



Munich Personal RePEc Archive

Forecasting of the coefficient of the reserve requirement of the Central bank of Congo.

Pinshi, Christian and Mukendi, Christian and Ndombe,
Patrick

Université de kinshasa

July 2015

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/79769/>
MPRA Paper No. 79769, posted 19 Jun 2017 03:32 UTC

ETUDE STATISTIQUE

Prévision du coefficient de la réserve obligatoire de la Banque centrale du Congo.

Christian Pinshi*, **Christian Mukendi **** et **Patrick Ndombe *****

Résumé

Les économistes fournissent des prévisions à propos de faits économiques futurs en utilisant des informations statistiques pour effectuer ces prévisions. L'objectif de cette étude est de fournir un papier académique pour les universités dans l'analyse de la prévision. C'est ainsi que nous avons analysé et estimé le coefficient de la réserve obligatoire en monnaie étrangère pour prévoir à l'horizon octobre 2014 jusqu'à décembre 2014. Nous avons opté pour deux méthodes : la première méthode est celle du lissage exponentiel de Holt et Winters, vue que la série comportait l'effet saisonnier et la tendance. La deuxième méthode est celle du lissage exponentiel linéaire de Brown, après avoir désaisonnalisé la série, il n'y avait plus d'effet saisonnier et il ne restait que la tendance. Les deux méthodes ont prédit une faible variation croissante du coefficient de la réserve obligatoire. Cette petite hausse est notamment due au processus de dédollarisation.

En comparant les deux méthodes nous avons retenu celle de Holt et Winters parce que l'erreur de prévision (écart entre la réalisation et la prévision) de la méthode de Holt et Winters est très minimale.

Mots clés : Prévision (Holt-Winters et lissage exponentielle de Brown), réserves obligatoires

*Economiste Chercheur et quantitatifiste ; E-mail : elijahpinshicolorado@gmail.com ; Phone : +243 815702530.

** Economiste Chercheur et quantitatifiste ; E-mail : christiankapitene@gmail.com ; Phone : +243 822832592.

*** Economiste Chercheur et quantitatifiste ; E-mail : patndombe@gmail.com; Phone : +243820569851.

STATISTICAL STUDY

Forecasting of the coefficient of the reserve requirement of the Central bank of Congo

Christian Pinshi, Christian Mukendi et Patrick Nkombe

Abstract

The economists provide forecasts in connection with future economic facts by using statistical data to conduct these forecasts. The goal of this study is to provide an academic paper for the universities in the analysis of forecasting. We analyzed and estimated the coefficient of the reserve requirement in foreign currency to envisage with horizon October 2014 until December 2014. We chose two methods: the first method is that of the exponential smoothing of Holt and Winters, since the series comprised seasonal effect and the trend. The second method is that of the linear exponential smoothing of Brown, after having deseasonalized the series, there was not seasonal effect and there remained only the trend. Both of method predicted a weak increasing variation of the coefficient of the reserve requirement. This small rise is in particular due to the process of fight against dollarization. By comparing both method we retained Holt and Winters because the error of forecasting (difference between realization and forecasting) of the method of Holt and Winters is very minimal.

Keywords: forecasting (Holt-Winters and linear exponential smoothing of Brown), reserve requirement.

1. INTRODUCTION

Depuis la Genèse il eut prévision, au sens que la prévision égale prophétie, Dieu montra à Joseph les sept années de grande abondance et les sept années de famine qui viendront dans le futur. Et ils menèrent des politiques visant à se préparer aux chocs qui viendront dans le futur. En considérant Joseph comme un modèle, l'économiste est tenté de faire une programmation qui est une démarche quantitative simple pour analyser l'évolution microéconomique (d'une entreprise,...) et/ou macroéconomique (d'un pays,...). Et cette programmation est une approche pratique et concrète de l'analyse et de la prévision microéconomique et/ou macroéconomique (FMI, 2013).

Par définition la prévision c'est la détermination chiffrée ou non d'un phénomène, d'une grandeur ou d'un ensemble de grandeur relatif à une période futur (Silem et al. 2008). **Donc Prévoir, c'est établir une déclaration sur les événements à venir en utilisant comme outils le passé et le présent (Chevillon, 2005).**

Pourquoi prévoir ?

- ✚ Pour avoir une idée sur l'avenir
- ✚ Pour tester la validité empirique d'une théorie
- ✚ Pour orienter les politiques économiques
- ✚ Pour planifier et prendre des décisions politiques

La prévision nous aide à avoir une idée sur l'avenir, à tester la validité empirique d'une théorie économique par exemple et elle nous aide aussi à faire des bonnes planifications, à orienter les politiques économiques et à prendre des mesures politiques pour un phénomène donné. Et les phénomènes économiques sont plus souvent affectés par la saison, le cycle et la tendance, alors les économistes pour bien prévoir ils cherchent à éliminer les effets de la saison ou du cycle pour pouvoir interpréter les valeurs de la série chronologique ou temporelle indépendamment de l'effet saisonnier ou du cycle.

Ainsi, comme le déclare toujours Paul Krugman (prix Nobel d'économie 2008), la prévision n'est qu'une simple prédiction du futur, puisque les réponses de la prévision servent souvent à orienter les politiques économiques, mais il s'agit toujours de prédiction, et non pas de prescription. Autrement dit, elle vous dit ce qui se passera en cas de changement de politique ; elle ne vous dit pas si ce résultat est bon ou mauvais (Krugman et Wells, 2010).

Notre étude porte sur la **prévision du coefficient de la réserve obligatoire**, qui est un instrument de la politique monétaire. La politique monétaire c'est la gestion de la monnaie et des taux d'intérêt. L'organisation responsable de la conduite de la politique monétaire d'un pays est en général une banque centrale (Mishkin, 2010).

La politique monétaire régule l'économie à court terme via ses instruments ; Ainsi donc notre étude a choisi l'une de ces instruments pour prévoir, le coefficient de la réserve obligatoire qui régule l'économie en limitant la volatilité de la monnaie, du crédit et des taux d'intérêt.

Alors c'est quoi la réserve obligatoire ? C'est la réglementation concernant la quantité minimale de dépôts que les banques doivent conserver sous forme de réserves imposé par la banque centrale en précisant un coefficient (Mankiw, 2013).

En pratique dans certains pays cet instrument n'est pas utilisé pour piloter la politique monétaire car il ne permet pas un contrôle final de la liquidité et généralement, ce coefficient n'est pas trop utilisé par les banques centrales, c'est-à-dire il est souvent à un niveau bas, puisqu'il peut perturber l'activité bancaire. C'est en fait une taxe sur le système bancaire et représente ce que McKinnon appelait, dans une contribution remarquable, la répression financière.

Cet instrument était trop utilisé à cause de l'instabilité macroéconomique, et en parlant de l'instabilité macroéconomique, l'indicateur proxy qui mesure l'instabilité macroéconomique c'est la variabilité ou la volatilité de l'inflation. La RDC a connu des taux d'inflation tellement volatile, et l'instrument clé qui limite la volatilité de l'inflation c'est le coefficient de la réserve obligatoire.

Au cours de ces trois dernières années nous remarquons qu'il y a stabilité macroéconomique, et la banque centrale a baissé ce coefficient, il est passé de 7% à 5% pour les dépôts à vues en monnaie nationale et pour les dépôts à terme il est actuellement à 0%.

Avant le coefficient de la réserve obligatoire était fixé pour toutes les monnaies confondues, que ça soit en monnaie nationale ou en devise mais actuellement une politique discriminatoire est prise sur le niveau du coefficient en monnaie nationale et devise, l'autorité monétaire (Banque Centrale du Congo) a baissé ce niveau à 5% pour les dépôts à vues en monnaie nationale et a augmenté ce niveau à 8% pour les dépôts à vues en devise.

