

L'ANALYSE DES DÉPÔTS DU SECTEUR PRIVÉ DANS LES BANQUES COMMERCIALES AU LIBAN: APPLICATION DU MODÈLE ARDL

Mahmoud Mourad

Université Libanaise, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (Branche 5), Saïda,
Liban
mmrad@ul.edu.lb

(Received 23 February 2011 - Accepted 9 January 2012)

RÉSUMÉ

Ce papier s'efforce d'enquêter sur la présence d'une relation de co-intégration entre deux variables financières qui représentent les dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban. Ces dépôts mensuels qui sont associés aux résidents et aux non résidents, sont divisés en deux catégories : dépôts en livres libanaises et dépôts en devises. Les données mensuelles couvrent la période de l'année 2000 à l'année 2010 (132 observations). On a utilisé la procédure ADF pour détecter la présence d'une racine unitaire. Pour étudier l'existence d'une relation d'équilibre à long terme, entre deux variables en niveau, on a utilisé la technique ARDL (Autoregressive Distributed Lag), une procédure de cointégration proposée par Pesaran, Shin and Smith, désormais (PSS). Pour les Dépôts des Résidents en livres libanaises et les Dépôts des Résidents en devises, ces résultats suggèrent l'existence d'une faible vitesse d'alignement à l'équilibre quand des chocs se manifestent à court-terme. Suite à un choc à court-terme, seulement 2% d'une déviation de l'équilibre à long terme seront corrigées après un mois. L'analyse de la variable " Grand Total ", révèle une excellente performance prévisionnelle : le pourcentage de l'erreur absolue moyenne est approximativement 0.49%, et les prévisions pour l'année 2011 indiquent que l'activité des dépôts bancaires au Liban est dans un progrès considérable.

Mots-clés: séries chronologiques, stationnarité, modèle ARDL, cointégration, prévision

ABSTRACT

This paper attempts to investigate the presence of a cointegration relationship between two variables that represent the financial private sector deposits at commercial banks in Lebanon. These monthly deposits, associated with residents and non residents, are divided into two categories: deposits in Lebanese pounds and deposits in foreign currency. Monthly data cover the period from 2000 until 2010 (132 observations). The ADF procedure was used to detect the presence of a unit root. To study the existence of an equilibrium relationship in the long term, between the variables in level, we used the technique ARDL (Autoregressive Distributed Lag). This procedure for cointegration was proposed by Pesaran, Shin and Smith (PSS). For the deposits of Residents in Lebanese pounds and in foreign currency, these results suggest the existence of a low speed of

alignment to equilibrium when shocks occur in the short-term. If a unit shock occurs at the short-term, only $\approx 2\%$ deviation from the long-run equilibrium will be corrected after one month. The analysis of the variable "Grand Total", shows an excellent predictive performance: the mean absolute percentage error (MAPE) is approximately 0.49%, and the forecasts for 2011 indicate that the activity of bank deposits in Lebanon is in considerable progress.

Keywords: time series, stationary, ARDL, cointegration, forecasting

INTRODUCTION

Les économies des pays en voie de développement témoignent de changements dans la composition de flux de capitaux parce que le marché mondial des actions s'étend rapidement. Les échanges sur tous les niveaux, les compétences techniques, investissements, émigration et immigration se sont étendus avec moins de contraintes. Le but de cette recherche est d'analyser et prévoir les variables suivantes :

X_{1t} : Dépôts des Résidents en livres libanaises (L.L.)

X_{2t} : Dépôts des Résidents en devises

X_{3t} : Dépôts des Non Résidents en L.L.

X_{4t} : Dépôts des Non Résidents en devises

X_{5t} : Total dépôts en L.L.

X_{6t} : Total dépôts en devises

X_{7t} : Grand Total

Donc sept séries chronologiques mensuelles seront analysées de janvier 2000 au décembre 2009 (120 observations). La première étape dans cette recherche sera l'analyse de la stationnarité de chacune des sept séries en utilisant la procédure de Dickey-Fuller augmentée (ADF). La deuxième étape consiste à étudier la cointégration bivariée selon la procédure suggérée par Pesaran *et al.*, 1996; 1997; 2001; Pesaran & Shin, 1999). Dans cette étape, le modèle ARDL sera examiné en respectant les diverses suggestions proposées par la technique PSS. En fait, l'examen d'une relation d'équilibre à long terme sera consacré aux couples (X_{1t}, X_{2t}) , (X_{2t}, X_{4t}) , et (X_{3t}, X_{4t}) . Si cette relation existe alors l'évolution des composantes de chaque couple est presque parallèle (voir les graphiques en annexe). En effet, le modèle à retards échelonnés autorégressifs (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) et ses ré-paramétrages seront utilisés pour estimer la relation linéaire bivariée. La troisième et dernière étape sera destinée à la prévision de la variable X_{7t} (Grand Total) et la qualité des prévisions sera mesurée par un critère approprié. Les résultats de cette étape seront d'un grand intérêt pour l'Etat libanais parce qu'ils autorisent à lire le futur des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban et par suite, ils aident les autorités politiques aux décisions adéquates. Finalement, on va proposer des recommandations pour la poursuite de cette recherche.

Le volume des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban fluctue avec le temps et son évolution est liée directement à la confiance au pays accordée par

les Résidents et les Non Résidents. Une partie importante de ces dépôts est gouvernée par la stabilité politique au Liban. La peur d'une chute de la livre libanaise pousse les libanais à effectuer des dépôts en devises. L'activité bancaire est l'un des indicateurs économiques qui informent sur l'état du progrès économique au Liban.

