

EFFETS DES CHOCS PÉTROLIERS SUR L'ÉTENDUE DE L'ÉCONOMIE INFORMELLE EN ALGÉRIE : UNE APPROCHE PAR UN MODÈLE ARDL ASYMÉTRIQUE (1970-2018)

Anissa ATMANI*
Nacer-Eddine MOUFFOK**

Received: 13/02/2021/ Accepted: 12/09/2022 / Published: 22/006/2023

Corresponding author: nacermouffok2003@yahoo.fr

RÉSUMÉ

Ce papier analyse la réponse de la taille de l'économie informelle aux variations des cours du pétrole en Algérie. L'application d'un modèle ARDL non linéaire confirme la présence d'une relation de long terme entre la taille de l'économie informelle, la masse monétaire réelle au sens M1, les crédits à l'économie et les prix du pétrole. En utilisant deux mesures de l'économie informelle, basées sur des indicateurs macroéconomiques, utilisées comme une approximation de sa taille, les résultats montrent que l'hypothèse d'asymétrie est valide à court et à long terme. De plus, la taille de l'économie informelle est plus sensible à la hausse qu'à la baisse des cours pétroliers.

KEY WORDS: Asymétrie, économie informelle, prix du pétrole.

JEL CLASSIFICATION : E31, E410, C540.

* Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion, Laboratoire Economie et Développement, Université de Bejaia, atmani.annissa@gmail.com. annissa.atmani@univ-bejaia.dz

** Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion, Laboratoire Economie et Développement, Université de Bejaia, nacermouffok2003@yahoo.fr.

آثار الصدمات النفطية على مدى الاقتصاد غير الرسمي في الجزائر: نهج لنموذج
ARDL غير متماثل (1970-2018).

ملخص

تحلل هذه الورقة استجابة حجم الاقتصاد غير الرسمي للتغيرات في أسعار النفط في الجزائر. إن تطبيق نموذج ARDL غير الخطي يؤكد وجود علاقة طويلة الأمد بين حجم الاقتصاد غير الرسمي، وعرض النقود الحقيقية. بمعنى M1 ، والائتمان للاقتصاد وأسعار النفط. باستخدام مقياسين للاقتصاد غير الرسمي، استناداً إلى مؤشرات الاقتصاد الكلي، يستخدمان كبديل لحجمه ، تظهر النتائج أن افتراض عدم التماثل صحيح على المدى القصير والطويل. بالإضافة إلى ذلك، فإن حجم الاقتصاد غير الرسمي أكثر حساسية لارتفاع أسعار النفط من انخفاضها.

كلمات مفتاحية: عدم التناسق، الاقتصاد غير الرسمي ، أسعار النفط.

**EFFECTS OF OIL SHOCKS ON THE EXTENT OF THE
INFORMAL ECONOMY IN ALGERIA: AN APPROACH BY
AN ASYMMETRIC ARDL MODEL (1970-2018).**

ABSTRACT

This paper analyzes the response of the size of the informal economy to variations in oil prices in Algeria. The application of a non-linear ARDL model confirms the presence of a long-term relationship between the size of the informal economy, the real money supply in the M1 sense, credits to the economy and oil prices. Using two measures of the informal economy, based on macroeconomic indicators, used as an approximation of its size, the results show that the asymmetry assumption is valid in the short and long term. In addition, the size of the informal economy is more sensitive to the rise than to the fall in oil prices.

KEYWORDS: Asymmetry, informal economy, oil price.

INTRODUCTION

Les pays en développement se caractérisent souvent par la coexistence de l'économie formelle et informelle. Cette dernière se réfère à toutes activités économiques exercées par des travailleurs et des unités économiques qui, en vertu de la législation ou de la pratique, ne sont pas couvertes ou sont insuffisamment couvertes par des dispositions formelles (ILO). Le volume élevé de ces activités informelles dans l'économie entrave la bonne mise en œuvre des politiques et des plans de distribution, et réduit l'efficacité des politiques économiques.

La réflexion académique sur cette question s'est développée depuis les premiers travaux, qui considéraient le secteur informel comme une activité marginale ou résiduelle, jusqu'aux études récentes, qui le considèrent comme un aspect central de la dynamique économique et sociale des pays. Le phénomène de l'informel prenant plusieurs formes et occupant une sphère de plus en plus grandissante, se retrouve au fil du temps, comme une composante à part entière des économies, notamment en développement. Il est donc essentiel d'identifier les facteurs intervenant dans la croissance de l'économie informelle afin de permettre la mise en place d'une politique économique appropriée.

En Algérie, comme dans tous les pays en développement, l'économie souterraine est présente et endémique (Nchor & Adamec, 2015, p. 2043). Divers facteurs interviennent dans la croissance de la sphère informelle. Du point de vue macroéconomique, les chercheurs ont essayé de tester empiriquement la relation de cause à effet entre les indices économiques et la taille de l'économie informelle. Le système fiscal, la taille du gouvernement, le chômage, la qualité des institutions publiques, le niveau de croissance économique, la corruption, le degré d'ouverture de l'économie et l'inégalité des revenus sont autant de facteurs identifiés par la littérature comme les plus déterminants de la taille de l'économie informelle (Maddah & Sobhani, 2014; Sahnoun & Abdennadher, 2019).

Toutefois, aucune de ces études n'identifie les chocs externes et leurs effets sur l'étendue de l'économie informelle. En effet, les

économies émergentes et en développement sont particulièrement vulnérables aux chocs extérieurs, en particulier aux chocs internationaux des prix du pétrole. Au sein de ce groupe d'économies, les pays exportateurs de pétrole sont encore plus exposés à ces chocs. De nombreux canaux expliquent cette vulnérabilité (Benkhodja & Allegret, 2011). En plus de l'effet de l'offre classique, effet de transfert de richesse, réallocation sectorielle et le canal du commerce, la politique monétaire est l'une des voies que peuvent emprunter les chocs pétroliers pour se propager dans l'économie (Brown & Yücel, 2002; Bjørnland, 2009).

L'objectif de ce papier est de répondre à la problématique principale suivante : Quel est l'impact des chocs des prix du pétrole sur l'étendue de l'économie informelle en Algérie ?

On peut formuler certaines hypothèses sur le fait qu'il existe des liens directs à court terme, alors qu'à long terme cela dépendra de la taille de l'économie en question. Ainsi, on va examiner cette relation et l'ampleur de l'informalité dans l'économie, dans le cadre du processus de transmission de la politique monétaire. À notre connaissance, le lien entre les chocs pétroliers et le développement de l'économie informelle est négligé dans la littérature, alors que dans le contexte des pays producteurs de pétrole il est particulièrement intéressant d'étudier l'évolution de l'économie souterraine en réaction aux fluctuations des prix du pétrole, non seulement en raison de la vulnérabilité de ces économies aux chocs des exportations, mais aussi en raison de la part considérable des économies informelles dans leur PIB officiel (Ishak & Fritsche, 2019). Alors que le pays s'enfonce dans la crise après un choc pétrolier, l'économie informelle connaît un essor sans précédent. En outre, les cours de l'or noir ayant considérablement chuté, depuis l'apparition de la pandémie du *Coronavirus*, suivie de la guerre des prix du pétrole livrée entre l'Arabie Saoudite et la Russie, la baisse des prix est d'autant plus inquiétante pour les petits producteurs tels que l'Algérie. Lors d'une chute du cours des matières premières, la plupart de la population installée « à la marge » cherche son salut dans l'économie informelle. L'apport principal de ce papier est la prise en compte des asymétries

non linéaires entre les variables avec le modèle ARDL non linéaire (NARDL) (Pesaran et al., 2001; Shin et al., 2014).

Le reste du document est organisé comme suit : dans le premier point, nous exposerons une brève revue de la littérature sur les déterminants de l'économie informelle. La présentation de l'approche théorique du modèle ARDL et la méthodologie de modélisation économétrique adoptée feront l'objet du deuxième point. L'étude de la stationnarité ainsi que les résultats du travail empirique seront exposés et commentés dans le troisième point. Le quatrième point conclut notre travail.

1- REVUE DE LA LITTÉRATURE

Plusieurs études se sont intéressées à expliquer pourquoi l'économie informelle continue à s'étendre et à se développer. Il n'y a pas de réponse simple à cette question, car différents facteurs de causalité sont à l'œuvre dans différents contextes. Toutefois, un ensemble de facteurs expliquerait l'expansion de l'économie informelle dans la plupart des pays.

