

## LE CHOIX D'UN RÉGIME DE CHANGE POUR L'ALGÉRIE : UNE APPROCHE EN LOGIT BINAIRE\*

Received : 10/02/2018/ Revised : 07/11/2018 / Accepted : 02/12/2018

Corresponding authors : zidat.rafika@gmail.com

Rafika ZIDAT\*\*

Mohamed ACHOUCHE\*\*\*

### RÉSUMÉ

Les travaux empiriques, traitant de la problématique du choix d'un régime de change approprié, s'appuient généralement sur l'analyse de modèles *logit* d'un panel de pays. Ce type de modèles, s'est avéré un outil efficace pour caractériser la relation entre la typologie des régimes de change et leurs déterminants. Ce travail d'investigation s'inscrit dans une lignée méthodologique similaire. Il s'applique à déterminer le régime de change le plus adéquat à l'économie algérienne. Et, explore ses différents déterminants potentiels. L'analyse du modèle *logit* suggère, sur l'intervalle de temps que couvre l'échantillon, deux sous périodes, qui correspondraient à des régimes de change différents. La robustesse, des résultats établis, est analysée à travers une investigation utilisant des régressions multiples, estimées pour les deux périodes qui correspondent aux deux régimes de change qu'aurait adopté l'Algérie. En résumé, les résultats de ce travail suggèrent, en conclusion, que le régime de change fixe serait le plus approprié à la période (1970-2010).

**MOT CLÉS :** Algérie, régime de change optimal, modèle *logit* binaire, régression multiple, régimes de change fixe et régime flottant géré.

**JEL CLASSIFICATION:** C51, C54, C58, E65, F43, G19.

---

\* Ce travail est réalisé dans le cadre de stages scientifiques, effectués à l'École d'économie de Toulouse-TSE, sous la direction du Professeur Farid GASMI, en 2014 et 2015.

\*\* Doctoresse es sciences économiques, Université A. Mira de Bejaia,

\*\*\* Professeur es sciences économiques, Université A. Mira de Bejaia, achouchemohamed@yahoo.fr

## **THE CHOICE OF AN EXCHANGE RATE REGIME FOR ALGERIA: AN APPROACH IN BINARY LOGIT**

### **ABSTRACT**

Empirical works, dealing with the issue of choosing an appropriate exchange rate regime, are generally based on the analysis of logit models of a panel of countries. This type of model, proved an efficient tool to characterize the relationship between the typology of exchange rate regimes and their determinants. This investigative work is part of a similar methodological line. It applies to determine the most appropriate exchange rate regime for the Algerian economy, and explores its various potential determinants. The analysis of the logit model suggests, on the time interval that covers the sample, two sub-periods, which correspond to different exchange rate regimes. The reliability of the established results is analyzed through investigation using multiple regressions estimated for the two periods that correspond to the two exchange rate regimes that Algeria would have adopted. In summary, the results of this work suggest that the fixed exchange rate regime would be most appropriate to the period (1970-2010).

### **KEY WORD:**

Algeria, optimal exchange rate regime, binary logit model, multiple regressions, fixed exchange rate regimes and managed floating regime.

**JEL CLASSIFICATION:** C51, C54, C58, E65, F43, G19.

## ملخص

يستند العمل التجريبي، الذي يعالج مشكلة اختيار نظام مناسب لسعر الصرف، عموماً إلى تحليل نماذج فريق من البلدان. وقد ثبت أن هذا النوع من النماذج أداة فعالة لتوصيف العلاقة بين تصنيف نظم أسعار الصرف ومحدداتها. هذا العمل من التحقيق هو جزء من خط منهجي مماثل. وهي تنطبق على تحديد أنسب نظام لسعر الصرف للاقتصاد الجزائري. واستكشاف مختلف محدداتها المحتملة. ويشير تحليل نموذج لوجيت، على مدى الفترة الزمنية التي تغطيها العينة، فترتين فرعيتين، والتي تتوافق مع أنظمة سعر الصرف المختلفة. يتم تحليل المتانة، النتائج الثابتة، من خلال تحقيق باستخدام الانحدارات المتعددة، المقدرة للفترتين المقابلة لنظم سعر الصرف التي كانت الجزائر قد اعتمدت. وباختصار، تشير نتائج هذا العمل، في الختام، إلى أن نظام سعر الصرف الثابت سيكون الأنسب للفترة (1970-2010)

## كلمات مفتاحية:

الجزائر، نظام سعر الصرف الأمثل، نموذج لوجيت ثنائي، انحدارات متعددة، أنظمة سعر الصرف الثابتة ونظام عائم مدار

تصنيف جال: G19، F43، E65، C58، C54، C51

## INTRODUCTION

Le choix d'un régime de change approprié demeure une question problématique; des plus controversées en finance internationale. Dans les faits, l'effondrement du système de Bretton Woods(1970) a ouvert des perspectives à l'expérience des régimes de change flexibles. Une expérience en cohérence avec une dynamique généralisée de libéralisation des années soixante-dix. Cependant, l'engouement à cette tendance de libéralisation n'a pas persisté longtemps. Elle est aussitôt remise en cause, à partir des années 1980, du fait des taux élevés d'inflation des économies émergentes. Les années 1990 ont vu naître un débat formel sur les vertus et les limites des régimes de change, avec une emphase sur des solutions intermédiaires sur le continuum entre les deux extrêmes ou des solutions en coins (fixe et flottant purs). Il en résultait conceptuellement le développement d'une panoplie de régimes de change intermédiaires. La question du choix d'un régime se complique davantage pour les pays qui devront, ainsi, arbitrer entre cette multitude variantes de régimes (fixe, intermédiaire et flottant). De ce fait, la réponse à la question du choix de régime de change soulève de grands défis, du fait de sa complexité croissante et de son instabilité.

