

## 5.2 CO-VARIATION DES TAUX DE CROISSANCE SECTORIELS AU LUXEMBOURG: L'APPORT DES CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DYNAMIQUES\*

### Résumé

Cette analyse emploie le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques développées récemment par Engle (2002) pour déterminer le caractère synchrone ou asynchrone des mouvements des taux de croissance de la valeur ajoutée des différents secteurs économiques au Luxembourg. Le recours à cette méthodologie, initialement développée pour l'analyse des séries financières, s'explique principalement par la non-constance de la volatilité des séries trimestrielles des composantes du PIB luxembourgeois. Cette caractéristique de la volatilité demeure naturelle pour une petite économie très ouverte, sujette par ailleurs, à une multiplicité de chocs exogènes dont les effets se traduiraient par une plus grande volatilité des agrégats économiques. Nous adoptons, par ailleurs, le test de causalité des moyennes et des variances construit par Cheung et Ng (1996) pour confirmer ou infirmer le rôle attribué par certains au secteur financier en tant que locomotive de l'économie luxembourgeoise.

Classification du JEL: C32.

Mots clés: GARCH, Corrélations conditionnelles dynamiques.

### 5.2.1 Introduction

Les débats sur l'importance du secteur financier luxembourgeois et de sa contribution à la croissance économique conduisent à s'interroger sur les interactions entre l'activité financière et les autres branches d'activités ainsi que sur le degré de diversification de l'économie. De telles discussions se sont souvent concentrées sur le rôle de locomotive économique attribué au secteur financier. Or, une difficulté notable liée à ces débats est l'absence de travaux empiriques qui mettent clairement en évidence ce rôle moteur du secteur financier au Luxembourg. En cette matière, les travaux de Bourgain et Pieretti (2006) dédiés à l'évaluation des externalités inter-branches suggèrent qu'il existe simplement une transmission des effets du secteur financier sur un nombre très limité d'activités. Selon leurs résultats, la croissance du secteur financier serait susceptible d'engendrer des externalités positives sur une seule activité qui est l'activité des services aux entreprises.

Après avoir constaté que la problématique relative aux interactions entre le secteur financier luxembourgeois et les autres secteurs d'activités demeure quasiment inexplorée, nous avons décidé d'aborder cette question selon une approche originale faisant appel aux techniques économétriques les plus récentes. L'adoption

d'une telle démarche fut encouragée par la disponibilité de données trimestrielles relatives aux agrégats de la comptabilité nationale.

En effet, depuis peu le Service des statistiques luxembourgeois (STATEC) publie des séries à fréquences trimestrielles relatives aux données agrégées du produit intérieur brut, mais aussi à la valeur ajoutée de certaines composantes sectorielles. Cependant, les séries publiées affichent une forte volatilité. De plus, ces séries semblent être caractérisées par une volatilité qui varie au cours du temps. Autrement dit, les variances conditionnelles des séries sectorielles seraient non constantes, ce qui rend le recours à des méthodes d'estimation, dépendant de la variance et des covariances inconditionnelles, très controversé.

La classe des modèles ARCH et GARCH constitue une réponse appropriée pour prendre en compte les spécificités de la volatilité qui ne peuvent pas être prises en compte par les méthodes «traditionnelles». Initialement, ce type de modèles est développé dans un cadre univarié. De fait, il laisse une large place à l'aspect descriptif plutôt qu'explicatif. L'extension de cette classe de modèles à un cadre multivarié a permis de remédier aux critiques des modèles univariés qui se révélaient insuffisants pour justifier la composition du

\* Analyse rédigée par Abdelaziz Rouabah.  
Email: [abdelaziz.rouabah@bcl.lu](mailto:abdelaziz.rouabah@bcl.lu)

portefeuille titres. En effet, la théorie financière postule que les covariances entre les actifs jouent un rôle déterminant dans la prise de décision des investisseurs dans leurs stratégies de placement. Or, les modèles univariés négligent cet aspect, qui demeure essentiel dans le choix du portefeuille. On remarque, cependant, que le développement des modèles ARCH et GARCH multivariés a conduit à une inflation des paramètres à estimer. Ils sont donc devenus difficilement exploitables, si aucune contrainte supplémentaire n'est imposée. Ainsi, différentes méthodes de paramétrisation furent développées dont deux ont connu plus de succès que les autres. Il s'agit des méthodes proposées par Bollerslev (1990) et par Engle (2002).