La première catégorie de facteurs est liée au modèle de croissance économique. Certains pays ont connu une croissance économique faible ou nulle, tandis que d'autres ont poursuivi une politique de croissance à forte intensité de capital ou ce qu'on appelle "*Jobless Growth*". Dans ces deux contextes, il n'y a pas assez d'emplois créés pour tous ceux qui cherchent du travail. De nombreux demandeurs d'emploi formels frustrés trouvent un emploi ou créent leur propre travail dans l'économie informelle. Un autre modèle de croissance économique - la croissance "*High Tech growth*" - tend à créer un secteur de services plus qualifié que les emplois manufacturiers moins qualifiés. Dans de tels contextes, ceux qui n'ont pas les compétences nécessaires pour rivaliser avec les emplois formels de haute technologie trouvent du travail ou continuent à travailler dans l'économie informelle. Il existe un autre scénario, plus optimiste, à savoir la "*growth from below*". Dans certaines régions, pays ou industries, les petites entreprises et les micro-entreprises sont plus dynamiques et créent plus d'emplois que le secteur formel.

La deuxième catégorie de facteurs s'intéresse à la restructuration économique et la crise économique. En effet, pendant les périodes d'ajustement économique, que ce soit en raison de réformes ou de crises économiques, l'économie informelle a tendance à se développer.

En effet, les travailleurs licenciés passent dans l'économie informelle lorsque des entreprises publiques sont fermées ou que le secteur public est réduit. C'est aussi parce que les ménages doivent compléter les revenus du secteur formel par des gains informels, en réponse à l'inflation ou à la réduction des services publics. Dans les deux cas, l'économie se trouve dans une situation de chômage élevée qui pousse les travailleurs à exercer dans l'économie informelle. Un certain nombre d'études empiriques constatent que le chômage est le principal moteur de l'économie informelle (Boeri & Garibaldi, 2002; Dell'Anno et al., 2007; Dell'Anno & Solomon, 2008; Davidescu (Alexandru) et al., 2015; Mauleón & Sardà, 2017).

La troisième catégorie de facteurs concerne la mondialisation. En effet, la structure des échanges et des investissements mondiaux exerce une pression sur les travailleurs peu qualifiés et les petits producteurs, en affaiblissant leur pouvoir de négociation et en les soumettant à une concurrence croissante (Carr & Alter Chen, 2001).

De plus, les charges fiscales et de sécurité sociale (Torgler et al., 2010; Schneider & Bettina, 2014), la décentralisation (Buehn et al., 2013; Dell'Anno & Teobaldelli, 2015; Goel & Saunoris, 2016) la qualité des institutions publiques (Dreher et al., 2009; Dell'Anno, 2010; Mohommad et al., 2012; Manolas et al., 2013; Sahnoun & Abdennadher, 2019) la corruption (Friedman et al., 2000; Choi & Thum, 2002) et l'inégalité des revenus (Rosser et al., 2000; Kar, 2012; Yap et al., 2018; Berdiev & Saunoris, 2019) sont autant de facteurs identifiés par la littérature comme les plus déterminants de la taille de l'économie informelle.

D'autres types d'études mettent l'accent sur la relation entre les indicateurs monétaires et la taille de l'économie informelle. À cet égard, (cité dans -Maddah & Sobhani, 2014-), (Gils, Tedds & Werneh, 1999) mentionnent l'inflation comme l'une des principales causes de l'émergence des activités informelles. De plus, (Maddah & Sobhani, 2014) expliquent que l'inflation est l'un des facteurs déterminant de

l'économie informelle puisque d'une part, la hausse du niveau général des prix entraîne une baisse du pouvoir d'achat, ce qui incite davantage à se lancer dans des activités informelles et d'autre part, l'augmentation des prix peut entraîner une augmentation de l'inclusion fiscale sur l'augmentation des revenus des personnes et des entreprises et donc, encourager la participation à des activités informelles. Dans le même ordre d'idées, (Macias, 2008) a modélisé l'économie informelle du Mexique en utilisant l'approche des équations structurelles et trouve qu'il existe une relation inverse entre le taux d'inflation et la taille de l'économie informelle. L'auteur ajoute que l'inflation est le reflet d'une situation de stabilité économique qui, par son augmentation, fait éclater les petites entreprises et, en sortant du marché formel, elles ont tendance à se développer sur le marché informel. Dans une autre étude, (Mohammad et al., 2012) ont trouvé un taux d'inflation moyen accompagné de cinq indices : impôt sur le revenu, PIB, corruption économique, efficacité du gouvernement et gouvernance du droit, influant sur la taille de l'économie informelle dans 100 pays en développement.

Les études traitant l'évolution et les déterminants de l'économie informelle en Algérie sont multiples. Par exemple, (Bounoua et al., 2014) ont analysé les déterminants de l'économie informelle en Algérie. En utilisant la méthode MIMIC (Multiples Indicateurs Multiples Causes) sur des données couvrant la période 1990-2009, les auteurs concluent que les dépenses publiques, le taux d'inflation, le taux de chômage et le salaire minimum national garanti sont les principaux facteurs explicatifs de l'économie parallèle dans le pays. (Bouanani, 2014) a estimé la taille de l'économie souterraine en Algérie, et analysé ses principaux déterminants en utilisant l'approche de la demande de monnaie et un modèle MIMIC sur des données couvrant la période allant de 1990 à 2009. Les résultats suggèrent que les causes principales du développement des activités informelles sont: le taux d'inflation, les dépenses publiques, le chômage et le salaire minimum. (Quintano & Mazzocchi, 2014), dans une étude sur le développement et la taille de l'économie parallèle dans les pays méditerranéens sur la période 1995-2010, concluent que l'économie

informelle en Algérie, en Égypte, en Albanie, au Maroc, en Tunisie et en Turquie est plus importante que dans les autres pays. Les résultats ont montré qu'en Algérie, l'économie informelle était instable, et estimée entre 32.4% et 46.4% du PIB avec une moyenne de 39.47%, et un écart type de 4.68. (KORI, 2018), dans une étude des déterminants de l'économie informelle en Algérie sur la période 1970-2016, a constaté qu'un déficit budgétaire accru et le taux d'urbanisation sont les forces motrices de l'économie informelle dans le pays. (Medina & Schneider, 2018) ont estimé l'économie parallèle pour 158 pays au cours de la période 1991-2015 en utilisant un modèle MIMIC. Les résultats suggèrent que la taille de l'économie informelle peut être estimée entre 23.98% et 38.88% du PIB, avec une moyenne de 30,86 % et un écart type de 5,47. (Lahcene & Bennihi, 2019) ont utilisé la méthode MIMIC pour estimer l'économie parallèle en Algérie sur la période allant de 2000 à 2016. Leurs résultats révèlent que le facteur principal de ce phénomène est le chômage. De plus, la qualité des institutions, le développement du pays mesuré par l'indice de développement humain et les impôts directs ont un impact significatif sur la taille de l'économie informelle.

Malgré la diversité des théories sur les facteurs responsables de l'étendue de l'économie informelle, aucune d'entre elles n'a fait le lien avec les chocs externes, plus particulièrement les chocs pétroliers comme facteur déterminant de sa taille, ainsi que les effets qu'ils peuvent avoir sur le secteur informel. Toutefois, il y a de fortes raisons qui permettent de croire que ce type de chocs peut être bel et bien une des causes de l'extension de la taille de l'économie informelle, surtout dans le cas de l'économie algérienne. Ces éléments sont liés, entre autres, à sa forte vulnérabilité aux variations des prix des hydrocarbures. Cette vulnérabilité augmente le risque d'erreurs des politiques macroéconomiques dans la gestion des chocs pétroliers, plus particulièrement lorsque la fonction de réaction de la politique monétaire repose sur la cible d'inflation sous-jacente comme c'est le cas en Algérie.

