

Effets des ressources de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine en Côte d'Ivoire

Effect of mobile telephony resources on male fertility health expenditure in Côte d'Ivoire

KOUASSI Jérémie Pacôme

Doctorant, Université Félix Houphouët-Boigny (UFHB) – Abidjan Côte d'Ivoire

04 BP : 2087 Abidjan 04 / Cel. : 07 063 490

Email: jeremiepacome9@gmail.com

RÉSUMÉ

Cette étude examine la causalité, l'effet de court et long terme des ressources financières de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine en Côte d'Ivoire. Les méthodes de Pesaran *et al.*(2001) et de Toda et Yamamoto (1995) ont été appliquées aux données mensuelles de l'ARTCI et l'IPCI. Les résultats révèlent que l'effet des ressources financières sur les dépenses de santé est vérifié à court et long terme. À long terme, une hausse de 10% du chiffre d'affaires croit de 4,20% les dépenses de santé de la fertilité masculine. Ces dépenses baissent de 4,11% pour une hausse de 10% des coûts d'appels mobiles. Les coûts d'appels mobiles causent directement et indirectement les dépenses de santé de la fertilité masculine. Le chiffre d'affaires quant à lui cause directement ces dépenses. L'impact des ressources financières de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine nécessite la création d'une taxe santé dans cette économie numérique.

Mots-clés : Soins de santé, Téléphonie mobile, Fertilité masculine, Côte d'Ivoire.

Classification JEL : D62, E62, G28, G38, H21, H23, J28.

ABSTRACT

This study examines the causality, short- and long-term effect of mobile phone financial resources on male fertility health expenditures in Côte d'Ivoire. The methods of Pesaran et al. (2001) and Toda and Yamamoto (1995) were applied to the monthly data of ARTCI and IPCI. The results show that the effect of financial resources on health spending is verified in the short and long term. In the long term, a 10% increase in turnover increases by 4.20% male fertility health expenses. These expenses decreased by 4.11% for a 10% increase in mobile call expenses. Mobile call costs have a direct and indirect causality on health expenditures of male fertility. Turnover cause directly these health expenditures. The impact of the mobile phone financial resources on spending of the male fertility requires the creation for the health tax in this digital economic.

Keywords : Health care, Mobile phone, Male fertility, Côte d'Ivoire.

JEL classification : D62, E62, G28, G38, H21, H23, J28

INTRODUCTION

La téléphonie mobile est devenue l'un des centres d'intérêt de tous les pays d'Afrique. En 2015, l'Afrique a été le deuxième marché mondial de la téléphonie mobile avec 557 millions d'abonnés, soit 46% de sa population. En Afrique, les sociétés de la téléphonie mobile ont réalisées un chiffre d'affaires de 153 milliards de dollars, soit 6,7% du Produit Intérieur Brut (PIB) (GSMA, 2016).

De 2011 à 2014, la Côte d'Ivoire a enregistré une croissance du chiffre d'affaires de 604,8 milliards à 783,5 milliards francs CFA et des investissements de 43,5 milliards à 116,3 milliards francs CFA dans la téléphonie mobile (ARTCI, 2015). Jusqu'au 30 septembre 2019, le nombre d'abonnés était de 36,81 millions avec un taux de pénétration de 141,6% (ARTCI, 2019).

La téléphonie mobile s'est développée pour répondre à la mobilité des individus. Cependant, cette technologie fondée sur le rayonnement électromagnétique génère des ondes artificielles radiofréquence. Où les ondes de basses fréquences affectent la santé et particulièrement celle de la fertilité masculine (Wertheimer et Leeper, 1979).

Du point de vu sanitaire, les travaux de Agarwal *et al.* (2008) ont montré que l'usage du téléphone mobile a des effets sur la qualité du sperme des hommes. Ils sont arrivés à la conclusion que la qualité du sperme diminue en fonction du temps d'utilisation du téléphone mobile. Or, les individus ont chacun un téléphone mobile. En outre, la littérature nous enseigne que la mobilité, la vitalité, la numération et la morphologie des spermatozoïdes sont affectées par les effets de la téléphonie mobile (Agarwal *et al.*, 2009 ; Salama, Kishimoto et Kanayama, 2010 ; La Vignera *et al.*, 2012 ; Adams *et al.* (2014) ; Tas *et al.*, 2014 ; Hagra, Toraih et Fawzy, 2016). Dans une approche économique, quel peut être l'impact des ressources financières de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine en Côte d'Ivoire ?

À notre connaissance, cette étude apporte une première contribution empirique des effets des ressources financières de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine. Elle a pour objectif d'évaluer l'impact des ressources financières de la téléphonie mobile sur les coûts des examens de la fertilité masculine en Côte d'Ivoire. Cette contribution présente la causalité, les effets de court et de long terme des ressources financières de la téléphonie mobile sur les dépenses de la fertilité masculine. Ces résultats ont fait appel aux méthodes de Toda et Yamamoto (1995) et de Pesaran, Shin et Smith (2001). L'étude est organisée autour de la revue de littérature, de la méthodologie, de l'analyse des données et suivi des résultats et discussions.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature théorique est fondée sur l'approche des externalités de l'économie du bien-être, pour étudier les implications du risque santé sur le marché de la téléphonie mobile. Elle montre les effets des ondes électromagnétiques de la téléphonie mobile sur la santé des hommes.

Sidgwich (1887) fut le premier à révéler la notion d'externalité à travers ses analyses sur les effets de la nature. Il est arrivé à la conclusion que les externalités ont nécessairement un impact sur des individus. À la suite de Sidgwich, Marshall (1890) s'est appuyé sur l'environnement des firmes pour exposer leurs effets externes et internes. Ses travaux ont montré que les effets externes des firmes dépendent de l'État et des individus. Or, dans le cadre des firmes de la téléphonie mobile, leurs effets externes peuvent impacter la santé des individus.

D'abord, les enfants en croissance développent des pathologies cervicales liées aux tensions ou aux contractures de la nuque qui surviennent en longue période d'inclinaison durant l'usage du téléphone mobile (Kenneth, 2014). L'utilisation abusive du téléphone mobile conduit à la cécité à cause des reflets de l'écran (Doran, 2016) et provoque des maux de tête (Cho *et al.*, 2016).

Ensuite, des chercheurs ont mené des études expérimentales sur les effets des ondes électromagnétiques de radiofréquences du téléphone mobile sur la santé. Dans un milieu *in vitro*, Agarwal *et al.* (2009) montre que le téléphone mobile en phase de conversation dans une poche affecte négativement la fertilité masculine. Pour une fréquence comprise entre 900 à 1800 MHz, Bhargav *et al.* (2015) révèle que la physiologie cérébrale et les cellules-souches des hommes sont détériorées par les radiations des téléphones portables et de ces pylônes. Deniz *et al.* (2017) ont montré que le manque d'attention et de concentration sont dû à des appels mobiles prolongés.

Enfin, tous les travaux de recherche ont été orientés dans le domaine de la santé. C'est pourquoi, notre article s'adresse à la problématique des ressources financières de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé et plus particulièrement sur le coût de la santé de la fertilité masculine.

2. SOURCES DES DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

2.1. Sources des données de la recherche

Les données de la téléphonie mobile ont été obtenues par courrier auprès de la Direction Générale de l'Agence de Régulation des Télécommunications en Côte d'Ivoire (ARTCI). L'organe chargée de la centralisation de toutes les données des entreprises de la téléphonie mobile. En ce qui concerne les données de la fertilité masculine, elles ont été obtenues par immersion à l'Institut Pasteur de Côte d'Ivoire (IPCI), seul laboratoire public habilité à faire des examens de fertilité. Toutefois, la disponibilité continue des données de la présente étude couvrent la période de juin 2011 à décembre 2015.

Dans cette étude, le chiffre d'affaires et l'investissement des sociétés de la téléphonie mobile et les appels mobiles des individus constituent les variables de la téléphonie mobile. Les données du chiffre d'affaires et de l'investissement sont définies en monnaie locale (franc CFA). D'une part, le chiffre d'affaires est la résultante des ressources de toutes les activités de la téléphonie mobile, y compris les appels mobiles. D'autre part, l'investissement exprime l'ensemble des infrastructures (physiques ou logiciels) des services de la téléphonie mobile. Les données des appels mobiles se définissent dans un temps de communication (minute). Le coût moyen de la minute d'appels mobile en 2013 est de 98,49 francs CFA (DEPI, 2013). Les données des appels mobiles sont à prix constant de l'année 2013 en monnaie locale (franc CFA). L'usage de l'appel mobile fédère tous les individus sans mettre en relief leur niveau d'instruction, contrairement aux autres services. C'est pourquoi, l'appel mobile est considéré comme la variable d'intérêt.

Aussi, les variables de la fertilité masculine s'identifient-elles par des éléments caractéristiques des spermatozoïdes : le volume, la mobilité, la vitalité, la numération, la morphologie, la leucospermie, l'hyperviscosité et la normozoospermie. Les pathologies liées à ces éléments sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1 : Pathologies liées à la fertilité masculine

Éléments caractéristiques	Pathologies
Volume (VOL)	Hypospermie et Hyperspermie
Mobilité (MOB)	Akinétospermie et Asthénozoospermie
Vitalité (VIT)	Nécrozoospermie
Numération (NUM)	Azoospermie, Cryptozoospermie, Oligozoospermie et Polyspermie
Morphologie (MOR)	Teratozoospermie
Leucospermie (LEU)	Leucospermie
Hyperviscosité (VIS)	hyperviscosité
Normozoospermie (NOR)	Normozoospermie

Source : Auteur

La défaillance de la fertilité masculine est la conséquence de l'une des pathologies dans les éléments caractéristiques des spermatozoïdes. Or, tous les patients qui ont sollicité des examens de fertilité disposent des contacts de numéros de téléphone mobile. Cette information confirme l'utilisation du téléphone portable par ses patients.