Bollerslev (1990) a suggéré d'adopter des modèles où les corrélations conditionnelles entre les perturbations sont constantes dans le temps (Constant conditional correlation). L'intérêt de cette hypothèse est qu'elle réduit considérablement le nombre de paramètres à estimer dans la classe des modèles ARCH et GARCH multivariés. Quant à Engle (2002), il a conçu une nouvelle approche (Dynamic conditional correlation), en deux étapes, selon laquelle les corrélations sont dynamiques. Cette nouvelle classe de modèles GARCH multivariés se distingue par sa simplicité dans le sens où des spécifications GARCH univariées sont estimées pour chaque série séparément. Et les corrélations dynamiques sont estimées, dans une seconde étape, à partir des résidus standardisés issus de la première étape.

L'objectif de cette analyse est d'explorer la synchronisation de la variabilité de la composante cyclique de la valeur ajoutée de sept branches d'activité au Luxembourg et de déterminer l'activité locomotive du produit intérieur brut luxembourgeois au cours de la période 1995T1-2005T4. La méthodologie adoptée est celle dite des corrélations conditionnelles dynamiques, conçue par Engle. Le principal avantage de l'utilisation des modèles DCC-GARCH tient au fait que la détection de plausibles changements des liens entre les variables demeure sous-jacente aux données utilisées.

L'originalité de cette contribution réside dans la transposition des méthodes économétriques, développées initialement pour l'analyse des séries financières, à l'analyse de données macro-sectorielles à fréquence trimestrielle et dont la volatilité semble varier au cours

du temps. De plus, cette contribution est destinée à combler le déficit de travaux dédiés à l'analyse co-mouvements de l'activité du secteur financier avec les autres activités sectorielles au Luxembourg<sup>72</sup>. Autrement dit, cet exercice va nous permettre d'évaluer le degré de diversification de l'économie luxembourgeoise et les risques liés à une forte co-variation de la cyclicité de la valeur ajoutée des différents secteurs d'activité au Luxembourg.

La suite de l'article est organisée en deux parties. La première partie est un rappel de la méthodologie empirique, la seconde partie décrit les données, les résultats des estimations et les interprétations des résultats afférents aux corrélations dynamiques entre branches d'activité. Enfin la troisième partie est dédiée à l'analyse de l'interaction des activités sectorielles au Luxembourg et à la diffusion des chocs à travers les tests de causalités sur les moyennes et les variances conditionnelles.

## 5.2.2 La méthodologie du modèle DCC-GARCH

Dans la présente section, nous présentons le modèle à deux étapes des corrélations conditionnelles dynamiques proposé par Engle (2002). A titre d'exemple, considérons un vecteur composé de deux variables quelconques  $Y_t \equiv [y_{1t}, y_{2t}]'$ . Chaque variable est fonction d'une constante et de ses propres valeurs passées. Ainsi, la forme réduite du processus autorégressif s'écrit:

$$A(L)Y_t = c + \varepsilon_t, \text{ avec } \varepsilon_t \sim N(0, H_t), \quad \forall t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1)$$

où  $A(L)$  est le polynôme retard et  $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}]'$  est un vecteur des résidus issus de l'estimation du processus autorégressif propre à chaque variable dont la matrice des variance-covariances est décrite par  $H_t \equiv \{h_{ij,t}\}$ , avec  $i = 1, 2$ .

