

**La Relation Empirique entre l'Inflation et le Taux de Change Parallèle:
Approche de Cointégration ARDL Bound Test
Empirical relationship among inflation and black market money : Evidence
of cointegration with ARDL bound test**

Reçu le: 10/12/2017

Accepté le: 13/02/2018

Belhachem Merièmè *

Pr.Ghazi Nouria **

Université de Tlemcen

Professeur en économie, Université de Tlemcen

Algérie

Algérie

Résumé:

L'objectif du présent article est d'étudier empiriquement avec l'approche ARDL, Bound Test, CUSUM et CUSUMSQ l'existence d'une relation à long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle en Algérie pour la période 1989-2014. Les résultats empiriques montrent qu'il existe une relation à long terme entre l'inflation, le taux de change parallèle et d'autres indicateurs (les variables de contrôles). Le test CUSUM et le test CUSUMSQ confirment clairement la stabilité de la relation à long terme au cours de la période d'étude. Cependant, ce document a conclu qu'il y avait un déséquilibre à court terme (un an), et 77% de ce déséquilibre est corrigé après l'année suivante ($1:0,77 = 1,29$).

Mots clés : ARDL, Bound Test, CUSUM & CUSUMSQ tests, Inflation, le taux de change parallèle, Algérie.

Abstract:

The target of this paper is to investigate empirically with ARDL procedure, Bound test, CUSUM and CUSUMS the relationship between inflation and black market exchange rate in Algeria during the period of 1989-2014. The empirical results show that there's an evidence of long-run link among inflation, black market exchange rate and the other indicators (control variables). The CUSUM and CUSUMQ tests approve

* e-mail : meri_bel2002@yahoo.fr ** e-mail : ghazi.n@outlook.com

obviously the stability of this model, so the long-term relationship was stable over the period of study. Therefore, the paper showed also that there's disequilibrium in the short-run (one year), and 77% of this imbalance was adjusted after the following year ($1:0.77 = 1.29$).

Keywords:

ARDL, Bound Test, CUSUM & CUSUMSQ tests, Inflation, black market exchange rate, Algeria

Introduction

Le marché parallèle de change est souvent illégal, existant en même temps que le marché de change officiel, les restrictions sur les opérations de change dans les pays à régime de taux de change fixe ont provoqué l'émergence du phénomène des marchés parallèles de change. Aux cours des dernières années, plusieurs pays en voie de développement ont adopté un régime de change dual, en raison de protéger les réserves internationales de devise. Cependant, le soulagement de la balance des paiements relié à un régime de change dual n'a souvent été que provisoire. Ces dernières années, il a été reconnu que les restrictions généralisées au commerce et aux échanges dans les pays en développement étaient inefficaces pour préserver les réserves ou soutenir un taux de change surévalué (Agénor 1992). Il est également reconnu que le taux de change parallèle a un impact négatif sur la performance macro-économique, puisque la prime parallèle révèle une distorsion du marché, et cela donc réduit le commerce et la croissance. L'émergence du marché parallèle des changes était en raison des restrictions des changes qui ont favorisé l'existence d'un taux de change dual (un taux officiel et un taux parallèle). La prime parallèle du marché de change noir représente l'écart entre les deux taux de change, elle permet d'estimer les distorsions économiques et monétaires provoquées par les autorités responsables de la politique monétaire et économique. La littérature théorique sur les systèmes de taux de change parallèle a récemment mis en évidence un lien potentiellement défavorable entre l'unification des taux de change et l'inflation (Pinto

1989). En effet, Le taux parallèle évolue plus étroitement avec l'inflation que le taux officiel. A cet égard, la problématique de cette étude s'articule sur la question suivante:

- Est-ce qu'il existe une relation de long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle?

Pour répondre à cette problématique, nous posons l'hypothèse suivante:

- Il existe une relation de long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle.

- L'objectif de ce papier est de tester la relation de long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle pour le cas de l'Algérie, il semble utile de faire recours au modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag et l'Approche de cointégration bound testing, en incluant Cinq variables et en utilisant des données annuelles pour une période s'étalant entre 1989 et 2014.

I. Revue de la Littérature

Nous allons présenter quelques études qui ont discuté et testé cette relation mais principalement entre l'inflation et le taux de change parallèle.

II.1 Revue théorique

Le débat entourant la relation entre l'inflation et le marché noir pour les marchés des changes est largement dichotomisé dans l'approche néo-classique et l'approche structuraliste. La catégorisation de ces deux approches est basée sur des idées contradictoires contemporaines sur les questions de développement dans les économies en développement et la nature de leur crise du secteur extérieur (Berge, 1995). La croyance néo-classiciste soutient que l'inflation affecte le marché parallèle de devises à travers deux voies; Premièrement, cela fait que le taux de change nominal fixe devient de plus en plus surévalué, ce qui entraîne à son tour une expansion de la taille du marché parallèle. Deuxièmement, en réduisant les taux d'intérêt intérieurs réels, l'inflation entraîne la fuite des capitaux. À cet égard, l'inflation peut faire augmenter le taux de change parallèle (Degefa, 2001). L'école de pensée structuraliste postule que si le taux de change parallèle augmente ou que le taux de change officiel est dévalué, la demande de monnaie augmente en raison d'une augmentation du coût