2- MÉTHODOLOGIE

Notre objectif est de tester l'influence des chocs des cours du pétrole sur la taille de la sphère informelle en Algérie dans le cadre du processus de transmission de la politique monétaire. Étant un pays très dépendant des revenus issus des exportations des hydrocarbures, les chocs internationaux des prix du pétrole constituent une source de variation pouvant jouer un rôle dans la dynamique de la sphère informelle du pays. À cette fin, nous régressons l'influence du prix du pétrole (PP_t) sur la taille de l'économie informelle (EI_t) en utilisant un modèle linéaire à deux facteurs. Nous incluons la masse monétaire réelle au sens M1 ($M1_t$), le ratio de liquidité ($RATIO_LIQ_t$) qui est le pourcentage de la masse monétaire M2 par rapport au Produit Intérieur Brut, et les crédits à l'économie (CRE_t). L'agrégat monétaire M1 est utilisé comme indicateur de l'économie informelle en raison du fait que les transactions informelles sont généralement effectuées en espèces. Le choix de la variable du ratio de liquidité s'appuie sur la logique du comportement des acteurs du secteur informel à savoir la forte préférence pour la liquidité. Ainsi, une hausse de M1 ou du ratio de liquidité indiquerait l'augmentation des activités informelles. Les deux variables sont également utilisées comme variables représentatives du canal monétaire pour la transmission de la politique monétaire. Les crédits à l'économie sont utilisés comme source de financement des activités informelles et représentent en même temps le canal du crédit bancaire pour la transmission de la politique monétaire.

$$EI_t = f(M1_t, CRE_t, RATIO_LIQ_t, PP_t) \dots\dots (1)$$

Les tests de cointégration couramment utilisés dans la littérature empirique, à savoir, l'approche en deux étapes d'(Engle & Granger, 1987), l'approche de (Johansen, 1988) et l'approche de (Johansen & Juselius, 1990), préconisent l'utilisation des séries intégrées de même ordre et d'une taille d'échantillon importante. Pour compenser ces lacunes, (Pesaran et al., 2001) ont développé une nouvelle approche de cointégration plus flexible et moins restrictive. En effet, l'approche ARDL (autorégressif à retards échelonnés) peut être utilisée sur des

séries qui ne sont pas intégrées de même ordre, elle est applicable même lorsque les variables explicatives sont endogènes (Pesaran et al., 2001) et aboutit à des résultats robustes sur des échantillons de petite taille (Narayan, 2005). Ainsi, la modélisation ARDL donne la possibilité d'évaluer simultanément les effets à long et à court terme. C'est dans ce contexte que nous appliquons cette approche, afin d'étudier l'impact des variations des prix du pétrole sur l'étendue de l'économie informelle en Algérie :

$$\begin{aligned} \Delta EI_t = & const. + \alpha_1 EI_{t-1} + \alpha_2 PP_{t-1} + \alpha_3 M1_{t-1} + \alpha_4 CRE_{t-1} + \\ & \alpha_5 RATIO_LIQ_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} \Delta EI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_{2i} \Delta PP_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^r \varphi_{3i} \Delta M1_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_{4i} \Delta CRE_{t-i} + \sum_{i=0}^y \varphi_{5i} \Delta RATIO_LIQ_{t-i} + \varepsilon_t \\ & \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

Avec $\varepsilon_t \sim iid(0, \delta)$.

Toutefois, le modèle précédent ne prend pas en compte la direction des prix du pétrole. Autrement dit, il peut y avoir des effets asymétriques potentiels des hausses et des baisses des prix du baril sur la taille de l'économie informelle. De ce fait, l'application d'un modèle plus approprié est nécessaire afin de diminuer le risque de résultats biaisés (Alkhateeb et al., 2017). Par conséquent, nous utiliserons l'approche ARDL non linéaire recommandée par (Shin et al., 2014) ; cette dernière nous permettra de différencier les effets de l'augmentation et de la diminution du prix du pétrole sur la taille de l'économie informelle. Ainsi, la série PP va se décomposer en ces sommes partielles positives PP^+ et ces sommes partielles négatives PP^- tel que :

$$PP_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta PP_t^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta PP_t^+; 0) \dots\dots\dots (3)$$

$$PP_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta PP_t^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta PP_t^-; 0) \dots\dots\dots (4)$$

Conformément à la démonstration de (Shin et al., 2014); l'équation (2) peut s'écrire de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta EI_t = & \chi + v_1 EI_{t-1} + v_2^+ PP_{t-1}^+ + v_2^- PP_{t-1}^- + v_3 M1_{t-1} + v_4 CRE_{t-1} + \\ & v_5 RATIO_LIQ_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tau_{1i} \Delta EI_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\tau_{2i}^+ \Delta PP_{t-i}^+ + \tau_{2i}^- \Delta PP_{t-i}^-) + \\ & \sum_{i=0}^r \tau_{3i} \Delta M1_{t-i} + \sum_{i=0}^s \tau_{4i} \Delta CRE_{t-i} + \sum_{i=0}^y \tau_{5i} \Delta RATIO_LIQ_{t-i} + \xi_t \\ & \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

$$\Delta EI_t = \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta EI_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\gamma_{2i}^+ \Delta PP_{t-1}^+ + \gamma_{2i}^- \Delta PP_{t-1}^-) + \sum_{i=0}^r \gamma_{3i} \Delta M1_{t-i} + \sum_{i=0}^s \gamma_{4i} \Delta CRE_{t-i} + \sum_{i=0}^y \gamma_{5i} \Delta \text{RATIO_LIQ}_{t-i} + \vartheta ECT_{t-1} + \zeta_t \dots \dots \dots (6)$$

Avec $v_2^+ / v_1, v_2^- / v_1$ qui sont les coefficients de long terme. L'équation (5) permet de vérifier l'asymétrie à court et long terme. La première étape de ce travail consiste à tester l'ordre d'intégration des séries temporelles. En effet, il faut s'assurer qu'aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre I(2). La deuxième étape consiste à vérifier l'existence d'une relation de long terme en utilisant le test de *Wald* ou *F-statistic* basé sur la statistique de *Fisher* introduite par (Pesaran et al., 2001), notée F_{PSS} et qui permet de tester les hypothèses suivantes:

$$\begin{cases} H_0: v_1 = v_2^+ = v_2^- = 0 \\ H_1: v_1 \neq v_2^+ \neq v_2^- \neq 0 \end{cases}$$

Si la *F-statistic* est supérieure à la borne supérieure, l'hypothèse nulle d'absence d'une relation de long terme est rejetée, et si la valeur du *F-statistic* est inférieure à la borne inférieure, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée. Quand la valeur de *F-statistic* se situe entre les deux bornes, aucune conclusion ne peut être faite. La troisième étape, quant à elle, teste l'asymétrie à court et à long termes en utilisant le test de *Wald*. Pour l'asymétrie à long terme, l'hypothèse nulle à tester est $H_0: -v_2^+ / v_1 = -v_2^- / v_1$. Pour l'asymétrie à court terme, l'hypothèse nulle peut prendre l'une des formes suivantes : $\tau_{2i}^+ = \tau_{2i}^-$; $\sum_{i=0}^q \tau_{2i}^+ = \sum_{i=0}^q \tau_{2i}^-$

La dernière étape est conditionnée par la confirmation de l'asymétrie. Elle consiste à vérifier les effets multiplicateurs de l'asymétrie dynamique sur la taille de l'économie informelle. Ces effets multiplicateurs sont associés à des changements d'unité de PP_t^+ et PP_t^- , respectivement.

$$m_h^+ = \sum_{i=0}^h \frac{\partial EI_{t+i}}{\partial PP_t^+}, m_h^- = \sum_{i=0}^h \frac{\partial EI_{t+i}}{\partial PP_t^-} \dots \dots \dots (7) ; \quad h = 0,1,2$$

Sachant que $h \rightarrow \infty$, $m_h^+ \rightarrow -v_2^+ / v_1$ et $m_h^- \rightarrow -v_2^- / v_1$ (Shin et al., 2014).

3- RÉSULTATS ET INTERPRETATION

Nous examinons les données annuelles pour l'Algérie au cours de la période qui s'étale de 1970 jusqu'à 2018. Le choix de la période d'étude est motivé par la disponibilité des données nécessaires à l'estimation de la taille de l'économie informelle et l'évaluation de l'impact des chocs pétroliers sur cette dernière. La taille de l'économie informelle est la variable endogène dans notre étude économétrique. Cette dernière est calculée selon deux approches différentes : l'approche du ratio (monnaie/dépôts) et l'approche des transactions (Feige, 1979), et sont exprimées en pourcentage du PIB. L'approche du ratio (Monnaie/Dépôts) adopte une année de base qui correspond à la valeur minimale du ratio de la monnaie en circulation M1 par rapport aux dépôts (C/D) (voir Annexe A1). En revanche, l'approche des transactions (Feige, 1979) suppose une relation constante, à travers le temps, entre le volume des transactions et le PIB. Elle repose sur l'équation quantitative de la monnaie de Fisher. Des hypothèses sont dès lors nécessaires sur la vitesse de circulation de la monnaie et sur la relation entre la valeur des transactions totales et le PIB total (officiel et souterrain). En reliant le PIB total à l'ensemble des transactions, la production souterraine est calculée en soustrayant la part officielle du PIB total (Voir Annexe A2). Les résultats empiriques de la taille de l'économie informelle basés sur les deux approches sont présentés dans les Annexes A1 et A2. Les données des prix du pétrole sont fournies par la Banque mondiale (WDI), et les données relatives aux variables crédits à l'économie, la masse monétaire au sens M1 et le ratio de liquidité sont tirées des rapports de la Banque d'Algérie. Toutes ces variables sont exprimées en termes réels.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des données. Les résultats montrent que la masse monétaire au sens M1 est plus volatile que d'autres variables, et la variable EI1 l'est moins au regard de l'écart-type. On constate également que les variables sous étude ne sont pas normalement distribuées (Prob JB < 5%) sauf pour la variable EI1 et RATIO_LIQ (Prob JB > 5%). Dans ce cas, une modélisation hétéroscédastique serait privilégiée en présence d'effets ARCH (Kuma, 2018). L'étude de corrélation (Voir le tableau 2) montre que la

