

## **UNIVERSITE Thomas SANKARA**

Centre d'Etudes, de Documentation  
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

# **REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE**

## **SÉRIES ÉCONOMIE**

An application of an Error Correct Model with higher order  
cointegrated variables to the demand for Money

El Hadji GUEYE

Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage  
en République du Congo

Jean Romeo Félix KOUIKA BOUANZA

Qualité des institutions, secteur informel et croissance économiques  
pays de l'UEMOA

Aïcha TIENDREBEOGO & Idrissa M. OUEDRAOGO

Effets du type d'emploi sur le bonheur des jeunes âgés de 15 à 34 ans  
en République du Congo

Olga Euphrasie NGAKALA AKYLANGONGO

Effets de la santé des membres actifs des ménages ruraux  
sur la production agricole au Burkina Faso

Jean Pierre W. SAWADOGO

Effets de la cyclicité de la politique budgétaire et des bénéfices pétroliers  
sur le développement humain dans les pays membres de la CEMAC

OKIEMY Michel

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (70 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

## **DIRECTEUR DE PUBLICATION**

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

## **COMITE EDITORIAL**

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

## **SECRETARIAT D'EDITION**

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

## **COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE**

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Aube Nouvelle

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

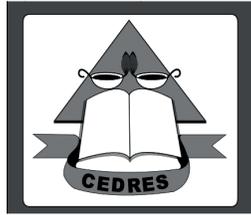
Pr Gnderman SIRPE, Université Aube Nouvelle

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



[www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

# **REVUE CEDRES-ETUDES**

Revue Economique et Sociale Africaine

**REVUE CEDRES-ETUDES N°71**

Séries économie

1<sup>er</sup> Semestre 2021



# SOMMAIRE

<b>An application of an Error Correct Model with higher order cointegrated variables to the demand for Money.....</b>	<b>07</b>
El Hadji GUEYE	
<b>Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage en République du Congo.....</b>	<b>33</b>
Jean Romeo Félix KOUIKA BOUANZA	
<b>Qualité des institutions, secteur informel et croissance économiques pays de l'UEMOA.....</b>	<b>75</b>
Aïcha TIENDREBEOGO & Idrissa M. OUEDRAOGO	
<b>Effets du type d'emploi sur le bonheur des jeunes âgés de 15 à 34 ans en République du Congo.....</b>	<b>113</b>
Olga Euphrasie NGAKALA AKYLANGONGO	
<b>Effets de la santé des membres actifs des ménages ruraux sur la production agricole au Burkina Faso.....</b>	<b>142</b>
Jean Pierre W. SAWADOGO	
<b>Effets de la cyclicité de la politique budgétaire et des bénéfices pétroliers sur le développement humain dans les pays membres de la CEMAC.....</b>	<b>171</b>
OKIEMY Michel	

**QUALITE DES INSTITUTIONS, SECTEUR INFORMEL ET CROISSANCE  
ECONOMIQUE DES PAYS DE L'UNION ECONOMIQUE  
ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)**

**TIENDREBEOGO Aïcha**

*PhD PTCI*

*Université Thomas SANKARA*

*Email : aichtie@gmail.com*

*Tél. : +226 71 32 80 97/76 07 60 92*

**Idrissa M. OUEDRAOGO**

*Ecole Doctorale*

*Université Aube Nouvelle*

*Email : idriss\_mo@yahoo.fr*

## Résumé

Cet article a pour objectif d'examiner les effets du secteur informel sur la croissance économique, en tenant compte de la qualité des institutions, dans les pays de l'UEMOA sur la période 1996 à 2017. Pour ce faire, plusieurs méthodes d'analyse ont été utilisées en l'occurrence l'analyse descriptive, l'analyse de corrélation et également une estimation sur un modèle économétrique dynamique linéaire, à l'aide de l'estimateur pooled mean group (PMG) qui est un estimateur très performant en données de panel. Les résultats montrent que le développement du secteur informel est un facteur de ralentissement de la croissance économique à court et long terme. Par conséquent, nos résultats soutiennent l'hypothèse de Loayza (1996) qui postule que le développement du secteur informel entrave la croissance économique. Une analyse croisée du secteur informel et des facteurs institutionnels révèle que la qualité des institutions de la zone est faible pour atténuer les effets néfastes du secteur informel et permettre l'amélioration de la croissance économique.

**Mots clés :** Secteur informel, Croissance économique, Qualité des institutions, Estimateur PMG

**Classification J.E.L:** B23 - E26 - O43 - C23

## **INFORMAL SECTOR CONTRIBUTION TO ECONOMIC PERFORMANCE OF WEAMU COUNTRIES : ROLE OF INSTITUTIONS QUALITY**

### **Abstract**

The aim of this article is to examine the effects of the informal sector on economic growth, taking into account the quality of institutions, in the WAEMU countries over the period 1996 to 2017. To do this, several methods of analysis descriptive analysis, correlation analysis and also an estimation on a dynamic linear econometric model were used, using the pooled mean group (PMG) estimator which is a very efficient estimator in data panel. The results show that the development of the informal sector is a factor slowing down economic growth in the short and long term. Therefore, our results support the hypothesis of Loayza (1996) which postulates that the development of the informal sector hinders economic growth. A cross-analysis of the informal sector and institutional factors reveals that the quality of institutions in the zone is low to mitigate the negative effects of the informal sector and allow improved economic growth.

**Keywords :** Informal sector, Economic growth, Quality of institutions, PMG estimator

**J.E.L classification:** B23- E26 - O43 - C23

## 1. Introduction

Dans la littérature économique, les facteurs qui influencent le développement du secteur informel ont attiré l'attention des auteurs, au regard de son importance dans les différents pays, en particulier ceux en développement. Trois principaux courants en l'occurrence le courant néoclassique, structuraliste, et post structuraliste se sont prononcés sur le secteur informel. Dans l'approche néoclassique, le secteur informel est la réalisation de la concurrence pure et parfaite. Selon (De Soto (1994) et Becker (2004), le secteur informel est le lieu de développement des activités économiques qui sont empêchées par les entraves créées par l'Etat, à savoir les mesures légales, les bureaucraties excessives ou encore la rigidité des salaires. Pour le courant structuraliste, le secteur informel est constitué du segment du marché le moins productif et aux rémunérations les plus faibles auquel participe la main-d'œuvre excédentaire qui n'a pas accès à l'économie formelle ou qui en est expulsée (Mezzara, 1984). En ce qui concerne la vision post structuraliste du secteur informel, les entrepreneurs choisissent consciemment de mener leurs activités dans l'économie informelle afin d'éviter des coûts tels que les taxes, les loyers et d'autres coûts d'exploitation formelle (Maloney, 2004 ; Chen, 2012). La particularité de cette approche est le caractère volontaire d'exercer dans l'informel. Au-delà de ce qui précède, il est également admis que la mauvaise qualité des institutions entrave les activités économiques, toute chose qui conduit les agents économiques à s'engager dans les activités informelles (Murphy et al, 1993). Cette thèse est d'autant plus justifiée du fait qu'une bonne qualité des institutions publiques réduit l'incertitude et favorise l'efficacité (North, 1990).

Il apparaît que le secteur informel a une influence sur la performance économique d'un pays, particulièrement sur la croissance économique. Cependant, la relation entre l'informalité et la croissance est assez controversée. En effet, pour un certain nombre d'auteurs, le secteur informel est défavorable à la croissance économique (Loayza, 1996 ; De Soto, 2000 ; Straub, 2005 ; Gatti et Honoratti, 2008). Selon Straub (2005) et Gatti et Honoratti (2008), cela s'explique par le fait que les acteurs informels qui ne remplissent pas les exigences d'octroi de crédit imposées

par les structures financières, n'ont pas accès au financement bancaire pourtant élément important de la croissance économique. Par contre, pour d'autres auteurs, les entreprises opèrent dans l'économie informelle afin d'accroître leur compétitivité, de réduire le pouvoir des syndicats et les coûts de main-d'œuvre, d'éviter ou de limiter davantage les réglementations nationales et de faire face à la concurrence et à l'industrialisation mondiale (Williams 2013), toute chose qui est favorable à la croissance économique (Houston, 1987 ; Lubell, 1991). Cette relation reste tout aussi controversée sur le plan empirique. En effet, Loayza (1996), De Soto (2002) et La Porta et Shleifer (2014) trouvent que le secteur informel entrave la croissance économique, car les entreprises informelles ne payent pas d'impôt, ce qui réduit donc les recettes fiscales, et partant la croissance économique. Par contre, Fichtenbaum (1989), Asea (1996), Williams (2006), et Goschin (2013) trouvent que l'économie informelle est un moteur de la croissance économique, car elle permet au secteur formel d'acquérir une main d'œuvre bon marché, par la soustraction de ses services.