des devises en monnaie nationale, ce qui entraîne une hausse des prix intérieurs. Cependant, un écart énorme entre le taux de change parallèle et officiel a des effets destructeurs sur la performance macroéconomique en termes de taux d'inflation élevé, de faible croissance économique. Pinto (1990) dans la Revue économique de la Banque mondiale 3, 321-338, a montré que l'unification des marchés de change officiels et parallèles peut conduire à une augmentation de l'inflation, en raison de l'impact budgétaire des changements de taux de change officiels. Les résultats de Pinto (1991) indiquent qu'il existe une relation de long terme stable entre l'offre de monnaie, déficit gouvernemental, la prime de change, l'inflation et le taux de change officiel. Pinto analyse les impacts de l'unification de taux de change officiel et parallèle, son papier aide à créer une base théorique pour spécifier un modèle empirique. Les ajustements des réserves internationales de devises et le crédit intérieur, jouent un rôle dans la relation entre l'inflation et la prime de change, et pas seulement l'élasticité de la demande de monnaie par rapport à l'inflation Park (1995). Cependant, les deux papiers prouvent que ces résultats sont sensibles à la manière dont on définit les variables monétaires et le financement des dépenses fiscales. Morris (1995) prouve aussi que les résultats de Pinto peuvent être renversés si on définit les variables fiscales d'une façon différente. Park (1995) prouve la même relation dont Pinto a trouvé, ce qui concerne, La relation entre le taux de change officiel et la prime de change. Mais, il note que puisque l'élasticité de la demande de monnaie par rapport à l'inflation devrait augmenter avec une dépréciation de taux de change officiel, cette relation est positive et deviendra plus efficace dans le cas d'un accompagnement entre l'inflation et une hausse dépréciation de la monnaie. Pour Pinto, La relation entre l'inflation et la prime de change peut différer sous certaines conditions. Park(1995) et Morris (1995) trouvent, que dans le cas où la prime de change est positive à l'équilibre, et avec une dévaluation fixe du taux de change, l'inflation se diminue, lorsque la création de monnaie augmente (J.P GERVAIS, 1996, P 4-10).

II.2 Revue empirique

Peu de travaux empiriques ont étudié la relation entre le taux de change parallèle et l'inflation. Ils ont souvent étudié la relation entre le taux de change officiel et l'inflation et la relation entre le taux officiel et le taux parallèle.

Chhibber et Shafik ont utilisé un modèle macroéconomique pour le Ghana. Cette étude, qui couvre la période 1965-1988, suggère que la croissance de la masse monétaire est une variable clé expliquant le processus inflationniste ghanéen. Des variables telles que le taux de change officiel et les salaires réels ne peuvent exercer aucune influence significative sur l'inflation. Une relation positive significative a été trouvée entre le taux de change parallèle et le niveau général des prix.

Elbadawi écrit sur le processus inflationniste, la stabilisation et le rôle des dépenses publiques en Ouganda a montré que la dépréciation abrupte du taux de change parallèle était le principal déterminant de l'inflation. Cette conclusion est évidemment d'accord avec les conclusions de Chhibber et Shaffik à Ghana.

EATZAZ Ahmad et SAIMA Ahmed Ali (1999), ont étudié la relation entre le taux de change et l'inflation en Pakistan, en utilisant la méthode OLS et la causalité de Granger. Ils constatent que la vitesse d'ajustement de niveau des prix et de taux de change aux impulsions domestiques ou externes est lente. Ainsi, les politiques anti-inflationnistes, telles que la contraction monétaire, sont susceptibles de montrer progressivement leur impact.

Degefa(2001), Dans cette étude, les modèles (équations) sont estimés par les moindres carrés ordinaires (OLS) en utilisant des données annuelles couvrant la période 1966-1996. Les tests de stabilité structurelle (CUSUM), et (CUSUMSQ), qui sont respectivement utilisés pour des changements systématiques dans les paramètres de l'équation, et le test Engel-Granger. Les résultats de l'estimation révèlent que la prime parallèle a un effet négatif sur les exportations de marchandises. D'autre part, les termes de l'échange n'affectent négativement la prime qu'à court terme. En outre, l'inflation provoque généralement le taux de change parallèle pour la période considérée.

HAFEEZ URREHMAN et al (2003), L'objectif de cette étude est d'examiner empiriquement l'impact du taux de change du marché noir sur la demande de monnaie au Pakistan où les taux de change officiel et noir fonctionnent côte à côte en raison des contrôles des changes. Il a estimé le modèle en utilisant des données trimestrielles sur la période 1972-2000. En utilisant l'approche ARDL combinée avec les tests CUSUM et CUSUMSQ, les résultats montrent que M2 est cointégré avec le revenu, le taux d'inflation et le taux de change du marché noir.