Et cette stratégie a été prise dans le cadre du processus de dédollarisation de l'économie congolaise et dont la réussite permettrait d'améliorer l'efficacité de la politique monétaire. Vue que notre économie s'est ancrée à la dollarisation, et celle-ci limite l'efficacité d'une bonne conduite de la politique monétaire. Puisque la dollarisation¹ limite la capacité et la portée de la politique monétaire, du fait qu'il y a plus de dépôt en devise qu'en monnaie locale. La modification discriminatoire des règles de réserves obligatoire des banques commerciales peut accroître les dépôts en francs congolais et limiter la capacité des banques à accepter des dépôts importants en dollars et ce qui peut contribuer à réduire un peu le taux de dollarisation.

Dans le cadre de notre étude nous avons opté pour analyser et prévoir le coefficient de la réserve obligatoire en devise, car il est maintenue très utilisée pour réguler notre économie face à la forte dollarisation.

Nous allons effectuer une analyse de données et faire la prévision en optant pour deux méthodes :

- ✚ Le Lissage exponentiel de Holt et Winters : puisque notre série comporte d'effet saisonnier et la tendance. Cette saisonnalité est du type additif.

¹ La Dollarisation (ou substitution monétaire) se réfère à une situation dans laquelle une monnaie étrangère est utilisée comme unité de compte, réserve de valeur et intermédiaire des échanges de façon concurrente à la monnaie domestique (voir Agenor (2000)).

- ✚ Le Lissage exponentiel linéaire de Brown : en désaisonnant la série, et comme elle comporte une loi de tendance, on peut à présent prévoir avec le Lissage de Brown.

2. PRESENTATION DE LA SERIE

Le sujet de notre étude est le coefficient de la réserve obligatoire exprimé en %. Notre série est temporelle (chronologique), les données y sont mensuelles et s'étalent du /01/2007 au /09/2014 en République démocratique du Congo (RDC). Les données proviennent de la Banque Centrale du Congo (BCC).

Décomposition d'une chronique et Interrogation sur le profil temporel de notre série

Une chronique peut être décomposée, de façon standard, en 3 éléments :

- ✚ Le trend ou la tendance, notée T_t : est une droite qui fournit une approximation de la relation (Anderson et al, 2013). Et généralement c'est un mouvement de longue période.

Quelle est tendance pour le coefficient de la réserve obligatoire ?

Comment a varié au cours de ces trois dernières années, le coefficient de la réserve obligatoire suite à la stabilité macroéconomique et à la dollarisation ?

- ✚ La saisonnalité, notée S_t : mouvement qui ne s'exerce que pendant une certaine période de l'année. C'est un mouvement de courte période relativement régulier dans le temps.

Une économie ancrée à la dollarisation et une stabilité macroéconomique sur l'année lisse-t-elle le coefficient de la réserve obligatoire ?

Existe-il un lien entre le niveau du coefficient de la réserve obligatoire et les saisons qui structurent le climat économique de la RDC ?

- ✚ La composante résiduelle, notée R_t : représente les autres informations qui n'ont pas été prise en compte, mais qui peuvent influencer notre variable à prévoir. C'est en fait l'erreur de la prévision. R_t est stochastique

Tableau 1. Informations du coefficient de la réserve obligatoire en %

années\mois	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
2007	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0
2008	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0
2009	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	7,00	7,00	7,00
2010	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00
2011	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00
2012	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00
2013	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	8,00	8,00	8,00
2014	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00			

Source : Banque Centrale du Congo (BCC)

Les informations (données) s'étalent du mois de janvier de l'année 2007 au mois de septembre de l'année 201

3. ANALYSE DES DONNEES

Dans cette section nous allons faire, non seulement une analyse exploratoire des données, mais aussi analyser la saisonnalité, la tendance et les différentes méthodes traditionnelles de prévision. Cette section est décomposée en deux grands types d'analyse : analyse informelle des données et l'analyse formelles.

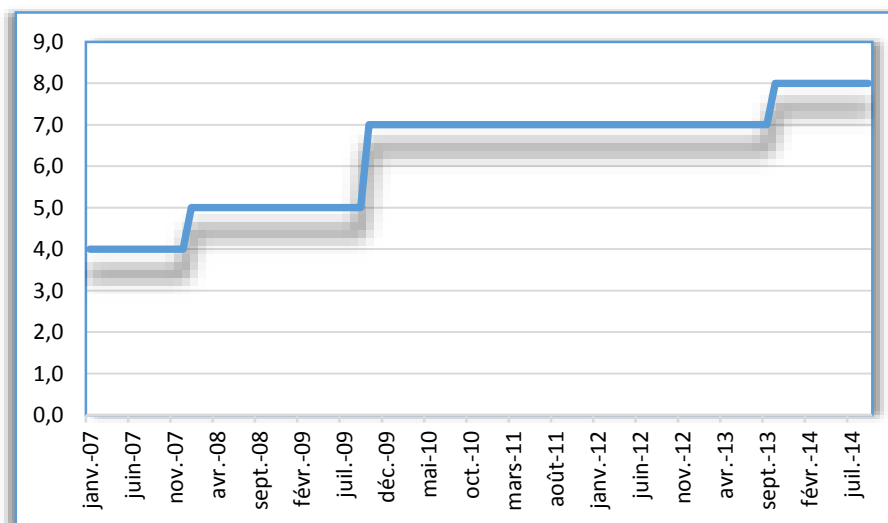
L'analyse informelle nous permet d'analyser graphiquement la série, à partir des pics et des creux on peut repérer les saisonnalités. Pour ce faire, on utilisera la lecture du plot (ligne), le nuage des points, le test de la bande, le tableau de Buys-Ballot, etc. L'analyse formelle nous permet de valider ou d'infirmer les réponses de l'analyse informelle. On utilisera des estimations et des tests.

3.1. Analyse de la saisonnalité et de la tendance

Nous allons identifier l'existence et la nature de la saisonnalité, et analyser la tendance.

3.1.1. Analyse exploratoire de données

Figure 1. Coefficient de la réserve obligatoire en %²

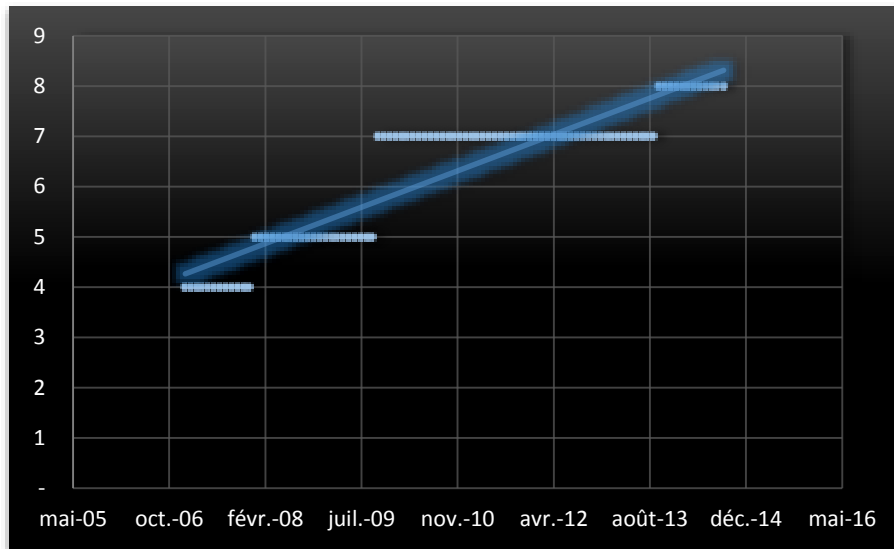


Source : BCC

L'examen visuel nous dit que le coefficient de la réserve obligatoire évolue d'une manière échelonnée ou graduelle dans le temps. La série est affectée d'une saisonnalité, car nous remarquons la présence des pics et des creux.

² Coefficient de la réserve obligatoire, discriminatoire à partir d'octobre 2013 pour la devise.

Figure 2. Nuage de points et droite de tendance pour le coefficient de la réserve obligatoire



Source : BCC, calcul des auteurs

L'observation du graphique met en évidence une loi de tendance linéaire que l'on peut visuellement supposer croissante.

