of the maximum likelihood principle », in B.N. Petrov and F. Csaki, eds, 2nd international symposium on information theory, Akademia Kiado, Budapest 1973.
- AIKAIKE H., « A new look at the statistical model identification », IEEE Transactions on automatic Control, vol. 19, 1974.
- BRUN J.F., CHAMBAS G., et COMBES J.L. [2006], « Recettes publiques des PED ».
- BRUN J.F., CHAMBAS G., GUERINEAU S. [Octobre 2007], « Aide et mobilisation fiscale dans les pays en développement ».

¹² En effet, la statistique de Jarque- Bera s'écrit $JB = T \left[\frac{A^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right]$ où A est le coefficient d'asymétrie

(Skewness) et K , le coefficient d'aplatissement (Kurtosis). Pour une distribution normale, $A = 0$ et $K = 3$. Dans le cas actuel de ce test on voit que A se rapproche de 0 avec $A = -0,03$ et $K = 3$ ce qui démontre la normalité des résidus dont la distribution est centrée sur 0 à l'intérieur d'une amplitude égale à plus ou moins 3.

¹³ La statistique de Ljung-Box (15,93) et sa probabilité de rejet à tort ($0,45 > 0,05$) prouvent de plus de l'absence d'autocorrélation des résidus dont les coefficients sont nuls.

- BRUN J.F., CHAMBAS G., LAPORTE B., « Programme de stabilisation avec le FMI et effort fiscal : le cas des pays d'Afrique subsaharienne », Tournée de l'AFSE, Université d'Auvergne-CERDI, 20 Mai.
- BRUN J.F., CHAMBAS G. et COMBES J.L. [1998], « La politique fiscale agit-elle sur la croissance ? », Revue d'économie politique.
- BURGESS R. et STERN N. [1993], "Taxation and development", Journal of Economic Literature.
- CHAMBAS G. [1994] « Fiscalité et développement en Afrique subsaharienne », Ed. Ministère de la coopération, Economica.
- CHAMBAS G. [2004], « Afrique au sud du Sahara : mobiliser les ressources fiscales pour le développement ».
- CHAMBAS G. et BONJEAN C. A., [Janvier 1999] « Le paradoxe de la fiscalité agricole en Afrique subsaharienne », CNRS, CERDI.
- COMMISSION ECONOMIQUE POUR L'AFRIQUE, « Mobilisation des ressources internes et diversification des économies en Afrique centrale », Comité intergouvernemental des experts, N'Djamena 18-19 Mars 2010.
- COMMISSION EUROPEENNE [2010], « Coopérer avec les pays en développement afin d'encourager la bonne gouvernance dans le domaine fiscal », communication de la commission au parlement européen, au conseil et au comité économique et social européen, Fiscalité et développement SEC.
- HALLAERT J.J. [Février 2010], «Accord de Partenariat économique : quelle est la gravité (et le degré d'urgence) du défi fiscal ? », résumé du document de recherche intitulé : « ACP : réductions tarifaires, pertes des revenus et détournement du commerce en Afrique subsaharienne », Journal of World Trade.
- JENSEN and MEKLING [1976], « Costs and the theory of firm », journal of financial economics.
- KEHO Y. [2009], « Détermination d'un taux de pression fiscale optimale en Côte d'Ivoire », Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du Cires (CAPEC), BUPED n° 04/.
- SCHWARTZ H., « Estimating the dimension of a model », the annuals of Statistics, vol. 6, 1978.

**ANNEXE : Les variables utilisées pour l'estimation du modèle vectoriel à correction
d'erreur**

obs	PREPUB	PIBTETE	VAGRICOLE	M2	FINANCEMEN T	COMEXTERIE UR
1980	10.84	214.5	40	18.9	130	66.3
1981	9.91	235	39.5	21.7	135.2	66.3
1982	8.94	221.1	41.8	18	174.7	58.4
1983	9.7	202.8	40.4	18.3	194.1	56.4
1984	10.91	217.7	42	18.1	244.4	60.8
1985	10.18	212.1	47.6	14.1	88.8	58.9
1986	10.7	227.7	50.3	15	313.5	53
1987	12.7	212.9	46.9	16.4	333.2	47.1
1988	10	212.1	48.2	15.4	307.8	45.3
1989	8.5	211.9	46.3	15	336.3	40.9
1990	10.5	200.4	47.6	15.6	56	42.9
1991	8.9	192.5	45	15.3	65.3	42.4
1992	11.7	182	46.1	15.3	64.1	35
1993	9.8	174.8	45.6	16.6	74.7	35.6
1994	7.7	176.7	44.9	19	106.7	36.3
1995	10	179.9	46.2	21	84.5	54
1996	11.3	160.5	49.7	22.5	87.4	48.1
1997	8.2	168.7	51.4	20.7	88.2	38.4
1998	9.9	171.4	53.3	17.3	89.3	44.4
1999	9.7	174.5	53.9	15.9	87.6	42.3
2000	8.3	175.5	53.1	16	91.1	25.7
2001	8.3	172.8	54.3	15.6	85.2	43.9
2002	10.3	168.6	54.3	14.8	104.1	35.6
2003	7.5	153.5	56.8	14.5	88.7	30
2004	8.5	151.9	56.5	15	82.9	31.7
2005	10.3	152	55.6	16.5	71.1	33.5
2006	10.4	153.3	55.8	16.1	65.2	35.4
2007	10.8	163.4	36.6	22.8	53.6	45.3
2008	11.6	157.9	36.5	16.5	45	44.6
2009	10.8	158.4	36.6	18.2	18.6	41.6
2010	11	160.3	36.7	20.3	19.1	47.9
2011	8.7	163	36.3	20.3	18.1	48.3
2012	10.2	161.5	30.11	19.6	18.6	48.1
2013	10	161.6	29.93	10.95	18.3	48.65
2014	9.6	162	32.11	16.95	18.3	48.6
2015	9.9	161.7	30.72	15.83	18.4	48.5
2016	9.8	161.8	30.92	14.58	18.3	48.58