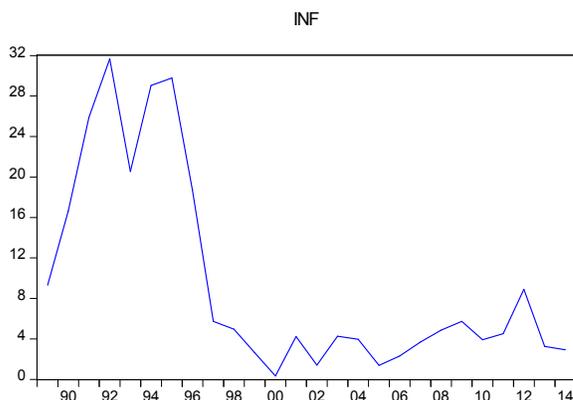
Ebaidalla(2017), a étudié le marché parallèle des devises au Soudan, ses déterminants et son impact sur la performance macroéconomique. Il a identifié les facteurs qui influent sur la prime de change parallèle au Soudan durant la période 1979-2014 en utilisant la méthode ARDL. Les résultats empiriques montrent que la prime du taux de change parallèle est considérablement affectée par des variables de politique telles que le taux de change réel, l'ouverture commerciale et la masse monétaire. De plus, les résultats démontrent que les primes parallèles ont un impact négatif sur la croissance économique. Les résultats montrent aussi une association positive et significative entre le taux de prime et le taux d'inflation.

II. Aperçu sur l'inflation en Algérie

Au cours des dix dernières années, l'Algérie a réussi à contenir l'inflation autour de 4% malgré des pics de prix en 2004 et 2009, principalement dus à la hausse des prix internationaux des produits alimentaires et des matières premières. Au cours de cette période, la banque centrale a utilisé plusieurs mesures pour absorber l'excès de liquidité dans le secteur bancaire. Cependant, l'inflation a atteint un niveau sans précédent de 11% au début de 2012 et est devenu une véritable préoccupation pour les autorités. Le taux d'inflation en Algérie a largement fluctué entre 2003 et 2011, passant d'un minimum de -1% en 2003 à un maximum de 7% en 2009. Début 2012, les prix ont encore augmenté jusqu'en avril 2012, lorsque l'inflation a culminé à 11% pour cent. L'inflation alimentaire a largement contribué à la récente flambée de l'inflation en Algérie. La forte demande injectée par les dépenses publiques dans une situation de grande liquidité a également fourni un environnement favorable. Les

fortes augmentations des salaires réels et d'autres transferts se sont traduites par une inflation plus élevée. En outre, le crédit au secteur public a augmenté de plus de 20% en 2012, contribuant aux pressions inflationnistes, tandis que la croissance du crédit au secteur privé a été modérée à 10% en 2012(FMI, 2013).

Evolution de l'Inflation (1989-2014)



Source : données de <https://www.usherbrooke.ca/> traitées via EViews 10

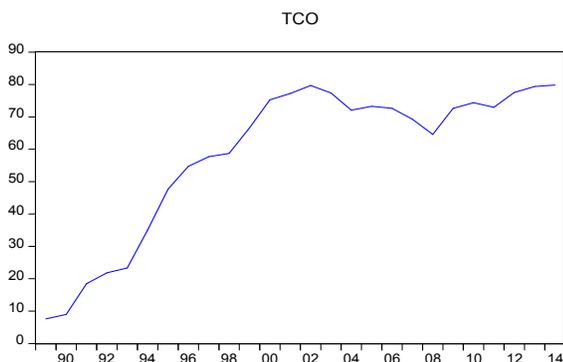
Malgré les mesures prises par les autorités algériennes pour lutter contre les hausses de prix, l'inflation a été un peu plus rapide au cours des dernières années. Ce phénomène ne doit pas être négligé dans l'analyse du modèle de développement algérien. Des facteurs externes s'ajoutent aux facteurs inflationnistes inhérents à l'économie algérienne elle-même, tels que les déséquilibres intersectoriels ou la baisse de la productivité. Alors que dans certains secteurs nous constatons un recul de l'inflation, une telle politique doit être considérée comme un palliatif à l'élaboration d'une doctrine claire sur les prix dans une société qui prétend être à un stade de transition vers le socialisme.

IV. Historique de La politique de change en Algérie: *Evolution du taux de change officiel*

Le taux de change algérien a connu quatre phases importantes qui ont caractérisées la politique algérienne de change; la première phase était juste après l'indépendance, et cela entre (1964-1970) qui correspond à la création du dinar,

jusqu'à la période dite de parité avec le franc français. La deuxième étape (1971-1987) est liée au rattachement du dinar à un panier de devises de 14 monnaies représentant les principaux partenaires commerciaux de l'Algérie. En effet, Le protectionnisme financier a eu lieu pour la première fois en 1967, avec un arrêt quasi total de la convertibilité de dinar, avec des contrôles et restrictions sur le taux de change (A.MERGHIT). La troisième étape (1988-1994), considérant que les événements d'Octobre 1988 ont fait basculer l'Algérie vers l'économie de marché. Quand l'Algérie a abandonné le régime de change fixe et s'est orienté vers une flexibilité importante du dinar, et précisément vers un flottement administré par la Banque centrale. La dernière étape, enfin, se caractérise par la loi sur la monnaie et le crédit. Le dinar algérien a connu plusieurs dépréciations, entre 1986-1990 il a enregistré une dépréciation de 150% suivie d'une seconde dépréciation, de l'ordre de 22% en 1991. Ensuite 40% en 1994, suite à la cessation de paiements et suite au rééchelonnement imposé par le FMI, suivi par une convertibilité commerciale du dinar en 1995-1996. En 2013, un euro valait 111,25 et le 24 octobre 112,831, contre 102,060 courant juillet 2013. La baisse du dinar est due essentiellement à la chute du prix des hydrocarbures, et lorsque les recettes en devises baissent, la Banque d'Algérie, provoque un ajustement automatique du taux de change du dinar.