Les flux des capitaux contribuent à accroître les dépôts détenus par les banques commerciales libanaises. Par exemple, les dépôts du secteur privé ont atteint les 57 milliards de dollars à la fin de 2005, 3.8 % plus grand que leur total en 2004. Les emprunts des banques commerciales à l'économie privée ont subi un petit changement en 2005 (16.2 milliards dollars), comparés avec 15.9 milliards dollars en 2004. Les avances bancaires au secteur public ont atteint 17.7 milliards dollars à la fin de 2005, enregistrant ainsi une augmentation de 10.6 %, comparées avec 16 milliards dollars à la fin de 2004. L'énergie du flux des capitaux au Liban provient spécifiquement des versements de la forte diaspora libanaise. Les rapports de la Banque Centrale du Liban informent que le pays a reçu 5.6 milliards dollars des Non Résidents, représentant 25.8 % du produit intérieur brut du pays (PIB) en 2006. Quarante-cinq pour cent de versements sont envoyés par des États arabes du Golfe où plus de 400,000 libanais travaillent. Les estimations suggèrent que 9 millions de libanais vivent à l'étranger, avec une forte présence en Amérique du Sud. Le gouverneur de la banque centrale, Monsieur Riad Salamé a témoigné du rôle important joué par les expatriés libanais. La plupart de ces versements sont envoyés aux familles libanaises pour faire face à la vie quotidienne : nourritures, habillement, maison, visites médicales ainsi que l'instruction de leurs enfants dans les écoles et les universités. Cette énergie provenant des Non Résidents a assuré la sécurité de centaines de milliers de familles au Liban surtout pendant les crises économiques qui ont frappé le pays dans les trois dernières décennies.

Dans un rapport de l'UNCTAD (United Nations Conference on Trade And Development) publié en avril 2008, le Liban était classé au deuxième rang (par rapport aux versements relatifs à son PIB (23,3%)) parmi les 168 pays en voie de développement. En 2006 le Liban est classé au premier rang parmi les pays en voie de développement suivi par El Salvador (18.1% de PIB). En fait, on trouve rarement une famille libanaise qui n'a pas de support financier de l'un de ses membres à l'étranger. On croit, *a priori*, que les dépôts en livres libanaises et en devises sont corrélés et que par suite les tendances des dépôts des Résidents dans les banques commerciales ne sont pas indépendantes des tendances des Non Résidents.

Dans ce travail, on va étudier la présence d'une relation d'équilibre à long terme entre les variables :

$$X_{i,t} = \alpha_i + \beta_j X_{j,t} + \varepsilon_t$$

$$(i = 1, j = 2), (i = 3, j = 4) \text{ et } (i = 5, j = 6)$$

Les signes de β_j reflètent la sensibilité à long terme de $X_{i,t}$ par rapport à $X_{j,t}$. Si cette relation est validée par la technique de la cointégration suggérée par PSS, alors on va construire le modèle ARDL, et on va l'utiliser pour des objectifs prévisionnels.

Ce travail s'efforce d'enquêter sur une relation d'équilibre à long terme qui existerait entre les couples de variables présentés ci-dessus. Les données mensuelles couvrent la période 2000-2009. On va utiliser la procédure de Dickey-Fuller augmentée pour effectuer les tests de racines unitaires. Dans cette étape, on va choisir entre le type TS (trend stationary)

et le type DS (différence stationnary) des variables. Pour déceler la présence d'une relation d'équilibre à long terme, on va utiliser la procédure PSS de la cointégration, et le modèle ARDL sera établi pour déterminer les liaisons causales dynamiques entre les couples (X_{1t}, X_{2t}) , (X_{3t}, X_{4t}) , et (X_{5t}, X_{6t}) .

Le modèle à correction d'erreur VECM, et en particulier la version ARDL proposée par PSS, va informer de la vitesse d'ajustement vers la cible de long terme, des dépôts en L.L. ou en devises. Les signes de β_j doivent être significativement différents de zéro et négatifs pour que le mécanisme à correction d'erreur existe.

La dernière étape sera destinée au problème de la prévision de la variable X_{7t} (Grand Total). La qualité des prévisions sera mesurée à l'aide du critère MAPE (Mean Absolute Percentage Error). Les résultats prévisionnels seront d'un grand intérêt pour l'État libanais parce qu'ils permettent une anticipation objective et ils aident les autorités politiques à prendre les décisions adéquates.

UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE SUR LE MODÈLE ARDL

Les décalages temporels sont utilisés en économétrie pour plusieurs raisons. Inertie psychologique (habitude), revenu permanent contre revenu transitoire, raisons techniques et technologiques causant un délai dans les changements de la composition du travail et du capital, raisons institutionnelles, contrats de main d'œuvre *etc.*... Le modèle ARDL, qui est une sorte d'équation dynamique, attire aujourd'hui les chercheurs surtout dans sa version de correction d'erreur (CE). Sa popularité en économétrie appliquée a augmenté depuis l'apparition du théorème de représentation d'Engle et Granger (1987) (une combinaison linéaire stationnaire des variables non stationnaires). Sargan (1964) a utilisé le modèle (CE) pour estimer des équations structurelles avec des résidus autocorrélés. D'après Hylleberg et Mizon (1989), la formulation du modèle (EC) fournit une structure excellente dans laquelle il est possible d'exploiter l'information générée par les données et l'information disponible dans la théorie économique.

Une étude de spécification, d'estimation du modèle (CE) est donnée par Alogoskoufis et Smith (1995). En utilisant la procédure de Johansen, Mourad et Farhat (2007) ont trouvé une relation d'équilibre à long terme entre les flux d'investissement étranger direct pour les pays d'Europe de l'Ouest, d'Amérique du Nord ainsi que d'autres pays développés. Ils ont trouvé aussi une autre relation de cointégration entre les flux globaux de pays développés d'un côté et les flux du reste du monde d'un autre côté. Hassler et Wolters (2006) ont publié une étude très importante qui traite l'analyse de la cointégration dans une structure ARDL en montrant que l'estimation d'un vecteur de cointégration, à partir d'une spécification ARDL, est équivalente au modèle (CE). Oskooee and Chi Wing Ng (2002) ont examiné la demande de la monnaie à long terme de Hong-Kong sur des données trimestrielles en utilisant une procédure ARDL de cointégration : ils ont adopté une fonction de la demande monétaire d'une économie ouverte à partir d'une variable d'échelle et d'une variable représentant le taux d'intérêt domestique ; leur modèle incorpore explicitement des facteurs externes comme le taux de change et le taux d'intérêt. Un travail récent publié par Shahbaz *et al.* (2008) a suggéré l'utilisation de l'approche ARDL pour établir une forte relation entre le développement du marché boursier et la croissance économique du Pakistan.