Pour vérifier l'effet de court et de long terme et la causalité des ressources de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine, une variable composite de la fertilité est définie par :

$$FER = MOB + VIT + NUM + MOR \quad (1)$$

Avec FER = Fertilité ; MOB = Mobilité ; VIT = Vitalité ; NUM = Numération et MOR = Morphologie. La variable de fertilité exprime les dépenses liées aux malades de la fertilité. Le coût d'un examen de la fertilité à IPCI est à dix mille (10 000) francs CFA. La variable dépendante de la recherche est la variable composite (FER).

Les dépenses des examens sont considérées comme un proxy des dépenses de santé en fertilité masculine. Le tableau 2 présente les variables de la recherche.

Tableau 2 : Variables de la fertilité et de la téléphonie mobile

Variabes	Descriptions	Impacts attendus
FER	Les dépenses liées aux examens de la fertilité masculine sont exprimées en F.CFA par individus	
INV	Le coût de l'investissement par abonné est exprimé en F.CFA	positif
CA	Le chiffre d'affaires par abonné est exprimé en F.CFA	positif
AM	La dépense d'appels mobiles par abonné est exprimée en F.CFA	positif

Source : Auteur

Toutes les variables seront transformées en logarithme pour une approche statistique ou économique. L'approche statistique conduit à la réduction des fluctuations des séries afin de faciliter leur stationnarité en différence première. L'approche économique contribue à l'interprétation des différences premières en taux de croissance et à faire l'estimation des coefficients en élasticité.

2.2. Modèles autorégressifs à retards échelonnés

Les modèles autorégressifs à retards échelonnés ou ARDL se définissent comme étant des modèles dynamiques. Ces modèles prennent en compte la variabilité temporelle des séries chronologiques pour améliorer les prévisions, contrairement aux modèles non dynamiques. Les modèles non dynamiques se focalisent sur les effets statiques des séries chronologiques.

Dans le cadre d'une étude avec une variable dépendante (Y_t) et une variable indépendante (X_t), la méthode en trois étapes conduit à la formulation des modèles dynamiques ARDL. La variable dépendante est donc expliquée par les variables indépendantes, les variables indépendantes et dépendantes antérieures. Les modèles sont de la forme :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^p \gamma_j X_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

avec le terme d'erreur : $\mu_t \sim iid(0, \varphi)$; l'effet de court terme de X_t sur Y_t : C_0 ; et l'effet de long

terme de X_t sur Y_t : $\beta = \sum_{j=0}^p \gamma_j / (1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i)$ dont la relation de long terme est :

$$Y_t = m + \beta X_t + \delta_t \quad (3)$$

Où la constante est m : et le terme d'erreur est : $\delta_t \sim iid(0, v)$. Aussi, les modèles dynamiques sont-ils tributaires des critères d'informations pour déterminer leurs décalages optimaux (q^* et p^*). Une valeur minimale d'un des critères d'informations permet de justifier le décalage optimal d'un modèle dynamique estimé. Certains chercheurs se sont investis dans la définition des critères d'informations dont les plus utilisés sont Akaike et Schwarz. Akaike (1974 ; 1979) a formulé le critère d'informations d'Akaike (AIC) et Schwarz (1978) a défini le critère d'information Schwarz (SIC). Leurs approches de calculs des critères d'informations sont :

$$AIC(p) = \log|\hat{M}| + \frac{2}{T} n^2 p \text{ et } SIC(p) = \log|\hat{M}| + \frac{\log(T)}{T} n^2 p ; \quad (4)$$

avec la matrice des variance-covariances des résidus estimés : \hat{M} ; le nombre d'observations : T ; le nombre de décalage ou lag du modèle dynamique estimé : p et le nombre de régresseurs : n .

L'autocorrélation des erreurs et la multicollinéarité sont provoqués par la présence des variables explicatives dépendantes antérieures. Dans ce cas, l'estimation des modèles par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) n'est pas indiquée, car il conduit aux régressions fallacieuses. Pour estimer les modèles dynamiques, les variables du modèle ARDL doivent nécessairement être stationnaires. Des tests de stationnarités ou de racines unitaires ont été développés pour apporter des solutions aux problèmes d'autocorrélations des erreurs (Dickey et Fuller, 1979 ; 1981), d'hétéroscédasticité des erreurs (Phillips et Perron, 1988), de ruptures de tendance (Zivot et Andrews, 1992) et de décompositions des séries (Kwiatkowski et al., 1992). Toutes ces approches de l'étude de stationnarités sont fondées sur l'un des modèles :

modèle 1 : sans constante et sans tendance

$$\Delta X_t = (\alpha - 1)X_{t-1} - \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta X_{t-j} + e_t \quad (5)$$

modèle 2 : avec constance et sans tendance

$$\Delta X_t = (\alpha - 1)X_{t-1} + b - \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta X_{t-j} + e_t \quad (6)$$

modèle 3 : avec constante et avec tendance

$$\Delta X_t = (\alpha - 1)X_{t-1} + b + at - \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta X_{t-j} + e_t \quad (7)$$

avec $X = \{\text{paramètres de l'étude}\}$; Δ : est l'opérateur de différence première ; k : est le nombre de retard ; b : est la constante du modèle ; at : est le trend du modèle et e_t : est le terme d'erreurs.

Le modèle ARDL sert à estimer les dynamiques de court terme et les effets de long terme pour des séries cointégrés ou cointégrés à des ordres différents. Les séries cointégrées à des ordres différents peuvent être testées aux bornes ou par Pesaran, Shin et Smith (2001). Par contre, l'ordre d'intégration des séries doit être inférieur ou égal à 1 avec le modèle ARDL.

2.3. Test de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (2001)

Le test de Pesaran et al. (2001) se sert du Modèle à Correction d'Erreurs (MCE) pour justifier la cointégration entre les séries. Or, la cointégration permet au moins une relation d'équilibre à long terme entre ces séries. Le MCE prend en compte leurs dynamiques de court terme. La formulation du modèle MCE est :

$$\Delta Y_t = M Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + \theta_t \quad (8)$$

avec le vecteur de variables stationnaires de l'études (variable dynamique) : ΔY_t ; la matrice des

paramètres issus de $\Delta Y_{t-i} : \theta_i$; la matrice de dimension $\Delta Y_t : M$ (dont $r(M)$ est égale au nombre de relations de cointégration) ; et l'opérateur de différence première : Δ .

La recherche des effets de court et long terme des ressources de la téléphonie mobile sur les dépenses de santé de la fertilité masculine nécessite l'estimation du modèle ARDL suivant :

$$\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} \Delta LFER_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} \Delta LINV_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta LCA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta LAM_{t-i} + \beta_1 LFER_{t-1} + \beta_2 LINV_{t-1} + \beta_3 LCA_{t-1} + \beta_4 LAM_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

où l'opérateur de différence première est : Δ ; la constante est : α_0 ; les effets à court terme sont : $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ et α_4 ; les dynamiques de long terme sont : $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ et β_4 ; et le terme d'erreur est : $\mu_t \sim iid(0, \sigma)$. Les décalages optimaux (q,p) du modèle dynamique ARDL seront déterminés par les critères d'information Akaike (AIC) et Schwarz (SIC).

L'estimation des coefficients de court et de long termes des variables de ce modèle ARDL nécessite un ensemble de test de cointégration. C'est dans ce sens que Engle et Granger (1987) ont proposé un test d'intégration pour deux variables intégrées de même ordre. Par contre, l'approche Engle et Granger est moins bonne dans le cas des variables multiples. Pour corriger cette défaillance, Johansen (1988, 1991) a apporté une solution par le biais d'un modèle vectoriel autorégressif à correction d'erreur (VECM). Or, il exige un ordre identique d'intégration pour toutes les variables. Dans la pratique, les variables ont des ordres d'intégrations différentes, soit I(0) ou I(1). De ce fait, Pesaran *et al.* (2001) a instauré un test de cointégration aux bornes. Eu égard du modèle ARDL, le test de cointégration de Pesaran *et al.* est conditionné par le décalage optimal des variables et le test de Fisher pour vérifier des hypothèses et . Conformément à la relation (9) :

$$\checkmark H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_4 = 0 : \text{une relation de cointégration existe ;} \quad (10)$$

$$\checkmark H_1 : \beta_1 \neq \dots \neq \beta_4 \neq 0 : \text{une relation de cointégration est absente.} \quad (11)$$

La méthode consiste à comparer les valeurs de Fisher obtenues aux simulations des valeurs critiques aux bornes pour plusieurs cas et différents seuils de Pesaran *et al.* Les valeurs critiques de borne supérieure sont liées aux variables intégrées d'ordre un [I(1)] et les valeurs critiques de borne inférieure sont en rapport aux variables intégrées d'ordre zéro [I(0)]. En somme, si :

- ✓ Fisher > borne supérieure : variables cointégrées ;
- ✓ Fisher < borne inférieure : variables non cointégrées ;
- ✓ Borne inférieure < Fisher < borne supérieure : impossible de conclure.