Evolution du taux de change officiel (1989-2014)



Source : données de <https://www.usherbrooke.ca/traitées> via EViews 10

V.L'Emergence et l'Evolution du marché parallèle en Algérie

Le marché parallèle de devise est devenu l'institution informelle la plus répandue en Algérie. En effet, l'émergence de ce marché est due aux contrôles et restrictions sur les changes, la mobilité des capitaux et les échanges, ce qui a donné suite à deux taux de change qui fonctionnent simultanément, avec un écart qui est devenu ces dernières années très important. L'indisponibilité de la devise étrangère à l'achat dans les banques et l'absence totale des bureaux de change, a facilité la croissance de ce type de marchés d'une façon spectaculaire et a laissé la voie libre aux transactions hors la loi. En 1972 la prime du marché de change parallèle a connu une croissance de 30% et 70%. Cependant, d'après la littérature, la vraie demande de la monnaie nationale peut être appréciée par les marchés parallèles de devise. Une prime parallèle élevée représente un meilleur indicateur qui oriente la politique monétaire que le taux de change officiel. Aussi, il est souvent reconnu que le taux de change parallèle est le taux le plus significatif économiquement. Carmen Reinhart et al. (2004). En 1994, le dinar algérien a connu une dévaluation de plus de 40% par rapport au dollar américain après les conditions et le rééchelonnement imposé par le FMI, cela était suivi par la convertibilité commerciale de dinar en 1995/1996. Ces dernières années, il existe un écart ou des distorsions entre le taux de change officiel du dinar et le taux parallèle entre 40% et 50%. On remarque que la valeur du dinar algérien est si insignifiante, le taux officiel de dinar a enregistré 79.37 dinars pour un dollar et 107.94 dinars pour un euro en 2013, et selon le cours du Forex il a marqué 109.3 dinars pour un dollar, en 2015, Le dollar et l'euro valent, respectivement 150 dinars et 172 dinars au taux de change parallèle noir. Sur le marché officiel, l'Euro est à 120,18, dinars tandis que le dollar est à 105,36. Puis en décembre 2016 l'euro a enregistré 207 dinars l'unité et diminué à 198 dinars, en décembre 2017, Le dollar a également baissé à 165 dinars l'unité. Cette forte baisse des principales devises sur le marché noir algérien intervient alors que sur le marché interbancaire, l'euro a enregistré un nouveau record historique à 137,24 dinars et le dollar 114,91 dinars. Mais, en mois de Janvier 2018, l'euro a

enregistré: 1 € = 137,51 DZD (Officiel), 205 DZD (Parallèle), et pour le dollar: 1\$ = 171 DA sur le marché parallèle et 115.18 sur le marché interbancaire.

VI. L'Etude économétrique

VI.1 Description et sources des Données

Notre objectif à travers ce travail est d'étudier la relation d'équilibre de long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle en Algérie, pour cela, nous avons choisi un nombre d'indicateurs qui sont les plus répandus dans la littérature théorique sur le sujet, qui correspondent au cas Algérien et dont les données sont disponibles pour la période de l'étude. L'analyse suivra le modèle d'Aron et Elbadawi (1992) et d'Ebaidalla (2017). Nos données sont les suivantes :

Le taux d'inflation (INF), une variable monétaire (M), le taux de change officiel (TCO), le taux de change parallèle (TCP), l'ouverture commerciale (OPN),

Les données sur le taux de change parallèle sont récoltées comme suit: du 1989-1998 dans le site web de Carmen Reinhart¹, du 1999-2009 les données sont puisées du site Financial Data, et du 2010-2014 les données sont récoltées du marché noir algérien de devises². L'inflation et l'ouverture commerciale sont puisées de la Banque Mondiale, Les données sur la masse monétaire sont puisées de l'ONS (Office National des Statistiques), le taux de change officiel puisé du site internet de l'université de Sherbrooke (Québec, Canada).

VI.2 Spécialisation du modèle

Après avoir examiné la littérature et les preuves dont nous disposons, nous avons été en mesure de démontrer la relation de long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle, bien que d'autres variables telles que la demande de monnaie, le taux de change officiel, l'ouverture commerciale en Algérie, pour la période 1989-2014, en utilisant le modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) développé par

¹ *Carmen M. Reinhart*, Minos A. Zombanakis Professor of the International Financial System John F. Kennedy School of Government Harvard University, 79 JFK Street Cambridge, MA. <http://www.carmenreinhart.com/>

² On a pu récolter les données (informelles) qui n'existent pas dans une institution officielle, après une enquête qui a duré plus que 2 ans, auprès des marchés de change de devises dans quelques villes de l'Algérie.