A l'introduction de cette étude nous avons montré qu'en pratique cet instrument n'est pas tellement modifier. La modification du coefficient de la réserve obligatoire est une mesure qui, habituellement, ne sert qu'en dernier recours (Perkins et al, 2008), ceci a augmenté à partir du mois d'octobre 2013 d'une manière discriminatoire en devise dans le but de dédollariser l'économie congolaise.

L'analyse exploratoire de données nous a donnée comme examen visuel que notre série évolue de façon échelonnée et comporte un effet saisonnier, cet effet a été détecté à partir des pics et des creux. Cette analyse nous montre encore que ces dernières années, le coefficient de la réserve obligatoire suit une loi de tendance linéaire croissante.

3.1.2. Tableau de Buys-Ballot

L'analyse graphique a permis de mettre en évidence une saisonnalité. Le tableau de Buys-Ballot va permettre d'analyser plus précisément notre série.

Tableau 2. Buys-Ballot

années\mois	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre	Moyenne annuelle	Ecart-type annuel
2007	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4	0
2008	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5	0
2009	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	7,00	7,00	7,00	5,5	0,866025
2010	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7	0
2011	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7	0
2012	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7	0
2013	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	7,00	8,00	8,00	8,00	7,25	0,433013
2014	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8,00	8	0
Moyenne périodique	6,25	6,25	6,25	6,25	6	6	6	6	6	6,42857	6,428571	6,4285714	Moyenne générale	Ecart type général
Ecart-type périodique	1,299	1,299	1,299	1,299	1,195	1,195	1,195	1,195	1,1952286	1,29363	1,293626	1,2936264	6,290323	1,299964

Source : Calcul des auteurs

Le tableau de Buys-Ballot nous indique que la moyenne de valeurs correspondant au mois de janvier, février, mars et avril est de 6,25. A partir du mois de Mai jusqu'au mois de Septembre on remarque qu'elle décroît pour une valeur de 6 et elle remonte encore dès le mois de septembre à décembre de 6,42857.

Nous remarquons donc par présomption qu'il y a saisonnalité en faisant un examen visuel du tableau de Buys-Ballot.

3.1.3. Test de Fisher et Analyse de la variance

Toutes les analyses que nous venions de faire étaient informelles, le test de Fisher et l'analyse de la variance sont des analyses formelles qui vont valider ou infirmer les analyses informelles.

Cette analyse de la variance a charge de détecter une saisonnalité et/ou une tendance. Ce test suppose que la chronique est sans tendance ou encore sans extra-saisonnalité.

Nous allons décomposer la somme totale des carrés de la série en trois sommes de carrés correspondant respectivement à : Aux colonnes notée S_p pour périodes ici le mois, aux lignes notée S_a pour les années et enfin aux résidus notée S_r .

Tableau 3. Analyse de la variance (Anova)

Somme des carrés	Degrés de liberté	Désignation	Variance
$S_p = N \sum_j (x_j - x_{..})^2$	p-1	Variance période	$V_p = S_p / (p-1)$
$S_a = p \sum_i (x_i - x_{..})^2$	N-1	Variance année	$V_a = S_a / (N-1)$
$S_r = \sum_i \sum_j (x_{ij} - x_i - x_j + x_{..})^2$	$(p-1) * (N-1)$	Variance résidu	$V_r = S_r / [(p-1) * (N-1)]$
$S_T = S_a + S_p + S_r$	$N * p - 1$	Variance totale	$V_t = S_T / N * (p-1)$

Source : Gibert (2011)

N : nombre d'années = 7 P : périodicité = 12

Deux effets seront testés :

- ✚ L'effet période soit l'effet mois, s'il est significatif la série est saisonnière ;
- ✚ L'effet année, s'il est significatif la série contient une tendance (Thibault, 2011).

Tableau 3.1. Analyse de la variance

Désignation	Sommes des carrés	Degré de liberté	Variance
périodique	3,882223024	11	0,352929
annuelle	154,680281	7	22,09718
résiduelle	10,86812472	77	0,141144
totale	169,4306287	88	232,9671

Source : Calculs des auteurs

A partir de ce tableau nous allons effectuer le test de Fisher

- **Test de l'influence du facteur colonne, la période : ici le mois**

Nous allons tester l'hypothèse nulle H_0 : Pas d'influence de la saison.

Règles de décision :

- ✚ Si le Fisher empirique $F_c = V_p/V_r >$ au Fisher lu dans la table (F_t), on rejette l'hypothèse nulle H_0 , la série est saisonnière.
- ✚ Si le Fisher empirique $F_c <$ au Fisher lu dans la table (F_t), on accepte l'hypothèse nulle H_0 , pas d'influence du facteur colonne, pas d'effet mois, la chronique est non saisonnière.

Test au seuil de 5% (Gujarati, 2009)

La valeur du Fisher théorique est de 1,95 ($F_t = 1,95$), la valeur du Fisher calculé est 2,5005 ($F_c = 2,5005$).

$F_c = 2,5005 > F_t = 1,95$; le Fisher calculé (empirique) est plus grand que le Fisher de la table (théorique)

Donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 , la série est saisonnière

- **Test de l'influence du facteur ligne, la tendance**

Nous allons tester l'hypothèse nulle H_0 : Pas d'influence de la tendance.

Règle de décision :

- ✚ Si Fisher empirique $F_c = V_a/V_r >$ valeur du Fisher théorique (F_t), on rejette l'hypothèse H_0 , la série est donc affecté d'une tendance
- ✚ Si Fisher empirique $F_c <$ valeur du Fisher théorique (F_t), alors l'hypothèse nulle H_0 est accepté, pas d'influence du facteur année, la série n'est pas affectée d'une tendance.

Test au seuil de 5% :

La valeur du Fisher théorique est de 2,17 ($F_t = 2,17$), la valeur du Fisher calculé est de 156,56 ($F_c = 156,56$).

On remarque que le Fisher calculé est supérieur au Fisher de la table

Donc il y a présomption de la tendance

3.2. Sélection du schéma

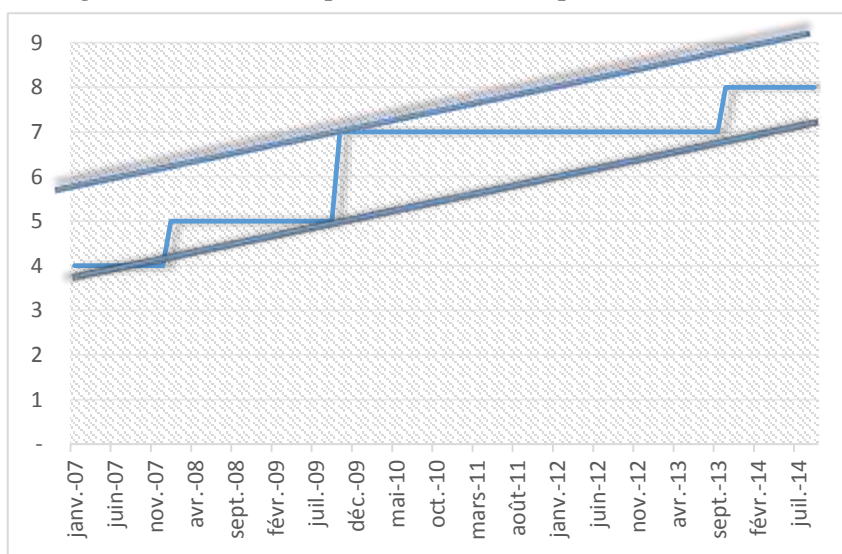
Plusieurs possibilités se présentent afin de spécifier la fonction. L'économiste fera le choix selon le type de problème à analyser et la méthode à utiliser. Les hypothèses que l'on fait habituellement sur la manière dont ces composantes s'articulent entre elles se ramènent soit au schéma additif, soit au schéma multiplicatif, soit à une combinaison de deux schémas (schéma mixte).