Pour examiner la relation d'équilibre à long terme, entre les Dépôts des Résidents en L.L. et les Dépôts des Résidents en devises, (X_{1t}, X_{2t}) , entre les Dépôts des Non Résidents en L.L. et les Dépôts des Non Résidents en devises, (X_{3t}, X_{4t}) , et finalement entre les Total Dépôts en L.L. et les Total Dépôts en devises (X_{5t}, X_{6t}) , on va utiliser le modèle ARDL suivant la procédure de la cointégration (PSS) introduite par Pesaran *et al.* (1996; 2001). En se basant sur cette procédure, on teste l'hypothèse nulle de la non cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle il existe une relation d'équilibre à long terme. La procédure PSS examine l'existence d'une relation d'équilibre à long terme sans se soucier si les variables sous-jacentes sont I(0), I(1), ou fractionnement intégrées. Pesaran a disposé de deux ensembles de valeurs critiques en tenant compte du nombre de variables utilisées dans la régression (k), et en prenant en considération si le modèle contient une constante et/ou une tendance. Un ensemble suppose que toutes les variables sont I(0) et un autre ensemble suppose qu'elles sont toutes I(1). Cela fournit une bande couvrant toutes les classifications possibles des variables I(0), I(1), ou fractionnement intégrées. La représentation de la correction d'erreur du modèle ARDL est donnée par :

$$\Delta X_{j,t} = \alpha + \beta t + \sum_{k=1}^{m_1} b_k \Delta X_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{m_2} c_k \Delta X_{j,t-k} + \varphi_1 X_{i,t-1} + \varphi_2 X_{j,t-1} + \varepsilon_t$$

$(i = 1, j = 2), (i = 3, j = 4), (i = 5, j = 6)$

Ce papier contribuera à cette littérature en testant la présence d'une relation d'équilibre à long terme qui pourrait exister entre les composantes de chacun des trois couples de variables.

Les résultats anticipés de cette étude aideront les autorités financières et politiques au Liban. En effet, le modèle ARDL va informer sur des oscillations à court terme qui sont gouvernées par la relation d'équilibre à long terme; cela autorise à faire des prévisions et par conséquent aide le gouvernement libanais à orienter ses politiques en encourageant la Diaspora libanaise à participer pleinement à la construction du Liban surtout après les crises sérieuses internes et externes qui ont touché le pays.

MODÈLES À RETARDS ÉCHELONNÉS AUTORÉGRESSIFS

Dans les équations économétriques, les décalages temporels sont justifiés pour plusieurs raisons: raisons technologiques, facteurs psychologiques, la présence d'information imparfaite qui diffère la prise de la décision. On considère le modèle suivant :

$$Y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

où ε_t est un bruit blanc qui est non autocorrélé avec les X_t et avec les valeurs retardées de X_t et Y_t . La variable Y_t dépend non seulement des ses propres valeurs passées mais aussi des valeurs courantes et passées de X_t . Les valeurs maximales de p et q sont choisies

convenablement. Pratiquement on peut identifier p et q en utilisant l'un des critères automatiques comme le critère AIC (Akaike Information Criterion) ou le critère SBC (Schwarz Bayesian Criterion). Ce modèle est connu sous le nom « modèle à retards échelonnés autorégressifs » (Autoregressive Distributed Lag Model $ARDL(p, q)$). Le retard échelonné implique que la réponse à long terme de Y_t pour un changement dans X_t est différente de la réponse immédiate à court terme. L'impact immédiat sur $E(Y_t)$ pour un changement un-unitaire dans X_t est donné par le paramètre φ_0 qui est appelé multiplicateur d'impact de X_t ou multiplicateur de court terme (Judge *et al.*, 1988). L'effet

cumulé q périodes après un choc se produisant à la période t est donné par $\sum_{j=0}^q \beta_j$, c'est le multiplicateur d'équilibre ou multiplicateur de long terme (Mignon, 2008). On suppose que Y_t est un processus $I(0)$ et que X_t est constante en niveau ($E(X_t) = X$) pour au moins q périodes alors on obtient :

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i\right) E(Y_t) = \varphi_0 + \left(\sum_{j=0}^q \beta_j\right) X$$

Ou bien

$$E(Y_t) = \frac{\varphi_0}{\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i\right)} + \frac{\left(\sum_{j=0}^q \beta_j\right)}{\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i\right)} X$$

Cette équation donne la relation d'équilibre entre X_t et Y_t . L'effet à long terme sur Y_t pour un changement unitaire dans X_t , est donné par $\frac{\left(\sum_{j=0}^q \beta_j\right)}{\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i\right)}$. C'est le multiplicateur à long terme.

En utilisant l'opérateur de retard B qui est défini par ($B^h X_t = X_{t-h}$), on obtient :

$$Y_t = \frac{\varphi_0}{\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i B^i\right)} + \frac{\left(\sum_{j=0}^q \beta_j B^j\right)}{\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i B^i\right)} X_t + \omega_t$$

$$= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i X_{t-i} + \omega_t$$

$$\omega_t = \left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i B^i\right)^{-1} \varepsilon_t$$

où Les paramètres α et θ_i sont obtenus par une procédure d'identification.