En fait, de ces développements, aucune solution analytique adaptée au contexte réel ne s'est dégagée de façon définitive par contre, les travaux empiriques suggèrent des solutions conventionnelles idoines à des conjonctures appropriées. En effet, J. Frankel (1999) affirme qu'aucun régime de change n'est meilleur pour tous les pays et, pour un pays donné aucun régime de change n'est meilleur à tous les temps. En fait, cette citation n'est pas une affirmation; corollaire aux enseignements de la théorie des impossibilités de Mundell, mais un précepte qui traduit un constat établissant une instabilité des conditions économiques structurelles et conjoncturelles dans le temps et l'espace et qui remettent systématiquement en question les choix des régimes de change.

Dans ce contexte, la question des déterminants du choix de régime de change suscite constamment un grand intérêt. Théoriquement, la question du choix de régime de change est entamée dans le cadre de la théorie des zones monétaires optimales des années 1960, où plusieurs déterminants du choix de régime de change sont définis; tels que l'ouverture économique, le degré de diversification de production, etc.

Cette théorie tient compte, dans la détermination d'un système de change adéquat, des caractéristiques structurelles d'une économie.

Les travaux empiriques ont aussitôt tenté de vérifier les critères de choix suggérés par cette théorie. Certaines études ont même dépassé ces fondements théoriques, en introduisant d'autres déterminants empiriques, telles que des variables de stabilisation macroéconomique; et les plus récentes incorporent même des variables politiques et institutionnelles.

Rizzo (1998) étudie le choix du régime de change par l'estimation d'un *probit* pour les pays en développement (1977-1995). De même, Von Hagen et al. (2002) analysent le choix du régime de change, pour 25 économies en transition après 1990; moyennant l'estimation d'un *logit* multinomial ordonné. Ils aboutissent à un résultat conforme aux prévisions macroéconomiques internationales au cours de la période considérée. Ils arrivent à la conclusion que les pays, dont la production est diversifiée et le commerce extérieur spécialisé, adoptent des régimes de change fixes; alors que les pays financièrement développés optent pour des régimes de change flexibles.

Ainsi, globalement les auteurs s'accordent sur les bonnes orientations de la théorie des zones monétaires optimales dans le choix de régime de change. A l'exception près de la variable taille de l'économie qui ne semble pas jouer le rôle que lui réserve cette théorie. En fait, ils ont établi empiriquement que les grands pays de leur échantillon adoptent des régimes de change fixes. Levy-Yeyati et al. (2002) soulèvent la question de la pertinence des trois approches qui

permettent de déterminer le régime de change: la théorie des zones monétaires optimales, la théorie financière et la théorie politique. Leurs résultats indiquent que ces théories sont bien soutenues empiriquement. Par ailleurs, les auteurs trouvent que l'impact de l'aspect financier et politique diffère des pays développés aux pays en voie de développement.

Une autre étude sur un modèle *probit* ordonné, réalisée par Kato et Uctum (2008), pour différentes zones monétaires et géographiques, indique que certaines variables explicatives, à savoir l'ouverture économique, la volatilité des taux de change et les variables institutionnelles influencent largement le choix du régime de change d'un pays.

A travers une analyse en *probit* binaire pour 65 pays de l'OCDE sur la période 1980-1994, Helge Berger et al. (2000) rejoignent totalement la thèse de Frankel (1999) qui stipule qu'aucun régime de change n'est optimal à tous les temps. Par ailleurs, ceci diffère des conjonctures d'une période à une autre. En revanche, Stockman (1999) avance que, dans la plupart des cas et pour la plupart des pays, un régime de change flexible pur est le meilleur choix par rapport au régime fixe.

L'influence idéologique, les institutions politiques et la globalisation sont les variables utilisées par Berdiaev et al. (2012) pour étudier la question du choix de régime de change à l'aide d'un modèle *logit*. Ils établissent que ces trois variables constituent des déterminants importants du choix de régime de change. Ainsi, une indépendance de la banque centrale et des institutions démocratiques favorisent un régime de change flexible.

La majorité des analyses traitant de la question du choix de régime de change sont réalisées pour des pools de pays sans pour autant proposer des solutions précises à chaque pays. En effet, ces études présentent des conclusions sommaires. Notre étude quant à elle tente de répondre à la question du choix de régime de change pour l'Algérie sur la période allant de 1970 à 2010 est il possible de prolonger la série jusqu'à 2017. L'étude est menée à l'aide d'un

modèle *logit* binaire. L'investigation est complétée par une analyse de régressions multiples, associées aux différentes périodes, selon les régimes de change, issues de la première manipulation. Cette analyse consolide les résultats auxquels nous avons abouti à travers l'analyse en *logit*. Qu'en est-il de l'uniformité de la série ou changement de régime ??