L'état des lieux des économies de l'UEMOA montre que le secteur informel est très prospère. En effet, une étude du FMI (2018) montre que le poids du secteur informel de l'union est assez élevé. Ce secteur représenterait en moyenne, 42,07 % du produit intérieur brut (PIB), contre 34% pour l'Asie du Sud, 23% pour l'Europe et 38% pour l'Afrique Subsaharienne, sur la période 1991 à 2017. Dans le même temps, il ressort que la croissance économique des pays de l'union est restée faible. Selon les données de la Banque Mondiale (2019), le taux de croissance économique pour la zone UEMOA (sans la Guinée Bissau) était en moyenne égal à 5,17% sur la dernière décennie. Ce taux reste inférieur au taux annuel moyen de 7%, recommandé par le PNUD, pour l'atteinte des objectifs de développement durable (ODD). Il ressort donc une faible performance économique des pays de l'union, dans un contexte d'une forte présence du secteur informel.

Il ressort que les différentes études, surtout celles empiriques, qui analysent les effets de l'économie informelle sur la croissance économique, ne prennent pas en compte la qualité des institutions dans l'analyse de cette relation. Alors que la qualité des institutions influence autant la croissance économique que la taille du secteur informel. Partant de ce qui précède, l'objectif de ce papier est d'examiner le rôle du secteur informel dans la croissance économique des pays de l'UEMOA, en prenant en compte le rôle des institutions. Ce papier permettra d'apporter une validation empirique du rôle de l'économie informelle sur la croissance économique, en ce qui concerne la zone de l'UEMOA, dans laquelle, on note une forte présence de l'informalité. Un autre apport important de ce papier, est qu'il permettra d'enrichir la littérature, en prenant en compte la qualité des institutions dans la relation informalité et croissance économique. La suite de l'article est organisée comme suit : la première section présente la revue de littérature théorique et empirique, la seconde présente la méthodologie de recherche, la troisième présente les résultats de la recherche et enfin, la quatrième conclue.

## **2. Littérature théorique et empirique sur les liens existants entre le secteur informel, la qualité des institutions et la croissance économique**

La littérature économique établit une relation entre le secteur informel et la qualité des institutions, mais aussi, entre le secteur informel et la croissance économique. En ce qui concerne la relation théorique entre secteur informel et qualité des institutions, plusieurs auteurs attribuent le développement du secteur informel à la mauvaise qualité des institutions. Par exemple, North (1990) affirme que des institutions de bonne qualité peuvent promouvoir une structure d'incitation menant à une croissance économique plus forte en réduisant l'incertitude et en favorisant l'efficacité, toute chose qui réduit l'incitation des agents économiques à s'engager dans l'informalité. Murphy et al. (1993) abondent dans ce sens en montrant qu'une mauvaise qualité des institutions peut contribuer au

ralentissement des activités économiques, du fait que les agents économiques seront tentés de s'engager dans des activités moins rentables que dans celles génératrices de croissance. Dans le même temps, Hibbs et Piculescu (2005) proposent un modèle qui permet d'analyser la manière dont les institutions, la fiscalité et les réglementations gouvernementales affectent l'activité productive des entreprises à capital fermé. Ils considèrent un environnement dans lequel, les agents publics chargés de faire respecter les obligations fiscales et réglementaires sont potentiellement corruptibles. Cette situation peut donner lieu à des marchés de la corruption, qui offre aux entreprises la possibilité de produire de manière non officielle, et de se soustraire aux impôts et aux réglementations. Leur modèle implique que les incitations à se soustraire à l'imposition et à la production informelle dépendent des taux d'imposition légaux, par rapport aux seuils de tolérance fiscale, imposés à une entreprise. Ils déterminent la tolérance fiscale entre autres, par les avantages institutionnels spécifiques aux entreprises offerts aux producteurs officiels et par les coûts de la corruption nécessaires pour produire de manière non officielle.

Sur le plan empirique, cette relation est confirmée par Razmi et al. (2013), qui utilisent des données de panel dynamiques à deux niveaux et appliquent l'estimateur GMM (Méthode des Moments Généralisée) sur un modèle dynamique, pour expliquer le lien entre la qualité institutionnelle et la taille de l'économie informelle dans 51 pays membres de l'OCI (Organisation de la Coopération Islamique), sur la période 1999-2008. Ils utilisent à cet effet, trois (03) indicateurs institutionnels : le contrôle de la corruption, la stabilité politique et l'état de droit. Ils concluent à une relation statiquement négative entre les indicateurs de qualité institutionnelle mentionnés et la taille de l'économie informelle. Les résultats confirment également qu'avec une plus grande taille de l'économie formelle et une plus grande liberté des individus et des entreprises, on s'attend à une taille réduite de l'économie informelle. Jamalmanesh (2013) analyse les effets des facteurs institutionnels sur l'économie informelle dans les pays asiatiques sur la période 2000 à 2005. Il utilise deux méthodes d'estimation à savoir le modèle à effet fixe et l'estimateur GMM. Il constate que l'amélioration de la qualité des

institutions publiques réduit de manière significative, la taille du secteur informel dans ces pays. En outre, il constate que l'augmentation de la pauvreté et de la stabilité politique accroissent la taille de l'économie informelle. Relativement Plus récemment, Elgin et Oztunali (2014) examinent la relation entre la qualité des institutions, le développement économique et la taille du secteur informel. Pour se faire, ils utilisent des techniques d'estimation sur données de panel, à l'aide des estimateurs des variables instrumentales (IV) et par MCO. Leurs résultats suggèrent que la qualité institutionnelle interagit fortement avec la relation entre le développement économique et la taille de l'économie informelle. Précisément, ils trouvent que la hausse du PIB entraîne une hausse du secteur informel dans les pays dotés d'une faible qualité des institutions. Par contre, dans les pays où la qualité des institutions est élevée, une hausse du PIB entraîne une baisse de la taille du secteur informel.

En ce qui concerne la relation théorique entre le secteur informel et la croissance économique, elle est controversée. En effet, Loayza (1996) se basant sur la théorie de la croissance endogène développe un modèle macroéconomique simple. L'une des conclusions de ce modèle, est qu'un accroissement de la contribution de l'économie informelle à la formation du PIB réduit la croissance économique. De Soto (2000) soutient en outre, que l'informalité contribue à retarder le développement d'un pays parce que les entrepreneurs informels ne peuvent disposer de garantie pour bénéficier de financement auprès des établissements financiers. Toutefois, cet impact négatif des activités du secteur informel sur la croissance économique n'est pas unanimement accepté. Par exemple, Asea (1996) trouve que l'hypothèse du modèle de Loayza (1996) n'est pas fondée. Dans ce modèle, la technologie de production dépend des services publics financés par les impôts qui sont sujets à la congestion alors que le secteur informel ne paie pas d'impôts. Cela réduit la disponibilité de services publics destinés au secteur formel, et entravant de ce fait, la croissance économique. Pour Asea (1996), les pénalités que payent les agents de l'informel sont également utilisées pour financer le service public, autant que les impôts. Partant de cette affirmation, il admet que le secteur informel participe au processus de croissance autant que le secteur formel. Cette thèse est également soutenue par Bezossi (2001), Lubell (1991) et

Schneider (2005), qui soulignent que le secteur informel favorise le fonctionnement efficace du secteur formel, en instaurant une concurrence entre les deux secteurs. Cette concurrence induira des effets positifs qui favoriseront la croissance économique.