En se basant sur cette expérience dans l'analyse des séries temporelles et en particulier le choix entre processus TS et DS, et l'usage des tests des racines unitaires

(Mourad, 2007), la décision de la stationnarité porte un certain degré d'incertitude en ce qui concerne l'ordre d'intégration des variables sous-jacentes. Pour cette raison, on va utiliser la procédure d'intégration PSS proposée par Pesaran, Shin et Smith (1996; 2001), pour tester l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre les variables en niveaux, quand les ordres d'intégration ne sont pas connus avec certitude. L'approche PSS est applicable indépendamment si les variables sous-jacentes sont purement I(0), purement I(1) ou mutuellement cointégrées. On utilise la statistique de Wald ou la statistique familière F pour tester la signification de retard des variables en prenant en considération la contrainte d'un modèle à correction d'erreur (ECM). On suppose que les variables en niveaux vérifient l'équation linéaire suivante :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t$$

où ε_t est le terme d'erreur. L'approche PSS de la cointégration respecte les étapes suivantes :

Première étape : on estime la version bivariée d'un modèle à correction d'erreur (ECM).

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \Upsilon Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

où Υ et δ sont les multiplicateurs de long terme, les paramètres $\varphi_i, i = 1, \dots, p - 1$ et $\psi_j, j = 1, \dots, q - 1$ sont les coefficients dynamiques de court terme, p et q sont les ordres du modèle ARDL sous-jacent (p fait référence à Y_t et q fait référence à X_t), t représente le temps (variable déterministe) et ε_t est un bruit blanc non autocorrélé avec ΔX_t et avec les valeurs retardées de X_t et Y_t . La procédure PSS différencie entre cinq cas suivant la présence des composantes déterministes dans le modèle :

Cas 1 (sans constante et sans trend) : le modèle à correction d'erreur devient :

$$\Delta Y_t = \Upsilon Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Cas 2 (avec une restreinte constante et sans trend): le modèle ECM devient:

$$\Delta Y_t = \Upsilon[(Y)_{t-1} - \mu_{0Y}] + \delta[(X)_{t-1} - \mu_{0X}] + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Cas 3 (avec une constante et sans trend): le modèle ECM devient:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \Upsilon Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Cas 4 (avec une constante et avec un restreint trend):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \Upsilon[(Y)_{t-1} - \alpha_{1Y}t] + \delta[(X)_{t-1} - \alpha_{1X}t] + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Cas 5 (avec une constante et avec un trend):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \Upsilon Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Deuxième étape : on teste la nullité jointe des multiplicateurs de long terme Υ et δ en utilisant le test-F. Donc on considère les deux hypothèses suivantes:

$$H_0: \Upsilon = \delta = 0 \text{ (non cointégration)}$$

$$H_a: \Upsilon \neq 0 \text{ ou } \delta \neq 0$$

En effet, il s'agit d'un test de rapport de vraisemblance standard appliqué à l'hypothèse nulle. L'hypothèse nulle est rejetée pour les valeurs calculées élevées de la statistique de test. Cependant, la distribution asymptotique de ce test varie si les variables sous-jacentes sont $I(0)$ ou $I(1)$. En tout cas, ce n'est pas une distribution de Fisher standard et par suite la valeur calculée de cette statistique doit être comparée aux valeurs critiques fournies par PSS. On dispose de deux ensembles de valeurs critiques appropriées : un ensemble suppose que toutes les variables sont $I(1)$ et un autre suppose qu'elles sont toutes $I(0)$. Cela fournit une bande couvrant toutes les classifications possibles des variables entre $I(1)$ et $I(0)$ ou même fractionnement intégrées.

Troisième étape : les F-Statistiques calculées à la deuxième étape seront comparées aux bornes inférieure (*F lower, FL*) et supérieure (*F upper, FU*) de la bande critique de la procédure PSS aux niveaux de confiance 90, 95 et 99 %. Trois cas se manifestent: Si $F > FU$ alors on rejette $H_0: \Upsilon = \delta = 0$, et par suite on conclut qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre X_T et Y_T , en indiquant la présence d'une relation de cointégration. Si $F < FL$ alors on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle, et dans une telle situation, une relation d'équilibre à long terme ne semble pas exister entre les variables en questions. Finalement si $FL < F < FU$ alors le test est non conclusif et l'ordre d'intégration des variables sous-jacentes doit être étudié plus profondément.

L'objectif de ce travail est d'appliquer la version PSS du modèle *ARDL* aux trois paires de variables associées aux dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban. La procédure PSS a l'avantage d'éviter la classification des variables entre $I(1)$ et $I(0)$ et contrairement aux tests des racines unitaires standards, il n'y a aucun besoin de tester préalablement la présence d'une racine unitaire.

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Avant d'analyser ces variables à l'aide de l'approche *ARDL* proposée par PSS, la stationnarité de toutes les variables a été testée en utilisant la procédure ADF (Augmented Dickey-Fuller). Les résultats présentés dans le Tableau 1 montrent que les six premières variables sont $I(1)$, et la variable « Grand Total » est intégrée d'ordre 2. Pour éviter toute éventuelle ambiguïté dans l'ordre d'intégration des variables, on va utiliser l'approche PSS.

TABLEAU 1
Résultats des Tests ADF

X	P	τ_τ	τ_μ	τ	Conc.
X_1	6	-0.85	0.90	1.74	
ΔX_1	5	-3.96*	-3.34*	-2.96*	Stat.
X_2	9	-1.82	0.84	3.31	
ΔX_2	8	-4.03*	-3.94*	-2.11*	Stat.
X_3	3	1.08	2.46	3.06	
ΔX_3	2	-6.13*	-5.27*	-4.85*	Stat.
X_4	5	-0.3	1.90	3.66	
ΔX_4	4	-6.24*	-5.76*	-4.69*	Stat.
X_5	5	-0.67	1.03	1.80	
ΔX_5	4	-3.95*	-3.28*	-2.88*	Stat.
X_6	13	-0.88	1.82	3.41	
ΔX_6	12	-3.65*	-3.02*	-1.08	Stat.
X_7	14	1.07	2.82	2.54	
ΔX_7	13	-3.02	-1.62	-0.47	
$\Delta^2 X_7$	12	-3.96*	-3.98*	-3.95*	Stat.