#### 1. LES DETERMINANTS DU CHOIX DE REGIME DE CHANGE: NOMENCLATURE DES VARIABLES EMPIRIQUES EXPLOITEES

Nous avons considéré un large éventail de déterminants du choix de régime de change, dont le typage est opéré selon deux catégories de critères:

*Les critères de la théorie des zones monétaires optimales :*

- La taille de l'économie (SIZE) mesurée par le logarithme du PIB.
- Le degré d'ouverture de l'économie (DEGOUV) mesuré par le ratio du solde de la balance commerciale par rapport au PIB.
- Le degré de développement financier (DEGDEV) mesuré par le ratio de la masse monétaire par rapport au PIB

*Les critères de stabilisation macroéconomique :*

- Le taux de croissance de la masse monétaire (TCM2R).
- Le taux de croissance du PIB réel (TCPIBR).
- La pression sur le marché de change (EMP). Une variable qui se définit par la somme du pourcentage de variation du taux de change et le pourcentage de variation des réserves internationales dans le cas des régimes de change fixes ou flottants.
- La performance des finances publiques (PERFINPUB) mesurée par le ratio de l'excédent ou du déficit budgétaire par rapport au PIB.
- Le proxy du risque de crise de change (CRISERISQ) mesuré par le ratio des réserves de change sans l'or par rapport à la masse monétaire ne serait-il pas mieux d'utiliser la volatilité des réserves.
- Le niveau de développement économique (LOGPIBHAB) mesuré par le logarithme du PIB par habitant.
- L'inflation mesurée par le logarithme du taux d'inflation annuel (LOGTXINF).

Dans un premier temps, nous avons tenté une modélisation qui mobilise instantanément toutes les variables empiriques; une étape qui ne débouche pas sur des résultats statistiquement significatifs. Nous avons procédé dans l'épuration du modèle, selon une approche conventionnelle générale, consistant à aller du général au parcimonieux, à travers de multiples manipulations nous avons abouti à un résultat exploitable, relativement robuste d'un point de vue économétrique.

Les déterminants potentiels retenus de notre analyse sont: le degré d'ouverture de l'économie (DEGOUV), le niveau du développement économique (LOGPIBHAB), le taux de croissance de la masse monétaire (TCM2R), le taux de croissance du PIB réel (TCPIBR), le taux d'inflation (LOGTXINF) et la performance des finances publiques (PERFINPUB).

## **2. ANALYSE DESCRIPTIVE DES VARIABLES UTILISEES**

Le tableau A2 résume les statistiques descriptives des données, et ressortent que les séries analysées sont caractérisées par des variations disparates dans le temps. Le coefficient d'asymétrie (Skewness) est proche de 0 pour la majorité des variables. Quant au coefficient d'aplatissement (Kurtosis) est supérieur à 3 pour la quasi-totalité des variables ce qui fait que leur courbe de distribution sont à queue épaisse, donc Leptokurtiques. Cependant, l'hypothèse de normalité, de la majorité de nos variables, est acceptée, selon la statistique de Jarque-Bera.

## **3- LE MODELE LOGIT BINAIRE**

### **3.1- Présentation du modèle**

Pour estimer le choix d'un régime de change optimal, on utilise une variable discrète ( $Y_t$ ) qui prend une valeur égale à zéro si le régime de change fixe est choisi, durant la période  $t$  et égale à 1 si le régime de change flottant géré est choisi.

Le choix dépend de la variable latente( $Y_t^*$ ) qui est une fonction linéaire de variables économiques choisies.

Compte tenu de la nature discrète du choix de régime de change, nous supposons que l'Algérie choisira un régime de change fixe si la variable latente( $Y_t^*$ ) est inférieure à un certain seuil ( $Y_t^* \leq \gamma_1$ ). De même que le régime de change flottant administré sera choisi, si et seulement si :

$$Y_t^* > \gamma_2 / (\gamma_2 > \gamma_1)$$

$$Y_t = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_t^* > \gamma_2 \\ 0 & \text{sinon, } t = 1, 2, \dots, T \end{cases}$$

Le modèle s'écrit sous la forme générale suivante

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_i$$

Où :

$$\begin{cases} Y_i = 0 & \Leftrightarrow (Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_i) < \gamma_1 \\ Y_i = 1 & \Leftrightarrow (Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_i) > \gamma_2 \end{cases}$$

On déduit que :

$$\begin{cases} \text{prob}\{Y_i = 1\} = \text{prob}\{x_{ib} + \varepsilon_i > \gamma_2\} = \text{prob}\{\varepsilon_i > \gamma_2 - x_{ib}\} \\ \text{prob}\{Y_i = 0\} = \text{prob}\{x_{ib} + \varepsilon_i < \gamma_1\} = \text{prob}\{\varepsilon_i < \gamma_1 - x_{ib}\} \end{cases}$$

Ce qui donne

$$\begin{aligned} \text{prob}\{Y_i = 1\} &= \text{prob}\{Y_i^* > \gamma_2\} \\ &= \text{prob}\{\beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_i > \gamma_2\} \\ &= \text{prob}\{\varepsilon_i > (\gamma_2 - \beta_0) - (\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt})\} \end{aligned}$$

### 3.2- Estimation du logit binaire

Le tableau A3 récapitule les résultats de l'estimation du modèle logit binaire durant la période 1970-2010. La technique d'estimation est celle du maximum de vraisemblance sur un échantillon de 41 observations, dont 25 ayant une valeur 0 et 16 ayant une valeur 1.