Le test de Pesaran *et al.* (2001) et le MCE permettent d'infirmer ou de confirmer la cointégration entre les variables. Le MCE de la recherche est :

$$\Delta LFER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} \Delta LFER_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} \Delta LINV_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta LCA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta LAM_{t-i} + \phi V_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

avec le terme de correction d'erreur ou le coefficient d'ajustement ϕ : doit être significatif. La relation de cointégration existe si et seulement si $0 < |\hat{\phi}| < 1$ ou $|\hat{\phi}| > 1$; sinon $\hat{\phi} = 0$.

2.4. Test de causalité au sens de Toda et Yamamoto (1995)

Les tests de causalité sont apparus pour la première fois dans les travaux de Granger (1969, 1988). Granger a d'abord fait des tests de stationnarité des séries temporelles. Ensuite, il opte pour un choix de modèle à correction d'erreur pour la cointégration des séries ou de modèle Vectoriel AutoRégressif

(VAR) en différence première pour les séries intégrées d'ordre un [I(1)]. Enfin, Granger réalise son test de causalité. Or, ce test de causalité de Granger peut être exposé aux faiblesses des différents tests antérieurs. Eu égard des tests antérieurs au test de causalité de Granger, Toda et Yamamoto (1995) préconisent des restrictions théoriques. Ils font le choix d'un modèle VAR en niveau augmenté par rapport au modèle VAR différencié. Les modèles VAR différenciés sont exposés à la présence ou à l'absence de trend déterministe et au sous-paramétrage de ces modèles VAR qui peuvent biaiser les résultats.

Dans le cadre de la recherche, l'estimation du modèle VAR d'ordre q pour le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) se présente comme suit :

$$\begin{aligned}
 LFER_t &= a_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} LFER_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} LFER_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} LINV_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{4j} LINV_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{5i} LCA_{t-i} + \\
 &\quad \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{6j} LCA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{7i} LAM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{8j} LAM_{t-j} + \mu_{1t} \\
 LINV_t &= b_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} LINV_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} LINV_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} LFER_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{4j} LFER_{t-j} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^k \beta_{5i} LCA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{6j} LCA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{7i} LAM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{8j} LAM_{t-j} + \mu_{2t} \\
 LCA_t &= c_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} LCA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{2j} LCA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{3i} LFER_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{4j} LFER_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{5i} LINV_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{6j} LINV_{t-j} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^k \gamma_{7i} LAM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{8j} LAM_{t-j} + \mu_{3t} \\
 LAM_t &= d_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} LAM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{2j} LAM_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{3i} LFER_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{4j} LFER_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{5i} LINV_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{6j} LINV_{t-j} + \\
 &\quad \sum_{i=1}^k \delta_{7i} LCA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{8j} LCA_{t-j} + \mu_{4t}
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

Le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) obéit à trois critères :

- ✓ Déterminer l'ordre d'intégration maximale des séries soumises à l'étude (d_{max}) par des tests de stationnarité ;
- ✓ Utiliser les critères d'informations (AIC, SIC) pour trouver le décalage optimal du VAR en niveau soumis à l'étude (k) ;
- ✓ Faire l'estimation du VAR en niveau d'ordre (q), avec : $q=k+d_{max}$.

L'instauration des tests de restrictions sur les k premiers coefficients conduit au test de causalité sur le modèle VAR en niveau augmenté, car les autres paramètres sont supposés nuls. La nullité des paramètres est considérée comme une causalité entre les séries dans le modèle VAR.

La validation de la causalité au sens de Toda et Yamamoto est vérifiée par le biais de la statistique de Wald dont les hypothèses sont :

$$\checkmark H_0 = \alpha_{3i} = \alpha_{5i} = \alpha_{7i} = 0 \quad (\mathcal{N}_c^2 < \mathcal{N}_t^2 ; p - \text{value} \mathcal{N}^2 > 5\%) : \text{LINV}_t, \text{LCA}_t \text{ et } \text{LAM}_t \text{ ne causent pas } \text{LFE}_t. \quad (14)$$

$$\checkmark H_0 = \beta_{3i} = \beta_{5i} = \beta_{7i} = 0 \quad (\mathcal{N}_c^2 < \mathcal{N}_t^2 ; p - \text{value} \mathcal{N}^2 > 5\%) : \text{LFE}_t, \text{LCA}_t \text{ et } \text{LAM}_t \text{ ne causent pas } \text{LINV}_t. \quad (15)$$

$$\checkmark H_0 = \gamma_{3i} = \gamma_{5i} = \gamma_{7i} = 0 \quad (\mathcal{N}_c^2 < \mathcal{N}_t^2 ; p - \text{value} \mathcal{N}^2 > 5\%) : \text{LFE}_t, \text{LINV}_t \text{ et } \text{LAM}_t \text{ ne causent pas } \text{LCA}_t. \quad (16)$$

$$\checkmark H_0 = \delta_{3i} = \delta_{5i} = \delta_{7i} = 0 \quad (\mathcal{N}_c^2 < \mathcal{N}_t^2 ; p - \text{value} \mathcal{N}^2 > 5\%) : \text{LFE}_t, \text{LINV}_t \text{ et } \text{LCA}_t \text{ ne causent pas } \text{LAM}_t. \quad (17)$$

L'application du test exige que l'ordre d'intégration maximale (d_{max}) soit inférieur au décalage optimal (k) du polynôme AutoRégressif (AR) du VAR.

3. ANALYSE DES DONNÉES

3.1. Description des variables des dépenses de la fertilité masculine et des ressources de la téléphonie mobile

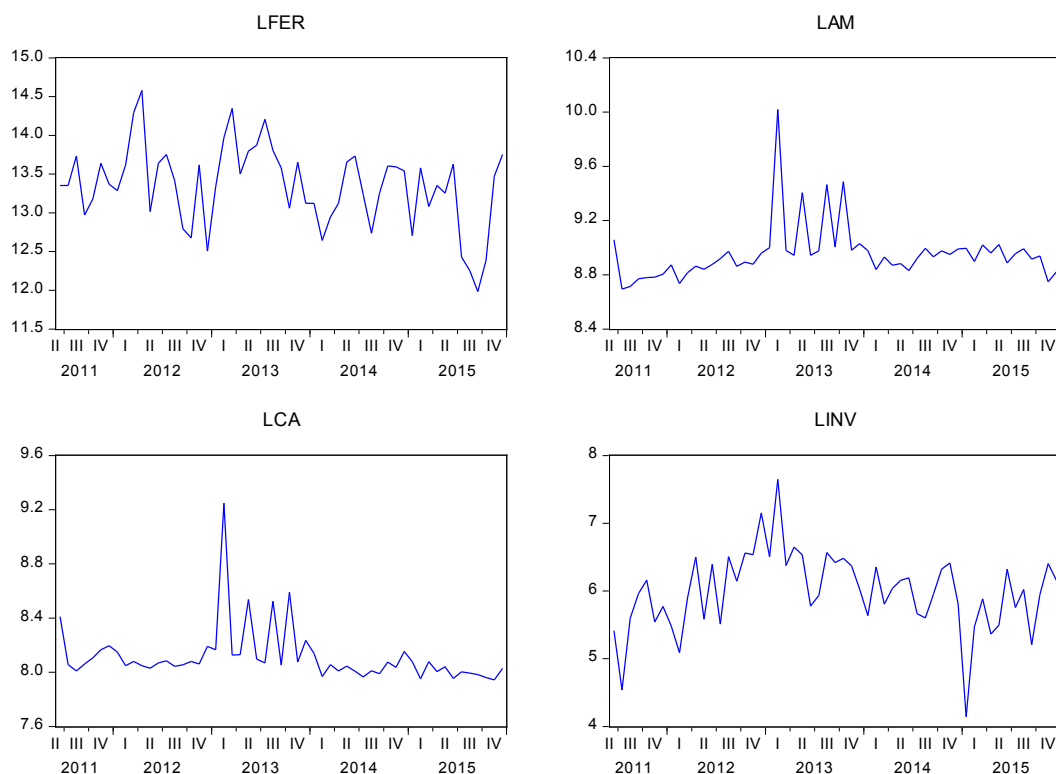
3.1.1. Variable composite des dépenses de la fertilité

L'immersion du chercheur à l'IPCI a permis de mettre en évidence plusieurs pathologies de la fertilité masculine en Côte d'Ivoire, voir tableau 1. Par contre, la littérature expérimentale a montré que la morphologie, la vitalité, la mobilité et la numération des spermatozoïdes sont impactées par la téléphonie mobile.

La variable composite de la fertilité masculine (FER) est dominée par la pathologie liée à la morphologie (34%) que la numération (28%), la mobilité (28%) et la vitalité (10%). Au vu des proportions des pathologies, la variable composite est considérée comme le paramètre représentatif de la fertilité masculine.

3.1.2. Évolution des variables des dépenses de fertilité et des ressources de la téléphonie mobile

Les variables de l'étude sont : fertilité masculine (FER), appel mobile (AM), chiffre d'affaires (CA) et investissement (INV) de la téléphonie mobile. L'évolution des variables est mise en évidence à la figure 1. Cette figure montre que toutes les variables présentent une stabilité apparente qui peut expliquer leur stationnarité. Or elles sont très erratiques sur la période de 2013. À cette période de l'histoire de la Côte d'Ivoire, le gouvernement avait annoncé le retrait de la licence de certains opérateurs de la téléphonie mobile.