* indique la signification au niveau 5 %. Les valeurs critiques pour ces tests sont obtenues par Dickey et Fuller (1979, 1981). On distingue entre 3 cas: a) avec constante et avec trend (τ_τ), b) avec constante et sans trend (τ_μ), c) sans constante et sans trend (τ).

L'équation générale utilisée est

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Dans la suite, on utilise la procédure PSS en se limitant respectivement aux cas 3 et 5 (ne pas imposer des restrictions sur la constante et sur le trend):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Pour tenir compte de la sensibilité des F-statistiques aux retards imposés aux variables différenciées (Bahmani-Oskooee & Brooks, 2003), et étant donné la nature mensuelle des observations, les modèles ci-dessus sont estimés pour les ordres $p, q = 1, 2, \dots, 12$. Dans le Tableau 2, on présente les ordres du modèle $ARDL(p, q)$ proposés par le critère AIC et les F-statistiques sous l'hypothèse nulle de la non cointégration.

TABLEAU 2
Identification du Couple (p, q) et Tests F

Couples	Identification des ordres p et q et F-statistiques	
	Cas 3	Cas 5
(X_{1T}/X_{2T})	$p_{crit} = 12 (400.61)$ $q_{crit} = 4 (343.05)$ $F = 5.51^{**}$	$p_{crit} = 12 (400.23)$ $q_{crit} = 3 (344.09)$ $F = 2.09$
(X_{3T}/X_{4T})	$p_{crit} = 1 (112.43)$ $q_{crit} = 1 (-131.07)$ $F = 4.79^{**}$	$p_{crit} = 1 (110.5)$ $q_{crit} = 1 (-129.07)$ $F = 0.69$
(X_{5T}/X_{6T})	$p_{crit} = 12 (412.84)$ $q_{crit} = 3 (404.24)$ $F = 3.97$	$p_{crit} = 12 (416.26)$ $q_{crit} = 3 (405.54)$ $F = 1.39$

Les valeurs critiques sont données par PSS (2001). Table CI (III) de PSS: constante et sans trend.

Les valeurs critiques sont, [4.04,4.78] au niveau 10 %, [4.94,5.73] au niveau 5 %, et [6.84,7.84] au niveau 1 %.

Table CI (V) de PSS: constante et avec trend. Les valeurs critiques sont, [5.59,6.26] au niveau 10 %, [6.56,7.30] au niveau 5 % et [8.74,9.63] au niveau 1%.

** Le test est significatif pour un niveau de 10 %.

TABLEAU 3

Résultats des Tests F pour les Trois Couples

Ordres (p, q)	(X_{1T}/X_{2T})		(X_{3T}/X_{4T})		(X_{5T}/X_{6T})	
	a	b	a	b	a	b
(1,1)	11.19*	0.77	4.79**	0.69	6.77*	0.24
(2,2)	12.82*	1.06	4.10	0.57	7.62*	0.32
(3,3)	12.32*	1.58	4.15	0.74	6.56*	0.40
(4,4)	6.22*	0.84	2.51	0.26	4.32	0.35
(5,5)	4.92**	0.52	1.89	0.16	3.92	0.44
(6,6)	3.61	0.39	1.85	0.17	2.99	0.40
(7,7)	4.01	0.73	1.21	0.03	3.45	0.65
(8,8)	4.67	1.14	1.17	0.22	2.76	0.86
(9,9)	4.35	1.20	1.19	0.15	2.63	0.81
(10,10)	4.98**	1.58	1.45	0.15	2.97	0.98
(11,11)	6.28*	2.75	1.30	0.07	4.00	1.63
(12,12)	4.52	1.78	0.87	0.02	3.44	1.41

** Le test est significatif pour un niveau de 10 %.

* Le test est significatif pour un niveau de 5 %.

Couple [(X_{1t}, X_{2t}):

Au cas (3) et pour le [(X_{1t}, X_{2t}), certaines valeurs des F-statistiques (p = 11, q = 4) sont supérieures à la limite supérieure de la bande critique pour un niveau de signification de 10 %. Mais pour les autres valeurs de p, F < FL et par conséquent, une cointégration ne semble pas exister entre X_{1t} et X_{2t}. Au cas (5), toutes les valeurs de F-Statistiques sont au-dessous des bornes inférieures de la bande critique. Dans la suite, en se basant sur les résultats des Tableaux 2 et 3, on accorde plus d'attention à l'existence d'une cointégration entre les Dépôts des Résidents en L.L et les Dépôts des Résidents en devises. L'estimation de la relation d'équilibre est :

$$X_{1t} = -1.60 + 0.569X_{2t} + \varepsilon_t \quad (-1.22) \quad (14.84)$$

Le coefficient de variable X_{2t} (Dépôts des Résidents en devises) est 0.569, positif et significativement différent de zéro (t-stat = 14.84) au niveau de 5 %. Donc si la variable X_{2t} augmente d'un milliard de dollars alors les Dépôts des Résidents en L.L. (convertis en dollars) augmentent de 569 millions de dollars. Finalement, la représentation de la correction d'erreurs pour le modèle ARDL(12,4) est (les t-statistiques figurent entre parenthèses) :

$$\begin{aligned} \Delta X_{1,t} = & 0.16 + 0.45\Delta X_{1,t-1} - 0.14\Delta X_{1,t-2} + 0.28\Delta X_{1,t-4} + 0.14\Delta X_{1,t-8} \\ & (2.89) \quad (6.02) \quad (-1.83) \quad (3.59) \quad (2.07) \\ & + 0.21\Delta X_{1,t-11} - 0.63\Delta X_{2,t} - 0.13\Delta X_{2,t-3} + 0.24\Delta X_{2,t-4} \\ & (3.07) \quad (-8.09) \quad (-1.62) \quad (2.59) \\ & - 0.019ECM_{t-1} + \varepsilon_t \\ & \quad \quad \quad (-2.06) \end{aligned}$$

avec ECM_t = X_{1t} + 1.6 - 0.569X_{2t} représente le résidu de l'estimation de la relation de long terme. Les autres coefficients ne sont pas significatifs. Le coefficient de ECM_{t-1} est -0.019 (t-ratio = -2.06), il a le signe correct (négatif) et par suite il existe bien un mécanisme à correction d'erreur. A long terme, les deux variables évoluent de façon similaire. La valeur estimée -0.019 informe de la vitesse des processus X_{1t} et X_{2t} de s'aligner à l'équilibre après un choc à court terme. Seulement approximativement 2 % de déséquilibre de ce choc au mois antérieur est corrigée après un mois. Autrement dit, une déviation de l'équilibre à long terme suite à un choc de court terme est corrigée approximativement 2 % après un mois.