variable EI1 utilisée comme première approximation de la taille de l'économie informelle en Algérie est négativement liée à toutes les variables de l'étude. Toutefois, la variable EI2 utilisée comme deuxième approximation de la taille de l'économie informelle en Algérie est positivement liée à la masse monétaire au sens M1, aux crédits à l'économie et aux prix du pétrole, et négativement liée à la variable RATIO_LIQ.

Tableau 1. Statistiques descriptives

	EI1	EI2	M1	CRE	RATIO_LIQ	PP
Mean	17.28391	35.55730	2778.840	2069.008	62.59047	35.28872
Median	18.54861	32.29874	1742.471	1593.413	62.20917	24.92775
Maximum	28.43810	105.7493	7942.928	6335.421	83.82346	105.0096
Minimum	0.000000	5.548084	430.5555	256.4815	35.60537	1.210000
Std. Dev.	6.672862	27.75859	2297.324	1576.520	11.70025	29.15219
Skewness	-0.503029	0.933188	1.111563	1.485980	-0.146064	1.167044
Kurtosis	2.944340	3.167596	2.667727	4.283181	2.496656	3.318346
Jarque-Bera	2.072807	7.169208	10.31591	21.39482	0.691501	11.32984
Probability	0.354728	0.027748	0.005753	0.000023	0.707689	0.003465
Sum	846.9116	1742.308	136163.1	101381.4	3066.933	1729.147
Sum Sq.Dev.	2137.300	36985.88	2.53E+08	1.19E+08	6571.000	40792.81
Observations	49	49	49	49	49	49

Source: Calcul des auteurs

Le tableau 2 nous présente la corrélation des différentes variables

Tableau 2. Corrélation des variables

Variable	EI1	EI2	M1	CRE	RATIO_LIQ	PP
EI1	1.000000					
EI2	0.064292	1.000000				
M1	-0.358378	0.263212	1.000000			
CRE	-0.147390	0.286699	0.950529	1.000000		
RATIO_LIQ	-0.154819	-0.098083	0.593121	0.616990	1.000000	
PP	-0.524294	0.267128	0.877199	0.726408	0.373746	1.000000

Source : Calcul des auteurs

Pour examiner la stationnarité des séries, nous allons appliquer le test de *Dickey-Fuller Augmenté* (1979) (ADF) et le test de *Phillips-Perron* (1988) (PP). Le Tableau 3 montre que toutes les séries sont stationnaires en différence première, et par conséquent aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre 2. Néanmoins, les tests de racine unitaire

ADF et PP peuvent être suspects lorsque l'échantillon analysé comprend des événements majeurs (crise financière, choc pétrolier, ...etc.). En effet, ces derniers sont susceptibles de créer des ruptures dans les séries. Par conséquent, nous employons le test de Zivot et Andrews (1992) qui présente l'avantage de tester la racine unitaire en présence d'un changement structurel identifié de façon endogène.

Tableau 3. Résultats des tests de stationnarité ADF et PP

Variable	ADF		PP		Ordre d'intég
	En niv	En dif	En niv	En dif	
EI1	-2.976773**		-2.400358	.833111***	I(1)
EI2	-0.277698	-5.765661***	-0.553152	.842198***	I(1)
M1	1.713739	-3.760404***	1.973046	.803591***	I(1)
CRE	4.600496	-3.890029***	4.600496	.768676***	I(1)
RAT_LIQ	-2.070376	-5.562186***	0.254029	.246956***	I(1)
PP	-0.280477	-6.270397***	-0.298231	.251608***	I(1)

Note : La structure de décalage optimale du test ADF est choisie sur la base du critère d'information de Schwarz. *, **, *** indique la signification au seuil de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.

Source : Calcul des auteurs

Ce test se base sur trois modèles différents tenant compte d'un changement structurel respectivement, dans la constante, dans la tendance, et dans les deux à la fois. La date de rupture à retenir est celle qui minimise la statistique de Dickey-Fuller. On rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire dans le cas où la statistique de Dickey-Fuller est inférieure à la valeur critique tabulée au seuil α .

Tableau 4. Résultats du test de Zivot et Andrews sur les variables en niveau

Variable	Modèle A		Modèle B		Modèle C		Ordre d'intég
	t_{za}	Valeur crt.	t_{za}	Valeur crt.	t_{za}	Valeur crt.	
EI1	-4.31 (2004)	-4.93	-3.19 (2011)	-4.42	-4.82 (2004)	-5.08	Non stationnaire
EI2	-3.95 (1994)	-4.93	-3.82 (2002)	-4.42	-3.69 (1998)	-5.08	Non stationnaire
M1	-4.43 (2006)	-4.93	-3.49 (1997)	-4.42	-3.66 (1994)	-5.08	Non stationnaire
CRE	1.70 (2011)	-4.93	-0.08 (2007)	-4.42	-0.08 (2006)	-5.08	Non stationnaire
RAT_LIQ	-3.72	-4.93	-2.98	-4.42	-4.94	-5.08	Non

	(1990)		(1997)		(1990)		stationnaire
<i>PP</i>	-3.52	-4.93	-2.50	-4.42	-3.51	-5.08	Non
	(2005)		(1994)		(2005)		stationnaire

Source : Calcul des auteurs

Tableau 5. Résultats du test de Zivot et Andrews sur les variables en différence première

Variable	Modèle A		Modèle B		Modèle C		Ordre d'intég
	t_{za}	Valeur crt.	t_{za}	Valeur crt.	t_{za}	Valeur crt.	
$\Delta EI1$	-6.19 (2008)	-4.93	-5.87 (2006)	-4.42	-6.23 (2004)	-5.08	Stationnaire
$\Delta EI2$	-8.04 (2004)	-4.93	-5.88 (1998)	-4.42	-9.31 (2004)	-5.08	Stationnaire
$\Delta M1$	-6.04 (2002)	-4.93	-5.52 (2010)	-4.42	-6.04 (2002)	-5.08	Stationnaire
ΔCRE	-3.45 (2009)	-4.93	-5.55 (2007)	-4.42	-5.29 (2006)	-5.08	Stationnaire
ΔRAT_LIQ	-5.45 (1989)	-4.93	-4.50 (1992)	-4.42	-5.47 (1997)	-5.08	Stationnaire
ΔPP	-6.52 (2009)	-4.93	-6.27 (2008)	-4.42	-6.49 (2004)	-5.08	Stationnaire

Source : Calcul des auteurs

Les résultats du test de Zivot et Andrews montrent que les variables du modèle sont intégrées d'ordre 1. Cela conforte notre choix d'utiliser l'ARDL non linéaire d'autant plus que la méthodologie NARDL présentée par (Shin et al., 2014) est la meilleure méthodologie pour traiter les effets asymétriques. Le nombre de retard optimal est choisi en utilisant le critère d'information d'Akaike (AIC) et une durée maximale de quatre périodes. De même, nous appliquons le test de Wald pour examiner l'asymétrie aussi bien à court qu'à long terme. Le Tableau 6 rapporte les résultats de la *F-statistics* et du test de *Wald*. Les résultats confirment l'existence d'une relation de long terme entre la taille de l'économie informelle en Algérie et ses déterminants dans les deux modèles. En effet, l'hypothèse nulle de l'absence de cointégration est rejetée au seuil de 5% pour EI1 et au seuil de 1% pour EI2. Alternativement, le test de *Wald* souligne la présence d'une asymétrie à court et à long terme dans les deux modèles.