Source : Auteur

Figure 1 : Évolution des variables des dépenses de la fertilité et des ressources de la téléphonie mobile

L'action des opérateurs de la téléphonie mobile s'observe à travers une légère chute de l'investissement. La forte variation du chiffre d'affaires et des appels mobiles traduit la migration des individus d'un opérateur à un autre pour faire le meilleur choix de service (bonus de communication). La densité des activités de la téléphonie mobile a provoqué une légère hausse des charges liées à la fertilité masculine. Ces activités de la téléphonie mobile sont fondamentalement liées aux interactions entre les téléphones mobiles et les pylônes qui prolifèrent sur les toits des habitations ou dans les zones à forte densité de la population. Par contre, le rayonnement des ondes pour répondre à la mobilité de la population impacte leur santé (Cho et al., 2016 ; Bhargavet al., 2015).

3.1.3. Caractéristiques descriptives et corrélation des variables des ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine

Les caractéristiques descriptives révèlent la moyenne, la médiane, l'écart-type, le minimum, le maximum et la normalité de chaque variable. La corrélation vérifie le lien entre les variables prises deux à deux, voir les tableaux 3 et 4.

Eu égard des écart-types du tableau 3, les variables de la recherche sont toutes stables.

Tableau 3 : Caractéristiques descriptives des ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine

Variables	LFER	LAM	LCA	LINV
Moyenne	13,34775	8,956261	8,114197	5,995475
Médiane	13,36922	8,932631	8,060886	6,021279
Maximum	14,58098	10,01909	9,248384	7,648000
Minimum	11,98293	8,695753	7,943813	4,142194
Écart-type	0,528671	0,210507	0,207480	0,579492
Asymétrie	-0,283840	2,977935	3,556044	-0,386215
Aplatissement	3,141013	14,21781	18,11757	4,739778
Jarque-Bera	0,784083	369,6727	639,6564	8,303803
Probabilité	0,675676	0,000000	0,000000	0,015734
Somme	734,1264	492,5944	446,2809	329,7511
Somme écart-type	15,09261	2,392903	2,324592	18,13380
Observations	55	55	55	55

Source : Auteur

Les dépenses de la fertilité masculine est normalement distribuée, car la statistique de Jarque-Bera est inférieure à 5,99. Par contre, les variables des ressources de la téléphonie mobile ne suivent pas une loi normale qui est approuvée par leur statistique de Jarque-Bera supérieure à 5,99. En somme, une modélisation hétéroscédastique est adaptée pour les effets ARCH.

Tableau 4 : Corrélation des variables des ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine

Variables	LFER	LAM	LCA	LINV
LFER	1	0,099542	0,222276	0,230715
LAM	0,099543	1	0,883681	0,455495
LCA	0,222276	0,883681	1	0,423627
LINV	0,230715	0,455495	0,423627	1

Source : Auteur

le tableau 4 montre que les dépenses de la fertilité masculine et les variables des ressources de la téléphonie mobile ne sont pas liées. Ce résultat vient de la deuxième colonne du tableau 4 dont les degrés d'associations sont inférieurs à 0,50. Les recettes d'appel mobile et le chiffre d'affaires présentent une multicollinéarité très forte, car leur degré d'association est 0,88 supérieur à 0,50. Ce résultat montre que les recettes d'appel mobile constitue une part importante du chiffre d'affaires dans la téléphonie mobile. Le test de causalité nous permettra d'infirmer ou de confirmer ce résultat.

3.2. Analyses économétriques des variables des ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine

3.2.1. Stationnarité des séries

Les séries temporelles nécessitent des tests comme Augmented Dickey-Fuller (ADF), Andrews et Zivot (AZ), Phillippe-Perron (PP), etc. pour justifier leurs stationnarités. Kuma (2018) a fait usage du test AZ pour évaluer la rupture structurelle de ses séries. Dans la pratique, le test ADF est adressé à l'autocorrélation des erreurs et le test PP est adapté à l'hétéroscédasticité des erreurs (Mohammed

et El Mokhtar, 2016 ; Kuma, 2018). Les trois tests vont servir à analyser la stationnarité de nos variables, voir tableau 5.

Tableau 5 : Tests de stationnarité des variables des ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine

Variables	Niveau			Différence première			Conclusion
	ADF	PP	AZ / Date de rupture	ADF	PP	A Z / Date de rupture	
LFER	-4,46*** (0,00)	-4,45*** (0,00)	-5,03*** (0,01)/2015	-	-	-	I(0)
LAM	-5,93*** (0,00)	-6,34*** (0,00)	-6,21*** (0,01)/2013	-	-	-	I(0)
LCA	-2,27 (0,19)	-6,97*** (0,00)	-7,72*** (0,01)/2014	-10,35*** (0,00)	-	-	I(1)
LINV	-4,83*** (0,00)	-4,73*** (0,00)	-5,39*** (0,01)/2013	-	-	-	I(0)

Variables significatives à 1% : (***) ; (0 ; 1) : Intégration à l'ordre du chiffre.

Source : Auteur

Les variables sont intégrées à différents ordres, car le LCA est intégré à l'ordre un [I(1)] et LFER, LAM et LINV sont intégrés à l'ordre zéro [I(0)]. Par conséquent, le test de cointégration de Granger ou Johansen n'est pas conseillé comme un test de cointégration aux bornes ou de Pesaran et al. (2001). Au vu des résultats de stationnarité, le test de cointégration de Pesaran *et al.* est indiqué pour l'analyse des relations de long ou de court terme des variables.

3.2.2. Test de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (2001)

Le modèle ARDL est estimé suivant le critère d'information Akaike (AIC). Le critère d'information permettra de faire un choix de modèle ARDL optimal. Les résultats de l'estimation du modèle ARDL optimal sont disponibles à l'annexe.

La plus petite valeur des vingt (20) critères d'information Akaike (AIC) générées est définie par le modèle ARDL (5, 4, 4, 7), voir l'annexe. Ce critère AIC vient de montrer que le modèle ARDL (5, 4, 4, 7) est optimal pour les variables de la recherche. Ensuite, le modèle ARDL (5, 4, 4, 7) estimé est soumis à des tests de diagnostics, voir le tableau 6.

Tableau 6 : Tests de diagnostics du modèle ARDL (5, 4, 4, 7)

Hypothèses du test	Tests	Valeurs	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0,38	0,54
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0,82	0,69
	Arch	0,31	0,58
Normalité	Jarque-Bera	1,02	0,60
Spécification	Ramsey	0,17	0,69

Source : Auteur

Toutes les probabilités des tests de l'hypothèse nulle sont supérieures à 0,05 ; donc le modèle ARDL estimé est valide au plan statistique. En plus, il explique à 82,72% la dynamique de la fertilité masculine en Côte d'Ivoire de 2011 à 2015. Enfin, les résultats du test de cointégration de Pesaran *et al.* du modèle ARDL (5, 4, 4, 7) sont présentés dans le tableau 7.

Les résultats du test de cointégration de Pesaran *et al.* montrent une relation de cointégration entre les variables de la recherche. Par conséquent, les effets de long terme de LAM, LCA et LINV sur LFER sont confirmés, car le coefficient d'ajustement est négatif et significatif, voir l'annexe.

Tableau 7 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Variables	Seuil critique	Borne inf. (<)	Borne sup. (>)	F-stat calculée
	10%	2,72	3,77	
LFER, LAM, LCA,	5%	3,23	4,35	9,18
LINV	2,5%	3,69	4,89	
	1%	4,29	5,61	

Source : Auteur

Aussi, la valeur absolue du coefficient d'ajustement est-elle comprise entre zéro et un, donc un mécanisme à correction d'erreur est validé. Ainsi, la causalité des variables de l'étude est soumise à l'analyse.

3.2.3. Test de causalité au sens de Toda et Yamamoto (1995)

Le test de stationnarité a montré que les variables sont intégrées à niveau et en différence première. Aussi, le test de cointégration de Pesaran *et al.* a-t-il confirmé une cointégration entre les variables. Par conséquent, le test de causalité de Granger ne permet pas de faire une analyse de causalité. De ce fait, le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) se présente comme une opportunité. Le test se fonde sur une statistique de Wald (W) qui suit une distribution de khi-deux. L'hypothèse nulle montre une absence de causalité si et seulement si la probabilité de khi-deux est supérieure à 5%.

Le critère d'information AIC montre que le modèle VAR de décalage d'ordre sept [VAR(7)] est optimal, voir l'annexe. L'estimation du modèle VAR(7) est stable, voir l'annexe. L'estimation du modèle VAR(8) a permis de faire le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) dont les résultats sont dans le tableau 9.

4. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

4.1. Relation entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine

4.1.1. Relation de court terme

Les ressources de la téléphonie mobile présente un effet de court terme sur les dépenses de la fertilité masculine. Les résultats de la relation de court terme sont disponibles à l'annexe.