Les analyses empiriques restent tout aussi controversées. En effet, plusieurs auteurs montrent une relation négative entre prédominance du secteur informel et croissance économique du fait notamment que les entreprises informelles sont moins productives. En exemple, La Porta et Schleifer (2008) examinent le rôle des entreprises informelles dans le développement économique. Ils utilisent des données d'enquêtes collectées auprès des entreprises par la Banque Mondiale. A l'aide de la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaire, ils constatent que les entreprises informelles sont petites et extrêmement peu productives, même comparées aux petites entreprises formelles, et en particulier par rapport aux grandes entreprises formelles. Les entreprises formelles utilisent plus de capitaux, ont des clients différents, commercialisent leurs produits et utilisent davantage de financements externes, contrairement à celles informelles. Ces auteurs se basent sur la théorie du développement économique qui postule que la croissance provient de la création d'entreprises formelles hautement productives. Ils concluent que l'informalité ne favorise pas la croissance économique. Outre l'argument de la faible productivité, Gatti et Honoratti (2008) utilisent des données d'entreprises de quarante-neuf (49) pays en développement, provenant d'enquêtes sur le climat de l'investissement, pour étudier un canal important (l'accès au crédit) par lequel l'informalité peut affecter la productivité. Ils trouvent les mêmes résultats autant avec les estimations MCO que les estimations par pays des effets fixes. Ces résultats suggèrent que les entreprises informelles ont des difficultés d'accès au crédit par rapport à celles formelles. Ils jugent que l'accès au crédit est un facteur essentiel pour améliorer la productivité d'une entreprise. Ils concluent donc que les entreprises informelles sont moins performantes que celles formelles, ce qui implique que l'informalité est une entrave au développement économique.

Ces effets négatifs des activités du secteur informel sur la croissance économique ne sont pas largement acceptés. Adam et Ginsburgh (1985) analysent les implications de l'économie informelle sur la croissance officielle en Belgique. Ils constatent une relation positive entre la croissance de l'économie informelle et la croissance officielle et concluent sous certaines hypothèses (faibles coûts d'entrée dans l'économie informelle en raison de la faible probabilité d'application) qu'une politique budgétaire expansionniste est un stimulant positif pour les économies formelles et informelles. Dans son étude sur la taille et les effets de l'économie informelle sur la croissance économique en Colombie, Schneider (2014) utilise un modèle de régression linéaire et trouve une influence positive et statistiquement significative de l'économie informelle sur la croissance du PIB. Il trouve qu'une augmentation de la taille de l'économie informelle d'un point de pourcentage (mesurée en pourcentage du PIB) conduit à une hausse du taux de croissance du PIB réel par habitant comprise entre 0,20 et 0,22 point de pourcentage, toutes choses étant égales par ailleurs. Plus récemment, Goel et al. (2019) étudient l'effet de l'économie informelle sur la croissance économique aux États-Unis entre 1870 et 2014. Ils trouvent que les activités informelles peuvent stimuler ou retarder la croissance économique selon leurs interactions avec le secteur formel et ses impacts sur la fourniture de biens publics. En imbriquant l'analyse dans un modèle de croissance néo-classique standard, ils utilisent l'estimateur du modèle à correction d'erreur (MCE) pour estimer la dynamique à court terme et la relation à long terme entre la croissance économique et ses déterminants. Les résultats suggèrent qu'avant la Seconde Guerre mondiale, l'économie informelle avait un effet négatif sur la croissance économique ; cependant, après la Seconde Guerre mondiale, l'économie informelle a été bénéfique pour la croissance.

### 3. Approche méthodologique et sources de données

#### 3.1. Spécification du modèle

Cet article trouve son fondement théorique dans la théorie de la croissance endogène. Loayza (1996) s'inspirant de cette théorie et s'appuyant sur la fonction de production de Cobb-Douglas, développe un modèle théorique dans lequel le secteur informel est un déterminant de la croissance économique. Le modèle se présente comme suit :

$$Y = A(K, L, SI) \quad (1)$$

Y : niveau de production

A : le progrès technique

K : le capital physique

L : le facteur travail

SI : le secteur informel

Ce modèle théorique a également servi de base à Goel et al. (2019) pour développer un modèle empirique afin d'étudier les effets du secteur informel sur la croissance économique aux Etats Unis. Ils définissent le modèle suivant :

$$g_t = f(SI_t, INV_t, KH_t) \quad (2)$$

Le modèle peut se réécrire sous la forme linéaire suivante :

$$g_{it} = \alpha + \beta_1 SI_{j,it} + \beta_2 INV + \beta_3 KH + \beta_5 INST + \beta_6 INTER + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La variable dépendante (**g**) est le taux annuel de croissance du PIB réel par habitant (PIB). Le choix de cette variable pour mesurer la croissance économique se réfère à Goel et al. (2019). Ils utilisent le modèle standard de croissance néo-classique de Mankiw et al. (1992) qui comprend l'investissement en capital physique (**INV**) représenté dans notre article par la formation brute du capital fixe et le capital humain (**KH**) retenu pour jouer un rôle essentiel dans le processus de production, comme évoquée

dans la théorie de la croissance endogène (Lucas, 1988). Cet indice est développé par Human Assets Index (HAI) et prend en compte deux indicateurs relatifs à l'éducation (le taux d'alphabétisation des adultes et le taux brut de scolarisation au secondaire) et deux indicateurs relatifs à la santé (l'indice de prévalence de la malnutrition et le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans).

La variable d'intérêt explicative est la prévalence du secteur informel (SI). Nous augmentons le modèle de croissance néo-classique comme l'ont fait Goel et al. (2017) pour inclure une mesure de l'économie informelle, facteur important qui influence potentiellement la croissance économique mais largement négligé dans la littérature sur la croissance. La taille de l'économie informelle est mesurée en pourcentage du PIB. Elle est élaborée à l'aide de la méthode MIMIC (Multiple Causes Multiple Indicators).

**INST** est l'ensemble des différentes variables institutionnelles, introduites l'une après l'autre dans l'estimation, pour cause d'une forte corrélation entre ces variables. Partant du fait que la qualité des institutions peut modifier la relation entre la croissance économique et le secteur informel (Elgin et Oztunali, 2014), nous incluons également les données relatives à la qualité des institutions publiques développée par Kaufmann, et al. (KKZ, 1999). Ces indicateurs cherchent à apporter une solution à un certain nombre de préoccupations. Les auteurs remarquent que, malgré une multitude de sources produisant des indicateurs relatifs à la qualité des institutions, on peut noter un manque de robustesse dans les comparaisons internationales sur des sources de données individuelles, et la difficulté d'interpréter correctement les différences inter-pays. KKZ exploitent une masse de sources de données, issues essentiellement d'enquêtes régionales et internationales, qui leur permettent de disposer d'un vaste éventail de pays. Cette base regroupe des indicateurs composites de chacun des six aspects de la gouvernance, dont le contrôle de la corruption, l'efficacité du gouvernement, la stabilité politique et l'absence de violence, la qualité de la réglementation, l'Etat de droit, et la voix et responsabilité. Ces indicateurs prennent leurs valeurs entre  $-2,5$  et  $+2,5$ . La bonne inférieure ( $-2,5$ ) indique la pire qualité des institutions et la bonne supérieure ( $+2,5$ )

indique la meilleure qualité des institutions (KKZ, 1999). Nous avons procédé à une standardisation en utilisant la méthode du Min-Max, afin d'obtenir des données comprises entre 0 et 1 pour faciliter leur interprétation.