Les tests empiriques de validation des modèles (cf. Tableau 7), à savoir le test de corrélation sérielle de *Breusch–Godfrey*, le test d'hétéroscédasticité et le test de *Jarque-Bera* (JB) pour la normalité des résidus, confirment l'absence de corrélation sérielle, l'absence d'hétéroscédasticité et la normalité des résidus. Par ailleurs, les tests de CUSUM et du carré du CUSUM montrent que les paramètres estimés sont stables sur la période d'étude (voir annexe A4 et A5).

Les résultats des modèles révèlent que les variations négatives et positives du prix du pétrole influent significativement la taille de l'économie informelle de manière asymétrique. Les résultats des deux proxys *ei1* et *ei2* révèlent qu'une hausse de 1 point de pourcentage du prix du pétrole est liée, toutes choses égales par ailleurs, à une augmentation de 0.41 % (au seuil de 1%) et 1.25 % (au seuil de 1%) de EI (% du PIB) respectivement. Une baisse de 1 point de pourcentage du prix du pétrole entraîne, toutes choses étant égales par ailleurs, une baisse de 0.43 % (au seuil de 1%) et 1.62 % (au seuil de 1%) de EI (% du PIB) à long terme respectivement. L'impact non linéaire du prix du pétrole sur la taille de l'économie informelle est plus important lorsque les prix du pétrole augmentent.

Tableau 6. Test de *Wald* et *Bounds-Tests* pour la relation de long terme

Variable	F _{PSS}	w _{SR}	w _{LR}
<i>EI1</i>	5.65**	10.0146***	11.8112***
<i>EI2</i>	8.23***	12.1481***	28.4134***

Notes: Les limites inférieures et supérieures du *F-statistic*, avec des seuils de signification de 10%, 5%, et 1%, sont [3.24, 4.35], [3.83, 5.06], et [5.18, 6.68], respectivement (voir Narayan, 2005, Appendix A4). Nous optons pour un nombre de *k* variables égal à 4. Ce choix est motivé par le fait que la partie positive et la partie négative du prix du pétrole proviennent de la même série. *w_{SR}* est le test de *Wald* pour l'asymétrie de court terme alors que *w_{LR}* est le test de *Wald* pour l'asymétrie de long terme.

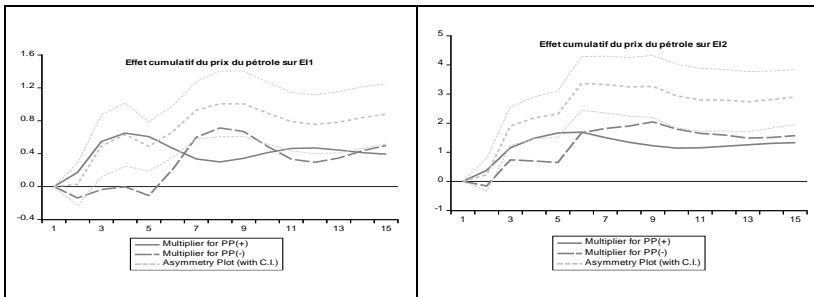
*, **, et *** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle (absence de cointégration et d'asymétrie) au seuil de 10%, 5%, et 1%, respectivement.

Source : Calcul des auteurs

De même, la réponse des deux proxys utilisés à la hausse ou la baisse des prix du pétrole est aussi asymétrique à court terme. Ce constat est confirmé par la figure 1 qui trace la réponse dynamique des proxys *EI1* et *EI2*, suite à un choc positif et négatif du prix du pétrole. Le graphique montre que l'effet d'un choc positif domine

celui d'un choc négatif pendant environ cinq ans. La réponse asymétrique de EI1 et EI2 aux chocs des prix est positive à long terme.

Figure 1. Effet cumulatif du prix du pétrole sur la taille de l'économie informelle en Algérie



Source : Les auteurs

Cette asymétrie peut être expliquée par le fait que l'économie algérienne est fortement dépendante des exportations des hydrocarbures, et que la hausse des prix du pétrole engendre un accroissement de l'émission monétaire et de liquidité en contrepartie essentiellement de l'achat des devises provenant en totalité des exportations des hydrocarbures. Suite à cet excès de circulation fiduciaire sur laquelle la Banque centrale n'a aucun moyen d'agir, et de liquidité monétaire sur laquelle son action se limite à en éponger une partie pour la réduire, le secteur informel s'amplifie à court et long terme. D'autre part, la baisse des prix du pétrole réduit la taille de l'économie informelle mais avec une ampleur moindre ; cela revient au fait que le secteur bancaire algérien, dominé par les banques publiques, reste robuste face à un choc négatif des cours pétroliers. Ainsi, la Banque centrale arrive à pallier aux difficultés structurelles de liquidités des banques, lui permettant d'éviter une réallocation des ressources vers le secteur informel.

Les résultats révèlent également que la monnaie fiduciaire a un effet positif sur les deux proxys de l'EI à court terme. Les transactions dans l'économie informelle sont généralement effectuées en utilisant des espèces ou de l'argent qui est tiré d'un compte courant à un moment donné, expliquant ainsi la relation positive entre l'économie

informelle et M1. Ce résultat concorde avec les travaux empiriques de (Klaric, 2011; Seitz et al., 2018; Lahcene & Bennihi, 2019).

En outre, il a été démontré qu'une augmentation de 1 point de pourcentage de la monnaie fiduciaire est associée à long terme, et toute chose étant égales par ailleurs, à une baisse de 0.04% (au seuil de 1%) et 0.01% (au seuil de 1%) de EI1 et EI2 (% du PIB) respectivement.

Tableau 7. Estimation du modèle NARDL

Variable	Variable dépendante = EI1		Variable dépendante = EI2	
Coef. de LT				
M1	-0.011317***	(0.002410)	-0.046863***	(0.007575)
CRE	-9.83E-05	(0.001665)	-0.010739	(0.007403)
RATIO_LIQ	0.365212***	(0.106074)	1.266886***	(0.278362)
PP_NEG	-0.437293***	(0.124690)	-1.620326***	(0.348046)
PP_POS	0.418012***	(0.120275)	1.250696***	(0.349935)
Coef. de CT				
C	16.77514***	(2.719923)	-24.12558***	(3.855229)
@TREND	-1.362350***	(0.212287)	-0.502131***	(0.127944)
D(EI1(-1))	0.523622***	(0.113346)	0.209372*	(0.107131)
D(EI1(-2))	0.419103***	(0.106504)	0.232391*	(0.116437)
D(EI1(-3))	0.178944	(0.117950)	0.319877***	(0.112488)
D(M1)	-0.015408***	(0.002294)	-0.025792***	(0.005195)
D(M1(-1))	0.005151**	(0.002008)	0.038154***	(0.006267)
D(M1(-2))			0.006549	(0.004377)
D(M1(-3))			0.018932***	(0.005357)
D(CRE)			0.000842	(0.004257)
D(CRE(-1))			0.007258	(0.004770)
D(RATIO_LIQ)	0.077359	(0.087164)		
D(RATIO_LIQ(-))	-0.129113	(0.086389)		
D(PP_NEG)	0.142821	(0.085791)	0.168058	(0.198282)
D(PP_NEG(-1))	0.509438***	(0.103899)	0.489883***	(0.155907)
D(PP_NEG(-2))	0.516348***	(0.099918)	0.892214***	(0.172690)
D(PP_NEG(-3))	0.663877***	(0.123955)	0.934930***	(0.174130)
D(PP_NEG(-4))	0.304441***	(0.098307)		
D(PP_POS)	0.176453**	(0.083943)	0.378595**	(0.173880)
Coint Eq(-1)	-1.177967***	(0.182477)	-0.802055***	(0.102985)
Diagnostic	Statistics [prob]		Statistics [prob]	
Corrélation sérielle	0.695619	[0.4043]	2.444399	[0.1179]
Ramsey RESET	2.098459	[0.1622]	0.691824	[0.4149]
Hétéroscédasticité	19.16673	[0.5110]	24.61035	[0.2644]
Jarque-Bera	0.363467	[0.833824]	1.712992	[0.424647]

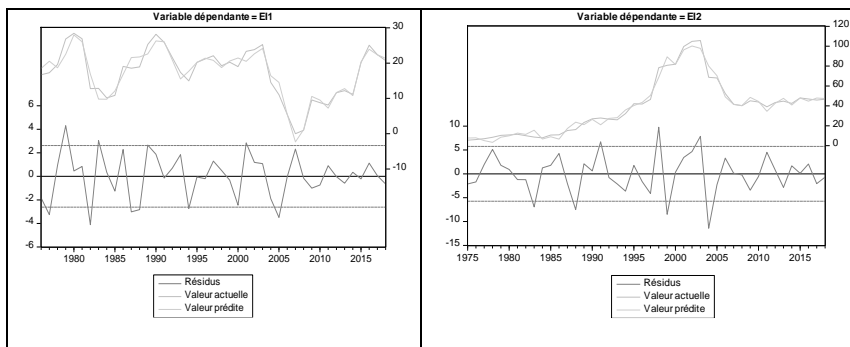
Notes : *, **, *** Indiquez le niveau de signification pour 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.