D'abord, les dépenses antérieures de la fertilité masculine impactent positivement les dépenses présentes de la fertilité. Dans le temps, une augmentation de 10% des dépenses passées (à quatre mois, deux mois ou un mois) influence la dépense présente suivant les périodes des mois de 4,74% ; 4,84% et 3,67%. Les résultats à court terme montrent que les individus doivent supporter une dépense importante présente par rapport aux dépenses antérieures pour les soins de la fertilité masculine. La défaillance de la fertilité masculine n'est pas liée à un groupe social particulier. De ce fait, une approche de financement innovant apparaît nécessaire pour toutes les couches sociales.

Ensuite, le coût d'appel mobile exerce une influence négative sur les dépenses de la fertilité masculine à court terme. À fortiori, une hausse de 10% du coût présent d'appel mobile conduit à une baisse de 45,26% des dépenses présentes de la fertilité masculine. Pour les mois antérieurs, le coût d'appel mobile agit sur les dépenses de la fertilité masculine en dents de scie. C'est-à-dire, qu'il passe

du positif au négatif d'un mois à un autre. Ce coût d'appel mobile se stabilise à partir du deuxième mois antérieur.

Ainsi un accroissement de 10% des coûts passés d'appel mobile (à deux mois ou trois mois) impacte le coût présent de la fertilité en baisse de 54,44% (à deux mois) et en hausse de 45,54% (à trois mois). Le coût d'appel mobile peut servir à mobiliser des fonds auprès d'une tierce personne. C'est dans ce sens qu'une chute des dépenses de la fertilité peut expliquer une hausse du coût d'appel mobile.

Par contre, la forte hausse des dépenses de la fertilité pour une faible augmentation du coût d'appel mobile du mois d'après serait à la charge des ondes électromagnétiques. Dans la mesure où, l'impact des ondes commence à générer des effets sur la fertilité masculine (Adams et al., 2014 ; Bhargav et al. 2015 ; Cho et al., 2016 ; Deniz et al., 2017).

En outre, le chiffre d'affaires impacte positivement la fertilité masculine à court terme. Une forte croissance du coût présent de la fertilité masculine de 48,43% provient de la hausse de 10% du chiffre d'affaires présent. Dans le temps, le chiffre d'affaires fonctionne de façon alternative dans le sens contraire du coût d'appel mobile. À deux mois antérieurs d'une hausse de 10% du chiffre d'affaires, le coût présent de la fertilité masculine augmente fortement de 55,28%.

À contrario, le coût présent de la fertilité masculine baisse de 41,03% pour une augmentation de 10% du chiffre d'affaires à trois mois passés. L'action du chiffre d'affaires sur la fertilité masculine est aussi bivalente que celle de l'appel mobile. Pour leurs actions opposées sur les différentes périodes du passé, le chiffre d'affaires et le coût d'appel mobile semblent être les canaux d'actions sur les dépenses de la fertilité masculine. En Côte d'Ivoire, une discrimination du financement de l'économie est mise en évidence à travers les taxes directes sur le chiffre d'affaires (DGI, 2015).

Ensuite, l'investissement impacte la fertilité masculine, mais l'effet réel de cet impact débute à partir du quatrième mois antérieur. L'investissement influence négativement le coût présent de la fertilité masculine pendant toutes les périodes qui précèdent les quatre mois passés. De sorte qu'une augmentation de 10% de l'investissement (à quatre mois ou six mois) fait chuter la dépense de la fertilité de 28,62% (à quatre mois) et de 24,74% (à six mois). L'investissement permet de toucher un grand nombre d'individus à cause de leur accessibilité aux réseaux de la téléphonie mobile. Cet investissement peut servir à solliciter des transferts auprès d'une tierce personne pour financer ses soins de fertilité masculine, tout en occultant les effets des ondes électromagnétiques.

En conclusion, le coût d'appel mobile, le chiffre d'affaires et l'investissement influencent les dépenses de la fertilité masculine à court terme. D'où, les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine ont bien une relation à court terme.

4.1.2. Relation de long terme

Les ressources de la téléphonie mobile ont une relation de long terme sur les dépenses de la fertilité masculine. L'appel mobile, le chiffre d'affaires et l'investissement sont des canaux de transmissions de la téléphonie mobile. Or, l'influence de l'investissement n'est pas perceptible à long terme. Par contre, le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires ont des actions réelles sur les dépenses de la fertilité masculine. Aussi, le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaire agissent-ils inversement sur les dépenses de la fertilité masculine à long terme comme à court terme. Les résultats de la relation de long terme sont présentés dans le tableau 8.

Le coût d'appel mobile impacte négativement les dépenses de la fertilité masculine à long terme. Une augmentation de 10% des coûts d'appel mobile provoque une forte baisse 41,14% des dépenses de la fertilité masculine. Par conséquent, les ressources de la téléphonie mobile peuvent être une source de financement de la santé en général et en particulier la fertilité masculine. De même, le chiffre d'affaires influence positivement les dépenses de la fertilité masculine. Une hausse de 10% du chiffre d'affaires crée également une très forte croissance de 41,95% des dépenses de la fertilité masculine.

Tableau 8 : Résultats d'estimations des coefficients de long terme

Variables	Variable dépendante LFER			
	Coefficients	Écart-type	t-Statistique	Probabilité
LAM	-4,114493	1,342248	-3,065374	0,0053***
LCA	4,194530	1,222442	3,431271	0,0022***
LINV	0,167089	0,292076	0,572075	0,5726
C	15,304100	6,905743	2,216141	0,0364**

(***) significatif à 1% et (**) significatif à 5%

Source : Auteur

En Côte d'Ivoire, il apparaît urgent de contribuer au financement de la santé en général et de la fertilité masculine en particulier. Cette interpellation fait suite au fort taux de croissance du chiffre d'affaires de la téléphonie mobile année par année (ARTCI, 2016). En somme, la croissance du chiffre d'affaires pourrait solliciter très fortement les infrastructures d'investissements qui génèreraient les ondes électromagnétiques. Les résultats de la causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine pourraient nous en dire plus.

Cette approche d'analyse de la relation entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine a été employée parce qu'elle a servi d'application test (Nkoro et Uko, 2016), à la fiscalité au Maroc (Mohammed et El Mokhtar, 2016), à l'inflation et la croissance en Serbi (Obradovic et al., 2017) et à la croissance et la fiscalité en République Démocratique du Congo (RDC) (Kuma, 2018).

4.2. Causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité

Le résultat de la causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine est présenté dans le tableau 9.

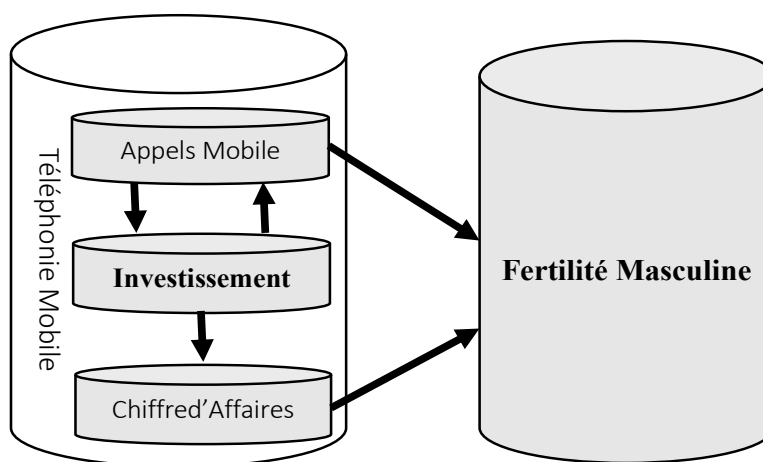
Tableau 9 : Résultats des tests de causalité de Toda et Yamamoto (1995)

k	d _{max}	Variables dépendantes	Variables explicatives			
			LFER	LAM	LCA	LINV
7	1	LFER	-	26,37*** (0,00)	18,58*** (0,01)	10,11 (0,25)
		LAM	10,14 (0,25)	-	10,04 (0,26)	18,21*** (0,01)
		LCA	11,88 (0,15)	9,99 (0,26)	-	20,68*** (0,00)
		LINV	12,06 (0,14)	19,35*** (0,01)	13,05 (0,11)	-

(***) significatif à 1%. Valeurs = statistiques de khi deux et (valeur) = probabilité de p-value. d_{max} = ordre maximal d'intégration des variables et k = décalage optimal du VAR à niveau pour le critère d'information AIC.

Source : Auteur

Le tableau montre d'une part, que le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires causent les dépenses de la fertilité masculine et d'autre part, que l'investissement cause le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires. Ensuite, le coût d'appel mobile cause l'investissement. De plus, une causalité bidirectionnelle existe entre le coût d'appel mobile et l'investissement. En conclusion, une causalité unidirectionnelle du coût d'appel mobile et du chiffre d'affaires est orientée vers les dépenses de la fertilité masculine. Toutes les causalités sont schématisées à la figure 2.



Source : Auteur

Figure 2 : Modèle conceptuel du lien de causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine

La figure 2 montre que les ressources de la téléphonie mobile cause directement les dépenses de la fertilité masculine par le biais du coût d'appel mobile et du chiffre d'affaires. En d'autre terme, la causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine est unidirectionnelle.

De manière interne à la téléphonie mobile, l'investissement à une causalité unidirectionnelle vers le chiffre d'affaires et une causalité bidirectionnelle avec le coût d'appel mobile. En somme, l'investissement cause indirectement la fertilité masculine. Cette causalité passe par le coût d'appel mobile ou le chiffre d'affaires pour impacter les dépenses de la fertilité masculine.