Pesaran et Shin(2001). Notre choix des variables est basé sur une théorie de Pinto(1991) et des études empiriques, celle de Jean-Philippe GERVAIS(1996), d'Aron et Elbadawi (1992) et celle d'Ebaidalla (2017).

Sur la base de la relation présentée précédemment, nous présentons une forme fonctionnelle de ces variables sur l'inflation comme suit:

$$INF = F(TCO, M, TCP, OPN)..... (1)$$

Donc le modèle se présente comme suit :

$$INF_t = B_0 + B_1 TCO_t + B_2 M_t + B_3 TCP_t + B_4 OPN_t + \varepsilon_t.....(2)$$

Soit :

INF: le taux d'inflation / TCO : Taux de change officiel / M: La demande de monnaie

TCP: Taux de change parallèle / OPN: L'ouverture commerciale

B_0 : Intercepte de la fonction; B_1, B_2, B_3, B_4 : paramètres d'estimation; ε_t : erreur de mesure.

L'impact de la masse monétaire devrait être positif sur l'inflation. L'effet de l'ouverture commerciale est ambigu, une augmentation de l'ouverture commerciale peut décourager ou encourager le niveau des prix, en fonction des performances du secteur des exportations. Le taux de change officiel influence directement l'inflation par le biais des biens importés et indirectement l'économie réelle par le biais du commerce extérieur. Le taux de change parallèle serait soit négative soit positive, car il existe un désaccord dans la littérature sur l'impact de taux de change parallèle sur l'inflation.

VI.2.1 L'Estimation du Modèle ARDL

L'équation (2) ci-dessus sera estimée à l'aide de l'approche de cointégration ARDL Bound Testing, développée par Pesaran (1997), Pesaran et Shin (1999) et Pesaran et al, (2001). Cette méthode présente plusieurs avantages par rapport aux méthodes conventionnelles telles que la cointégration d'Engel et Granger (1987), Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990). Par conséquent, la technique de cointégration ARDL est préférable traiter des variables qui sont intégrées d'ordre différent, $I(0)$ & $I(1)$ ou purement $I(0)$ ou $I(1)$, c'est-à-dire la procédure ARDL n'exige

pas que la série soit intégrée du même ordre, mais, cette procédure ne peut pas être appliquée à des variables avec ordre d'intégration supérieur ou égal à deux. L'objectif principal de cette étude est de tester l'existence de la relation de long terme entre l'inflation et le taux de change du marché noir et les autres indicateurs cités ci-dessus dans l'équation (2). Ainsi, l'incorporation de la dynamique à court terme dans l'équation (2) conduit à un modèle de correction d'erreur de la forme ARDL suivant Pesaran et al. (2001):

$$\begin{aligned} \Delta INF_t = & C + \beta_1 INF_{t-1} + \beta_2 TCO_{t-1} + \beta_3 M_{t-1} + \beta_4 TCP_{t-1} + \beta_5 OPN_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta INF_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q1} a_{2i} \Delta TCO_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q2} a_{3i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} a_{4i} \Delta TCP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} a_{5i} \Delta OPN_{t-i} + \varepsilon_t \dots (3) \end{aligned}$$

Avec l'opérateur Δ la première différence, ε_t le bruit blanc représentant le terme d'erreur. Basé sur l'équation (3), l'hypothèse nulle est $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ (l'absence de la relation de cointégration), et l'hypothèse alternative (l'existence de la relation de cointégration) est: $H_1: \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0$.

Des limites supérieures et inférieures sont fournies pour la distribution de la statistique F. (Pesaran et al. 2001). Si la statistique F dépasse la bande supérieure, alors l'hypothèse nulle est rejetée, alors il y a une relation de cointégration entre les variables.

VI.3 Résultats empiriques

VI.3.1 Les tests de Stationnarité

Les résultats des tests de racine unitaire (Augmented Dickey-Fuller(ADF) et le test Phillips-Perron (PP)), indiquent que toutes les variables sont stationnaires à niveau I

(1). Ce résultat représente une justification appropriée pour l'utilisation de l'approche ARDL³.

Tableau 1: UNIT ROOT TEST RESULTS (ADF & Philips-Perron)

		Log INF	log TCO	log M	log TCP	log OPN
ADF	Level	-1.1001 [0.2384]	0.6124 [0.8417]	-0.0386 [0.6603]	1.3886 [0.9545]	1.1739 [0.9335]
	1 st difference	-4.5288 [0.0001]*	-2.6117 [0.0114]*	-4.0709 [0.0003]*	-3.2146 [0.0025]*	-5.4003 [0.0000]*
PP	Level	-1.1489 [0.2213]	1.1358 [0.9290]	-0.0386 [0.6603]	1.0104 [0.9127]	1.9163 [0.9839]
	1 st difference	-4.5389 [0.0001]*	-2.6683 [0.0099]*	-4.0327 [0.0003]*	-3.2030 [0.0026]*	-5.4029 [0.0000]*

* dénote le rejet de l'hypothèse nulle. Les valeurs entre crochet sont les probabilités

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews10

VI.3.2 Test des limites (Bounds test)

Notre objectif principal était de parvenir au test des limites, pour tester l'existence ou non de la relation de long terme (cointégration) entre les variables de notre modèle dans l'équation (3), les résultats de test de limites est présentés dans le tableau 2, et montrent que la valeur de F= 11.17 dépasse largement celles des limites supérieures des valeurs critiques. Dans ce cas, on n'a qu'à rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de relation de long terme et à conclure à l'existence d'une relation de long terme entre les variables.