**INTER** est un terme interaction entre la variable SI et les différentes variables institutionnelles.

## **Indice synthétique du secteur informel (ISSI)**

Nous construisons dans ce papier un indice composite de l'économie informelle en suivant la procédure développée par Zaman et Goschin (2016). Dans le but de saisir les différentes facettes de l'économie informelle en une seule mesure statistique dans leur étude sur l'union européenne, Zaman et Goschin (2016) ont élaboré un indicateur qu'ils jugent plus performant que ceux habituellement utilisés dans la plupart des études, en particulier, la part de l'économie informelle dans le PIB). Ils introduisent ainsi, un nouvel indice synthétique de l'économie informelle en combinant trois indicateurs relatifs : l'économie informelle par habitant (en euros par habitant), l'économie informelle en pourcentage du PIB et la part de l'économie informelle de chaque pays en pourcentage de l'économie informelle totale de l'union. Afin de permettre l'agrégation des trois ensembles de données hétérogènes pour ces indicateurs sélectionnés, ils ont d'abord appliqué la méthode Min-Max pour calculer les valeurs normalisées de toutes les variables et pour chaque année. Ils obtiennent alors des scores compris entre 0 (meilleur) et 1 (pire).

### 3.2. Stratégie d'estimation

- Test d'indépendance

Niang (2011) explique que la non prise en compte d'une éventuelle dépendance inter-individuelle dans le processus de génération des données peut jouer sur les résultats de stationnarité et de causalité. Pour prévoir cette éventualité, nous effectuons différents tests. Les tests de dépendance des individus, à savoir les tests de Breusch et Pagan (1980), Pesaran (2004).

- Test de racine unitaire

L'étude des relations de long terme sur données de panel requiert la prise en compte du problème de la stationnarité. Pour pallier ce problème, une série de tests de racines unitaires est devenue une démarche courante, pour l'analyse multivariée sur données de panel. Le test de stationnarité se basera sur les résultats des tests de dépendance (Pesaran, 2007 ; Chang, 2004). S'il s'avère que l'hypothèse de dépendance sur les individus et les erreurs du panel n'est pas rejetée, alors les tests de racine unitaire porteront sur les tests de seconde génération fondés sur des modèles factoriels. Dans le cas contraire, les tests de stationnarité porteront sur ceux de première génération.

- Test de cointégration

Analogiquement aux séries chronologiques, le problème de la régression fallacieuse se pose dans l'étude des données de panel. Ces tests, sous l'hypothèse d'absence de cointégration, sont basés sur les résidus des estimations de la relation de long terme. De même que pour les tests de racine unitaire, le test de cointégration à effectuer dépendra des résultats du test de dépendance. S'il s'avère que l'hypothèse de dépendance sur les individus et les erreurs du panel n'est pas rejetée, alors le test de cointégration portera sur celui de seconde génération à l'occurrence le test de Westerlund (2007). Dans le cas contraire, le test portera sur celui de première génération, à savoir Pedroni (1999).

## METHODE D'ESTIMATION

Il existe différentes méthodes d'estimation des données de panel. Passant par les estimateurs between, within, Moindre carrées Généralisé (MCG), aux estimateurs des modèles dynamiques à savoir les variables instrumentales (VI), la méthode des moments généralisée (en anglais generalized method of moments ou GMM), etc. Ces méthodes considèrent que les coefficients d'un individu sont uniformes sauf pour le terme constant. Cette hypothèse semble être difficile à remplir surtout pour des individus qui présentent différentes caractéristiques. A la suite de ces estimateurs, Pesaran, Shin et Smith(1999) ont développé des estimateurs qui permettent de lever cette hypothèse d'homogénéité des coefficients. Il s'agit des estimateurs pooled mean group (PMG) et mean group (MG). En effet, l'estimateur PMG considère que les coefficients de court terme diffèrent selon les individus, par contre les coefficients de long terme sont les mêmes pour tous les individus. Car à long terme, il peut y avoir rattrapage technologique ou absence d'arbitrage (Bikai et Owoundi, 2016). Quant à l'estimateur MG, il suppose l'hétérogénéité parfaite entre les individus. C'est-à-dire qu'il permet au coefficient de court et de long terme de différer selon les individus. Le choix entre les deux estimateurs se fait à l'aide du test de Hausman. En effet, lorsqu'il y'a convergence pour les coefficients à long terme pour tous les individus (cela implique qu'à long terme les coefficients sont les mêmes pour tous les individus du panel), alors le test suggérera d'utiliser l'estimateur PMG. Par contre, dans l'optique à long terme les coefficients diffèrent entre les individus, le test suggérera l'estimateur MG.

Nous optons donc dans ce papier, pour l'utilisation des estimateurs PMG ou MG, qui semblent être plus performants et plus réalistes que les précédents. Aussi, ce sont des estimateurs dynamiques, donc plus adaptés pour cette recherche du fait que la croissance économique est un phénomène plus dynamique. Le recours à ces estimateurs nous permet de capter les effets de long terme, mais aussi de court terme.

En se référant à Pesaran et al. (1999), soit un échantillon de  $N$  individus observés sur  $T$  périodes, avec  $(N, T) \in N^*N$ . On considère le modèle ARDL (Autoregressive Distributed-lagged model) suivant :

$$g_{it} = \lambda_{ij} g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \delta'_{ij} X_{it}^p + \gamma_{1i} SI_{it} + \gamma_{2i} INST_{it} + \gamma_{3i} Z_{it} + \mu_i + \tau d_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Où  $X_{it}^p$  est une matrice de variables explicatives (CH et INV) de format  $(k \times 1)$ ;  $INST_{it}$  représente la qualité des institutions (CC, EG, PSAV, QR, ED, VR) à insérer l'un après l'autre ;  $Z_{it}$  représente l'interaction entre la variable secteur informel et une variable institutionnelle (SI\*CC, SI\*GE, SI\*PSAV, SI\*QR, SI\*ED et SI\*VR) ;  $\mu_i$  représente les effets fixes individuels (pays); les  $\lambda_{ij}$  sont des coefficients affectés aux variables dépendantes retardées ( $y_{i,t-j}$ ), et  $\delta'_{ij}$  est une matrice de scalaires de format  $(1 \times k)$ .

Si les variables sont cointégrées, alors le terme d'erreur  $\varepsilon_{it}$  est un processus stationnaire. Dans ce cas, le modèle peut être ré-spécifié sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs dans lequel la dynamique de court terme est influencée par l'écart à la relation de long terme :

$$\Delta g_{it} = \varphi_i (g_{i,t-1} - \theta'_i x_{it} - \delta_{1i} SI_{i,t-1} - \delta_{12i} Z_{i,t-1}) - \sum_{j=0}^n \delta^{*'}_{ij} X_{it} - \Delta \delta_{1i} SI_{i,t-1} - \Delta \delta_{12i} Z_{i,t-1} + \mu_i + \tau d_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Où  $\theta_i$  est le vecteur des coefficients de long terme et  $\Delta$  l'opérateur de variation entre deux dates successives. Le coefficient d'ajustement  $\varphi_i$  ainsi que les coefficients de long-terme  $\theta_i$ , constituent les paramètres d'intérêt. On s'attend à ce que  $\varphi_i < 0$ . L'un des avantages des modèles ARDL est que les multiplicateurs de court et long termes sont estimés conjointement. En outre, ces modèles autorisent la présence de variables pouvant être intégrées de différents ordres, soit  $I(0)$  et  $I(1)$ , ou cointégrées (Pesaran et Shin, 1999).

L'estimateur PMG autorise les coefficients de court terme et le coefficient d'ajustement à varier suivant les pays, mais les coefficients de long terme sont identiques pour tous les pays ( $\theta_i = \theta$ ). Il a été montré que l'imposition d'un coefficient identique pour la force de rappel pourrait conduire à des biais (Kiviet, 1995). L'estimateur MG autorise une hétérogénéité à la fois dans les paramètres de court terme et les coefficients de long terme.