Le choix du schéma de décomposition à retenir est guidé par des considérations pratiques résultant de l'examen graphique de l'évolution du coefficient de la réserve obligatoire. Deux techniques simples sont présentées pour sélectionner le schéma, à savoir la procédure de la bande et le test de Buys-Ballot (Kamiantako, 2014).

3.2.1. Procédure de la Bande

Elle consiste à relier par une ligne brisée les pics et les creux dans le graphique représentant le profil temporel de la chronique. Si les deux lignes sont parallèles on optera pour un schéma additif ; dans le cas contraire, on optera pour un schéma multiplicatif, si les deux lignes forment un entonnoir.

Figure 3. Évolution temporelle de la série et procédure de la bande



Source : Calculs des auteurs

L'examen visuel nous montre que les deux lignes sont parallèles, cette analyse informelle nous permet de voir qu'il s'agit là d'un schéma additif. Informellement la série est affectée d'une saisonnalité additive.

3.2.2. Test de Buys-Ballot

C'est le test formel qui étudie le type de la saisonnalité, il se réfère au tableau de Buys-Ballot.

Tableau 4. Moyenne et écart type annuels

Moyenne annuelle	Ecart-type annuel
4	0
5	0
5,5	0,866025404
7	0
7	0
7	0
7,25	0,433012702
8	0

Source : Calculs des auteurs (cfr tableau de Buys-Ballot)

On estime par la méthode des MCO l'équation :

$$Ecart\ type = \beta_0 + \beta_1\ moyenne$$

Règle de décision :

$H_0 : \beta_1 = 0$ = modèle type additif (la moyenne n'est pas significatif)

$H_1 : \beta_1 \neq 0$ = modèle type multiplicatif (la moyenne est significatif)

Si la probabilité de la moyenne est supérieure à 5%, on accepte H_0 , dans le cas contraire on fait le rejet.

Tableau 5. Test de Buys-Ballot

Dependent Variable: ECT				
Method: Least Squares				
Date: 07/15/15 Time: 09:29				
Sample: 2007 2014				
Included observations: 8				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.218293	0.640246	-0.340952	0.7448
MOY	0.058285	0.096307	0.605197	0.5672
R-squared	0.057532	Mean dependent var		0.162380
Adjusted R-squared	-0.099546	S.D. dependent var		0.322172
S.E. of regression	0.337827	Akaike info criterion		0.879751
Sum squared resid	0.684762	Schwarz criterion		0.899612
Log likelihood	-1.519006	Hannan-Quinn criter.		0.745801
F-statistic	0.366264	Durbin-Watson stat		2.508087
Prob(F-statistic)	0.567217			

Source : calculs des auteurs

On remarque que la moyenne n'est pas significatif au seuil de 5%

Notre probabilité de la moyenne est égale à $0,5672 > 0,05$. $E_t t^3 = 0,605197 < 2$, **donc on accepte H_0 , on opte pour le schéma additif.**

L'examen visuel de procédure de la bande nous a dit qu'il s'agissait d'un schéma additif parce que les deux lignes étaient parallèles. Le test de Buys-Ballot a validé ce qu'avait dit l'examen informel, alors la saisonnalité est du type additif.

3.3. Etude de la stationnarité

L'étude de la stationnarité nous montre, si notre série est stationnaire ou non stationnaire à tendance déterministe (TS) ou stochastique (DS). Et c'est à travers le test de Dickey et Fuller que va reposer cette étude de stationnarité

Tableau 6. Etude de stationnarité

Null Hypothesis: CRES has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.235986	0.4640
Test critical values:	1% level		-4.060874	
	5% level		-3.459397	
	10% level		-3.155786	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CRES) Method: Least Squares Date: 07/18/15 Time: 05:28 Sample (adjusted): 2007M02 2014M09 Included observations: 92 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRES(-1)	-0.106957	0.047835	-2.235986	0.0279
C	0.513449	0.208204	2.466093	0.0156
@TREND(2007M01)	0.004319	0.002332	1.852098	0.0673
R-squared	0.055014	Mean dependent var		0.043478
Adjusted R-squared	0.033778	S.D. dependent var		0.253028
S.E. of regression	0.248717	Akaike info criterion		0.087067
Sum squared resid	5.505572	Schwarz criterion		0.169299
Log likelihood	-1.005064	Hannan-Quinn criter.		0.120256
F-statistic	2.590630	Durbin-Watson stat		1.958589
Prob(F-statistic)	0.080619			

Source : calculs des auteurs

Nous remarquons donc qu'au seuil de 5% le processus (coefficient de la réserve obligatoire) est non stationnaire à tendance stochastique (DS), c'est-à-dire ça évolue dans le temps en raison de facteur aléatoire. Une tendance stochastique peut révéler une période prolongée de hausse, suivie d'une période prolongée de baisse. En effet le test de Fisher nous a dit qu'il y a tendance et le test de Dickey-Fuller nous a indiqué sa nature.

³ Le t statistique est interprétée en valeur absolue

4. CHOIX DE LA METHODE DE PREVISION

Notre analyse nous a mené à plusieurs maximes, telles que :

- ✚ Le coefficient de la réserve obligatoire est affecté d'une saisonnalité
- ✚ La décomposition schématique est additive
- ✚ La tendance est linéaire croissante

Nous allons faire deux méthodes de prévision :

La première méthode sera celle de Holt et Winters parce qu'il y a saisonnalité et tendance. Dans la deuxième nous allons désaisonnaliser la série, et cette désaisonnalisation nous permettra d'éliminer l'influence de la saison. En éliminant cette influence, il n'est restera qu'une loi de tendance linéaire croissante, et comme il n'aura que la tendance, la méthode la plus appropriée est le lissage exponentiel linéaire de Brown.

5. PREVISION DU COEFFICIENT DE LA RESERVE OBLIGATOIRE

5.1. Prévision par la méthode de Holt-Winters additif

Cette méthode comporte trois paramètres à estimer (α , β et δ) et on combinera par addition la composante saisonnière et la tendance linéaire.

Les paramètres α et β ont pour fonction respective, de lisser le terme stochastique R_t et d'ajuster la tendance T_t . Mais on ajoute un troisième paramètre δ pour traiter le problème de la saisonnalité.

Cette méthode comporte trois équations et trois paramètres. Comme nous somme dans le modèle additif, voici les trois équations :

$$\begin{array}{ll} S_t = \alpha (Y_t - I_{t-1}) + (1 - \alpha) (S_{t-1} + T_{t-1}) & \text{Lissage de la moyenne} \\ T_t = \beta (S_t - S_{t-1}) + (1 - \beta) T_{t-1} & \text{Lissage de la tendance} \\ I_t = \delta (Y_t - S_t) + (1 - \delta) I_{t-1} & \text{Lissage de la saisonnalité} \end{array}$$

La Prévision à l'horizon de m périodes s'obtient :

$$P_{t+m} = S_t + T_{tm} + I_{t-l+m}$$

Avec

S_t : moyenne lissé de la série en t ;

T_t : tendance estimée en t ;

Y_t : valeur observée en t (coefficients de la réserve obligatoire du mois de janvier 2007 au mois de décembre 2014) ;

L : périodicité des informations mensuelles (12) ;

I_t : facteur d'ajustement saisonnier en t

Le paramètre α : constante de lissage correspondant au niveau de la série ;

Le paramètre β : constante de lissage de la tendance ;

Et enfin le paramètre δ : constante de lissage associée à la saisonnalité.

A partir du logiciel eviews on peut directement trouver tous les paramètres et la composante S_t , T_t et I_t

Tableau 7. Profil du schéma additif

Sample: 2007M01 2014M09		
Included observations: 93		
Method: Holt-Winters Additive Seasonal		
Original Series: CRES		
Forecast Series: CRESADDITIF		
<hr/>		
Parameters:	Alpha	1.0000
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	4.589109
	Root Mean Squared Error	0.222138
<hr/>		
End of Period Levels:	Mean	8.219990
	Trend	0.045139
	Seasonals: 2013M10	0.163442
	2013M11	0.118304
	2013M12	0.073165

Source : calculs des auteurs

On obtient la moyenne lissée S_t (Mean), la tendance ajustée T_t (trend) et les coefficients d'ajustements saisonniers I_t (seasonals).