Les estimateurs des coefficients de LOGPIBHAB, TCM2R, LOGTXINF et PERFINPUB sont de signe algébrique négatif. Ce que l'on explique par le fait que ces variables diminuent la probabilité d'actualisation du régime de change flottant-géré. Alors que la

constante (C), DEGOUV et TCPIBR ont des coefficients positifs. Ainsi, la hausse de ces coefficients accroît la probabilité de la réponse. Cependant, la constante est statistiquement insignifiante, la p-value calculée (0.13) est supérieure au seuil de 5%. Le log (vraisemblance) (LL) est de -7.9078, ce qui fait que la moins double log(vraisemblance) est de 15.8157 (-2LL). La statistique LR est calculée à l'aide de  $-2(RLL-LL)$  est un test analogue de F-statistique dans les modèles de régression linéaire et teste la significativité globale du modèle. La statistique du log vraisemblance est égale à  $LR = 39.0305$  que nous comparons à un Khi-deux tabulé, à un seuil de 0.95 et à 6 degré de liberté, qui est égale à  $1.63 < 39.0305$ . Ainsi l'hypothèse  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  est rejetée; et le modèle comporte au moins une variable explicative significative. Le pseudo  $R^2$  de McFadden est un analogue de  $R^2$ , dans les régressions linéaires, il est calculé par :

$$R^2 = 1 - \frac{\log(Lu)}{\log(Lr)} = 1 - \frac{-7.9078}{-27.4231} = 0.71163$$

Ce test valide globalement, statistiquement, ce modèle.

La validation du modèle est opérée à travers le test de ses capacités prévisionnelles<sup>2</sup>, sur l'échantillon, moyennant la table de prédiction. En comparant la probabilité estimée pour un individu (i) d'être  $Y_i = 1$ , ( $p\{Dep = 1\}$ ) au seuil arbitraire de 50%, à la valeur observée des  $Y_i = (0 \text{ ou } 1)$

Tableau n°1 : **Table de prédictions et des résultats attendus**

	Equation estimée			Probabilité constante		
	Dep =0	Dep =1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	24	2	26	25	16	41
P(Dep=1)>C	1	14	15	0	0	0
Total	25	16	41	25	16	41
Correct	24	14	38	25	0	25
% Correct	96.0	87.50	92.6	100.0	0.00	60.9
% Incorrect	4.00	12.50	7.32	0.00	100.0	39.0
Gain total*	-4.00	87.50	31.71			
Pourcentage du gain**	NA	87.50	81.25			

Source : établi des calculs des auteurs sous evIEWS 7.

<sup>2</sup> Régis Bourbonnais, (2015), « *Econométrie* », 9<sup>ème</sup> édition Dunod, Paris, p 328.

Pour cette application, nous avons 25 observations pour lesquelles ( $Y_i = 0$ ) et le modèle indique que 24 observations ont une probabilité estimée que le régime de change soit flexible géré, inférieur à 50%. Dans 96% des cas le régime de change fixe est correctement prévu.

Pour 16 des observations pour lesquelles ( $Y_i = 1$ ); le modèle indique 14 observations qui ont une probabilité estimée supérieure à 50%. Dans 87.50%, le régime de change flexible administré est correctement prévu. Ainsi, globalement, le modèle estimé prédit 60.98% des observations. Le taux d'erreur est donc faible.

### 3.2.1. Interprétation économique

Les coefficients positifs (négatifs) signifient que l'augmentation d'une variable a pour conséquence une hausse (baisse) de l'opportunité du régime de change flexible géré. Ainsi, nous noterons l'augmentation de sa probabilité d'être adopté. Les variables estimées jouent un rôle important dans la détermination d'un régime de change car la majorité des coefficients sont significatifs.

Contrairement à ce que prédit la théorie des zones monétaires optimales, en matière de choix de régime de change, les résultats de ce modèle indiquent que l'augmentation du degré d'ouverture de l'économie algérienne conduit à un choix d'un régime de change flexible géré. En effet, Eichengreen et Masson, (1998) considèrent que la grande ouverture de l'économie est associée à des taux de change variables afin d'amortir les chocs en provenance de l'extérieur. M. Mussa et al.(2000) affirment, aussi, que les taux de change variables sont plus favorables aux économies plus ouvertes car, ils constituent un ajustement meilleur des chocs externes. A contrario, Von Hagen et al.(2002) affirment la théorie des zones monétaires optimales en termes d'ouverture économique. Autrement dit, l'augmentation de l'ouverture économique est associée à des régimes de change fixes. De même, Levy-Yeyati et al.(2010) soutiennent empiriquement la théorie des zones monétaires optimales y compris le critère d'ouverture de l'économie. Quant à la variable LOGPIBHAB, elle est

moins importante que les autres variables puisque son coefficient est insignifiant. Par contre, le coefficient de la variable TCM2R est significatif et de signe négatif. Ainsi, toute augmentation de la masse monétaire réelle suggère une opportunité nette d'adoption d'un régime de change fixe.

En effet, toute augmentation de la masse monétaire, sans contrepartie de production engendre une baisse de la valeur de la monnaie nationale ce qui implique une augmentation des prix à l'importation et ceci entrainera une inflation. Donc l'adoption d'un régime fixe éludera ce scénario. Le coefficient de la variable TCPIBR est significativement positif. L'augmentation du PIB réel engendre, ainsi, une préférence pour le choix d'un régime de change flottant administré. Cela s'explique par la réaction instantanée des régimes flexibles quant aux chocs réels; alors qu'en régime fixe la réaction des prix est lente.<sup>3</sup>

La variable TXINF est significative et de signe négatif. L'opportunité d'un régime de change fixe est donc plus grande. Cela est expliqué, entre autre, parla hausse des prix à l'exportation suite à une hausse des taux d'inflation interne. Cet état de fait explique l'intérêt à adopter un régime de change fixe afin d'éliminer les effets négatifs des taux d'inflation sur les prix à l'exportation et à l'importation.

La variable PERFINPUB est significative et de signe négatif, et suppose une opportunité, du régime de change fixe, plus grande. A long terme, une hausse permanente de l'offre de monnaie et/ou une baisse des dépenses publiques entraînent une dépréciation du taux de change. Dans le modèle de Mundell-Fleming, une hausse des dépenses publiques entraîne une appréciation du taux de change.