Au vu de la figure 2, le coût d'appel mobile cause directement l'investissement. Par ricochet, le coût d'appel mobile cause indirectement le chiffre d'affaires en passant par l'investissement. Le coût d'appel mobile est donc très déterminant pour les dépenses de la fertilité masculine, car il a une double action sur les dépenses de cette fertilité masculine. Ses actions sont directes et indirectes en passant par l'investissement et le chiffre d'affaires. En conclusion, le coût d'appel mobile détermine le degré de causalité de la téléphonie mobile sur les dépenses de la fertilité masculine.

L'approche de causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine s'est inspirée des travaux de Umar et Dahalan (2015) sur l'échange et l'inflation, de Debnath et Mazumder (2016) sur l'expansion monétaire et le niveau des prix et de Kuma (2018) sur la croissance et la fiscalité en RDC.

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

L'étude analyse les effets des ressources de la téléphonie mobile sur les dépenses de la fertilité masculine. Pour comprendre ces effets, nous recherchons des liens de long termes entre les variables des ressources de la téléphonie mobile et des dépenses de la fertilité masculine par la méthode de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (2001). Aussi, devons-nous trouver un sens de causalité entre les ressources de la téléphonie mobile et les dépenses de la fertilité masculine par la méthode de causalité au sens de Toda et Yamamoto (1995). Les données de l'étude ont été obtenues par courrier auprès de l'ARTCI pour les ressources de la téléphonie mobile et par immersion du chercheur à l'IPCI pour les dépenses de la fertilité masculine. Les données sont mensualisées sur la période de juin 2011 à décembre 2015.

Par la méthode de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (2001), les dépenses de la fertilité masculine est impactée par les ressources la téléphonie mobile. À court terme, le chiffre d'affaires agit positivement sur les dépenses de la fertilité masculine et le coût d'appel mobile influence négativement cette dépense de la fertilité masculine. D'une part, une hausse de 10% du chiffre d'affaires provoque un accroissement de 48,43% des dépenses de la fertilité masculine. D'autre part, une augmentation de 10% du coût d'appel mobile entraîne une chute de 45,26% des dépenses de la fertilité masculine. L'investissement ne présente aucun effet direct sur les dépenses la fertilité masculine.

À long terme, le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires présentent la même influence sur les dépenses de la fertilité masculine qu'à court terme. De sorte qu'une hausse de 10% du coût d'appel mobile déclenche une baisse de 41,14% des dépenses de la fertilité masculine. Aussi une augmentation de 10% du chiffre d'affaires entraîne un accroissement de 41,94% des dépenses de la fertilité masculine. De même, l'investissement n'influence pas directement la fertilité masculine.

En somme, l'influence des ressources de la téléphonie mobile sur les dépenses de la fertilité masculine est l'œuvre du coût d'appel mobile et du chiffre d'affaires à court et à long termes.

Par la méthode de causalité au sens de Toda et Yamamoto (1995), les ressources de la téléphonie mobile cause les dépenses de la fertilité masculine. Cette causalité est unidirectionnelle des ressources de la téléphonie mobile vers les dépenses de la fertilité masculine. La causalité est perceptible par le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires vers les dépenses de la fertilité masculine. Au sein des ressources de la téléphonie mobile, une causalité bidirectionnelle est réalisée entre le coût d'appel mobile et l'investissement et une causalité unidirectionnelle est orientée de l'investissement vers le chiffre d'affaires. De sorte que, l'investissement cause indirectement les dépenses de la fertilité masculine par l'intermédiaire du coût d'appel mobile et du chiffre d'affaires. Aussi, le coût d'appel mobile a-t-il une double causalité sur les dépenses de la fertilité masculine. L'une est directe et l'autre passe par l'investissement et le chiffre d'affaires. Le résultat de causalité confirme celui de court et long termes.

En conclusion, les méthodes de Pesaran, Shin et Smith (2001) et de Toda et Yamamoto (1995) ont montré que le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires influencent les dépenses de la fertilité masculine. En d'autres termes, l'action des ressources de la téléphonie mobile sur les dépenses de la fertilité masculine est déterminée par le coût d'appel mobile et le chiffre d'affaires. Toutefois, le coût d'appel mobile est l'élément central, car il agit sur les dépenses de la fertilité masculine directement ou par l'intermédiaire du chiffre d'affaires et de l'investissement. Par déduction, le téléphone mobile affecte négativement les spermatozoïdes.

Au regard des résultats, nous recommandons les mesures de politiques économiques suivantes :

- (i) Fiscaliser la minute d'appel mobile pour constituer une assurance individuelle pour le financement des dépenses de santé de la fertilité masculine ou des soins de santé en générale ;
- (ii) Fiscaliser le chiffre d'affaires pour constituer une mutuelle d'assurance pour le financement des dépenses de santé de la fertilité masculine ou des soins de santé en générale ;
- (iii) Rendre obligatoires l'approche de financement de la santé par la téléphonie mobile en Côte d'Ivoire ;
- (iv) Créer un organe public de gestion de cette approche de financement de la santé par la téléphonie mobile ;
- (v) Autoriser les sociétés d'assurance à utiliser cette approche d'assurance mobile pour collecter la prime d'assurance auprès des individus vulnérables.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUE

- Adams, J. A., Galloway, T. S., Mondal, D., Esteves, S. C., & Mathews, F. (2014). Effect of mobile telephones on sperm quality: a systematic review and meta-analysis. *Journal Environment International*, 70, pp. 106-112. doi:10.1016/j.envint.2014.04.015
- Agarwal, A., Deepinder, F., Sharma, R. K., Ranga, G., & Li, J. (2008). Effect of cell phone usage on semen analysis in men attending infertility clinic: an observational study. *Journal Fertil Steril*, 89 (1), pp 124-128. doi:10.1016/j.fertnstert.2007.01.166
- Agarwal, A., Desai, N. R., Makker, K., Varghese, A., Mouradi, R., Sabanegh, E., & Sharma, R. (2009). Effects of radiofrequency electromagnetic waves (RF-EMW) from cellular phones on human ejaculated semen: an in vitro pilot study. *Journal Fertil Steril* 92 (4), pp. 1318-1325. doi:10.1016/j.fertnstert.2008.08.022
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transaction on automatic Control*, Vol. 19.
- Akaike, H. (1979). Bayesian extension of the minimum AIC procedure. *Biometrika*, Vol. 66.
- ARTCI. (2015). *Rapport d'activités 2015*. Abidjan.
- ARTCI. (2016). *Le rapport des données statistiques 2016*. Abidjan.
- ARTCI. (2019). *Le rapport d'activité 2019*, . P. 13.
- Bhargav, H., Srinivasan, T. M., Varambally, S., Gangadhar, B. N., & Koka, P. (2015). Effect of mobile phone-induced electromagnetic field on brain hemodynamics and human stem cell functioning : possible mechanistic link to cancer risk and early diagnostic value of electronphonic imaging. *Journal of Stem Cells*, 10 (4), pp. 287-294. doi:jsc.2015.10.4.287
- Cho, M. Y., Lim, H. J., Jang, H., Kim, K., Choi, J. W., Shin, C., . . . Kim, N. (2016). A cross-sectional study of the association between mobile phone use and symptoms of ill health. *Environmental Health and Toxicology*, pp. 26-31. doi:10.5620/eht.e2016022
- Debnath, S., & Mazumder, R. (2016). Causality between Monetary Expansion and the Price Level in India since 1950s – A Re-Examination. *Journal of Reviews on Global Economics*, Vol. 5, pp. 154-164.
- Deniz, O., Kaplan, S., Selçuk, M. B., Terzi, M., Altun, G., K, Y. K., . . . Davis, D. (2017). Effects of short and long term electromagnetic fields exposure on the human hippocampus. *Journal of Microscopy and Ultrastructure*, 5 (4), pp. 191-197. doi:10.1016/j.jmau.2017.07.001
- DEPI. (2013). *Rapport statistique du secteur de la télécommunication 2013*. Abidjan: ARTCI.
- DGI. (2015). Impôts et taxes. *Les Publications de la DGI*.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root . *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, vol. 49, N° 4, pp. 1057-1072.
- Doran, M. (2016). Transient smartphone blindness. (D. P. Edward, Éd.) *New England Journal of Medicine*, 374 (25), pp. 2502-2503.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and error correction : representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55, N°2, pp. 251-276.
- Granger, C. (1988). Causality, cointegration and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12, n° 2-3, pp. 551-559.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods. *Econometrics*, 37, pp. 424-438.
- GSMA. (2016). *The Mobile Economy: Africa 2016*. Dar es Salaam.
- Hagras, A. M., Toraih, E. A., & Fawzy, M. S. (2016). Mobile phones electromagnetic radiation and NAD⁺-dependent isocitrate dehydrogenase as a mitochondrial marker in asthenozoospermia. *Journal Biochimie Open*, 3, pp. 19-25. doi:10.1016/j.biopen.2016.07.003
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol.12., pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, Vol.59, N°6, pp. 1551-1580.