Avec notre équation additive de la prévision, on peut prévoir jusqu'à l'horizon 3 donc d'octobre 2014 jusqu'à décembre 2014.

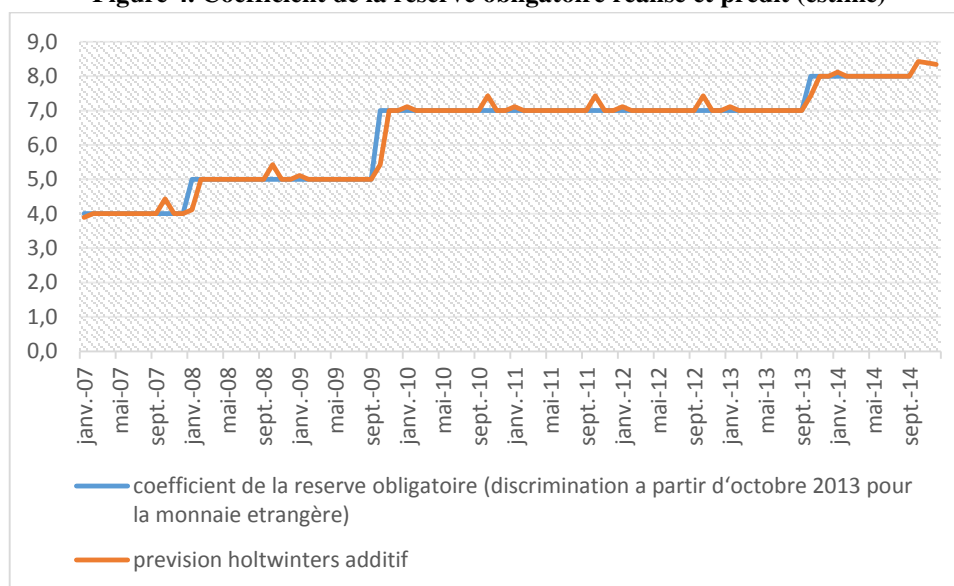
Tableau 8. Prévision du coefficient (%) de la réserve obligatoire en devise

P ₉₄	oct-14	8,4285
P ₉₅	nov-14	8,3843
P ₉₆	déc-14	8,3383

Source : calculs des auteurs

La prévision nous montre qu'au mois de novembre 2014 qu'il y a une très petite augmentation, mais dans la globalité la prévision du coefficient de la réserve obligatoire demeure stable.

Figure 4. Coefficient de la réserve obligatoire réalisé et prédit (estimé)



Source : calculs des auteurs

Pour voir si c'est une bonne prévision il faut que l'écart entre la réalisation et la prévision soit minimale. S'il y'a des écarts importants entre les valeurs prédites et les valeurs réalisées, alors la prévision est mauvaise. En analysant le graphique, on remarque qu'il n'y a pas d'écart important entre les réalisations et les prédictions. Ils évoluent dans le même sens et sont très attachées. Donc notre prévision est bonne.

A part l'analyse graphique, Il existe aussi un indicateur approprié pour mesurer la bonté d'une prévision. On l'appelle, la Racine carrée de moyenne des erreurs notée RMSE (en anglais, Root Mean Square Error).

Le profil du schéma additif (voir tableau 7.) nous donne cet indicateur, la RMSE est de 0,222138⁴, la RMSE est minimale, donc la prévision estimée est bonne.

On peut également calculer le pourcentage de l'erreur de prévision qui nous indique à combien de pourcentage d'erreur est notre prévision, cet indicateur est appelé La RMSPE (Root Mean Square Percentage Error).

$$RMSPE = \sqrt{\frac{100}{n} \sum ((P_t - Y_t)/Y_t)^2}$$

Avec

P_t : valeurs prédites (prévision)

Y_t : valeurs réalisées (observations ou informations)

La RMSPE est de 0,35 %

La prévision a 0,35% d'erreur, avec qu'une marge d'erreur en dessous de 5%, cela prouve à quel point nous somme dans le bon. La prévision est vraiment bonne à 99,65%.

⁴ La RMSE doit être proche de 0.

5.2. Prévision par la méthode de lissage exponentiel linéaire de Brown

Cette technique est faite, si la série suit une loi de tendance linéaire et s'il n'y a pas de saisonnalité. Mais nous remarquons que la série est affectée d'une saisonnalité additive. Alors nous allons désaisonnaliser (corriger de variations saisonnières CVS).

5.2.1. Désaisonnalisation du modèle additif

La désaisonnalisation du modèle additif s'articule en quatre étapes :

- ✚ Estimation des paramètres a et b et détermination de la tendance générale
- ✚ Calcul de la différence entre la variable à prédire et la tendance : $Y_t - T_t$
- ✚ Calculs des coefficients saisonniers S_t
- ✚ Elimination de l'influence saisonnière ou les corrigées des variations saisonnières, c'est ce qu'on appelle la désaisonnalisation.

5.2.1.1. Estimation des paramètres a et b et détermination de la tendance

Pour estimer l'équation de la régression nous allons procéder par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cet étape consiste à utiliser les données d'échantillon du coefficient de la réserve obligatoire pour déterminer les valeurs de a et b dans l'équation estimée de la régression linéaire simple.

L'équation de la régression s'écrit :

$$\hat{y}_t = a + b x_t$$

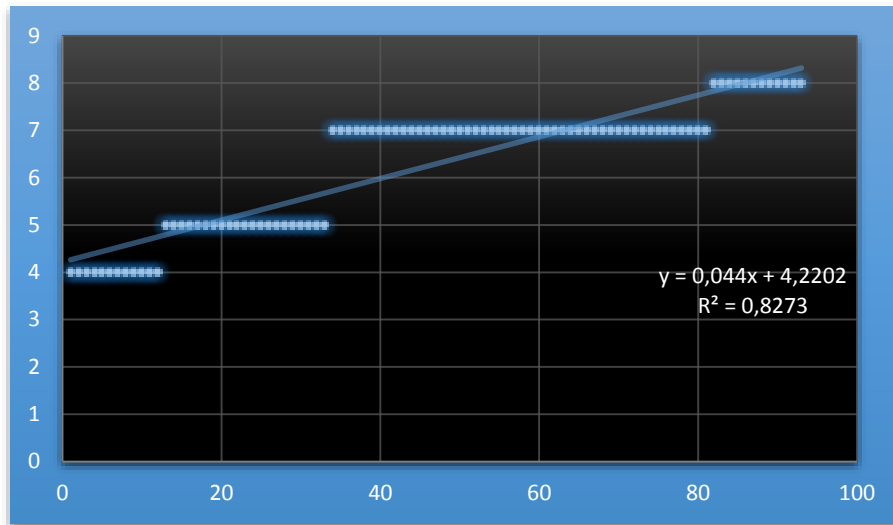
Où, a correspond à l'ordonnée à l'origine de la droite de régression estimée et b correspond à la pente de la régression estimée.

$$b = \frac{\sum(x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sum(x_t - \bar{x})^2}$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

$$a = 4,220 \quad b = 0,044$$

Figure 5. Nuage de points et droite de tendance



Source : calculs des auteurs

Avec la méthode de moindres carrés ordinaires on peut représenter la tendance générale par une droite dont l'équation est $T_t = \hat{Y}_t = a + bX_t$

$T_t = \hat{Y}_t = 4,2202 + 0,044X_t$. Avec cette droite on génère une nouvelle série de T_t en multipliant la pente de la régression (0,044) avec les coefficients des X de chaque période puis en addition avec la constante a (4,2202).