Source : Calcul des auteurs

Le coefficient de la variable « CRE » montre un signe négatif et non significatif à long terme sur la taille de l'économie informelle dans les deux modèles. Cela signifie que la hausse des crédits à l'économie ne soutient pas le développement du secteur informel en Algérie. Le coefficient de la variable ratio de liquidité (% de M2 dans le PIB) stimule positivement la variable dépendante. Ainsi, une augmentation de 1 point de pourcentage du ratio de liquidité entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 1.26% (au seuil de 1%) et 0.36% (au seuil de 1%) des proxys de l'EI (% du PIB) à long terme respectivement. Un degré de liquidité très élevé de l'économie nationale engendre une forte prévalence du secteur informel en Algérie.

La variable dépendante dépend positivement de ses valeurs retardées. Il existe ainsi un effet d'accumulation des activités informelles à court terme. De plus, les valeurs des coefficients du terme de correction d'erreur des deux modèles sont négatives, et significatives au seuil de 1%, et sont donc une indication significative qu'il y a des preuves de convergence vers l'équilibre à long terme. La figure 2 confirme la robustesse des modèles ARDL non linéaires estimés, car les valeurs actuelles et prédites des deux proxys de la taille de l'économie informelle EI1 et EI2 (% du PIB) utilisées dans l'analyse sont étroitement liées, indiquant la fiabilité des facteurs structurels expliqués par la régression.

Figure 2. Valeurs actuelles et prédites de proxys de l'économie informelle EI1 et EI2 (% du PIB) pour l'Algérie



Source: Les auteurs

CONCLUSION

Nous avons essayé, dans cet article, d'évaluer l'effet des chocs du prix du pétrole sur la taille de l'économie informelle en Algérie. Pour ce faire, nous avons employé l'approche ARDL non linéaire proposée par (Shin et al., 2014) sur la période allant de 1970 jusqu'à 2018. Les résultats obtenus montrent que l'hypothèse d'asymétrie est acceptée pour la relation de court terme ainsi que pour la dynamique de long terme. La taille de l'économie informelle est plus sensible à la hausse des prix du pétrole, à court et à long termes, qu'à la baisse des cours pétroliers.

Un choc négatif des cours pétroliers a un effet moindre qu'un choc positif sur la taille de l'économie informelle. Cela peut être expliqué par le fait que le secteur bancaire algérien est dominé par les banques publiques ; cela permet de faire face aux difficultés structurelles de liquidités des banques et maintenir une partie des ressources circulant dans le secteur formel productif. Nos résultats suggèrent également qu'un choc pétrolier positif et un niveau de liquidité élevé favorise la prévalence de l'économie informelle en Algérie. En outre, la circulation fiduciaire stimule négativement les activités informelles alors que l'effet des crédits à l'économie n'est pas significatif.

Les chocs du prix du pétrole et la liquidité monétaire se sont avérés comme les causes principales du développement des activités informelles en Algérie. Le canal monétaire joue un rôle déterminant dans la dynamique de l'économie informelle. En revanche, le canal du crédit bancaire ne stimule pas la croissance de ce secteur.

Références bibliographiques

Alkhateeb T. T. Y., Mahmood H., Sultan, Z. A., & Ahmad N., (2017). *Oil Price and Employment Nexus in Saudi Arabia.* 7(3), 5.

Benkhodja M. T., & Allegret J.-P., (2011). *External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy* (Economix Working Paper No. 2011-39). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1975914>

Berdiev A. N., & Saunoris J. W., (2019). On the Relationship Between Income Inequality and the Shadow Economy. *Eastern Economic Journal*, 45(2), 224-249.

Bjørnland H. C., (2009). Oil Price Shocks And Stock Market Booms In An Oil Exporting Country. *Scottish Journal of Political Economy*, 56(2), 232-254.

Boeri T., & Garibaldi P., (2002). *Shadow Activity and Unemployment in a Depressed Labour Market* (SSRN Scholarly Paper ID 323388). Social Science Research Network.

Bouanani S., (2014). *Economic behavior and institutions : An attempt to estimate the Algerian Non Observed Economy*. Univeristé de Tlemcen.

Bounoua C., Sebbah F., & Benikhlef Z., (2014). L'économie informelle en Algérie: Analyse de l'évolution du phenomene et evaluation macroeconomique (1990-2009). *les cahiers du cread*, 110.

Brown S. P. A., & Yücel M. K., (2002). Energy Prices And Aggregate Economic Activity : An Interpretative Survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(2), 193-208.

Buehn A., Lessmann C., & Markwardt G., (2013). Decentralization and the shadow economy : Oates meets Allingham–Sandmo. *Applied Economics*, 45(18), 2567-2578.

Carr M., & Alter Chen M., (2001). *Globalization and the informal economy : How global trade and investment impact on the working poor* (p. 29 pages). WIEGO.

Choi J. P., & Thum M., (2002). Corruption and the Shadow Economy. In *CESifo Working Paper Series* (N° 633; CESifo Working Paper Series). CESifo. https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_633.html

Davidescu(Alexandru) A., Strat V. A., & Paul(Vass) A. M., (2015). Revisiting the Size of Romanian Informal Economy Using the Gutmann Approach. *Procedia Economics and Finance*, 23, 1037-1045.

Dell'Anno R., (2010). Institutions and human development in the Latin American informal economy. *Constitutional Political Economy*, 21(3), 207-230.

Dell'Anno R., Gómez-Antonio M., & Pardo A., (2007). The shadow economy in three Mediterranean countries : France, Spain and Greece. A MIMIC approach. *Empirical Economics*, 33(1), 51-84.

Dell'Anno R., & Solomon O. H., (2008). Shadow Economy And Unemployment Rate In U.S.A. Is There A Structural Relationship? An Empirical Analysis. *Applied Economics*, 40(19), 2537-2555.

- Dell'Anno R., & Teobaldelli D., (2015).** Keeping both corruption and the shadow economy in check: The role of decentralization. *International Tax and Public Finance*, 22(1), 1-40.
- Dreher A., Kotsogiannis C., & McCorrison S., (2009).** How do institutions affect corruption and the shadow economy? *International Tax and Public Finance*, 16(6), 773-796.
- Engle R., & Granger C., (1987).** Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Feige E., (1979).** How Big Is the Irregular Economy? *Challenge*, 22(5), 5-13.
- Friedman E., Johnson S., Kaufmann D., & Zoido-Lobaton P., (2000).** Dodging the grabbing hand: The determinants of unofficial activity in 69 countries. *Journal of Public Economics*, 76(3), 459-493.
- Goel R. K., & Saunoris J. W., (2016).** Government Decentralization and Prevalence of the Shadow Economy. *Public Finance Review*, 44(2), 263-288.
- Ishak P. W., & Fritsche U., (2019).** *Oil Price Shocks and Protest: Can Shadow Economy Mitigate?* (Macroeconomics and Finance Series N° 201901). University of Hamburg, Department of Socioeconomics.
- Johansen S., (1988).** Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
- Johansen S., & Juselius K., (1990).** Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kar J., (2012).** Income Inequality in Some Major European Union Economies a Discriminant Analysis. *Annals of the University of Petrosani, Economics*, 12(4), 117-128.
- Klaric V., (2011).** Estimating the size of non-observed economy in Croatia using the MIMIC approach. *Financial Theory and Practice*, 35(1), 59-90.
- KORI Y. A., (2018).** The Relationship Between Unemployment And Output In Algeria (1989-2016). *revue des sciences Économiques de gestion et de commerce*, 21(2), 37-53.
- Kuma J. K., (2018).** *Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto: Éléments de théorie et pratiques sur logiciels.* Licence. Congo-Kinshasa.