---

<sup>3</sup> ARTUS, P., (2014), « Quel est le meilleur régime de change en cas de chocs de demande asymétriques si la contrainte de positivité des taux d'intérêt peut devenir active ? », *recherche économique*, N° 4.

#### **4- LES DEUX PERIODES CORRESPONDANTES A DES REGIME DE CHANGE DIFFERENTS EN ALGERIE**

La vérification de la robustesse des résultats qu'établit l'analyse en logit binaire, sera effectuée à travers une investigation des régressions multiples pour les deux périodes, de régime de change, qu'aurait connu l'Algérie.

##### **5.1. Le choix des variables**

Nous avons exploité, pour cette fin, les mêmes données, utilisées dans l'estimation du modèle logit. Cependant, comme dans le modèle logit, la mobilisation simultanée de toutes les variables ne donne pas des résultats statistiquement significatifs.

Par des méthodes d'élimination, nous n'avons retenu que les variables: taux de croissance du PIB réel(TCPIBR), le taux de croissance de la masse monétaire réelle au sens de M2 (TCM2R), le taux d'inflation(TXINF) et les performances des finances publiques(PERFINPUB).

##### **5.2. Estimation des deux périodes**

L'économie algérienne a connu deux types de régimes de change depuis son indépendance à nos jours. Notre analyse s'est intéressée à la période 1970-1994 et la période 1995-2010. Ainsi, la période 1970-1994 a été caractérisé par un régime de change fixe (rigide) et durant la période 1995-2010, l'Algérie adoptait un régime de change flottant géré.

Durant la première période, nous avons fait appel aux données annuelles soit 24 variables. Tandis qu'en deuxième période, les données annuelles ne nous donnent pas des résultats significatifs suite au nombre restreint des données (soit 15 données). Alors nous avons fait recours aux données trimestrielles de 1995 jusqu'à 2010, ce qui fait 64 données en tout. Par conséquent la dénomination de ces mêmes variables a été modifiée afin de faire la différence entre les données annuelles et trimestrielles. Ainsi, le tableau2 résume les variables utilisées.

Tableau n° 2 : **Les variables utilisées dans l'estimation en régression multiple.**

Variable	Abréviation
Taux de croissance du PIB réel	TCPIBR
Taux de croissance de la masse monétaire réelle au sens de M2	TCM2R
Taux d'inflation	TXINF
Performance des finances publiques	PERFINPUB
Taux de croissance du PIB réel trimestriel	TCPIBRTRIM
Taux de croissance de la masse monétaire réelle au sens de M2 trimestriel	TCM2RTRIM
Taux d'inflation trimestriel	TXINFTRIM
Performance des finances publiques trimestrielle	PERFINPUBTRIM
Taux de change nominal	TXCNTRIM
Taux de change réel	TXCRTRIM

Source : établi par les auteurs.

#### 5.2.1. L'analyse de la période 1970-1994

Cette période est caractérisée par un régime de change fixe, marquée par une phase de transition à l'économie de marché entamée à partir de 1986.

Notre analyse s'applique à déceler toutes les relations entre le taux de change fixe et les variables explicatives, utilisées dans notre travail de recherche. L'estimation du modèle de régression multiple est reportée dans le tableau A4.

##### *i) Interprétation des résultats*

L'augmentation du taux de croissance du PIB réel engendre une diminution du taux de change nominal du dinar par rapport au dollar. Ainsi, toute augmentation de la production conduit à une diminution des importations et une augmentation des exportations. Cela conduit à une appréciation du dinar. Cependant, ce résultat reste insignifiant puisque durant la période étudiée, l'économie algérienne était en pleine crise de surendettement, ce qui fait que cette relation reste relativement faible et insignifiante. En effet, la constante, le TCPIBR et le TCM2R ne sont pas statistiquement significatifs (leurs P-values sont supérieures à 10%).

Quand aux variables taux d'inflation et performance des finances publiques; les coefficients estimés sont significatifs (au seuil de 10%). En effet, une augmentation du taux d'inflation engendre une dépréciation du taux de change de près de 5,21%. Ce résultat corrobore parfaitement avec ce que prédit la théorie. L'augmentation du taux d'inflation rend les produits à l'exportation plus chers ce qui provoque leur diminution. Par conséquent, cette situation engendre une augmentation des importations et une dépréciation de la monnaie locale.

Quant à l'augmentation d'une unité des PERFINPUB, elle engendre une appréciation considérable du taux de change nominal de près de 19,65 unité. Cette appréciation assez considérable est induite par le plan d'ajustement structurel entrepris par l'Algérie à partir de 1994. Le déficit budgétaire de l'Algérie a été ramené à 1% en 1996, sachant qu'il était estimé à 8,7% en 1993<sup>4</sup>. Cette situation a engendré une augmentation des réserves de change de l'Algérie et donc une appréciation du dinar algérien. L'assainissement des déficits budgétaires, accumulés lors de la crise de 1986, a été favorable aux indicateurs macroéconomiques (entre autre le taux de change).

La période étudiée (1970-1994) était caractérisé par une crise de l'endettement. La rigidité du régime de change était donc un levier de la situation critique de l'économie algérienne. De ce fait, la fixité des taux de change en cette période de crise est favorable, suite à l'accumulation d'importante somme de dettes extérieures.

#### 5.2.2. L'analyse de la période 1995-2010

Cette période est caractérisée par la libéralisation du commerce extérieur et l'adoption d'un régime de change flottant géré. L'analyse de cette période a abouti aux résultats reportés dans le tableauA5.