- Kenneth, K. H. (2014). Assessment of stresses in the cervical spine caused by posture and position of the head. *Surgical technology international, Volume 25*, pp. 277-279.
- Kuma, J. K. (2018, Avril 13). Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda et Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels, Licence. Kinshasa, Congo. Récupéré sur <https://hal.archives-ouvertes.fr/cel-01766214>
- Kwiatkowski, D., Phillips, Schmidt, & Shin. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against an alternative of a unit root : how sure are we that economic time series have a unit root ? *Journal of Econometrics, 54*, pp. 159-178.
- La Vignera, S., Condorelli, R. A., Vicari, E., D'Agata, R., & Calogero, A. E. (2012). Effects of the exposure to mobile phones on male reproduction: a review of the literature. *Journal of Andrology, 33 (3)*, pp. 350-356. doi:10.2164/jandrol.111.014373
- Marshall, A. (1890). *The principles of economics*. London: Macmillan.
- Mohammed, A., & El Mokhtar, Z. (2016). Système fiscal et croissance économique, étude empirique : Cas du Maroc. *International Journal of Innovation and Applied Studies, Vol.18 No. 2*, pp. 438-444.
- Nkoro, E., & Uko, A. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointégration technique : application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods, Vol.5, n°4*, pp. 63-91.
- Obradovic, S., & al. (2017). Linkages between inflation and economic growth in Serbia : an ARDL bounds testing approach. *Engineering Economics, Vol.28, n°4*, pp. 401-410. Récupéré sur <http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.28.4.14003>
- Pesaran, H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*, pp. 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in a Time Series Regression . *Biometrika, 75(2)*, pp. 335-346.
- Salama, N., Kishimoto, T., & Kanayama, H. O. (2010). Effects of exposure to a mobile phone on testicular function and structure in adult rabbit. *International Journal of Andrology, 33 (1)*, pp. 88-94. doi:10.1111/j.1365-2605.2008.00940.x
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model . *The Annals of Statistics, Vol. 6*.
- Sidgwich, H. (1887). *Principles of Political Economy*. London: Macmillan.
- Tas, M., Dasdag, S., Akdag, M. Z., Cirit, U., Yegin, K., Seker, U., . . . Eren, L. B. (2014). Long-term effects of 900 MHz radiofrequency radiation emitted from mobile phone on testicular tissue and epididymal semen quality. *Electromagnetic Biology and medicine, 33 (3)*, pp. 216-222. doi:10.3109/15368378.2013.801850
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes,. *Journal of Econometrics, 66*, pp. 225-250.
- Umar, M., & Dahalan, J. (2015). Evidence on Real Exchange Rate-Inflation Causality : An Application of Toda-Yamamoto Dynamic Granger Causality Test. *International Business Management/Medwell Journals, Vol.9 (n°5)*, pp. 666-675.
- Wertheimer, N., & Leeper, E. (1979). Electrical Wiring configurations and childhood cancer. *Am J Epidemiol 109 (3)*, pp. 273-284.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics, 10*, pp. 251-270.

ANNEXE : RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES DES TESTS

Résultats du test de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (2001)

Estimation du modèle ARDL(5, 4, 4, 7)

Dependent Variable: LFER

Method: ARDL

Date: 03/17/19 Time: 13:28

Sample (adjusted): 2012M01 2015M12

Included observations: 48 after adjustments

Maximum dependent lags: 5 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (7 lags, automatic): LAM LCA LINV

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 2560

Selected Model: ARDL(5, 4, 4, 7)

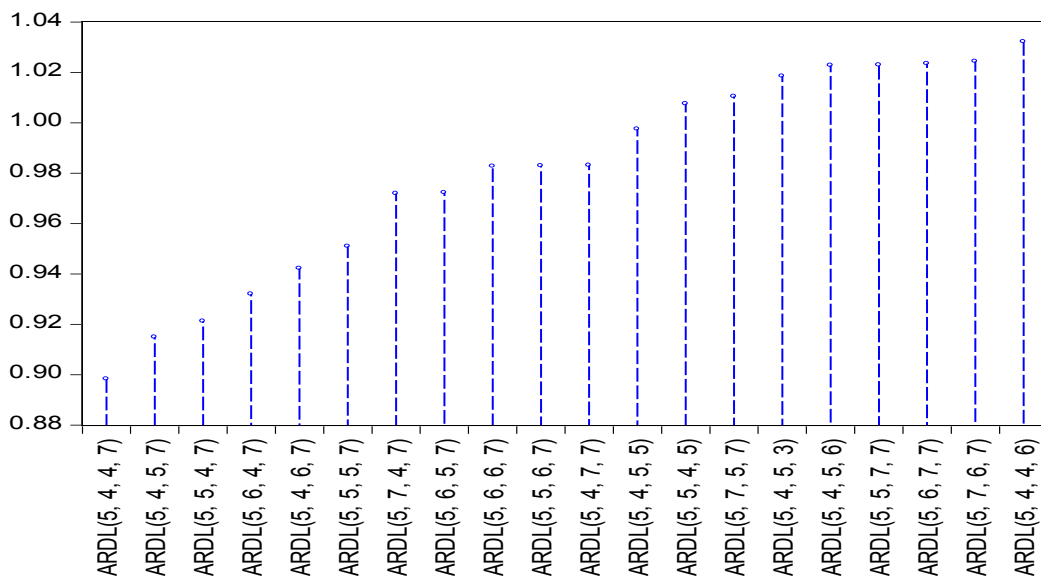
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LFER(-1)	0.495475	0.137091	3.614212	0.0014
LFER(-2)	0.117603	0.160676	0.731929	0.4713
LFER(-3)	-0.311256	0.184250	-1.689319	0.1041
LFER(-4)	0.301415	0.151211	1.993343	0.0577
LFER(-5)	-0.474401	0.139719	-3.395405	0.0024
LAM	-4.525531	1.336740	-3.385498	0.0024
LAM(-1)	1.000995	1.409272	0.710292	0.4844
LAM(-2)	-0.949670	1.423654	-0.667066	0.5111
LAM(-3)	5.443660	1.405541	3.873001	0.0007
LAM(-4)	-4.553851	1.146700	-3.971266	0.0006
LCA	4.842824	1.370007	3.534891	0.0017
LCA(-1)	-0.312609	1.437604	-0.217452	0.8297
LCA(-2)	0.549050	1.437306	0.381999	0.7058
LCA(-3)	-5.527946	1.434909	-3.852473	0.0008
LCA(-4)	4.102803	1.197578	3.425918	0.0022
LINV	0.107002	0.123135	0.868981	0.3935
LINV(-1)	-0.418205	0.130847	-3.196132	0.0039
LINV(-2)	-0.218606	0.143060	-1.528073	0.1396
LINV(-3)	0.198134	0.146397	1.353399	0.1885
LINV(-4)	-0.114992	0.130226	-0.883022	0.3860
LINV(-5)	0.286210	0.125458	2.281320	0.0317
LINV(-6)	0.058662	0.118047	0.496938	0.6238
LINV(-7)	0.247357	0.115252	2.146227	0.0422
C	13.33238	5.214314	2.556880	0.0173

R-squared	0.827172	Mean dependent var	13.34427
Adjusted R-squared	0.661545	S.D. dependent var	0.559030
S.E. of régression	0.325226	Akaike info criterion	0.898262
Sum squared resid	2.538533	Schwarz criterion	1.833863
Log likelihood	2.441702	Hannan-Quinn criter.	1.251827
F-statistic	4.994189	Durbin-Watson stat	2.066067
Prob(F-statistic)	0.000109		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Critère d'Information Akaike (AIC)

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Relation de cointégration entre les variables

 ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: LFER

Selected Model: ARDL(5, 4, 4, 7)

Date: 03/18/19 Time: 06:56

Sample: 2011M06 2015M12

Included observations: 48

Variable	Cointegrating Form			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LFER(-1))	0.366639	0.201110	1.823076	0.0808
D(LFER(-2))	0.484242	0.184123	2.629994	0.0147
D(LFER(-3))	0.172986	0.152136	1.137045	0.2667
D(LFER(-4))	0.474401	0.139719	3.395405	0.0024
D(LAM)	-4.525531	1.336740	-3.385498	0.0024
D(LAM(-1))	0.949670	1.423654	0.667066	0.5111
D(LAM(-2))	-5.443660	1.405541	-3.873001	0.0007
D(LAM(-3))	4.553851	1.146700	3.971266	0.0006
D(LCA)	4.842824	1.370007	3.534891	0.0017
D(LCA(-1))	-0.549050	1.437306	-0.381999	0.7058
D(LCA(-2))	5.527946	1.434909	3.852473	0.0008
D(LCA(-3))	-4.102803	1.197578	-3.425918	0.0022
D(LINV)	0.107002	0.123135	0.868981	0.3935
D(LINV(-1))	0.218606	0.143060	1.528073	0.1396
D(LINV(-2))	-0.198134	0.146397	-1.353399	0.1885
D(LINV(-3))	0.114992	0.130226	0.883022	0.3860
D(LINV(-4))	-0.286210	0.125458	-2.281320	0.0317
D(LINV(-5))	-0.058662	0.118047	-0.496938	0.6238
D(LINV(-6))	-0.247357	0.115252	-2.146227	0.0422
CointEq(-1)	-0.871164	0.207795	-4.192414	0.0003

$$\text{Cointeq} = \text{LFER} - (-4.1145 * \text{LAM} + 4.1945 * \text{LCA} + 0.1671 * \text{LINV} + 15.3041)$$

Résultats du test de causalité au sens de Toda et Yamamoto (1995)

Détermination du décalage optimal du VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LFER LAM LCA LINV