L'estimateur PMG utilise la méthode du maximum de vraisemblance. Au niveau du panel, on a :

$$\hat{\phi}_{PMG} = \frac{\sum_i^n \hat{\phi}_i}{n} \hat{\lambda}_{jPMG}^* = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\lambda}_{ij}^*}{n}, \hat{\delta}_{jPMG}^* = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\delta}_{ij}^*}{n}, \hat{\theta}_{PMG}^* = \hat{\theta} \quad (6)$$

L'estimateur MG estime l'équation pour chaque pays de l'échantillon et calcule ensuite les moyennes non pondérées des coefficients sur l'ensemble du panel :

$$\hat{\Phi}_{MG} = \frac{\sum_i^n \tilde{\Phi}_i}{n} \hat{\lambda}_{jPMG}^* = \frac{\sum_{i=1}^n \tilde{\lambda}_{ij}^*}{n}, \hat{\delta}_{jPMG}^* = \frac{\sum_{i=1}^n \tilde{\delta}_{ij}^*}{n}, \hat{\theta}_{MG}^* = \frac{\sum_{i=1}^n \tilde{\theta}_i}{n} \quad (7)$$

Avec  $\tilde{\Phi}_i$ ,  $\tilde{\lambda}_{ij}^*$ ,  $\tilde{\delta}_{ij}^*$ , et  $\tilde{\theta}_i$  les estimateurs MCO des coefficients pour le pays  $i$ .

Si la restriction  $\theta_i = \theta$  est pertinente, l'estimateur PMG est convergent et plus efficace que l'estimateur MG (Pesaran et al. 1999). L'hypothèse d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut être posée a priori, elle doit être testée empiriquement. Pour cela, on recourt au test de Hausman appliqué à la différence entre les estimateurs MG et PMG. Sous l'hypothèse nulle, cette différence n'est pas significative et l'estimateur PMG est alors préférable.

### **3.3. Sources des données**

Les données sur le taux de croissance économique et l'investissement proviennent de la base de données World Development Indicator (WDI, 2018) de la Banque Mondiale. La taille du secteur informel provient de Médina et al. (2018) et disponible sur la base du FMI (2018). Les données relatives au capital humain proviennent de la base de Human Assets Index (HAI) de la Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International (FERDI) pour l'année 2018. Les données relatives à la qualité des institutions proviennent de World Government Indicator (WGI, 2018) de la Banque Mondiale.

## **4. Résultats des analyses**

Les résultats des tests préliminaires sont présentés dans les tableaux 1 à 4 de l'annexe. Le test de Hausman présenté au tableau 4 de l'annexe, nous a conduits à utiliser l'estimateur PMG.

### **4.1. Faits stylisés**

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives. Le taux de croissance moyen du PIB réel par habitant de la zone sur la période 1996-2017 est de 1,44% avec un minimum de -6,87% et un maximum de 8,67%. Le Burkina Faso est le pays qui a le PIB par habitant de la zone le plus élevé et le Togo le plus faible. La taille moyenne du secteur informel en pourcentage du PIB est de 40,99% avec une valeur minimum de 29,45% et une valeur maximale de 56,63%. La valeur moyenne du capital humain sur la période d'étude est de 36,76% avec une valeur minimale de 14,33% et une valeur maximale de 64,58. Le Togo possède le meilleur capital humain de la zone sur la période de l'étude alors que le Burkina et le Niger ont le plus faible stock de capital humain. En ce qui concerne l'investissement, la valeur moyenne de la formation brute du capital fixe en pourcentage du PIB est de 20,42% avec un minimum de 8,25% et un maximum de 40,01%. Le Sénégal et le Burkina Faso ont les stocks de capital physique les plus importants de la zone. Et la Côte d'Ivoire a le plus bas stock de capital

physique. Les résultats de l'analyse de corrélation sont présentés dans le tableau 5 de l'annexe.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives**

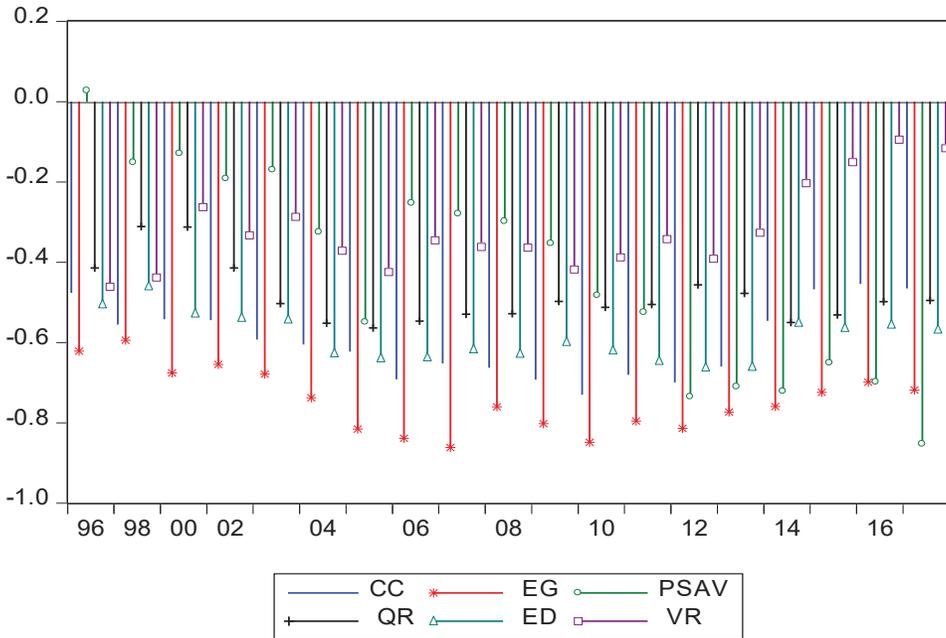
Variables	Observations	Moyenne	Ecart type	Minimal	Maximal
gh	154	1,442	2,897775	-6,877116	8,674517
SI	154	40,991	6,268969	29,45	56,63
ISSI	154	30,032	21,89	6,529	86,148
caphum	154	36,767	12,557	14,333	64,588
INVEST	154	20,423	6,515	8,253	40,014
CC	154	0,382	0,064	0,2518	0,535
EG	154	0,353	0,071	0,189	0,515
PSAV	154	0,423	0,1406	0,0471	0,709
QR	154	0,407	0,0492	0,3004	0,49
ED	154	0,385	0,0702	0,204	0,513
VR	154	0,435	0,104	0,198	0,585

Source : l'auteur

Le Graphique 1 présente le diagramme en bâton des variables institutionnelles de l'ensemble de l'UEMOA sur la période 1996 à 2017. Il ressort que la qualité des indicateurs des facteurs institutionnels est faible. En effet, ces indicateurs varient, chacun, entre -2,5 correspondant à une très mauvaise qualité des institutions et +2,5. Le graphique montre qu'en moyenne toutes les valeurs des indicateurs institutionnels sont toutes inférieures à zéro, sur la période de l'étude, à l'exception de l'indice de paix et stabilité qui est positif en 1996. Parmi les indicateurs, l'indice de l'efficacité du gouvernement est le plus faible sur toute la période, à l'exception de 2017, où il est meilleur à l'indice de paix, stabilité et absence de violence. Il faut noter que sur toute la période, la qualité de l'indice de paix, stabilité politique et absence de violence a connu une très grande dégradation. Cet indice est passé de 0,3 en 1996 à -0,85 en 2017. Cette baisse est certainement imputable au terrorisme et/ou aux différentes instabilités politiques que la zone a enregistrées. L'indice de contrôle de corruption, quant à lui, a connu une dégradation sur la période 1996 à 2010. Mais sur la période 2010 à 2017, il y'a une amélioration de cet indice. Il ressort une instabilité dans l'évolution de l'indice de qualité de la

règlementation. L'indice de l'Etat de droit ne connaît pas une grande évolution sur la période, mais on note une petite dégradation. Il passe de -0,50 en 1996 à -0,57 en 2017. Quant à l'indice de voix et responsabilité, il connaît une grande fluctuation sur la période, mais il ressort une amélioration de sa qualité.