---

<sup>4</sup> Bouyakoub, A., (1997), «*l'économie algérienne et le programme d'ajustement structurel*».

*i) Interprétation des résultats*

La constante, le TXINFTRIM et le TCPIBRTRIM sont significatif puisque au seuil de 10%. Cependant, les variables TCM2RTRIM et les PERFINPUBTRIM ne sont pas significatifs (au seuil de 10%). D'après les résultats, une augmentation du taux d'inflation en cette période provoque une appréciation du taux de change nominal, ce qui contredit la théorie. Cette relation est expliquée par l'interventionnisme volontariste des autorités algériennes afin de rétablir l'équilibre. Autrement dit, les autorités monétaires interviennent sur le marché de change afin de faire apprécier le taux de change après une augmentation du taux d'inflation dans le but de restaurer le niveau du pouvoir d'achat externe.

La hausse d'une unité de la variable TCPIBRTRIM engendre, quant à elle, une dépréciation du taux de change nominal du dinar. D'une part, l'accroissement du PIB réel est accompagné d'un accroissement, beaucoup plus proportionnel, des importations. C'est un effet d'éviction sur la production locale. Un fait comme celui-là devrait être corrélé à une dépréciation tendancielle de la monnaie nationale.<sup>5</sup>

D'autre part, avec la libéralisation du commerce extérieur, l'impact du différentiel du taux d'inflation (non pris en compte dans le modèle) pourrait ainsi être à l'origine d'un tel effet. Pour que le signe soit conforme à la théorie (-), c.-à-d. une appréciation du taux de change suite à l'augmentation du taux de croissance du PIB réel, il faudrait que le modèle soit exhaustif et qui tiendrait compte de toutes les variables potentielles explicatives de la valeur internationale de la monnaie en terme réel.

A cet effet, nous allons introduire dans notre modèle le taux de change réel à la place du taux de change nominal afin d'analyser la relation que pourrait avoir la hausse du TCPIBR sur le taux de change réel.

---

<sup>5</sup> Dépréciation nominale qu'il ne faudrait pas comprendre comme une dépréciation réelle.

ii) *Démonstration*

Nous avons fait recours au taux de change réel afin d'éliminer l'impact du différentiel du taux d'inflation sur le signe positif du TCPIBRTRIM. Les résultats de l'estimation sont dans le tableau A6.

En prenant en compte le différentiel du taux d'inflation, nous constatons que l'accroissement du TCPIBRTRIM est accompagné d'une dépréciation du TXCRTRIM. Ainsi, ces résultats contradictoires à la théorie, sont appuyés au sein de l'économie algérienne par l'effet d'éviction sur la production locale.

## CONCLUSION

Notre travail a cherché à déterminer le régime de change qui optimise les performances économique de l'Algérie. Pour ce faire, le modèle logit binaire a été appliqué sur les données de l'Algérie, qui s'étalent sur la période 1970-2010. Les résultats de cette application ont été consolidés par des estimations du modèle de régression multiple. Ce dernier a été appliqué sur les deux périodes de régime de change qu'a connu l'économie algérienne, depuis son indépendance. C.-à-d. la période de 1970 à 1994 caractérisée par un régime de change rigide (fixe) et la période s'étalant de 1995 à 2010 caractérisée quant à elle par un régime de change intermédiaire (flottant géré).

Les résultats de l'estimation du modèle logit binaire suggèrent l'adoption d'un régime de change fixe. De même les résultats de la régression des deux périodes de régime de change appuient ceux qui sont issus du logit binaire.

A l'issue de cette discussion, compte tenu de l'état des équilibres fragiles de l'économie nationale, de la structure de ses échanges avec le reste du monde et de son degré d'intégration dans l'économie internationale, il semblerait que «le régime de change fixe» comme option principale s'impose encore pour l'Algérie. Néanmoins, cette période de temps pendant laquelle l'Algérie doit gérer le change ne doit pas s'étaler sur un horizon infini. En effet, s'il est plus prudent pour les autorités algériennes d'adopter un régime de change fixe,

cela doit concerner évidemment une période de transition vers une situation d'une intégration plus marquée dans l'économie internationale et l'abandon de ce régime. Cependant, dans cette optique de change fixe, les autorités monétaires doivent s'appliquer à réhabiliter les principaux fondamentaux de l'économie dans la détermination des niveaux de parité cibles pour la monnaie nationale. Le fait que, l'économie nationale, soit un parfait système contraint par rapport au secteur des hydrocarbures ne doit faire perdre de vue les autres aspects et secteurs de l'économie nationale. Le change fixe, doit aboutir au développement d'un marché de change 'efficient' qui réduirait les risques d'attaques spéculatives déstabilisatrices et très coûteuses d'une part, et le développement d'une économie avec des structures d'équilibres 'stables' à même de supporter les éventuels chocs que pourrait produire la valeur de la monnaie.

#### Références bibliographiques

**Achouche M., & Kherbachi H., (2006).** « Détermination du taux de change réel d'équilibre par les fondamentaux de l'économie pour l'Algérie : Une approche par un modèle dynamique stochastique d'équilibre général », *Les cahiers du CREAD*, N°75.

**Achouche M., & Kherbachi H., (2006).** «Le Dinar Algérien, monnaie sur ou sous évaluée : Une approche par le taux de change réel et la théorie de la PPA», *revue de la Faculté de Gestion et d'Economie de Tlemcen*.