Le modèle DCC-GARCH peut être aisément appréhendé en réécrivant la matrice des variance-covariances ( $H$ ) telle que:  $H_t \equiv D_t R_t D_t$

Où:

$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{ii,t}}\}$  est une matrice diagonale des écarts-types temporellement variables issues de l'estimation des deux équations précédentes selon un processus GARCH univariés;  $R_t = \{\rho_{ij,t}\}$  représente la matrice des coefficients de corrélation conditionnelle. Les éléments

72 Une analyse antérieure de cette problématique fut réalisée par A. Bourgain, P. Guarda et P. Pieretti (2000). Cependant, l'approche adoptée était basée sur des données en panel d'une fréquence annuelle et suppose la constance des corrélations des chocs entre secteurs d'activités. Les auteurs de cette étude excluent, par ailleurs, la branche financière de l'économie luxembourgeoise.

contenus dans  $D_t$  sont générés selon un processus GARCH (P, Q), qui peut être formulé ainsi:

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-q} \quad \forall i = 1, 2. \quad (2)$$

Par ailleurs, Engle (2002) adopte une structure de type GARCH dans sa modélisation de la dynamique des corrélations. Ainsi, un processus DCC d'ordre (M, N) peut être décrit par:

$$R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1} \\ Q_t = \left( 1 - \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{n=1}^N b_n \right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M a_m (\xi_{t-m} \xi_{t-m}') + \sum_{n=1}^N b_n Q_{t-n} \quad (3)$$

où  $\xi_t = \{\varepsilon_{it} / \sqrt{h_{it}}\}$  est le vecteur contenant les résidus standardisés issus de l'estimation du modèle univarié GARCH,  $Q_t = \{q_{ij,t}\}$  est la matrice des variance-covariances conditionnelles de ces mêmes résidus standardisés, tandis que  $\bar{Q} = E(\xi_t \xi_t')$  représente la matrice des variance-covariances inconditionnelles, qui sont invariables temporellement. Les paramètres  $(a_m ; b_n)$  sont censés intercepter, respectivement, les effets des chocs et des corrélations dynamiques retardées sur le niveau contemporain de ces dernières. Quant à  $Q_t^*$ , c'est une matrice diagonale contenant la racine carrée des éléments de la diagonale principale de  $Q_t$ . Conformément à notre exemple cette matrice s'écrit:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} \end{bmatrix}$$

Les corrélations conditionnelles dynamiques  $\rho_{12,t} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t} q_{22,t}}}$  sont les éléments de la matrice  $(R_t)$

dont la diagonale principale est composée de 1.

Les paramètres du modèle DCC sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Engle (2002) a démontré que la fonction de log-vraisemblance peut être exprimée par:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left\{ 2 \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + \log|R_t| + \xi_t' R_t^{-1} \xi_t \right\} \quad (4)$$

Le processus d'estimation s'effectue en deux étapes. La première consiste en la substitution d'une matrice identité à la matrice  $R_t$  dans la fonction du log-vraisemblance. L'avantage de ce procédé est qu'il permet d'obtenir la somme de la fonction de vraisemblance des modèles GARCH univariés. Autrement dit, à travers cette première étape on obtient les valeurs des paramètres de l'équation 2. La seconde étape est dédiée à l'estimation des paramètres de l'équation 3 en adoptant la fonction de vraisemblance originale décrite par l'équation 4. Cela permet d'obtenir les corrélations dynamiques entre les variables étudiées.

## 5.2.3 Données et résultats des estimations

### 5.2.3.1 Les données

Dans cette section, nous allons explorer la présence de mouvements semblables entre les composantes cycliques de la valeur ajoutée réelle des différentes branches d'activités au Luxembourg en adoptant le modèle DCC-GARCH bivarié. L'analyse inclut sept branches d'activités. Les données utilisées sont les taux de croissance trimestrielle des différentes branches d'activité. Elles sont extraites de la base de données du Statec. La période d'observation couvre les années 1995-2005. Les choix de la période et du nombre de branches sont dictés par la disponibilité des données. Compte tenu de la non disponibilité de données dessaisonnalisées, le filtre tramo-seats est appliqué à l'ensemble des séries en tenant compte des jours fériés.