- Lahcene B., & Bennihi A., (2019).** *Determinants Of The Shadow Economy In Algeria : Impact Of Institutional Quality And Human Development*. 13.
- Macias B. J., (2008).** Modeling the Informal Economy in Mexico. A Structural Equation Approach. *Muni Munich Personal RePEc Archive*.
- Maddah M., & Sobhani B., (2014).** The Effective Factors on Informal Economy in Developing Countries (Panel Data Model). *International Journal of Regional Development*, 1(1), 12-25.
- Manolas G., Rontos K., Sfakianakis G., & Vavouras I., (2013).** The Determinants of the Shadow Economy: The Case of Greece. *International Journal of Criminology and Sociological Theory*, 6(1).
- Mauleón I., & Sardà J., (2017).** Unemployment and the shadow economy. *Applied Economics*, 49(37), 3729-3740.
- Medina L., & Schneider F., (2018).** Shadow Economies Around the World : What Did We Learn Over the Last 20 Years? *IMF Working Papers*, 18(17), 76 pages.
- Mohammad A., Singh A., & Jain-Chandra S., (2012).** *Inclusive Growth, Institutions, and the Underground Economy* (WP/12/47; p. 13). IMF Working Paper.
- Narayan P. K., (2005).** The saving and investment nexus for China : Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Nchor D., & Adamec V., (2015).** Unofficial Economy Estimation by the MIMIC Model : The Case of Kenya, Namibia, Ghana and Nigeria. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 63(6), 2043-2049.
- Pesaran, M. H., Shin Y., & Smith R. J., (2001).** Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Quintano C., & Mazzocchi P., (2014).** Behind the GDP : Some remarks on the shadow economy in Mediterranean countries. *European Journal of Law and Economics*, 45(1), 147-173.
- Rosser J., Rosser M. V., & Ahmed E., (2000).** Income Inequality and the Informal Economy in Transition Economies. *Journal of Comparative Economics*, 28(1), 156-171.

Sahnoun M., & Abdennadher C., (2019). *The nexus between unemployment rate and shadow economy: A comparative analysis of developed and developing countries using a simultaneous-equation model* (N° 2019-30). Economics Discussion Papers.

Schneider F., & Bettina H., (2014). The Shadow Economy in Colombia: Size and Effects on Economic Growth. *Peace Economics, Peace Science, and Public Policy*, 20(2).

Seitz F., Reimers H.-E., & Schneider F., (2018). Cash in Circulation and the Shadow Economy : An Empirical Investigation for Euro Area Countries and Beyond. In *CESifo Working Paper Series* (n° 7143; CESifo Working Paper Series). CESifo Group Munich.

Shin Y., Yu B., & Greenwood-Nimmo M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Econometric Methods and Applications* (Festschrift in Honor of Peter Schmidt, p. 281-313).

Torgler B., Schneider F., & Schaltegger C. (2010). Local autonomy, tax morale, and the shadow economy. *Public Choice*, 144(1), 293-321.

Yap W. W., Sarmidi, T., Shaari A. H., & Said F. F. (2018). Income inequality and shadow economy: A nonparametric and semiparametric analysis. *Journal of Economic Studies*, 45(1), 2-13.

Annexes

Annexe 1. Évaluation de la taille de l’EI selon l’approche du Ratio (Monnaie/Dépôts) pour la période 1990-2018 (Année de base = 2007)

Année	C	D	LLC	GDP	V	IE	GDP	
1970	175,37	255,18	0,68	64,22	1,1924E+12	2,76	177,86	14,92
1971	203,53	259	0,78	90,73	1,0573E+12	2,28	207,38	19,62
1972	243,06	334,37	0,72	97,43	1,3472E+12	2,33	227,30	16,87
1973	284,41	408,90	0,69	106,32	1,3986E+12	2,01	214,47	15,33
1974	326,59	431,15	0,75	138,80	1,5034E+12	1,98	275,39	18,32
1975	364,05	549,51	0,66	124,71	1,5793E+12	1,72	215,59	13,65
1976	453,71	627,23	0,72	180,51	1,7117E+12	1,58	285,85	16,70
1977	478,44	650,58	0,73	195,08	1,8017E+12	1,59	311,31	17,28
1978	547,38	696,8	0,78	243,88	1,9677E+12	1,58	385,72	19,60
1979	632,10	657,30	0,96	345,81	2,1149E+12	1,64	567,20	26,82
1980	682,96	678,87	1,00	387,28	2,1316E+12	1,56	606,19	28,44

1981	676,84	702,33	0,96	370,94	2,1956E+12	1,59	590,50	26,90
1982	655,45	1015,21	0,64	213,27	2,3361E+12	1,39	298,21	12,77
1983	750,22	1159,23	0,64	245,31	2,4622E+12	1,28	316,32	12,85
1984	784,43	1313,62	0,59	212,27	2,6001E+12	1,23	263,06	10,12
1985	806,75	1321,96	0,61	230,97	2,6963E+12	1,26	292,55	10,85
1986	835,14	1079,04	0,77	365,15	2,7071E+12	1,41	516,41	19,08
1987	842,30	1104,70	0,76	361,14	2,6881E+12	1,38	498,61	18,55
1988	899,63	1167,62	0,77	391,07	2,6613E+12	1,28	503,43	18,92
1989	901,27	978,51	0,92	475,08	2,7784E+12	1,47	702,18	25,27
1990	870,59	871,87	0,99	490,84	2,8006E+12	1,60	788,90	28,17
1991	806,15	860,47	0,93	431,37	2,767E+12	1,66	716,16	25,88
1992	719,26	866,30	0,83	341,94	2,8168E+12	1,77	607,46	21,57
1993	681,64	924,82	0,73	278,83	2,7576E+12	1,71	478,64	17,36
1994	557,46	809,73	0,68	204,78	2,7328E+12	1,99	409,32	14,98
1995	481,24	602,61	0,79	218,78	2,8367E+12	2,61	572,58	20,18
1996	472,21	575,05	0,82	221,75	2,953E+12	2,81	625,25	21,17
1997	517,82	614,80	0,84	250,04	2,9854E+12	2,63	659,06	22,08
1998	570,78	733,80	0,77	251,18	3,1377E+12	2,40	604,11	19,25
1999	626,78	782,96	0,80	285,75	3,2381E+12	2,29	656,36	20,27
2000	688,24	890,98	0,77	300,18	3,3611E+12	2,12	638,88	19,01
2001	786,37	900,99	0,87	393,94	3,462E+12	2,05	808,26	23,35
2002	892,19	1008,81	0,88	452,80	3,6559E+12	1,92	870,79	23,82
2003	1006,88	1094,07	0,92	530,35	3,9191E+12	1,86	989,30	25,24
2004	1083,39	1593,80	0,67	389,20	4,0876E+12	1,52	594,24	14,54
2005	1125,91	1834,22	0,61	327,01	4,3288E+12	1,46	478,20	11,05
2006	1291,99	2492,47	0,51	206,38	4,4024E+12	1,16	240,08	5,45
2007	1479,83	3397,58	0,43	0,00	4,552E+12	0,93	0,00	0,00
2008	1692,30	3763,62	0,44	53,04	4,6613E+12	0,85	45,31	0,97
2009	1901,66	3237,83	0,58	491,40	4,7359E+12	0,92	452,81	9,56
2010	2098,6	3657,8	0,57	505,42	4,9064E+12	0,85	430,79	8,78
2011	2460,76	4373,39	0,56	555,90	5,0486E+12	0,73	410,67	8,13
2012	2594,28	4155,71	0,62	784,24	5,2203E+12	0,77	606,51	11,62
2013	2726,80	4294,29	0,63	856,40	5,3665E+12	0,76	654,57	12,20
2014	3026,38	4916,54	0,61	884,95	5,5704E+12	0,70	620,62	11,14
2015	3242,38	4067,16	0,79	1470,90	5,7765E+12	0,79	1162,40	20,12
2016	3336,20	3642,28	0,91	1749,78	5,9613E+12	0,85	1494,74	25,07
2017	3312,42	3896,83	0,85	1615,14	6,0388E+12	0,83	1352,92	22,40
2018	3275,26	4041,37	0,81	1515,01	6,1234E+12	0,83	1267,93	20,71

C: circulation fiduciaire, D: les dépôts ; Illegal Currency(IC) = $D \times (K - K_{\min})$;
 avec $K = C / D$; Legal Currency (LC) = $D \times K_{\min}$; Informal Economy (IE) = $IC \times V$;
 avec Velocity of money (V) = $GDP / M1$ et $M1 = C+D$

Source : Selon nos calculs

Annexe 2. Évaluation de la taille de l'EI selon l'approche des transactions pour la période 1990-2018