**Alanet C., & Stockman, (1999).** "Choosing an exchange-rate system", *Journal of Banking & Finance* 23: 1483-1498.

**Allegret J.P, & al. (2011).** « Le choix d'un régime de change dans les pays émergents et en développement peut-il être optimal en dehors des solutions bipolaires?», *Revue économique* 2011/2 (Vol. 62), p. 133-162.

**Antia, Z., & al., (1999).** "Canada's Exchange Rate Regime and North American Integration; The role of Risk-Sharing Mechanisms", *Bank of Canada*, Working Paper 99-17.

**Artus, P., (2014).** « Quel est le meilleur régime de change en cas de chocs de demande asymétriques si la contrainte de positivité des taux d'intérêt peut devenir active ? », *recherche économique*, N° 4.

**Banque d'Algérie, (2012).** « Evolution économique et monétaire en Algérie, rapport 2011 ».

**Banque d'Algérie, (2010).** « Evolution économique et monétaire en Algérie, rapport 2009 ».

**Banque d'Algérie, (2007).** « Evolution économique et monétaire en Algérie, rapport 2006 ».

**Banque d'Algérie, (2004).** « Evolution économique et monétaire en Algérie, rapport 2003 ».

**Banque d'Algérie, (2002).** « Evolution économique et monétaire en Algérie, rapport 2001 ».

**Berdiev, A-N., & al., (2012).** "The political economy of exchange rate regimes in developed and developing countries", *European Journal of Political Economy*, 28: 38–53.

**Berger, H., & al., (2000).** "An Empirical Investigation into Exchange Rate Regime Choice and Exchange Rate Volatility", *CESifo Working Paper*, No. 263.

**Bourbonnais, R., (2015).** « *Econométrie* », 9<sup>ème</sup> édition Dunod, Paris.

**Bouyakoub, A., (1997).** « l'économie algérienne et le programme d'ajustement structurel ».

**Devereux, M.B., & C., Engel, (2000).** "The optimal choice of exchange rate régime; Price-Setting rules and internationalized production", *NBER WP February*29.

**Eichengreen B., & al., (1998).** "Exit Strategies: Policy Options for Countries Seeking Greater Exchange Rate Flexibility," *IMF Occasional Paper*.

**Gharbi, H., (2005).** «La gestion des taux de change dans les pays émergents ; La leçon des expériences récentes », *OFCE, Observatoire Français des Conjonctures Economiques* ; Document de travail N°2005-06.

**Isamu K., &Uctum M., (2008).** “Choice of exchange rate regime and currency zones”, *International Review of Economics and Finance*, 17: 436–456.

**Jeffrey A. F., (2003).** “Experience of and lessons from exchange rate regimes in emerging economies”, *NBER*; Paper series N°10032.

**Jeffrey A. F., (1999).** “No single currency regime is right for all countries or at all times”, *NBER*, Working Paper, N°7338.

**Kenneth S. R., & al., (2003).** “Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes”, *IMF*, Working Paper 03/243.

**Kherbachi, H., & al., 2006.** « Estimation d’une fonction de demande de monnaie en Algérie », *Les Cahiers du CREAD*, N°75.

**Levy Yeyati, E., & al., (2010).** “On the endogeneity of exchange rate regimes”, *European Economic Review*, 54: 659–677.

**Mussa, M., & al., (2000).** “Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy”, *Washington, D.C.:International Monetary Fund*, Occasional Paper No. 193.

**ReinhartK. Rogoff, (2004).** “The modern of exchange rate arrangements: a reinterpretation”, *Quarterly journal of economics*.

**Rizzo J.M., (1998).** “The economic determinants of the choice of an exchange rate regime: a probit analysis”, *Economics Letters* 59: 283–287.

**Sun Y.,(2002).** “A political-economic model of the choice of exchange rate regime”,*IMF*, Working Paper 02/212.

**Von Hagen, J., &Z. Jizhong, (2002).** “The choice of exchange rate regimes: An empirical analysis for transition economies “, *ZEI working paper*,No. B 03-2002.

**Yan Sun, (2002).** “A political-economic model of the choice of exchange rate regime”, *IMF*, Working Paper 02/212.

ANNEXES

Tableau A1 : Les variables utilisées

variables	code	définition	source
<b>Régime de change</b>	Régime	Variable muette qui prend la valeur 0 si le régime de change est fixe. Et la valeur 1 si le régime est flexible géré.	Notre propre élaboration
<b>La taille de l'économie</b>	SIZE	Logarithme du PIB	Banque centrale d'Algérie
<b>Le degré d'ouverture de l'économie</b>	DEGOUV	BC/PIB	Banque centrale d'Algérie
<b>Le degré de développement financier</b>	DEGDEV	M2/PIB	Banque centrale d'Algérie
<b>Taux de croissance de la masse monétaire réelle.</b>	TCM2R	taux de croissance de m2 réelle.	Banque centrale d'Algérie
<b>taux de croissance du PIB réel</b>	TCPIBR	taux de croissance du PIB réel	banque centrale d'Algérie
<b>Pression sur le marché de change.</b>	EMP	la somme du pourcentage de variation du taux de change et le pourcentage de variation des réserves internationales dans le cas des régimes de change fixes ou flottants	Banque centrale d'Algérie
<b>La performance des finances publiques</b>	PERFINP UB	Excédent ou déficit budgétaire/PIB	Banque centrale d'Algérie
<b>Proxy risque</b>	CRISERIS Q	Réserve de change/masse monétaire	Banque centrale d'Algérie
<b>inflation</b>	LOGINF	mesurer par le log du taux annuel d'inflation	Banque centrale d'Algérie

Source : établi par les auteurs.