**Tableau 1** *Caractéristiques statistiques des taux de croissance de la valeur ajoutée trimestrielle réelle dessaisonnalisée (%) 1995: T1-2005: T4*

	<i>Agr.</i>	<i>Incl.</i>	<i>Cons.</i>	<i>Comm.</i>	<i>Act. Fin.</i>	<i>Imm. &amp; Loc.</i>	<i>Autres serv.</i>	<i>PIB</i>
Part au PIB(%)	0,61	11,10	5,39	19,42	21,50	17,41	14,55	-
Moy.	-1,1	0,7	0,8	1,4	1,2	1,5	0,9	1,2
Méd.	-1,2	0,8	1,1	1,3	1,3	1,4	0,8	1,3
Max	16,7	5,2	29,7	7,6	21,6	9,0	3,9	5,0
Min	-27,1	-3,5	-29,8	-7,2	-15,3	-6,1	-1,5	-5,0
Ecart-type	9,1	2,3	8,2	2,8	5,7	2,4	1,1	1,8
Asymétrie	-0,3	0,1	-0,3	-0,5	0,1	0,3	0,4	-0,8
Aplatissement	3,2	1,9	9,5	4,0	7,4	6,3	3,4	4,8
Jarque-Bera	0,9	2,1	77,3	3,7	34,1	19,9	1,5	10,2
Probability	0,6	0,3	0,0	0,2	0,0	0,0	0,5	0,0
Obs.	43	43	43	43	43	43	43	43

Source: BCL

Le tableau 1 affiche un ensemble de statistiques descriptives des variables de notre échantillon<sup>73</sup>. Les distributions de quatre variables sont significativement différentes de la distribution normale au seuil de 1%. Ces variables sont caractérisées par des coefficients d'aplatissement suffisamment supérieurs à celui de loi normale. Elles présentent également des coefficients d'asymétrie différents de celui d'une distribution normale. La négativité des coefficients d'asymétrie pour l'agriculture, la construction, le commerce et le PIB indique que ces branches d'activités ainsi que l'activité globale de l'économie luxembourgeoise ont subi plus de chocs négatifs que de chocs positifs durant la période analysée. Les spécifications GARCH adoptées sont susceptibles d'expliquer une part significative de la non-normalité de ces séries. En effet, l'application du test Jarque-Bera aux résidus issus de l'estimation des modèles AR-GARCH univariés révèle que la non-normalité des données du PIB et de la branche des activités financières s'explique par la présence des effets GARCH. Cependant, l'analyse des résidus des deux autres branches (Construction et Imm. & Locations) montre que les spécifications GARCH ne sont pas capables de remédier à la non-normalité de ces deux séries. Il y a lieu de noter que dans ce cadre, Engle et Sheppard (2001) affirmaient que l'hypothèse de normalité n'est pas nécessaire pour assurer la convergence et la normalité

asymptotique des paramètres estimés. Selon Engle et Sheppard, en l'absence de la normalité des innovations issues des modèles GARCH, la corrélation dynamique (DCC) peut être interprétée comme étant un estimateur de pseudo-maximum de vraisemblance.

#### 5.2.3.2 Estimation et résultats

L'ordre autorégressif optimal introduit dans les estimations des processus AR-GARCH a été sélectionné selon le critère d'information de Schwartz (SIC). Les résultats des estimations en deux étapes sont affichés dans le tableau 2. Les estimations du modèle AR-GARCH univarié, la valeur (Q) du test de Ljung-Box sur le carré des résidus et ses probabilités figurent dans la partie gauche du tableau; tandis que les paramètres des corrélations conditionnelles dynamiques y figurent dans la partie droite. D'une manière générale, les paramètres estimés des modèles GARCH sont statistiquement significatifs. Cependant, des différences importantes peuvent être constatées entre les différentes branches d'activités, en particulier en ce qui concerne la contribution des effets GARCH ( $\beta$ ) à la persistance de long terme. Dans ce cadre, les coefficients de la variance retardée d'une période sont fortement significatifs; ce qui laisse présager que l'adoption d'une spécification GARCH des différentes variables est appropriée. Par ailleurs, on notera que la persistance de court terme ( $\alpha$ ) demeure faible et