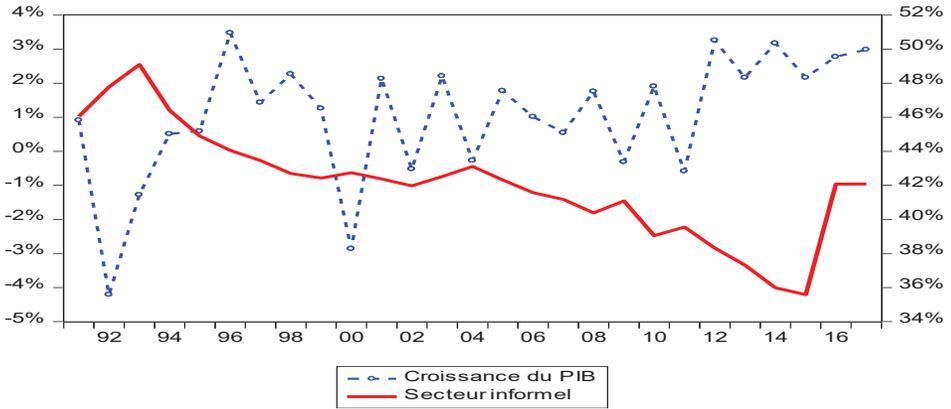
Graphique 1: Profil institutionnel de la zone UEMOA



Source : l'auteur

Le Graphique 2 présente l'évolution du taux de croissance et du secteur informel sur la période 1991 à 2017. Il ressort que les deux variables évoluent en sens inverse. La période 1991 à 1992 correspond à une baisse du taux de croissance et s'accompagne par une hausse du secteur informel. On note une reprise de la croissance entre 1992 à 1996 avec une baisse de l'informalité. La période 1996 à 2017 se caractérise par une fluctuation des deux variables.

Graphique 2 : Evolution conjointe de la croissance du PIB et du secteur informel



Source : l'auteur

### 1.1. Analyse de robustesse

Le tableau 6 de l'annexe présente l'analyse de long terme avec l'index synthétique du secteur informel (ISSI). A long terme, l'indice synthétique a un effet négatif sur la croissance économique et l'investissement a un effet positif sur la croissance. Les variables CC, VR et PSAV ont des effets positifs et significatifs sur la croissance économique. Ces résultats confirment donc ceux des estimations précédentes.

### 1.2. La Résultats des estimations du modèle

Le Tableau 2 présente les résultats de court terme. Ces résultats montrent que les facteurs institutionnels ont des effets négatifs sur la croissance économique. En particulier, il s'agit des variables CC, PSAV et VR. Il apparait donc que, le coefficient associé à la variable contrôle de corruption est négatif et significatif au seuil de 1%. Celui associé à la variable PSAV est également négatif et significatif au seuil de 5%. Quant au coefficient associé à la variable VR, il est négatif et significatif au seuil

de 1%. Les résultats laissent apparaître qu'à court terme, les effets d'une amélioration de la qualité des institutions sont néfastes à la croissance économique. Ce phénomène peut s'expliquer par le fait qu'une réduction de la corruption réduit dans un premier temps les activités des entreprises qui avaient recours à la corruption pour avoir des marchés publics au détriment des entreprises qui méritaient l'attribution de ces marchés. Les nouvelles entreprises méritantes vont prendre un peu de temps pour développer leurs activités. Cette baisse des activités des entreprises corrompues et ce gap de temps dont les entreprises performantes vont mettre avant d'accroître le niveau des activités, correspondent à la période de ralentissement économique. Il faut noter qu'à long terme, la performance des entreprises méritantes, qui surpasse celles opérant au paravent, va contribuer à une amélioration notable de la performance économique. Comme le souligne Zallé (2019), dans un gouvernement instable, la corruption permet aux investisseurs de contourner les restrictions administratives et réglementaires et d'obtenir ainsi un retour sur investissement élevé. Ainsi, la stabilité du gouvernement produit des effets pervers, surtout à court terme. Il apparaît également qu'en présence de faibles institutions, l'informalité a un effet positif sur la croissance à court terme.

**Tableau 2 : Résultat de l'analyse de court terme**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SI	-0.293 (0.188)	2.514** (1.207)	-3.234*** (0.987)	0.857 (2.031)	-3.004** (1.305)	0.514 (2.036)	-2.277 (2.413)	-3.143*** (0.742)
KH	-0.0919 (0.286)	-0.186 (0.277)	-0.227 (0.249)	-0.0777 (0.278)	0.0657 (0.388)	-0.209 (0.256)	-0.258 (0.306)	-0.0730 (0.344)
INV	0.0983 (0.250)	0.0443 (0.256)	-0.131 (0.221)	-0.157 (0.157)	-0.206 (0.213)	-0.144 (0.240)	-0.0619 (0.171)	-0.194 (0.188)
SI2		-0.0373** (0.0169)						
CC			-322.2*** (116.3)					
CC_SI			7.496*** (2.526)					
EG				137.5 (236.0)				
EG_SI				-3.348 (5.645)				
PSAV					-271.5** (112.7)			
PSAV_SI					6.851** (2.842)			
RQ						104.2 (189.5)		
RQ_SI						-2.733		

ED	(4.899)	-196.8
ED_SI		(254.3)
VR		4.910
VR_SI		(6.427)
		-251.8***
		(74.82)
		6.555***
		(1.925)

Les écart-types sont entre parenthèses  
 (\*), (\*\*), (\*\*\*) Significatif respectivement à 10%, 5% et 1%  
 Source : l'auteur

Le Tableau 3 présente les résultats de l'analyse à long terme. Le coefficient de la force de rappel est négatif et significatif au seuil de 1% pour toutes les spécifications. La spécification 1 (colonne 1) présente les résultats des effets du secteur informel sur la croissance. Il ressort que le secteur informel a un effet négatif et significatif sur la croissance du PIB réel par habitant. En effet, si la taille du secteur informel augmente de 1%, alors la croissance économique diminue de 0,105%. Il apparaît donc que l'informalité est une entrave à la croissance économique des pays de l'UEMOA. Ce résultat est confirmé par plusieurs études. En effet, Loayza (1996) trouve des preuves empiriques pour les pays latino-américains que si l'économie informelle augmente de 1% (du PIB), toutes choses égales par ailleurs, le taux de croissance du PIB réel par habitant diminue de 1,2%. Borlea et al. (2017) analysent de manière empirique les relations entre l'économie informelle et la croissance dans les pays de l'Union européenne sur la période 2005-2014. Ils trouvent que l'informalité est nuisible à la croissance économique des pays de l'UE. Leur résultat révèle une forte influence positive de l'économie informelle (SI / habitant) sur la croissance économique en Roumanie sur 1999-2012. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que l'indice synthétique qu'ils ont calculé révèle que l'économie informelle affiche des valeurs d'indice bas et stable sur la période 1999-2012. Ce résultat est en outre sans doute attribuable à cette petite taille de l'économie informelle.

Il apparaît également que l'investissement a un effet positif sur la croissance économique. Si l'investissement augmente de 1%, la croissance du PIB réel par habitant augmente de 0,127%. Ce résultat est conforme aux attentes théoriques. Il valide également plusieurs études empiriques, notamment celle de Levine et Renelt (1992) qui montre que l'investissement est le seul facteur qui reste lié au taux de croissance économique quel que soit la spécification, les périodes ou les pays étudiés.

Il ressort également, que le coefficient associé à la variable SI dans la spécification 2 est positif, alors que dans la spécification 1 il est négatif. Aussi, le coefficient associé au coefficient à la variable  $SI^2$  n'est pas significatif. On en déduit qu'il n'existe pas d'effet seuil entre la croissance économique et le secteur informel.