Tableau A2 :Description statistique des données utilisées

	DEGOUV	LOGPIBHAB	LOGTXINF	PERFINPUB	TCM2R	TCPIBR
Moyenne	0.06	8.78	1.91	0.019	7.77	3.78
Médiane	0.04	8.79	1.87	0.02	7.06	3.70
Maximum	0.28	8.79	3.45	0.18	41.43	27.41
Minimum	-0.09	8.61	-1.08	-0.13	-15.21	-11.33
Ecart type	0.09	0.03	0.91	0.07	10.95	5.24
Skewness	0.60	-4.23	-0.69	-0.20	0.31	1.67
Kurtosis	2.76	20.54	4.30	2.45	3.90	12.51
Jarque-Bera	2.6	648.28	6.20	0.79	2.11	173.8
Probabilité	0.27	0.00	0.04	0.67	0.34	0.00

Source : établi à partir des calculs des auteurs.

Tableau A3- Estimation des paramètres par un logit binaire

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob
C	115.174	77.735	1.481	0.1384
DEGOUV	70.461	28.106	2.506	0.0122
LOGPIBHAB	-12.156	8.406	-1.446	0.1481
TCM2R	-0.229	0.13	-1.766	0.0774
TCPIBR	0.25	0.141	1.766	0.0773
LOGTXINF	-4.303	2.262	-1.902	0.0572
McFadden R-squared	0.711635	Meandependent var		0.390244
S.D. dependent var	0.493865	S.E. of regression		0.266096
Akaike info criterion	0.727214	Sumsquaredresid		2.407443
Schwarz criterion	1.019775	Log likelihood		-7.90788
Hannan-Quinn criter	0.833748	Deviance		15.81576
Restr. Deviance	54.84628	Restr. log likelihood		-27.42314
LR statistic	39.03052	Avg. log likelihood		-0.192875
Prob(LR statistic)	0.000001			
Obs with Dep=0	25	Obs with Dep=1	16	

Source : établi des calculs des auteurs sous evIEWS 7.

Tableau A4- Estimation des paramètres par une régression multiple durant la période 1970-1994.

$$TXCH = C(1) + C(2) * TCPIBR + C(3) * TCM2R + C(4) * LOGTXINF + C(5) * PERFINPUB$$

	coefficient	Std.Error	t-Statistique	probabilité
C(1)	-4.200696	5.262089	-0.798294	0.4341
C(2)	-0.055011	0.194935	-0.282201	0.7807
C(3)	-0.049624	0.171693	-0.289028	0.7755
C(4)	5.218677	2.082454	2.506023	0.021
C(5)	-19.65194	4.938625	-3.979233	0.0007
R-squared	0.732266	Meandependent var	8.033752	
AdjustedR-squared	0.67872	S.D.dependent var	7.925009	
S.E. of regression	4.492021	Akaikeinfocriterion	6.019339	
Sumsquaredresidual	403.5651	Schwarz criterion	6.263114	
Log likelihood	-70.24174	Hannan-Quinn criter.	6.086952	
F-statistic	13.67528	Durbin-Watson stat	1.531985	
Prob(Fstatistic)	0.000016			

Source : établi des calculs des auteurs sous eviews 7.

TableauA5 : Estimation des paramètres par une régression multiple durant la période 1995-2010.

$$\text{TXCHTRIM} = C(1) + C(2) * \text{TXINFTRIM} + C(3) * \text{TCM2RTRIM} + C(4) * \text{TCPIBRTRIM} + C(5) * \text{PERFINPUBTRIM}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probabilité
C(1)	66.76993	2.604515	25.63623	0
C(2)	-0.87552	0.129465	-6.762585	0
C(3)	0.119881	0.084151	1.424602	0.1595
C(4)	1.283761	0.500922	2.562797	0.013
C(5)	-0.116184	0.365883	-0.317545	0.752
R-squared	0.651655	Meandependent var	67.21491	
Adjusted R-squared	0.628039	S.D. dependent var	9.252122	
S.E. of regression	5.642741	Akaike info criterion	6.373521	
Sumsquaredresidual	1878.591	Schwarz criterion	6.542184	
Log likelihood	-198.9527	Hannan-Quinn criter.	6.439966	
F-statistic	27.59313	Durbin-Watson stat	0.292822	
Prob(Fstatistic)	0			

Source : établi des calculs des auteurs sous eviews 7.

TableauA6 :Estimation des paramètres par une régression multiple en introduisant le taux de change réel

$$\text{TXCRTRIM}=63.177+1.356*\text{TCPIBRTRIM}+0.0507*\text{TCM2TRIM} - 1.172*\text{TXINFTRIM} - 0.835*\text{PERFINPUBTRIM}$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probabilité
C	63.1779	2.680584	23.56871	0
TCPIBRTRIM	1.356442	0.515	2.631	0.0108
TCM2TRIM	0.050753	0.0866	0.586	0.5601
TXINFTRIM	-1.172412	0.1332	-8.7988	0
PERFINPUBTRIM	-0.83515	0.3765	-2.2177	0.0304
R-squared	0.712943	Meandependent var	61.2309	
Adjusted R-squared	0.693482	S.D. dependent var	10.48974	
S.E. of regression	5.807547	Akaike info criterion	6.431098	
Sumsquaredresid	1989.929	Schwarz criterion	6.599761	
Log likelihood	-200.7951	Hannan-Quinn criter.	6.497543	
F-statistic	36.63357	Durbin-Watson stat	0.268584	
Prob(F-statistic)	0			

Source : établi des calculs des auteurs sous evIEWS 7.