<sup>73</sup> Les variables consistent en les valeurs ajoutées des sept branches d'activité économique et dont les données sont disponibles en fréquence trimestrielle: (1) Agriculture, chasse et sylviculture, pêche et aquaculture; (2) Industrie, y compris énergie; (3) Construction; (4) Commerce; réparations automobiles et d'articles domestiques, hôtels et restaurants, transports et communications; (5) Activités financières; (6) Immobilier, location et services aux entreprises; (7) Autres activités de services

statistiquement non significative dans la majorité des équations de la variance conditionnelle. Néanmoins, la somme des deux paramètres ( $\alpha + \beta$ ) est très proche de l'unité. Ceci témoigne de l'importance de la persistance de la variance conditionnelle des séries étudiées. Une variable indicatrice relative au premier trimestre de l'année 2003 est introduite dans la spécification de la variance conditionnelle du modèle GARCH afférent à la valeur ajoutée des activités financières. La valeur estimée de cette indicatrice est de 0,006. Elle est significativement différente de zéro au seuil de 1%. Il y a lieu

de noter que sans l'introduction de cette indicatrice, il nous a été impossible d'aboutir à une convergence de l'algorithme de maximum de vraisemblance. Enfin, il convient de souligner que la vérification des résidus des modèles AR-GARCH estimés dans la première étape ont les bonnes propriétés, c'est-à-dire qu'ils sont non autocorrélés. Pour cela, l'application du test de Ljung-Box pour un nombre de retards égal à 20 au carré des résidus accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, ce qui semble indiquer que les équations adoptées sont correctement spécifiées.

**Tableau 2** Les paramètres estimés de GARCH(1, 1) et de DCC pour chaque branche d'activité, 1995:T2-2005T4

Branche-nbre de retards	Les paramètres AR #		Les paramètres de GARCH et le test d'autocorrélation des résidus de Ljung-Box Q(20)				Les paramètres du DCC: Act-financières-autres branches		
	$C_i$	$\sum_{i=1}^T \phi_i$	$\omega_i$	$\alpha_i$	$\beta_i$	Q(20)	$\bar{\rho}_{ij}$	a	b
Agr.-AR(2)	-0,01 (0,01)	-0,62*** (0,156)	0,002*** (2,4 <sup>e</sup> -06)	-0,149 (0,178)	0,779*** (0,209)	17,06 (0,648)	0,041	-0,028 (0,024)	1,023*** (0,038)
Ind.-AR(1)	0,011*** (0,003)	0,47*** (0,121)	3,80 <sup>e</sup> 05*** (9,02 <sup>e</sup> -06)	-0,145 (0,178)	1,054*** (0,152)	12,84 (0,884)	0,034	0,899*** (0,0003)	0,100*** (0,0003)
Cons.-AR(3)	0,013* (0,008)	-0,88*** (0,320)	0,0002*** (4,28 <sup>e</sup> -05)	-0,076** (0,033)	0,831*** (0,037)	4,56 (1,000)	0,075	-0,035*** (0,001)	1,032*** (0,0004)
Comm-AR(1)	0,02*** (0,002)	-0,44*** (0,092)	4,22 <sup>e</sup> -05*** (2,39 <sup>e</sup> -06)	-0,144 (0,173)	1,088*** (0,155)	10,40 (0,960)	0,241	-0,074 (0,049)	0,971*** (0,024)
Imm. & Loc.-AR(2)	0,02*** (0,003)	-0,55*** (0,096)	0,0003*** (7,16 <sup>e</sup> -07)	-0,0952 (0,0658)	0,534** (0,246)	20,36 (0,435)	-0,128	-0,072*** (0,001)	1,004*** (0,029)
Autres serv.-AR(1)	0,006*** (0,001)	0,18*** (0,059)	0,04 <sup>e</sup> -05*** (2,99 <sup>e</sup> -07)	-0,212** (0,106)	0,749*** (0,161)	23,20 (0,791)	-0,186	-0,081*** (0,017)	1,001** (0,019)
	Les paramètres de GARCH						Les paramètres du DCC: Act.-financières-PIB		
Act. Fin.-AR(2)	0,02*** (0,004)	-0,47*** (0,171)	9,12 <sup>e</sup> -05*** (3,23 <sup>e</sup> -05)	-0,194** (0,080)	1,001*** (0,135)	20,09 (0,452)			
PIB AR(1)	0,017*** (0,001)	-0,31*** (0,055)	3,09 <sup>e</sup> -05*** (2,08 <sup>e</sup> -06)	-0,093 (0,227)	0,974*** (0,321)	15,42 (0,752)	0,669	0,091 (0,070)	0,918*** (0,041)
PIB sans Act. Fin. AR(4)	0,018*** (0,002)	-0,47*** (0,263)	6,62 <sup>e</sup> -05*** (2,85 <sup>e</sup> -05)	-0,129 (0,158)	0,654*** (0,206)	16,04 (0,450)	0,107	-0,116*** (0,026)	1,002*** (0,049)