Exogenous variables: C

Date: 03/18/19 Time: 08:29

Sample: 2011M06 2015M12

Included observations: 48

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.784896	NA	1.69e-05	0.366037	0.521971	0.424965
1	30.16605	62.62044	7.72e-06*	-0.423585	0.356082*	-0.128948*
2	44.32346	23.00580	8.46e-06	-0.346811	1.056590	0.183536
3	55.47326	16.26012	1.07e-05	-0.144719	1.882415	0.621338
4	73.62362	23.44422	1.06e-05	-0.234318	2.416550	0.767449
5	97.03548	26.33833*	8.79e-06	-0.543145	2.731457	0.694332
6	113.5910	15.86568	1.05e-05	-0.566290	3.332045	0.906896
7	131.3389	14.05045	1.33e-05	-0.639121*	3.882948	1.069776

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

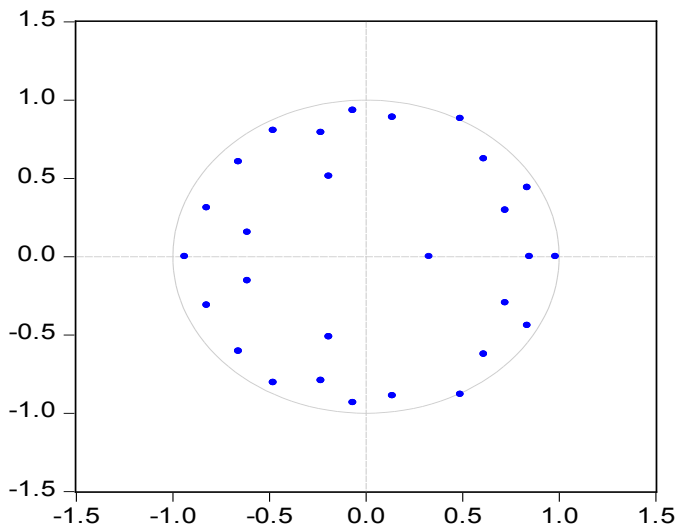
AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Test de stabilité du polynôme AR du modèle VAR(7)

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Estimation du modèle VAR(7)

Vector Autorégression Estimates

Date: 03/18/19 Time: 08:41

Sample (adjusted): 2012M01 2015M12

Included observations: 48 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LFER	LAM	LCA	LINV
LFER(-1)	0.380521 (0.23994) [1.58589]	0.288097 (0.11706) [2.46116]	0.271031 (0.11524) [2.35190]	-0.103497 (0.32310) [-0.32032]
LFER(-2)	-0.408201 (0.28862) [-1.41431]	-0.196462 (0.14081) [-1.39527]	-0.255249 (0.13862) [-1.84137]	0.142902 (0.38866) [0.36768]
LFER(-3)	-0.181769 (0.28972) [-0.62739]	0.280712 (0.14134) [1.98604]	0.269144 (0.13915) [1.93424]	-0.385106 (0.39014) [-0.98710]
LFER(-4)	-0.077550 (0.23658) [-0.32780]	0.002234 (0.11542) [0.01935]	-0.048936 (0.11362) [-0.43068]	-0.079797 (0.31857) [-0.25048]
LFER(-5)	-0.426395 (0.25050) [-1.70219]	-0.014956 (0.12221) [-0.12239]	-0.011023 (0.12031) [-0.09162]	0.099865 (0.33732) [0.29605]
LFER(-6)	0.071705 (0.26764) [0.26792]	0.195090 (0.13057) [1.49414]	0.216531 (0.12854) [1.68451]	0.254122 (0.36040) [0.70510]
LFER(-7)	-0.051328 (0.22741) [-0.22571]	-0.012115 (0.11094) [-0.10920]	0.021781 (0.10922) [0.19943]	0.337534 (0.30623) [1.10223]
LAM(-1)	0.121351 (1.91200) [0.06347]	0.940516 (0.93278) [1.00829]	0.713969 (0.91830) [0.77749]	1.800076 (2.57470) [0.69914]
LAM(-2)	-1.576989 (2.07425) [-0.76027]	-0.995113 (1.01194) [-0.98337]	-0.953692 (0.99622) [-0.95731]	1.869012 (2.79318) [0.66913]
LAM(-3)	6.232170 (2.00405) [3.10979]	0.818662 (0.97769) [0.83734]	0.689355 (0.96251) [0.71621]	0.952210 (2.69865) [0.35285]
LAM(-4)	-4.969809 (2.37260)	-2.318741 (1.15749)	-2.296537 (1.13951)	-1.587505 (3.19494)

	[-2.09467]	[-2.00325]	[-2.01537]	[-0.49688]
LAM(-5)	0.886897 (2.67993)	1.055201 (1.30742)	0.969429 (1.28712)	-6.951430 (3.60879)
	[0.33094]	[0.80708]	[0.75318]	[-1.92625]
LAM(-6)	-3.288835 (2.32157)	-0.100942 (1.13260)	-0.424099 (1.11501)	0.023086 (3.12622)
	[-1.41664]	[-0.08912]	[-0.38036]	[0.00738]
LAM(-7)	-0.948857 (2.17967)	1.826863 (1.06337)	1.699904 (1.04685)	3.379326 (2.93514)
	[-0.43532]	[1.71800]	[1.62382]	[1.15133]
LCA(-1)	0.846459 (1.92431)	-1.041760 (0.93879)	-0.811335 (0.92421)	-2.487605 (2.59127)
	[0.43988]	[-1.10968]	[-0.87787]	[-0.95999]
LCA(-2)	1.394008 (2.07024)	0.552492 (1.00998)	0.590996 (0.99430)	-1.928540 (2.78778)
	[0.67336]	[0.54703]	[0.59439]	[-0.69178]
LCA(-3)	-5.783347 (1.98288)	-0.517884 (0.96736)	-0.347543 (0.95234)	-1.217455 (2.67014)
	[-2.91664]	[-0.53536]	[-0.36494]	[-0.45595]
LCA(-4)	4.414987 (2.36272)	1.809280 (1.15267)	1.834750 (1.13477)	1.364629 (3.18163)
	[1.86860]	[1.56964]	[1.61685]	[0.42891]
LCA(-5)	-0.437694 (2.64120)	-0.919822 (1.28853)	-0.800077 (1.26852)	6.690323 (3.55664)
	[-0.16572]	[-0.71385]	[-0.63072]	[1.88108]
LCA(-6)	2.785990 (2.24665)	-0.073326 (1.09605)	0.201294 (1.07902)	0.361512 (3.02534)
	[1.24006]	[-0.06690]	[0.18655]	[0.11949]
LCA(-7)	1.099959 (2.18503)	-1.614267 (1.06598)	-1.506165 (1.04943)	-3.307973 (2.94235)
	[0.50341]	[-1.51435]	[-1.43523]	[-1.12426]
LINV(-1)	-0.387501 (0.17936)	0.025342 (0.08750)	0.032149 (0.08614)	0.192792 (0.24153)
	[-2.16042]	[0.28961]	[0.37319]	[0.79821]
LINV(-2)	-0.177792 (0.19365)	0.263378 (0.09447)	0.254675 (0.09300)	0.291649 (0.26076)
	[-0.91813]	[2.78792]	[2.73832]	[1.11845]
LINV(-3)	0.150729 (0.20636)	0.046744 (0.10067)	0.057051 (0.09911)	0.401124 (0.27789)
	[0.73042]	[0.46430]	[0.57562]	[1.44348]
LINV(-4)	-0.001788 (0.19951)	0.015123 (0.09733)	0.030748 (0.09582)	0.414952 (0.26866)
	[-0.00896]	[0.15538]	[0.32089]	[1.54452]

LINV(-5)	0.243430 (0.19796) [1.22971]	0.045831 (0.09657) [0.47457]	0.034263 (0.09507) [0.36038]	-0.067881 (0.26657) [-0.25465]
LINV(-6)	0.194532 (0.20586) [0.94497]	-0.085026 (0.10043) [-0.84662]	-0.074694 (0.09887) [-0.75547]	0.044713 (0.27721) [0.16130]
LINV(-7)	0.248042 (0.18982) [1.30672]	-0.028735 (0.09261) [-0.31030]	-0.040449 (0.09117) [-0.44368]	-0.211082 (0.25561) [-0.82579]
C	17.65924 (7.83360) [2.25429]	3.700175 (3.82168) [0.96821]	3.390506 (3.76232) [0.90117]	4.859558 (10.5487) [0.46068]
R-squared	0.776473	0.630033	0.657209	0.604248
Adj. R-squared	0.447064	0.084819	0.152044	0.021034
Sum sq. resids	3.283215	0.781420	0.757336	5.953529
S.E. equation	0.415693	0.202799	0.199649	0.559771
F-statistic	2.357171	1.155571	1.300979	1.036065
Log likelihood	-3.731977	30.71919	31.47053	-18.01584
Akaike AIC	1.363832	-0.071633	-0.102939	1.958994
Schwarz SC	2.494350	1.058884	1.027578	3.089511
Mean dependent	13.34427	8.978956	8.109905	6.057592
S.D. dependent	0.559030	0.211988	0.216811	0.565753
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.01E-06		
Determinant resid covariance		4.94E-08		
Log likelihood		131.3389		
Akaike information criterion		-0.639121		
Schwarz criterion		3.882948		