Tableau 2 : Résultat du test des limites

	I0 Bound	I1 Bound	Significance
F Statistic : 11.17	2.2	3.09	10%
	2.56	3.49	5%
	2.88	3.87	2.5%
	3.29	4.37	1%

³ Selon Pesaran et Shin(1999), on peut utiliser le modèle ARDL avec des variables purement I(0) ou I(1) ou une mixture.

Voir : <http://sci-hub.hk/https://doi.org/10.1002/jae.616>

<https://www.repository.cam.ac.uk/bitstream/handle/1810/418/pss1.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews10

VI.3.3 Résultats du modèle à correction d'erreur

Les résultats du modèle à correction d'erreur confirment le résultat trouvé par Bound Test à propos de l'existence d'une relation de long terme entre les variables (Tableau 3). On retrouve le coefficient d'ajustement qui est négatif (-0,58), compris entre 0 et -1 et fortement significatif (Probabilité=0.0001). La valeur du coefficient peut être interprétée comme la vitesse d'ajustement ou de retour à l'équilibre (à la relation de long terme) après une déviation à court terme. Elle peut être également vue comme le pourcentage de déséquilibre qui est corrigé⁴.

Les résultats de l'analyse à long terme suggèrent que la plupart des variables portent leurs signes attendus, à l'exception de l'ouverture commerciale et de taux de change officiel. Les coefficients de la masse monétaire et du taux de change parallèle sont positifs et statistiquement significatifs, conforme à la théorie.

Tableau 3 : Résultat du modèle à correction d'erreur

Variable	coefficient	t-Statistic	Prob
D(INF(-1))	-0.497	-6.122	0.0017
D(INF(-2))	-0.562	-7.620	0.0006
D(M)	0.720	8.386	0.0004
D(M(-1))	-0.302	-3.081	0.0274
D(M(-2))	0.111	1.652	0.1594
D(OPN)	1.298	7.787	0.0006
D(OPN(-1))	2.640	7.243	0.0008
D(OPN(-2))	1.718	6.134	0.0017
D(TCO)	0.693	5.918	0.0020
D(TCO(-1))	1.043	5.450	0.0028
D(TCO(-2))	0.415	2.755	0.0400
D(TCP)	-0.175	-2.579	0.0495
CointEq(-1)	-0.588	-11.582	0.0001

⁴ Service d'Interprétation et d'Analyse des données (SIAD), MINISTÈRE DE L'AGRICULTURE, DES RESSOURCES NATURELLES ET DU DÉVELOPPEMENT RURAL, Analyse 'intégration de marchés : cas des marchés de Pont-Sondé et de Croix-des-Bossales Octobre 2017.

Source: Etabli par les auteurs en utilisant Eviews10

Depuis l'application du programme d'ajustement structurel, il y'a eu une grande dépréciation du dinar algérien dans les années 1990, qui a produit un effet sur les prix intérieurs, l'inflation s'est caractérisée par une hausse des taux d'inflation. Mais après l'année 2000, l'inflation avait connu sa plus faible moyenne, cela n'indique pas la fiabilité du programme structurel appliqué, mais grâce aux recettes pétrolière et du gaz importantes, qui conduise à une stabilité macroéconomique. La surévaluation de la monnaie domestique est un déterminant important de la dépréciation future de cette monnaie (Goldfajn and Valdes, 1999). Quand la correction de cette surévaluation du taux de change est faite pour réaliser l'équilibre du taux de change, alors aucun effet inflationniste n'est produit par cette dépréciation. Il y'aura seulement un changement dans les prix des biens échangeables/biens non échangeables, mais pas une hausse généralisée des prix. Par contre, lorsque la dépréciation est excessive, allant au delà de ce qui est nécessaire pour retrouver la valeur d'équilibre du taux de change, elle produit certainement des effets inflationnistes. Borenstein et De Gregorio (1999) voient que la dévaluation des monnaies nationales est le principal déterminant de la baisse de l'inflation à long terme. D'un côté, un degré d'ouverture élevé peut signifier, comme le montre cKinnon (1963), une forte sensibilité de l'économie aux variations du taux de change. D'un autre côté, selon la théorie de la crédibilité, il est possible d'observer une relation négative entre inflation et degré d'ouverture⁵.