# Les écarts-types de la somme des coefficients AR sont calculés selon la méthode delta.

- L'estimation est basée sur le modèle DCC-GARCH:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad \forall i = 1, 2, \dots, 8 \quad \text{et} \quad Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a (\xi_{t-1} \xi_{t-1}') + b Q_{t-1}$$

- Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

- Seuil de signification: \*\*\* (1%), \*\* (5%), \* (10%).

La partie droite du tableau affiche les estimations du modèle DCC (corrélations conditionnelles dynamiques). Il s'agit principalement des corrélations entre la valeur ajoutée issue de la branche «activités financières» et de celle de la branche indiquée dans la ligne du tableau 2. Afin d'évaluer l'importance de l'apport du secteur financier au PIB luxembourgeois, nous avons estimé, par ailleurs, les corrélations dynamiques entre la valeur ajoutée de la branche financière et le produit intérieur brut.

Etant donné que le produit intérieur brut est par définition la somme des valeurs ajoutées des différentes

branches économiques, les corrélations dynamiques estimées entre la valeur ajoutée de la branche financière et le PIB sont fallacieuses. Afin de remédier à cette problématique, nous avons estimé ces corrélations avec le PIB amputé de sa composante due aux activités financières. Ainsi, la différence entre les corrélations avec le PIB total et le PIB sans sa composante financière est un indicateur proxy sur le degré de concordance de la variation des deux agrégats. Dans ce cadre une information préliminaire est donnée par la matrice des corrélations inconditionnelles des innovations standardisées ( $\rho_{ij}$ ) issues de l'estimation des GARCH univariés.

**Tableau 3** *Corrélations inconditionnelles entre les chocs standardisés propres aux branches d'activités au Luxembourg*

	Agriculture	Industrie	Construction	Commerce	Finance	Autres services	Imm. & Loc.	PIB	PIB amputé
Agriculture	1								
Industrie	0,12	1							
Construction	0,25	0,21	1						
Commerce	-0,02	-0,04	0,14	1					
Finance	0,04	0,03	0,07	0,24	1				
Autres services	0,05	0,09	0,11	-0,11	-0,19	1			
Imm. & Loc.	0,44	0,18	0,22	0,08	-0,13	-0,01	1		
PIB	0,20	0,35	0,41	0,56	0,67	-0,01	0,30	1	
PIB amputé	0,36	0,33	0,41	0,51	0,11	0,15	0,63	0,66	1

La corrélation entre la valeur ajoutée de la branche financière et le PIB amputé de cette composante est relativement faible (0,11); tandis que la corrélation entre le PIB et l'activité de la branche financière affiche un niveau relativement élevé, estimé à 0,67. La différence entre ces deux valeurs (0,56) peut être interprétée comme étant le degré de synchronisation des cycles entre le produit intérieur brut et la valeur ajoutée de la branche financière. De ce point de vue, il semble que l'activité financière dont la corrélation inconditionnelle au PIB est la plus élevée serait la locomotive de l'économie luxembourgeoise. Cependant, ce premier résultat est à relativiser car il n'atteste nullement de l'existence d'une corrélation temporellement stable sur une longue période. Il doit être affiné avec l'estimation des corrélations conditionnelles dynamiques, qui seraient plus appropriées pour des séries aussi volatiles que les agrégats trimestriels de l'économie luxembourgeoise. Les graphiques (1 à 8) ci-dessous affichent les niveaux des corrélations conditionnelles dynamiques estimés selon l'approche