Le R^2 est de 82%, cette valeur indique donc un très bon degré d'ajustement du modèle

5.2.1.2. Calcul de la différence entre la variable à prédire et la tendance $Y_t - T_t$ et Calculs des coefficients saisonniers S_t

Tableau 9. Détermination des coefficients saisonniers

Années	janvier	février	mars	avril	mai	juin	juillet	août	septembre	octobre	novembre	décembre	
2007	-0,26424	-0,30829	-0,35233	-0,39638	-0,44042	-0,48447	-0,52851	-0,57256	-0,616604	-0,66065	-0,70469	-0,74874	
2008	0,207216	0,16317	0,119125	0,07508	0,031035	-0,01301	-0,05706	-0,1011	-0,145146	-0,18919	-0,23324	-0,27728	
2009	-0,32133	-0,36537	-0,40942	-0,45346	-0,49751	-0,54155	-0,5856	-0,62964	-0,673689	1,282266	1,23822	1,194175	
2010	1,15013	1,106085	1,062039	1,017994	0,973949	0,929904	0,885858	0,841813	0,7977679	0,753723	0,709677	0,665632	
2011	0,621587	0,577542	0,533496	0,489451	0,445406	0,401361	0,357316	0,31327	0,269225	0,22518	0,181135	0,137089	
2012	0,093044	0,048999	0,004954	-0,03909	-0,08314	-0,12718	-0,17123	-0,21527	-0,259318	-0,30336	-0,34741	-0,39145	
2013	-0,4355	-0,47954	-0,52359	-0,56763	-0,61168	-0,65572	-0,69977	-0,74382	-0,787861	0,168094	0,124049	0,080004	
2014	0,035958	-0,00809	-0,05213	-0,09618	-0,14022	-0,18427	-0,22831	-0,27236	-0,316404				total
S_t	0,135858	0,091813	0,047768	0,003723	-0,04032	-0,08437	-0,12841	-0,17246	-0,216504	0,182294	0,138249	0,094204	0,051843
S_t corrigé	0,131538	0,087493	0,043448	-0,0006	-0,04464	-0,08869	-0,13273	-0,17678	-0,220824	0,177974	0,133929	0,089883	0

Source : calculs des auteurs

Après avoir généré la série de la tendance on peut calculer la différence entre le coefficient de la réserve obligatoire et la tendance $Y_t - T_t$. Ces valeurs sont des différences entre $Y_t - T_t$.

Le coefficient saisonnier s'obtient par la moyenne périodique arithmétique des différences ($Y_t - T_t$) qui correspond à chaque saison.

La somme de S_t doit être égale à 0. $\sum S_t = 0$, la $\sum S_t = 0,051843$

Si $\sum S_t \neq 0$, alors il faut corriger. Comme nos informations sont mensuelles, $S_t \text{ corrigé} = S_t - 1/12 \sum S_t$

5.2.1.3. Elimination de l'influence saisonnière ou les corrigées des variations saisonnières, c'est ce qu'on appelle la désaisonnalisation.

Tableau 10. Corrigées des variations saisonnières CVS

Années	janvier	Février	Mars	avril	mai	juin	juillet	août	septembre	octobre	novembre	décembre
S _t corrigé	0,131538	0,087493	0,043448	-0,0006	-0,04464	-0,08869	-0,13273	-0,17678	-0,22082	0,177974	0,133929	0,089883
2007	3,868462	3,912507	3,956552	4,000598	4,044643	4,088688	4,132733	4,176779	4,220824	3,822026	3,866071	3,910117
2008	4,868462	4,912507	4,956552	5,000598	5,044643	5,088688	5,132733	5,176779	5,220824	4,822026	4,866071	4,910117
2009	4,868462	4,912507	4,956552	5,000598	5,044643	5,088688	5,132733	5,176779	5,220824	6,822026	6,866071	6,910117
2010	6,868462	6,912507	6,956552	7,000598	7,044643	7,088688	7,132733	7,176779	7,220824	6,822026	6,866071	6,910117
2011	6,868462	6,912507	6,956552	7,000598	7,044643	7,088688	7,132733	7,176779	7,220824	6,822026	6,866071	6,910117
2012	6,868462	6,912507	6,956552	7,000598	7,044643	7,088688	7,132733	7,176779	7,220824	6,822026	6,866071	6,910117
2013	6,868462	6,912507	6,956552	7,000598	7,044643	7,088688	7,132733	7,176779	7,220824	7,822026	7,866071	7,910117
2014	7,868462	7,912507	7,956552	8,000598	8,044643	8,088688	8,132733	8,176779	8,220824			

Source : calculs des auteurs

Pour corriger les variations saisonnières dans un schéma additif on a différencié la série (coefficient de la réserve obligatoire) Y_t aux coefficients saisonniers corrigés S_t . C'est ce qu'on appelle la désaisonnalisation.

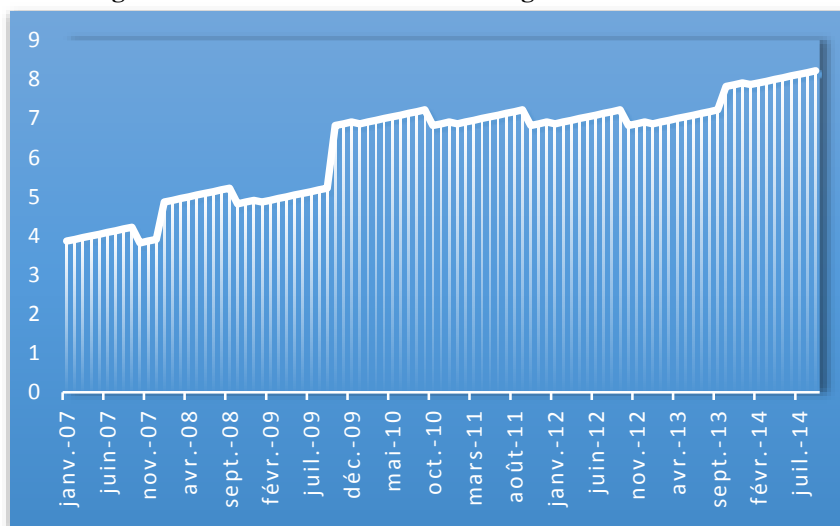
$$CVS = Y_t^* = Y_t - S_t \text{ corrigé.}$$

Où Y_t^* est la nouvelle série désaisonnalisée

C'est avec cette nouvelle série que nous allons réitérer le test de Fisher pour voir si la saisonnalité persiste toujours ou pas et on testera aussi la tendance.

S'il n'y a plus de l'influence saisonnière et si la tendance demeure toujours, alors on peut facilement prévoir avec le Lissage exponentiel linéaire de Brown.

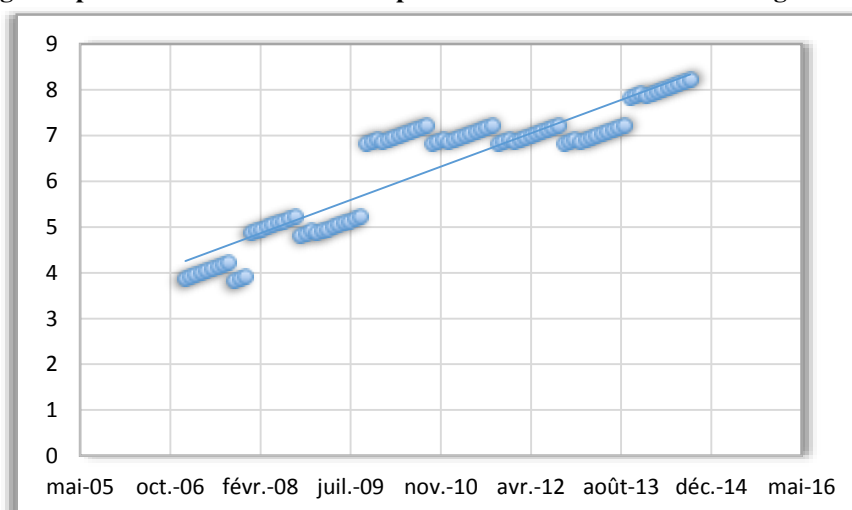
Figure 6. Coefficient de la réserve obligatoire désaisonnalisé



Source : calculs des auteurs

Les graphiques nous disent qu'il n'y a pas vraiment un effet saisonnier et la tendance est toujours linéaire croissante.