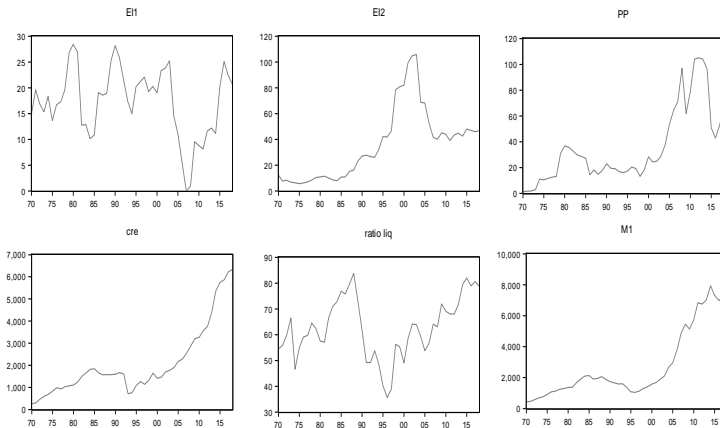
Année	GDP	M1	V	LR	M2	Estimat GDP	Gap	Elast icity	IE (% GDP)
1970	1192,38	430,55	2,76	0,36	484,29	1341,21	148,82		12,48
1971	1057,26	462,53	2,28	0,43	497,32	1136,77	79,51	1,86	7,52
1972	1347,20	577,44	2,33	0,42	625,48	1459,27	112,06	0,07	8,31
1973	1398,57	693,32	2,01	0,49	739,67	1492,08	93,50	4,10	6,68
1974	1503,40	757,75	1,98	0,50	805,37	1597,89	94,48	0,22	6,28
1975	1579,25	913,57	1,72	0,57	964,25	1666,87	87,61	2,92	5,54
1976	1711,70	1080,94	1,58	0,63	1147,5	1817,08	105,38	1,09	6,15
1977	1801,71	1129,02	1,59	0,62	1208,13	1927,96	126,25	0,14	7,00
1978	1967,73	1244,18	1,58	0,63	1349,16	2133,76	166,03	0,09	8,43
1979	2114,88	1289,41	1,64	0,60	1423	2333,99	219,11	0,47	10,36
1980	2131,60	1361,83	1,56	0,63	1508,67	2361,44	229,83	6,05	10,78
1981	2195,55	1379,18	1,59	0,62	1537,38	2447,38	251,83	0,55	11,47
1982	2336,06	1670,66	1,39	0,71	1838,52	2570,77	234,70	2,16	10,04
1983	2462,21	1909,46	1,28	0,77	2074,07	2674,47	212,26	1,56	8,62
1984	2600,09	2098,05	1,23	0,80	2264,16	2805,94	205,85	0,72	7,91
1985	2696,30	2128,72	1,26	0,78	2356,42	2984,70	288,40	0,58	10,69
1986	2707,08	1914,18	1,41	0,70	2121,65	3000,49	293,40	26,0	10,83
1987	2688,13	1947,00	1,38	0,72	2242,57	3096,20	408,07	3,47	15,18
1988	2661,25	2067,25	1,28	0,77	2401,33	3091,33	430,07	7,24	16,16
1989	2778,35	1879,78	1,47	0,67	2316,88	3424,38	646,03	2,93	23,25
1990	2800,57	1742,47	1,60	0,62	2212,93	3556,72	756,15	10,0	26,99
1991	2766,97	1666,63	1,66	0,60	2129,58	3535,58	768,61	2,65	27,77
1992	2816,77	1585,57	1,77	0,56	2007,40	3566,15	749,38	3,63	26,60
1993	2757,62	1606,47	1,71	0,58	2023,95	3474,26	716,63	1,66	25,98
1994	2732,80	1367,19	1,99	0,50	1808,78	3615,46	882,66	15,6	32,29
1995	2836,65	1083,85	2,61	0,38	1540,58	4031,98	1195,3	6,21	42,13
1996	2952,95	1047,26	2,81	0,35	1485,48	4188,57	1235,6	1,75	41,84
1997	2985,43	1132,63	2,63	0,37	1658,76	4372,25	1386,8	6,34	46,45
1998	3137,69	1304,59	2,40	0,41	2328,15	5599,48	2461,7	1,88	78,45
1999	3238,1	1409,74	2,29	0,43	2548,93	5854,73	2616,6	1,47	80,80
2000	3361,14	1579,23	2,12	0,46	2872,91	6114,55	2753,4	2,08	81,91
2001	3461,98	1687,36	2,05	0,48	3369,91	6914,07	3452,0	1,24	99,71
2002	3655,85	1901,07	1,92	0,51	3894,67	7489,87	3834,0	1,19	104,87
2003	3919,07	2100,95	1,86	0,53	4322,70	8063,47	4144,3	0,42	105,74
2004	4087,59	2677,19	1,52	0,62	4515,86	6894,89	2807,3	5,15	68,67
2005	4328,76	2960,14	1,46	0,68	4976,03	7276,69	2947,9	0,74	68,10
2006	4402,35	3784,46	1,16	0,85	5767,74	6709,43	2307,0	15,12	52,40
2007	4552,03	4877,41	0,93	1,07	6906,22	6445,48	1893,4	7,24	41,59
2008	4661,28	5455,93	0,85	1,17	7643,84	6530,52	1869,2	3,84	40,10
2009	4735,86	5139,50	0,92	1,08	7456,44	6870,83	2134,9	4,55	45,08
2010	4906,35	5756,4	0,85	1,17	8280,7	7057,88	2151,5	2,25	43,85
2011	5048,63	6834,16	0,73	1,35	9501,62	7019,18	1970,5	5,30	39,03
2012	5220,29	6750	0,77	1,29	9679,34	7485,77	2265,4	1,31	43,39

2013	5366,45	7021,10	0,76	1,30	10162,9	7767,89	2401,4	0,42	44,74
2014	5570,38	7942,92	0,70	1,42	11320,6	7939,20	2368,8	2,36	42,52
2015	5776,48	7309,55	0,79	1,26	10816,4	8547,90	2771,4	3,04	47,97
2016	5961,33	6978,48	0,85	1,17	10249,4	8755,56	2794,2	2,34	46,87
2017	6038,83	7209,26	0,83	1,19	10515,8	8808,60	2769,7	1,52	45,86
2018	6123,37	7316,63	0,83	1,19	10731,9	8981,66	2858,2	0,06	46,67

LR (Liquidity ratio) = $M1/GDP$; $Estimated\ GDP = V \times M2$; $Gap = Estimated\ GDP - GDP$; $Informal\ Economy\ (IE) = (Gap / GDP) * 100$

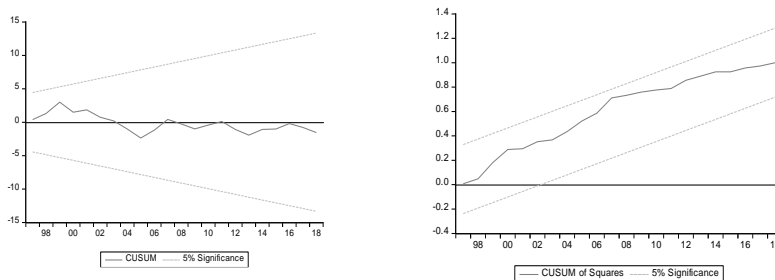
Source : Selon nos calculs

Annexe 3. Représentation graphique des séries utilisées dans l'étude économétrique



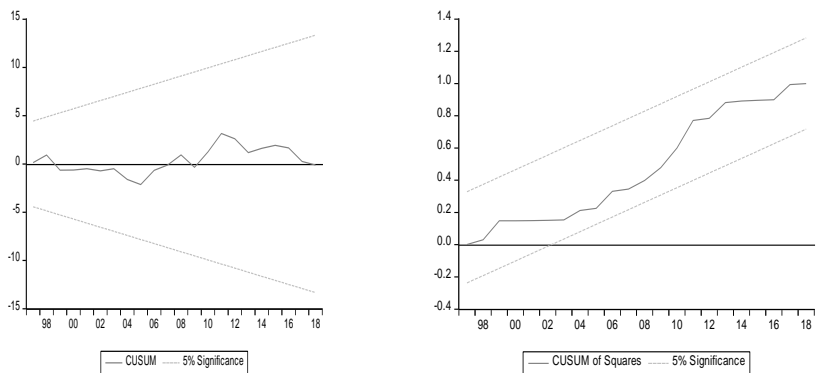
Source : Les auteurs

Annexe 4. Tests de CUSUM et du carré du CUSUM: Modèle ARDL non linéaire EI1



Source : Les auteurs

Annexe A5 : Tests de CUSUM et du carré du CUSUM: Modèle ARDL non linéaire EI2



Source : Les auteurs