Les spécifications 3 à 7 analysent les effets de la qualité des institutions sur la croissance économique en tenant compte de la présence du secteur informel. Il ressort que seules les variables CC, VR et PSAV ont des effets positifs et significatifs aux seuils respectifs de 5%, 1% et 5%. Cela implique qu'une amélioration du contrôle de la corruption, de l'indice de paix stabilité et absence de violence, ainsi que celle de voix et responsabilité, est favorable à la croissance économique des pays de l'UEMOA. Il apparaît également, qu'en présence de ces variables, le secteur informel a un effet positif et significatif au seuil de 10% sur la croissance économique. Cela implique que dans le cadre d'une faible corruption, d'un gouvernement stable et d'un Etat de droit, le secteur informel n'est plus une : entrave à la croissance économique. Ce résultat valide celui d'Elgin et Oztunali (2014), qui trouvent que dans les pays où la qualité des institutions est faible, le secteur informel a un effet négatif sur la croissance économique. Par contre, dans les pays où la qualité des institutions est bonne, le secteur informel a un effet positif sur la croissance économique. Les autres facteurs institutionnels n'ont pas d'effet significatif sur la croissance dans les pays de la zone sur la période d'étude. Ceci n'est pas conforme aux attentes, ainsi qu'aux études de North (1995); Nawaz, (2015); et Acemoglu et Robinson (2010), qui montrent l'effet positif de la qualité des institutions sur la croissance économique. Cette divergence est sûrement due à l'espace géographique étudié et la période d'étude. De plus ces auteurs montrent qu'une bonne qualité des institutions publiques améliore la croissance économique. Alors que dans notre cas, on note une faible qualité des institutions dans la zone de l'étude. L'explication plausible de ce résultat provient de cette faible qualité des institutions de la zone. En moyenne, tous les indices sont inférieurs à 0. Les meilleures performances sont constatées sur les indices de CC, PSAV et VR. Ce qui explique le fait que ces indices ont un effet sur la croissance. Comme le soulignent certaines études (Mauro, 1995 ; Kaufmann et al., 1996 et 2002), la bonne gouvernance politique, économique et institutionnelle sont des promoteurs de la croissance économique dans un Etat. De même dans les pays où la qualité de la gouvernance et des institutions est mauvaise, la croissance économique de ces pays est entravée. Une autre raison est qu'il pourrait exister un effet seuil dans la

relation croissance économique et facteurs institutionnels. Il ressort également que l'interaction entre chacune des variables PSAV et VR et celle du secteur informel donne un effet négatif et significatif aux seuils respectifs de 5% et 10%. Cela implique qu'une faible qualité des institutions associée à une large taille du secteur informel conduit à un effet négatif sur la croissance économique. Les résultats montrent également que l'effet de l'investissement sur la croissance est stable dans toutes les spécifications.

Tableau 3 : résultats des estimations de long terme

Variable dépendante : le taux de croissance économique par habitant								
Variabiles	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Ec	-1,078*** (0,0950)	-1,022*** (0,0972)	-1,009*** (0,157)	-1,286*** (0,154)	-1,406*** (0,106)	-1,019*** (0,105)	-1,049*** (0,109)	-1,041*** (0,116)
SI	-0,105* (0,0540)	0,163* (0,525)	0,598* (0,327)	-1,292 (0,647)	0,962* (0,502)	-0,255 (0,327)	0,0539 (0,224)	0,510* (0,281)
KH	-0,0124 (0,0199)	0,00649 (0,0219)	0,0247 (0,0279)	0,134 (0,105)	0,0669 (0,108)	-0,0398 (0,0264)	0,0701** (0,0330)	-0,00373 (0,0220)
INV	0,127*** (0,0400)	0,111*** (0,0421)	0,209*** (0,0493)	0,136** (0,0432)	0,00899* (0,0481)	0,218*** (0,0438)	0,0770* (0,0399)	0,113*** (0,0500)
SI <sup>2</sup>		-0,00291 (0,00290)						
CC			72,08** (33,77)					
CC_SI			-1,292 (0,789)					
EG				-143,6 (312,2)				
EG_SI				2,799 (7,539)				
PSAV					143,3*** (53,51)			
PSAV_SI					-3,451**			



## 5. Conclusion

Cet article avait pour objectif de déterminer l'effet du secteur informel sur la croissance économique des pays de la zone UEMOA, en formulant l'hypothèse que cet effet peut être affecté par le niveau de la qualité institutionnelle. Les observations couvrent la période 1991-2017. A cette fin, ce papier utilise l'estimateur Pooled Mean Group (PMG) qui est un modèle à correction d'erreur permettant d'analyser les effets de court et de long terme. Les résultats montrent que le secteur informel a un effet significativement négatif sur la croissance économique de long terme. Ils montrent également que la qualité des institutions de la zone est faible pour permettre l'amélioration de la croissance économique. Il ressort tout de même que certains facteurs institutionnels à savoir l'indice de contrôle de corruption (CC), l'indice de paix stabilité et absence de violence (PSAV) et l'indice de voix et responsabilité (VR) affectent positivement les performances économiques des pays de la zone. Cette recherche a permis de montrer les effets à court et à long terme du secteur informel sur la croissance économique des pays de l'UEMOA. Elle a également permis de montrer les effets conjoints de la qualité des institutions et du secteur informel sur la croissance économique. Mais cet article ne permet pas d'examiner le niveau de qualité que doivent atteindre les institutions, afin d'annuler les effets négatifs du secteur informel sur la croissance économique. Cette limite pourrait donc faire l'objet d'études futures.

## Références bibliographiques

Acemoglu, D., & Robinson, J. (2010). The role of institutions in growth and development. *Leadership and growth*, 135.

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. *Handbook of economic growth*, 1, 385-472.

Adam, M. C., & Ginsburgh, V. (1985). The effects of irregular markets on macroeconomic policy: some estimates for Belgium. *European Economic Review*, 29(1), 15-33.

Asea, P. K. (1996). The informal sector: Baby or bath water? A comment. *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland*, 45, 163-171.

Becker, K. F. (2004). The informal economy: Fact finding study. *Stockholm: Sida*, 76.

Besozzi, C. (2001). Illegal, legal–egal. *Zur Entstehung, Struktur und Auswirkungen illegaler Märkte*.

Borlea, S. N., Achim, M. V., & Mare, C. (2017). Board characteristics and firm performances in emerging economies. Lessons from Romania. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 30(1), 55-75.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1), 239-253.

Chang, Y. (2004). Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of econometrics*, 110(2), 261-292.

Chen, M. A. (2012). The informal economy: Definitions, theories and policies. *WIEGO working Paper*, 1(26), 90141-4.

D., N. (1990). Institutions, Institutional Change and Economic Performance. *Cambridge University Press, Cambridge*.

De Soto, H. (1989). Ther other path: The invisible revolution in the third world.

De Soto, H., & Diaz, H. P. (2002). The mystery of capital. Why capitalism triumphs in the West and fails everywhere else. *Canadian Journal of Latin American & Caribbean Studies*, 27(53), 172.

- Elgin, C., & Oztunali, O. (2014). Institutions, informal economy, and economic development. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(4), 145-162.
- Fichtenbaum, R. (1989). The productivity slowdown and the underground economy. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 78-90.
- Gatti, R., & Honorati, M. (2008). Informality among formal firms: firm-level, cross-country evidence on tax compliance and access to credit. *The World Bank*.
- Goel, R. K., Saunoris, J. W., & Schneider, F. (2019). Growth in the shadows: effect of the shadow economy on US economic growth over more than a century. *Contemporary Economic Policy*, 37(1), 50-67.
- Hibbs, J., Douglas, A., & Piculescu, V. (2005). Institutions, corruption and tax evasion in the unofficial economy. *Institutions*(08), 02c3.
- Houston, J. F. (1987). The underground economy: A troubling issue for policymakers. *Business Review*(Sep), 3-12.
- J, M. (1984). « Measurement of urban employment », Socialismo et participacion. *septembre, Lima*.
- Jamalmanesh, A., Meidani, A. A., & Mashhadi, M. K. (2014). Government effectiveness, rule of law and informal economy in Asian developing countries. *International Journal of Economy, Management and Social sciences*, 3(10), 551-555.
- Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P. (2000). Corruption, public finances and the unofficial economy. *World Bank Publications*, 2169.
- La Porta, R., & Shleifer, A. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 109-126.
- Levine, R., & Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *The American economic review*, 942-963.
- Loayza, N. (1996). The economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America. *The World Bank*.
- Lubell, H. (1991, Lubell, H., 1991. The Informal Sector in the 1980s and 1990s. Paris: OECD Publishing.). *The Informal Sector in the 1980s and 1990s*. Paris: OECD Publishing .
- Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World development*, 32(7), 1159-1178.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.