Figure 7. Nuage des points et droite de tendance pour le coefficient de réserve obligatoire désaisonnalisé



Source : calculs des auteurs

5.2.2. Test de Fisher et analyse de la variance

Deux effets seront testés :

- ✚ L'effet période soit l'effet mois, s'il est significatif la série est saisonnière ;
- ✚ L'effet année, s'il est significatif la série contient une tendance

Tableau 11. Analyse de la variance⁵

Désignation	Sommes des carrés	Degré de liberté	Variance
périodique	1,958369755	11	0,178034
Annuelle	156,1824521	7	22,31178
Résiduelle	10,91750415	77	0,141786
Totale	169,058326	88	232,4552

Source : calculs des auteurs

A partir de ce tableau nous allons effectuer le test de Fisher

- **Test de l'influence du facteur colonne, la période : ici le mois**

Nous allons tester l'hypothèse nulle H_0 : Pas d'influence de la saison.

Règles de décision :

- ✚ Si le Fisher empirique $F_c = V_p/V_r >$ au Fisher lu dans la table (F_t), alors on rejette l'hypothèse nulle H_0 , la série est saisonnière.
- ✚ Si le Fisher empirique $F_c <$ au Fisher lu dans la table (F_t), alors on accepte l'hypothèse nulle H_0 , pas d'influence du facteur colonne, pas d'effet mois, la chronique est non saisonnière.

Test au seuil de 5% :

La valeur du Fisher théorique est de 1,95 ($F_t = 1,95$)

La valeur du Fisher calculé est 1,255 ($F_c = 1,255$)

$F_c = 1,255 < F_t = 1,95$; le Fisher calculé (empirique) est inférieur au Fisher de la table (théorique). **Donc on accepte l'hypothèse nulle H_0 , la série n'a pas d'effet saisonnier**

- **Test de l'influence du facteur ligne, la tendance**

Nous allons tester l'hypothèse nulle H_0 : Pas d'influence de la tendance.

Règle de décision :

- ✚ Si Fisher empirique $F_c = V_a/V_r >$ valeur du Fisher théorique (F_t), alors on rejette l'hypothèse H_0 , la série est donc affecté d'une tendance

⁵ Le tableau ANOVA est utilisé pour résumer les calculs associés au test de signification de Fisher

- ✚ Si Fisher empirique $F_c <$ valeur du Fisher théorique (F_t), alors l'hypothèse nulle H_0 est accepté, pas d'influence du facteur année, la série n'est pas affectée d'une tendance.

Test au seuil de 5% :

La valeur du Fisher théorique est de 2,17 ($F_t = 2,17$)

La valeur du Fisher calculé est de 157,3 ($F_c = 157,3$)

On remarque que le Fisher calculé est supérieur au Fisher de la table. **Donc on rejette l'hypothèse nulle, la tendance demeure toujours.**

5.2.3. Prévision par la méthode de lissage exponentiel linéaire de Brown

Après avoir désaisonnalisé le coefficient de réserve obligatoire la série ne comporte pas d'effet saisonnier. Elle est juste affectée d'une tendance linéaire croissante. La méthode du lissage exponentiel linéaire de Brown prévoit des séries qui ont des tendances. Donc c'est la méthode appropriée dans cette situation.

Les notations mathématiques utilisées dans le lissage exponentiel double ou linéaire de Brown sont :

$$S'_t = \alpha Y_t + (1-\alpha) S'_{t-1}$$

$$S''_t = \alpha S'_t + (1-\alpha) S''_{t-1}$$

$$a_t = 2 S'_t - S''_t$$

$$b_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} (S'_t - S''_t)$$

$$P_{t+m} = a_t + b_{tm}$$

Avec

S'_t : la valeur exponentielle simple à la période t

S''_t : la valeur doublement lissée de la série

α : la constante du lissage exponentiel, elle est comprise entre 0 et 1

m : décalage de la prévision dans le futur, exprimé en nombre de périodes

La valeur de la constante $\alpha = 0,5$ est choisie de manière à minimiser la RMSE. Toute tendance linéaire dans les données est lissée et extrapolée⁶.

⁶ Vous remarquerez que nous avons juste pris à partir d'avril 2014 à cause de l'espace, puisque notre série sera à 93 observations ce qui peut prendre 4 pages pour le tableau. Alors tous ces calculs ont été faits en utilisant EXCEL.

Tableau 12. Prédiction du coefficient de réserve obligatoire par la méthode de lissage exponentiel linéaire de Brown

Années	Mois	périodes	Y_t^{*7}	S'_t		a_t	b_t	$P_{t+m} = a_t + b_{tm}$
				$(\alpha=0,5)$	S''_t			
2014	Avril	88	8,000598	7,95756	7,90901	8,006107		
2014	Mais	89	8,044643	8,0011	7,95505	8,047146	0,04605	
2014	Juin	90	8,088688	8,04489	7,99997	8,089814	0,04492	8,093191868
2014	juillet	91	8,132733	8,08881	8,04439	8,133233	0,04442	8,134733817
2014	Août	92	8,176779	8,1328	8,0886	8,176997	0,0442	8,177653113
2014	septembre	93	8,220824	8,17681	8,1327	8,220917	0,04411	8,221198232
2014	octobre	94						8,265024836
2014	novembre	95						8,309132254
2014	décembre	96						8,353239672

Source : calculs des auteurs

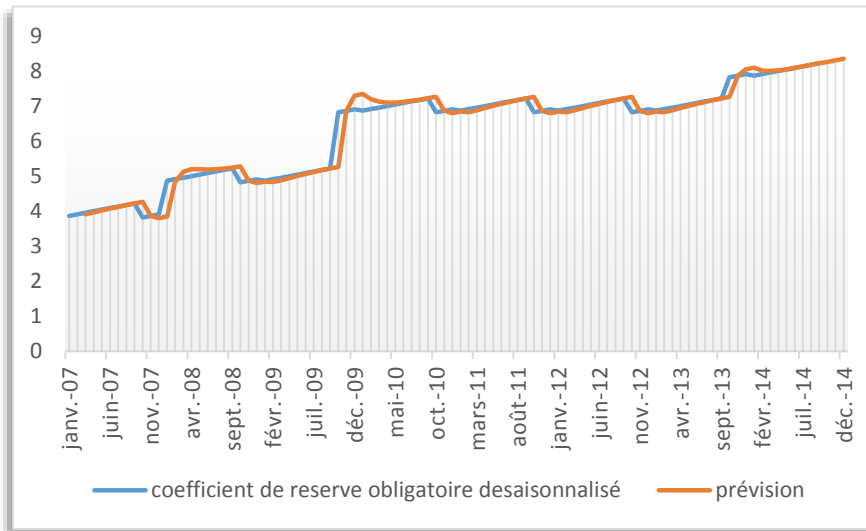
Tableau 13. Prédiction par la technique de lissage exponentiel linéaire de Brown

P_{94}	oct-14	8,265025
P_{95}	nov-14	8,309132
P_{96}	déc-14	8,35324

Source : calculs des auteurs

On remarque que le coefficient de réserve obligatoire tend à une très petite augmentation à l'horizon octobre 2014 à décembre 2014

Figure 8. Réalisation et prédiction du coefficient de la réserve obligatoire



Source : calculs des auteurs

Il n'y a pas vraiment d'écart entre la réalisation et la prédiction. Seulement en 2008, 2009 et 2010 il y a des petits écarts. Ces écarts peuvent être dus par des chocs (par exemple la crise financière de 2008).