Couple [(X_{3t}, X_{4t}):

Le coefficient de ECM_{t-1} n'est pas significatif. Il n'y a pas un mécanisme de correction d'erreur. La régression de X_{3t} sur X_{4t} est fallacieuse (spurious regression).

$$X_{3t} = -0.65 + 0.183X_{4t} + \varepsilon_t \quad (-7.15) \quad (17.9)$$

On a estimé un modèle **ARDL(7,1)** :

$$\Delta X_{5t} = 0.18\Delta X_{5t-1} + 0.17\Delta X_{5t-4} + 0.22\Delta X_{5t-7} + 0.07\Delta X_{5t} + 0.06\Delta X_{5t-1} + \varepsilon_t$$

(2.14)
(2.13)
(2.75)
(4.32)
(3.25)

Couple $[(X_{5t}, X_{6t})]$:

Le coefficient de ECM_{t-1} n'est pas significatif. Il n'y a pas un mécanisme de correction d'erreur. La régression de X_{5t} sur X_{6t} est fallacieuse :

$$X_{5t} = -2.84 + 0.505X_{6t} + \varepsilon_t$$

(2.17) (16.66)

On a estimé un modèle **ARDL(4,0)** :

$$\Delta X_{5t} = 0.16 + 0.57\Delta X_{5t-1} - 0.16\Delta X_{5t-2} + 0.25\Delta X_{5t-4} - 0.25\Delta X_{6t} + \varepsilon_t$$

(3.12)
(6.96)
(-1.92)
(3.62)
(-3.32)

Prévision de la variable Grand Total:

Deux types de prévisions seront effectués :

- a) Prévisions ex-post (ex-post forecasts) : Le modèle est estimé sur la période 2000 :01-2009 :12 et les prévisions seront calculées pas à pas pour prévoir l'année 2010. Une analyse de la qualité de la performance prévisionnelle sera effectuée en utilisant le critère MAPE (Mean Absolute Percentage Error).
- b) Prévisions ex-ante (ex-ante forecasts). Le modèle est estimé sur la période 2000-2010 pour prévoir les 12 observations de l'année 2011.

Cependant la prédiction de l'avenir exige une stabilité dans les paramètres du modèle. Dans le cas où les paramètres dépendent du temps, donc instables, on ne peut pas utiliser le modèle proposé pour des objectifs prévisionnels. Pour cela il faut effectuer une analyse de stabilité dans les paramètres de ce modèle proposé qui est :

$$\Delta^2 X_{7t} = -0.65\Delta^2 X_{7t-1} - 0.59\Delta^2 X_{7t-2} - 0.45\Delta^2 X_{7t-3} - 0.37\Delta^2 X_{7t-4} - 0.19\Delta^2 X_{7t-11} - 0.20\Delta^2 X_{7t-13} + \varepsilon_t$$

(-7.48)
(-6.06)
(-4.65)
(-4.32)
(-2.64)
(-2.65)

En écrivant le modèle estimé pour la variable en niveau, on obtient :

$$X_{7t} = 1.85X_{7t-1} - 0.29X_{7t-2} + 0.07X_{7t-3} - 0.05X_{7t-4} + 0.28X_{7t-5} - 0.37X_{7t-8} - 0.19X_{7t-11} + 0.38X_{7t-12} - 0.40X_{7t-13} + 0.41X_{7t-14} - 0.20X_{7t-15} + \varepsilon_t$$

Dans la suite, on va évaluer la robustesse de ce modèle estimé, c'est-à-dire la stabilité de ses paramètres. On utilise le test de Chow pour détecter une éventuelle présence d'un changement structurel dans cette série chronologique. Pour cela, on a estimé le modèle sur l'ensemble de la période (pooled sample) et sur une partie de la série (un échantillon) de taille $n_1 - 12 - h, h = 12; i = 1, \dots, 5$. la statistique utilisée du test de Chow est la suivante :

$$CHT = \frac{[(SSR)_P - SSR_1] / h}{SSR_1 / (n_1 - p)} = \frac{[(SSR)_P - SSR_1]}{SSR_1} \times \frac{(n_1 - p)}{h}$$

SSR_P : Somme des carrés des résidus si l'estimation est faite sur l'ensemble de la période.

SSR_1 : Somme des carrés des résidus si l'estimation est faite sur l'échantillon de taille $132 - h$.

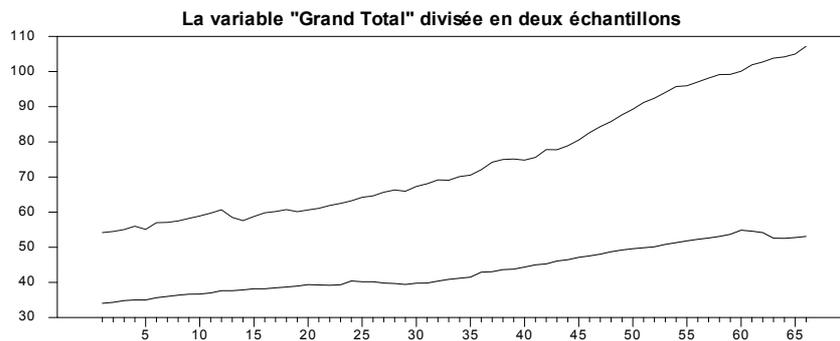
CHT suit la distribution de F à $(h, n_1 - p)$ degrés de liberté avec p est le nombre des paramètres dans le modèle. Il s'agit d'un test de Chow (estimations roulantes).