de Engle (2002). A l'observation de l'évolution de ces corrélations, il semble que ces derniers affichent des tendances variées qui laissent présager que les interprétations basées sur l'hypothèse de constance des corrélations seraient erronées. Cependant, divers tests statistiques furent développés pour tester l'hypothèse de constance des corrélations contre une structure dynamique de celles-ci. Le test proposé par Engle et Sheppard (2001) est implémenté dans cette analyse. Sous l'hypothèse nulle, ce test suit asymptotiquement une distribution ( $\chi^2$ ) à (p+1) degrés de liberté. Les hypothèses du test sont les suivantes:

$$H_0 : R_t = \bar{R} \quad \forall t \in T$$

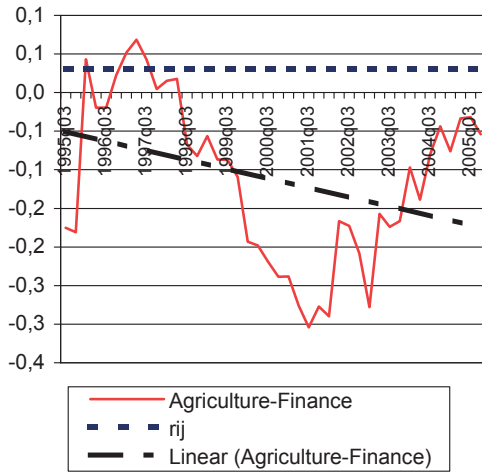
$$H_0 : \text{vech}(R_t) = \text{vech}(\bar{R}) + \beta_1 \text{vech}(R_{t-1}) + \beta_2 \text{vech}(R_{t-2}) + \dots + \beta_p \text{vech}(R_{t-p})$$

La procédure à suivre pour implémenter ce test est décrite par Engle et Sheppard (2001). La conduite de ce test sur nos données révèle que les corrélations entre les différents agrégats affichent des variations significatives au cours de la période analysée<sup>74</sup>. Autrement dit, l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 5%.

74 Je tiens à remercier mon collègue P. Guarda pour la programmation de ce test dans e-views.

Graphique 1

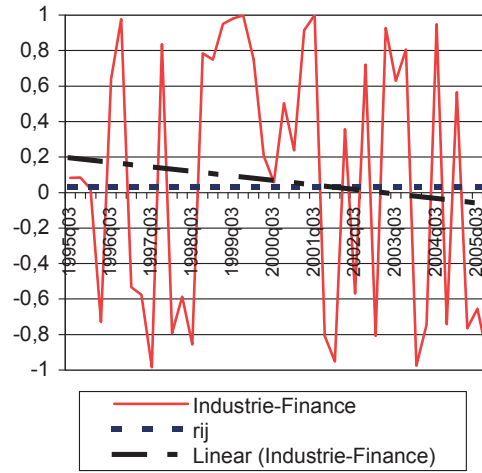
Corrélations dynamiques: Agriculture-Finance  
1995-2005



Source: BCL

Graphique 3

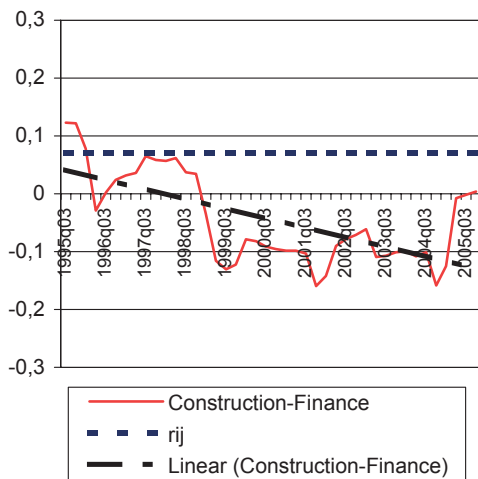
Corrélations dynamiques: Industrie-Finance  
1995-2005



Source: BCL

Graphique 2

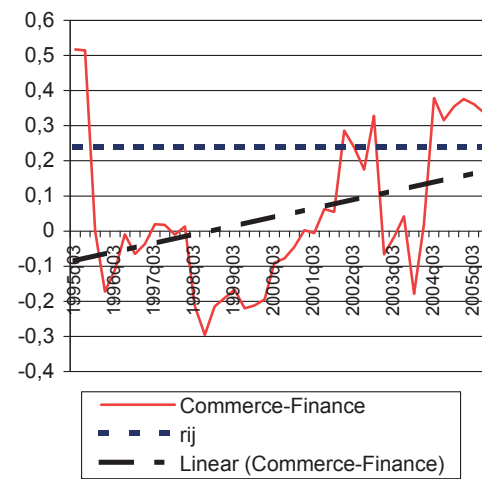
Corrélations dynamiques: Construction-Finance  
1995-2005