⁷ Y_t^* désigne le coefficient de réserve obligatoire désaisonnalisé

La racine carrée de la moyenne des carrés des erreurs RMSE dont la formule est :

$$RMSE = \sqrt{\sum(Y_t - P_t)^2/n}$$

La RMSE est 0,621314

Avec

P_t : valeurs prédites (prévision)

Y_t : valeurs réalisées (observations ou informations)

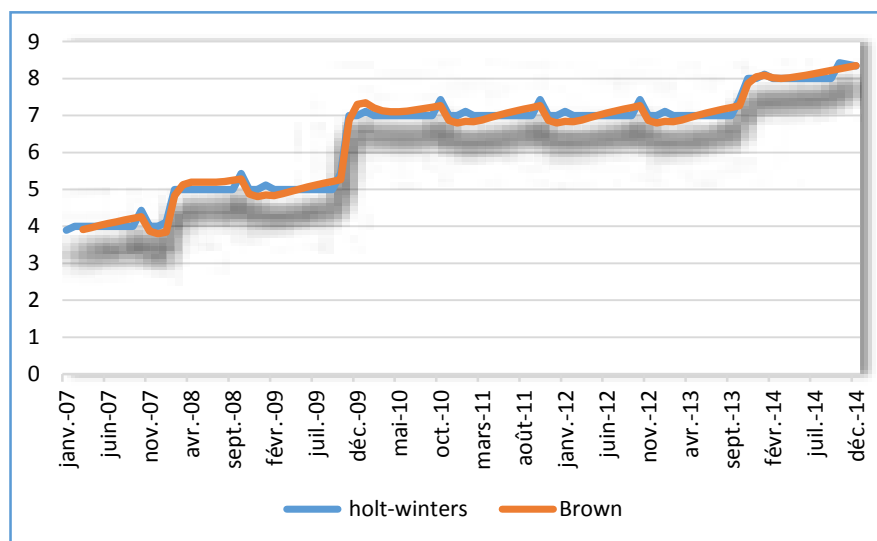
$$Et\ la\ RMSPE = \sqrt{\frac{100}{n} \sum((P_t - Y_t)/Y_t)^2}$$

RMSPE est 1,5231%, La prévision a 1,5231% d'erreur, avec qu'une marge d'erreur en dessous de 5%, cela prouve à quel point nous somme dans le bon. Ça veut dire que la prévision est bonne à 98,4769%.

5.3. Comparaison des prévisions

La comparaison des prévisions se fera en comparant les deux techniques de lissages exponentiels de Holt et Winters et celui de Brown par l'analyse graphique et par les indicateurs statistiques qui permettent d'évaluer l'exactitude d'une bonne prévision.

Figure 9. Comparaison des prévisions par la méthode Holt-Winters additif et la méthode de Brown



Source : calculs des auteurs

Les prévisions évoluent dans le même sens, il n'y a que des très petits écarts.

Tableau 14. Comparaison des prévisions du mois d'octobre 2014 au mois de décembre 2014

Années	Holt Winters	Brown
oct-14	8,4285	8,265025
nov-14	8,3843	8,309132
déc-14	8,3383	8,35324

Source : calculs des auteurs

La comparaison se fait aussi avec les indicateurs statistiques :

Tableau 15. Comparaison statistique des prévisions

Indicateurs	Holt	
	winters	Brown
RMSE	0,222138	0,621314
RMSPE	0,35%	1,52%

Source : calculs des auteurs

Au final, il semble que La modèle de Holt et Winters surestime le coefficient de la réserve obligatoire au mois d'octobre 2014. Au mois de décembre les deux valeurs sont presque proches.

La méthode de Holt et Winters minimise la prévision à 0,222138 et le lissage exponentiel linéaire de Brown minimise la prévision à 0,621314.

La prévision par la méthode de Holt et Winters expose 0,35% d'erreur tandis que celle du lissage exponentiel linéaire de Brown expose 1,52%. Etant donné que l'erreur de prévision de la méthode de Holt et Winters est très minimale, nous retiendrons la prévision de Holt et Winters. Les prévisions semblent donc croître.

Cette petite hausse est notamment due au processus de dédollarisation. Certes la Banque Centrale a augmenté ce coefficient en devise de 8% pour réduire la dollarisation financière. Mais on devrait noter que l'utilisation des dépôts en monnaie étrangère pour mesurer la dollarisation peut sérieusement sous-estimer l'ampleur du problème, si le risque de confiscation des actifs en monnaie étrangère détenus par les banques domestiques est élevé, les agents peuvent détenir leurs liquidités en dehors des banques. Les dépôts en monnaie étrangère peuvent aussi être détenus à l'étranger et les données de ces dépôts sont limitées (Agenor, 2000). Nous remarquons comment ce n'est pas facile de dédollariser une économie. Cette stratégie de dédollarisation en augmentant le coefficient de la réserve obligatoire en devise a faiblement dédollariser l'économie congolaise. Même si la contribution est très faible, mais c'est quand même un peu bon.

6. CONCLUSION

Les économistes fournissent des prévisions à propos de faits économiques futur en utilisant des informations statistiques pour effectuer ces prévisions. C'est ainsi que nous avons analysé et estimé le coefficient de la réserve obligatoire en monnaie étrangère pour prévoir à l'horizon octobre 2014 jusqu'à décembre 2014.

Nous avons opté pour deux méthodes : la première méthode est celle du lissage exponentiel de Holt et Winters, vue que la série comportait l'effet saisonnier et la tendance. La deuxième méthode est celle du lissage exponentiel linéaire de Brown, après avoir désaisonné la série, il n'y avait plus d'effet saisonnier et il ne restait que la tendance. Les deux méthodes ont prédit une faible variation croissante du coefficient de la réserve obligatoire. Cette petite hausse est notamment due au processus de dédollarisation.

En comparant les deux méthodes nous avons retenu celle de Holt et Winters parce que l'erreur de prévision (écart entre la réalisation et la prévision) de la méthode de Holt et Winters est très minimale. La prévision sert à avoir une perspective de l'économie et aide à bien piloter les politiques économiques et faire des programmations.

7. BIBLIOGRAPHIE

Agenor (P. R.) (2000), *“The economics of adjustment and growth”*, first edition, (Harvard University Press), (Cambridge, Massachusetts).

Anderson (D. R.), Sweeney (D. J.) et Williams (T. A.) (2013), *“Statistiques pour l'économie et la gestion”*, quatrième édition, (Deboeck), (Bruxelles).

Banque Centrale du Congo (2015), *Rapport sur la politique monétaire en 2014*, numéro 009, février.

Bénassy (A. Q.), Coeuré (B.), Jacquet (P.) et Pisano (J. F.) (2014), *“Politique économique”* troisième édition, (Deboeck), (Bruxelles).

Chevillon (G.) (2005), *“économétrie de la prévision”* Département Analyse & Prévisions, OFCE, et economics Department, University of Oxford, Juin.

Fischer (F.), Lundgren (C.) et Jahjah (S.) (2013), *“Vers une politique monétaire plus efficace : le cas de la République démocratique du Congo”* Working paper.

Fonds monétaire international (2013), *“Programmation et politiques financières”*, institut du FMI pour le développement des capacités.

Gibert (T.), (2011), *“Agriculture-Production laitière bovin en France”* Dossier, Analyse d'une série temporelle.

Gujarati (D. N.) et Porter (D. C.) (2009), “*Basic Econometrics*”, fifth edition, (McGraw-Hill/Irwin), (New York).

Kamiantaku (M.) (2014), “*Théorie et pratique de prévision*” syllabe.

Krugman (P.) et Wells (R.) (2010), “*Macroéconomie*”, deuxième édition, (Deboeck), (Bruxelles).

Mankiw G (2013), “*Macroéconomie*”, huitième édition, (Deboeck), (Bruxelles).

Mankiw (G.) et Taylor (M.) (2013), “*Principes de l'économie*”, troisième édition, (Deboeck), (Bruxelles).

Mishkin (F.) (2010), “*monnaie, banque et marché financier*”, neuvième édition, (Pearson), (Paris).

Perkins (D. H.), Radelet (S.) et Lindauer (D. L.) (2012), “*Économie du développement*”, troisième édition, (Deboeck), (Bruxelles).

Silem (A.), Albertini (J. M.) (2008), “*lexique d'économie*”, dixième édition, (Daloz), (Paris).