Les résultats figurent dans le Tableau suivant :

Test de Chow pour la Robustesse du Modèle

H	SSR_P	SSR_1	CHT	$F_{h; n_1 - (k+1)}$	Conclusion
12	46.369	42.328	0.7876	1.86	Test passed
24	46.369	38.077	0.7894	1.66	Test passed
36	46.369	31.553	0.9782	1.59	Test passed
48	46.369	29.164	0.7743	1.54	Test passed
60	46.369	12.992	2.1836	1.58	Test failed

Conclusion générale: Une rupture existe sur la première moitié de 2005. C'est la date d'assassinat du premier ministre Rafic Hariri (14 Février 2005).

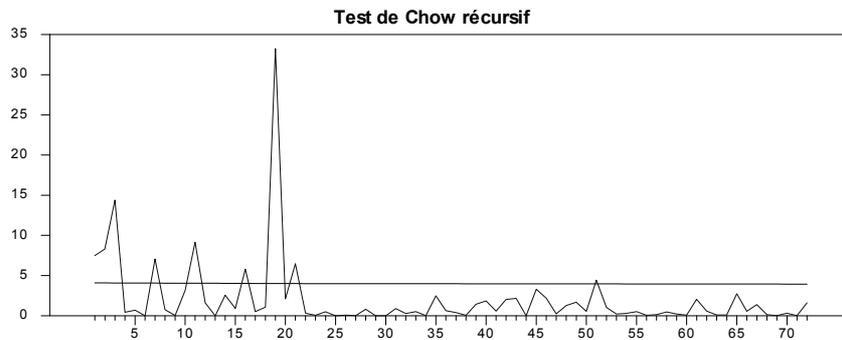


Test de Chow récursif:

On estime le modèle pour les m premières observations de notre variable. La taille de l'échantillon regroupé est $m + 1$. On calcule la statistique de Chow pour chaque récession en démarrant par $m = 60$ et en terminant avec $m = 131$. La statistique calculée sera :

$$CHI = \frac{[(SSR)_F - SSR_1] / 1}{SSR_1 / (m - p)} = \frac{[(SSR)_F - SSR_1]}{SSR_1} \times \frac{(m - p)}{1}$$

où p est le nombre des paramètres. Les résultats sont présentés dans le graphique suivant :

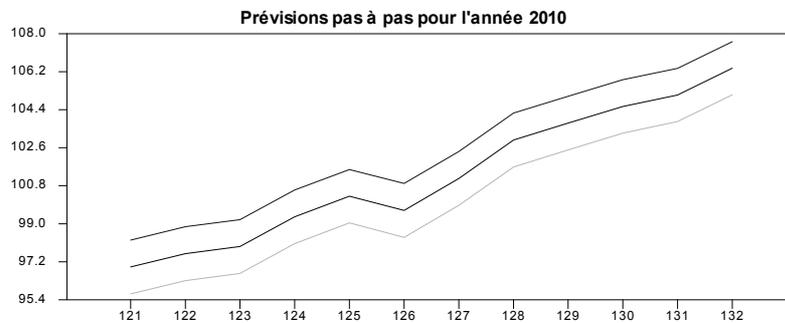


L'inspection de ce graphique révèle un pic énorme pendant les périodes 2000 :1-2006 :6 et 2000 :1-2006 :7. Les valeurs calculée et critique sont respectivement $CHI = 33.26$ et $F_{1;57} = 4.012$. La date correspond à la guerre israélienne contre le Liban en Juillet 2006. A partir de cette date, on constate une robustesse successive du modèle.

Les différentes démarches utilisées dans le test de la stabilité des paramètres, aboutissent à une acceptation de l'hypothèse de la stabilité sur la période 2000-2009 ou 2000-2010. Ce qui permet d'effectuer les deux types de prévisions (ex-post et ex-ante).

La prévision pour le mois de décembre de l'année 2011 est 121.6 milliards de dollars. La qualité des prévisions pas à pas pour l'année 2010 (12 observations) est excellente :

$MAPE = 0.0049 = 0.49 \%$.



CONCLUSION

Avant de passer à la conclusion liée directement aux techniques économétriques utilisées dans cette recherche (version FSE du modèle $ARDL$), on attire l'attention sur le fait que parmi le total des dépôts en livres libanaises (à l'équivalent de 36.5 billions de dollars en fin de l'année 2010), les résidents assurent 92.6 %. Tandis que ces résidents assurent à la même période à peu près 77 % des dépôts en devises (52.21 billions de dollars). Le Grand Total évalué à 107.2 billions de dollars est couvert à l'ordre de 82,76 % des résidents. Cette situation des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales libanaises reflète la force efficace des résidents à l'épargne malgré la faible valeur du taux d'intérêt sur les bons du Trésor (3.93 % à 3 mois en Décembre 2010). Cette confiance au système bancaire libanais résulte en partie d'une saine gestion faite par la Banque Centrale du Liban de l'ensemble du système monétaire du pays. La conformité des règles et des procédures de contrôle aux critères internationaux a contribué à la confiance du peuple libanais à son système bancaire en empêchant la fuite des capitaux en dépit de toutes les crises politiques et financières qui ont touché un certain nombre des pays notamment les États-Unis d'Amérique (depuis la chute de la maison Lehman Brothers). Cette abondance de liquidité et cette augmentation mensuelle importante dans les dépôts du secteur privé a poussé la société d'investissement londonienne « Blakeney Investors » de considérer le Liban une « zone bancaire protégée ». Du point de vue technique, seulement une faible relation de cointégration existe entre les Dépôts des Résidents en livres libanaises et les Dépôts des Résidents en devises (une correction à l'ordre de 2 % aura lieu un mois plus tard si un choc se produit à court terme en provoquant une déviation de l'équilibre). Chacun des deux autres couples de variables (Dépôts des Non Résidents en L.L et Dépôts des Non Résidents en devises) et (Total dépôts en L.L. et Total dépôts en devises) suit respectivement un modèle $ARDL(7,1)$ (resp. $ARDL(4,0)$). Le Grand Total qui mesure le potentiel des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales libanaises, est un processus non stationnaire et intégré d'ordre 2 ($I(2)$). Cette variable suit un modèle AR(15) en niveau, donc AR(13) en différence secondaire. La qualité de la prévision mensuelle faite pas à pas et pour l'année 2010, est d'une performance considérable ($MAPE = 0.49\%$). L'anticipation de l'année 2011 annonce une croissance importante dans le volume des dépôts du secteur privé (de l'ordre de 122 billions de dollars en fin de période). D'où la nécessité d'une stabilité politique dans le pays qui favoriserait sans doute le volume des crédits accordés aux secteurs privé et public. Enfin, on se demande si les résultats de cette recherche trouveraient une certaine écoute de la part des autorités politiques du pays.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier l'Université Libanaise (Ecole Doctorale des Sciences Economiques et de Gestion), pour avoir financé cette recherche.