Les résultats de l'analyse à court terme, indiquent que le taux de change parallèle est négatif et significatif, contrairement aux résultats de long terme qui indiquent que le taux de change parallèle et la demande de monnaie stimulent le taux d'inflation, comme prévu. Selon la théorie monétaire, l'augmentation des prix provient d'une

⁵ Samia Jebali, Tahar Moulahi, Mohamed Slim Mouha, Taux de change et Inflation: une analyse en modèle VAR du canal du taux de change : Cas de la Tunisie, P4 : http://www.tn.refer.org/CEAFE/Oral_presentations/Jebali.pdf.

création de monnaie excessive. Il est créé plus de monnaie que de richesse réelle dans le pays, ce qui déprécie la valeur de cette monnaie, donc fait augmenter les prix pour compenser cette dépréciation. Cela indique que la dépréciation de la monnaie nationale augmente la demande de monnaie, en raison de l'effet de richesse, et c'est le cas en Algérie. Finalement, les résultats trouvés, qui indiquent l'existence d'un impact positif du taux de change parallèle sur l'inflation, confirme le travail de Pinto (1991), qui démontre qu'une variation de taux de change parallèle, provoque une augmentation de l'inflation. L'importance de la masse monétaire sur le marché informel, favorise une concentration du revenu au niveau de cette sphère et alimente, la demande au niveau du marché parallèle de la devise. Les transferts illégaux au moyen de surfacturation permettent d'accroître l'offre et d'éviter un dérapage plus accentué du dinar sur le marché parallèle qui forcerait les autorités à dévaluer fortement le dinar officiel, accentuant la pression inflationniste.

VI.3.4 Diagnostic du modèle

Les coefficients du modèle sont significatifs, mais il est important de vérifier sa validité, D'où la nécessité de conduire à plusieurs tests:

A-Test d'autocorrélation

Les résultats d'un corrélogramme sont présentés dans le Tableau 4, qui présente graphiquement des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle des résidus jusqu'à 12 retards (tableau 4). On remarque absence totale d'autocorrélation des résidus. En effet, que ce soit dans le cas d'autocorrélation simple ou partielle des résidus, tous les termes se trouvent à l'intérieur de l'intervalle de confiance. Ainsi, la probabilité de la statistique Q est nettement supérieure au seuil de 5%, cela signifie qu'on accepte l'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation des résidus.

Tableau 4: Corrélogramme

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.100	-0.100	0.2638	0.608
		2 -0.078	-0.089	0.4284	0.807
		3 -0.175	-0.196	1.3086	0.727
		4 -0.090	-0.148	1.5514	0.817
		5 -0.242	-0.335	3.4171	0.636
		6 0.190	0.034	4.6336	0.592
		7 0.211	0.151	6.2411	0.512
		8 -0.291	-0.401	9.4863	0.303
		9 0.005	-0.100	9.4873	0.394
		10 0.006	-0.057	9.4888	0.486
		11 -0.112	-0.250	10.091	0.522
		12 0.025	-0.087	10.123	0.605

Source: Etabli par les auteurs en utilisant Eviews10

Selon les résultats de tableau 5, on peut dire que le modèle est sous forme fonctionnelle (Prob=0.1952>0.05), les résidus sont normalement distribués (Prob=0.451379>0.05), et aussi ils sont non corrélés (Prob=0.8629>0.05), enfin, ils sont loin d'hétéroscédasticité (Prob=0.9669>0.05).

B-Tests de validité du modèle (Tableau 5)

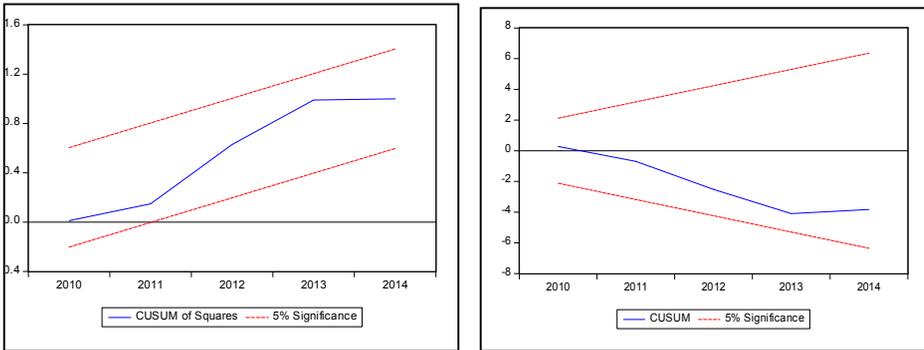
Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey	
F-statistic : 0.154978	Prob. F(2,3):0.8629
Obs*R-squared : 2.153799	Prob. Chi-Square(3) :0.3407
Test de spécification RESET (Ramsey-RESET)	
F-statistic : 2.414582	Prob.F(1,4): 0.1952
Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey	
F-statistic : 0.314484	Prob. F(17,5) :0.9669
Obs*R-squared : 11.88483	Prob. Chi-Square(10) :0.8071
Scaled explained SS : 0.335717	Prob. Chi-Square(10) :1.0000
Test de normalité (Jarque Bera)	
Jarque Bera :1.590895	Prob : 0.451379

Source: Etabli par les auteurs en utilisant Eviews10

VI.4 Test de stabilité du modèle

Afin d'examiner le niveau de constance des paramètres du modèle, on utilise le test de stabilité de CUSUM (Cumulative Sum) et CUSUMSQ.

Figure 1: CUSUM& CUSUMSQ tests



Source: Etabli par les auteurs en utilisant Eviews10

Le test CUSUM et CUSUMSQ montrent clairement La stabilité de la relation de long terme au cours de la période de l'estimation entre l'inflation et le taux de change parallèle en Algérie.