Massenot, B., & Straub, S. (2011). Informal sector and economic growth: the supply of credit channel.

Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years? *IMF Working Papers*.

Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1993). Why is rent-seeking so costly to growth? *The American Economic Review*, 83(2), 409-414.

Nawaz, S. (2015). Growth effects of institutions: A disaggregated analysis. *Economic Modelling*, 45, 118-126.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.

Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.

Razmi, S. M., Falahi, M. A., & Montazeri, S. (2013). Institutional quality and underground economy of 51 OIC member countries. *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 3.

Schneider, F. (2005). Shadow economies around the world: what do we really know? *European Journal of Political Economy*, 21(3), 598-642.

Schneider, F. (2014). The shadow economy: an essay. *Department of Economics, Johannes Kepler University of Linz*, 2014–2023 .

Westerlund, J. &. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics letters*, 97(3), 185-190.

Williams, C. (2013). Tackling Europe's informal economy: a critical evaluation of the neo-liberal de-regulatory perspective. *Journal of Contemporary European Research*, 9(2), 261-279.

Zallé, O. (2019). Natural resources and economic growth in Africa: The role of institutional quality and human capital. *Resources Policy*, 62, 616-624.

Zaman, G., & Goschin, Z. (2016). A new multidimensional ranking of shadow economy for EU countries. *Revista Romana de Economie*, 43.

## Annexes

**Tableau 1** : Résultat de l'analyse de dépendance

Test value	Statistiques	P –
	<b>Specification 1</b>	
Pesaran CD	3,311	0,0009
Breusch-Pagan LM	42,582	0,0036
	<b>Specification 2</b>	
Pesaran CD	2,988	0,0028
Breusch-Pagan LM	40,579	0,0063
	<b>Specification 3</b>	
Pesaran CD	3,513	0,0004
Breusch-Pagan LM	39,784	0,0079
	<b>Specification 4</b>	
Pesaran CD	3,941	0,0001
Breusch-Pagan LM	36,680	0,0183
	<b>Specification 5</b>	
Pesaran CD	2,988	0,0028
Breusch-Pagan LM	40,579	0,0063
	<b>Specification 6</b>	
Pesaran CD	3,525	0,0004
Breusch-Pagan LM	42,463	0,0037
	<b>Specification 7</b>	
Pesaran CD	3,063	0,0022
Breusch-Pagan LM	30,680	0,0483
	<b>Specification 8</b>	
Pesaran CD	2,735	0,0062
Breusch-Pagan LM	30,522	0,0496
	<b>Specification 9</b>	
Pesaran CD	3,640	0,0003
Breusch-Pagan LM	31,443	0,0467

Source : l'auteur

**Tableau 2 :** Résultat du test de racine unitaire de Pesaran (2007)

Variables	Avec constante		Constante et tendance		décision
	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première	
<b>g</b>	-4,521***	-6,068***	-4,569***	-6,244***	I(0)
<b>SI</b>	-2,619***	-5,326***	-2,548	-5,308***	I(1)
<b>Caphum</b>	-2,546**	-2,533**	-2,609	-2,751*	I(1)
<b>INV</b>	-2,209	-4,973***	2,633	-4,954***	I(1)
<b>CC</b>	-2.052	-4.010***	-2.129	-3.934***	I(1)
<b>EG</b>	-1.421	-4.049***	-1.684	-4.647***	I(1)
<b>PSAV</b>	-1.723	-4.125***	-2.053	-4.259***	I(1)
<b>QR</b>	-1.845	-4.038***	-2.415	-4.461***	I(1)
<b>ED</b>	-0.801	-3.283***	-1.054	-3.543***	I(1)
<b>VR</b>	-2.184	-3.455***	-1.821	-3.849***	I(1)

(\*)(\*\*)(\*\*\* )significatif à 1%, 5% et à significatif à 10%

Source : l'auteur

**Tableau 3 :** Résultat du test de cointégration de Westerlund (2007)

Spécification 1			
Statistique	Valeur	Z-value	P-value
Gt	-3,256	-3,996	0,000
Ga	-10,556	-1,163	0,122
Pt	-8,679	-3,964	0,000
Pa	-11,590	-3,067	0,001
Spécification 2			
Statistique	Valeur	Z-value	P-value
Gt	-2,907	-2,388	0,009
Ga	-9,240	0,238	0,045
Pt	-7,599	-2,622	0,004
Pa	-9,434	-1,201	0,015

Source : l'auteur

**Tableau 4:** Résultat du test de Hausman

	mg	pmg	Difference	SE
SI	-0,1885182	-0,1430446	-0,0454736	0,0879187
caphum	0,0477791	-0,0275017	0,0752807	0,0807886
INVEST	0,1959887	0,099119	0,0968697	0,146935

Ho: Pas de différence systématique entre les coefficients

$$\chi^2(3) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 2,67$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0,4461$$

Source : l'auteur

**Tableau 5 :** Résultat du test de corrélation

g	1,000									
SI	-									
	0,182*	1,000								
	0,012									
ISSI	-0,113	0,561*	1,000							
	0,120	0,000								
caphum	-									
	0,037	0,267*	0,257*	1,000						
	0,606	0,000	0,000							
INVEST	-									
	0,316*	0,177*	0,179*	0,249*	1,000					
	0,000	0,015	0,013	0,000						
CC	-									
	0,263*	0,029	0,152	0,199*	0,393*	1,000				
	0,001	0,718	0,059	0,013	0,000					
GE	-									
	0,187*	0,347*	0,363*	0,260*	0,420*	0,730*	1,000			
	0,020	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000				
PSAV	-									
	0,100	0,376*	-0,133	0,299*	0,044	0,263*	0,347*	1,0000		
	0,169	0,000	0,068	0,0000	0,543	0,001	0,000			
RQ	-									
	0,204*	0,141	0,152	0,317*	0,295*	0,763*	0,795*	0,402*	1,000	
	0,011	0,081	0,060	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
RL	-									
	0,270*	0,088	-0,047	0,233*	0,462*	0,614*	0,724*	0,595*	0,713*	1,000
	0,000	0,277	0,566	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
VA	-									
	0,242*	0,353*	0,143	-0,106	0,478*	0,559*	0,735*	0,511*	0,655*	0,780*
	0,002	0,000	0,077	0,190	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Source : l'auteur

**Tableau 6 : Résultat de l'estimation de long terme avec ISSI**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
g(-1)	-1,055*** (0,159)	-1,067*** (0,146)	-1,062*** (0,140)	-1,021*** (0,127)	-1,081*** (0,163)	-1,041*** (0,136)
ISSI	-0,00734* (0,877)	-0,0754* (0,978)	-0,0436* (0,482)	-0,0276* (0,528)	0,0939 (0,859)	-0,0566* (0,923)
KH	0,00765 (0,0227)	-0,0367 (0,0236)	0,00541 (0,0257)	-0,0592 (0,0205)	-0,0363 (0,0219)	-0,00982 (0,0185)
INV	0,128*** (0,0397)	0,175*** (0,0464)	0,162*** (0,0398)	0,221*** (0,0437)	0,156*** (0,0374)	0,108** (0,0428)
CC	2,356* (8,832)					
CC_ISSI	0,167 (0,198)					
EG		1,614 (10,88)				
EG_ISSI		-0,0135 (0,229)				
PSAV			3,104* (3,115)			
PSAV_ISSI			0,0873 (0,0857)			
RQ				-9,059 (10,26)		
RQ_ISSI				0,0391		