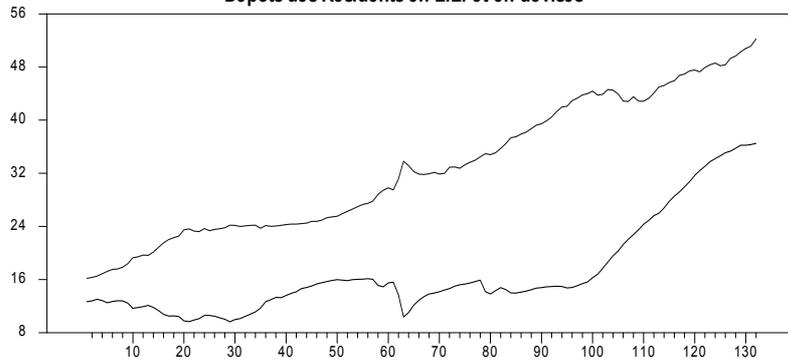
BIBLIOGRAPHIE

- Alogoskoufis, G., Smith, R. 1995. On error correction models: specification, interpretation, estimation. *In: Surveys in econometrics* (L. Oxley, D.A.R. George, C.J. Roberts, S. Sayer, eds.), Blackwell Publishers, Oxford, pp. 139-170.
- Bahmani-Oskooee, M. and Brooks, T. 2003. A new criteria for selecting the optimum lags in Johansen's cointegration technique. *Applied Economics, Taylor and Francis Journals*, 35(8): 875-880.
- 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(366): 427-431.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- Engle, R.F. and Granger C.W.J. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Hassler, U. and Wolters, J. 2006. Autoregressive distributed lag models and cointegration. *Advance in Statistical Analysis (ASTA)*, 90(1): 59-74.
- Hylleberg, S. and Mizon, G.E. 1989. Cointegration and error correction mechanisms. *The Economic Journal*, 99: 113-125.
- Judge, G.G., Hill, R.C., Griffiths, W., Lütkepohl, H. and Lee, T.C. 1988. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. Second Edition, John Wiley & Sons.
- Mignon, V. 2008. *Econométrie - Théorie et applications*. Economica, Paris.
- Mourad, M. 2007. Modeling the import and export system of the United States : using the error correction model representation. *Dirasat, Administrative Sciences*, 34(1): 182-199.
- Mourad, M. 2007. The treasury transactions in Lebanon: a co-integration analysis using the Engle-Granger procedure. *Lebanese Science Journal*, 8(1): 109-130.
- Mourad, M. and Farhat, M. 2007. The foreign direct investment of outflows in the world: a co-integration analysis. *Arab Journal of Administration*, 27(2): 217-242.
- Oskooee, M.B. and Chi Wing Ng, R. 2002. Long-run demand for money in Hong Kong: an application of the ARDL model. *International Journal of Business and Economics*, 1(2): 147-55.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 1996. *Testing for existence of a long-run relationship*. Department of Applied Economics Working Paper No.9622, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. 1997. *Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1)-variables*. DAE Working Paper No. 9706, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. 1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *In: Strom, S., and P. Diamond (eds.), Econometrics and economic theory in the 20th century: the Ragnar Frisch centennial symposium*, Chapter 11, Cambridge, Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

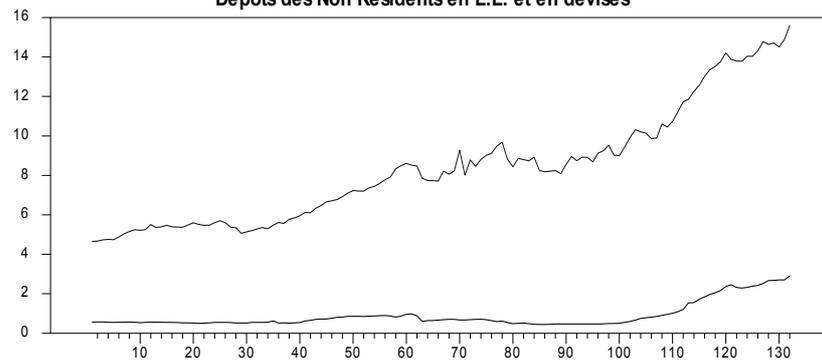
- Sargan, J.D. 1964. Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. In: *Econometric Analysis for National Economic Planning* (R.E. Hart, G. Mills, J.K. Whittaker, eds.), Butterworths, London, pp. 25-54.
- Shahbaz, M., Ahmed, N., Ali, L. 2008. Stock market development and economic growth: ARDL causality in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14: 182-195.
- UNCTAD 2008. Development and globalization: facts and figures.
- Banque du Liban 2010. Quarterly and monthly bulletins from 2000 through 2010. www.zawya.com. *Tourism spurs economic boom in Lebanon*.

Annexe

Dépôts des Résidents en L.L. et en devises



Dépôts des Non Résidents en L.L. et en devises



Total dépôts en L.L. et Total dépôts en devises