Conclusion

Pour atteindre l'objectif de l'étude, l'approche de cointégration ARDL Bound Testing a été utilisée comme cadre d'analyse. Dans le cadre de ce travail, l'hypothèse de l'existence d'une relation de long terme entre l'inflation et le taux de change parallèle a été confirmée, ainsi et d'après les résultats de notre étude on a trouvé qu'une relation de long terme existe entre toutes les variables de notre modèle, l'inflation, le taux de change parallèle, le taux de change officiel, la demande de monnaie, (M2), et l'ouverture commerciale. En effet, suite à une déviation enregistrée au cours d'un an, 58 % de ce déséquilibre est corrigé après plus qu'une année ($1:0.58=1.72$). Ces résultats impliquent que le taux de change parallèle a un impact négatif sur la performance économique en Algérie. Ainsi, étant donné la longue tendance à la hausse des taux de change parallèles au cours de la période étudiée, cette constatation implique que le taux de change parallèle est l'un des facteurs responsables de la performance économique rigide de l'économie du pays.

Bibliographie:

1. Abdelhamid MERGHIT, History of the Dinar and Foreign Exchange Policy in Algeria, Mohamed seddik benyahia University, Jijel, Algeria.
2. Ebaidalla Mahjoub Ebaidalla(2017), Parallel Market for Foreign Exchange in Sudan: Determinants and Impact on Macroeconomic Performance, University of Khartoum, P.O. Box 321, Khartoum.
3. Berge, J.M. (1995), "Towards an Understanding of the Dynamics of the Parallel Market in Foreign Exchange: The Case of Surinam", Institute of Social Studies Working Papers, WPS, No.100.
4. Borenstein, E. et De Gregorio, J, 1999, « Devaluation And Inflation After Currency Crises », mimeo, FMI.
5. Carmen Reinhart, Kenneth Rogoff (2004), The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation, The Quarterly Journal of Economics, 2004.
6. Chhibber, A. and N. Shafik, 1990, Exchange reform, parallel markets, and inflation in Africa, World Bank PPR Working Paper Series no. 427.
7. Degefa, D. (2001). The parallel foreign exchange market and macroeconomic performance in Ethiopia (Vol. 107): African Economic Research Consortium.
8. EATZAZ Ahmad, SAIMA Ahmed Ali, Relationship between exchange rate and inflation, Pakistan Economic and Social Review Volume XXXVII, No.2 (Winter 1999), pp.139-154.
9. Elbadawi, I. (1992), "Macroeconomic Management and the Black Market for Foreign Exchange in Sudan", Policy Research Working Paper, No. 859. World Bank, Washington, D.C. USA.
10. Goldfajn, I. et Valdés. R, 1999, « The Aftermath of Appreciations », Quarterly Journal of Economics, vol. 114, No. 1, 1999.
11. HAFEEZ UR REHMAN et al (2003), The black market exchange rate and stability of demand for money in Pakistan: A cointegration analysis, Pakistan Economic and Social Review Volume XLI, No. 1&2 (2003), pp. 13-28,

12. Ilzetzki, E. Reinhart, C. & Rogoff, K. The Country Chronologies and Background Material to Exchange Rate Arrangements in the 21st Century: Which Anchor Will Hold? May 13, 2008.
13. IMF, Washington, D.C.: Algeria, Selected Issues Paper, IMF Country Report No. 13/48, February 2013.
14. JEAN-PHILIPPE GERVAIS 1996, La Relation Empirique entre la Prime de Change au Noir et L'Inflation, 1^{ER} essai du mémoire présenté à la faculté des études supérieures de l'université Laval pour l'obtention du grade maître ès arts (M.A.), Département d'Économie, Faculté des Sciences Sociales, Université Laval.
15. Kiguel, A. and O'Connell, S. (1994), "Parallel Exchange Rates in Developing Countries: Lessons From Eight Case Studies", Policy Research Working Papers, No. 1265. World Bank, Washington, D.C. USA.
16. Park, W.-A., (1995), Exchange rate Dynamics in Dual Exchange Markets, International Economic Journal, 9, p. 89-109.
17. Pesaran, H. and Y. Shin. 1999. "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis." Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom, S. (ed), Cambridge, Cambridge University Press.
18. Pesaran, H., Y. Shin, and R. Smith. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*. 16.No.3:289-326.
19. Pierre-Richard Agénor (1992), Parallel currency markets in developing countries :theory, evidence, and policy implications, *Essays in International Finance*, ISSN 0071-142X, N°188.
20. Pinto, Brian. 1989. "Black Market Premia, Exchange Rate Unification, and Inflation in Sub-Saharan Africa." *World Bank Economic Review* 3(3):321-38.
21. Brian Pinto (1990), Black markets for foreign exchange, real exchange rates and inflation, *Journal of International Economics* 30 (1991) 121-135. North-Holland The World Bank. Washington, D.C. 20433, USA.

-
22. Stephen Morris. 1990. Inflation dynamics and the parallel market for foreign exchange, Department of Economics, University of Pennsylvania, 3718 Locust Walk, Philadelphia, PA 19104-6297, USA, 1990.
23. Service d'Interprétation et d'Analyse des données (SIAD), Ministère de l'agriculture, des ressources naturelles et du développement rural, Analyse d'intégration de marché: cas des marchés de Pont-Sondé et de Croix-des-Bossales Octobre 2017.