Source: BCL

Graphique 4

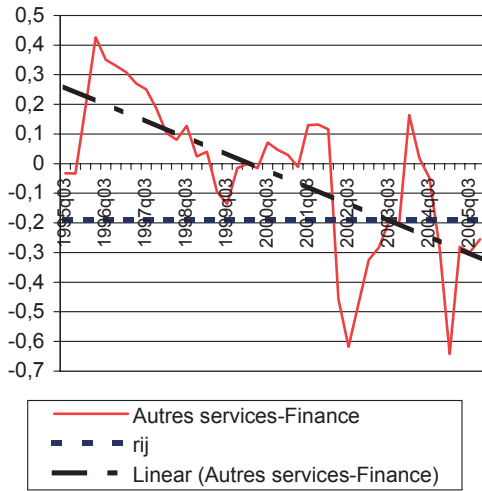
Corrélations dynamiques: Commerce-Finance  
1995-2005



Source: BCL

Graphique 5

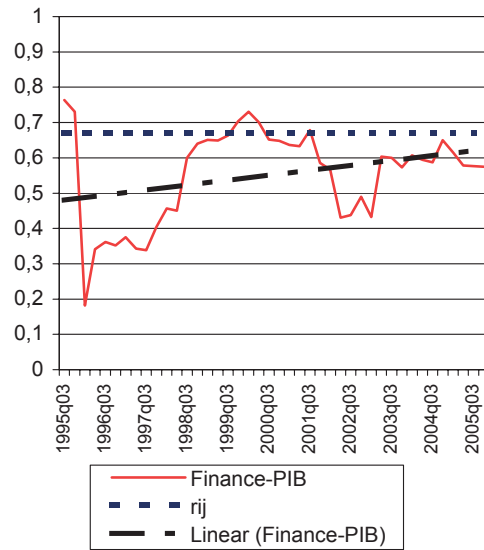
Corrélations dynamiques: Autres services-Finance 1995-2005



Source: BCL

Graphique 7

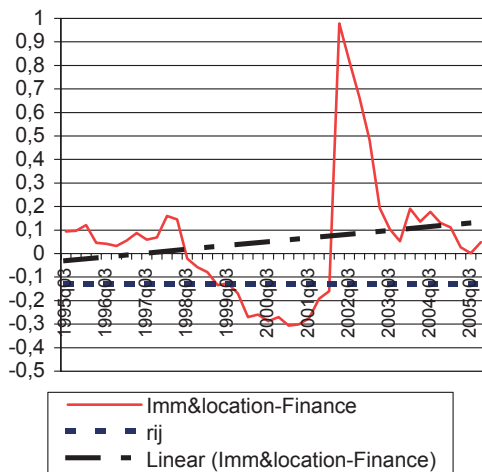
Corrélations dynamiques: PIB-Finance 1995-2005



Source: BCL

Graphique 6

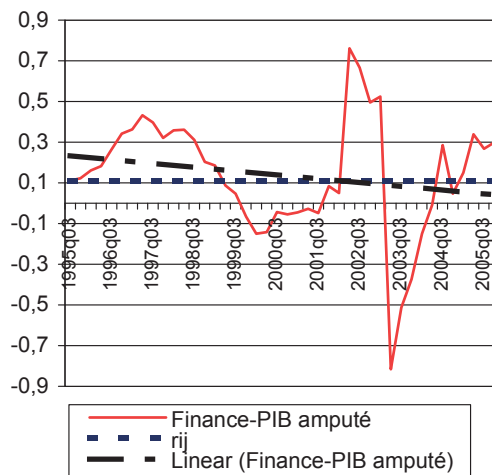
Corrélations dynamiques: Imm & Location-Finance 1995-2005



Source: BCL

Graphique 8

Corrélations dynamiques: PIB amputé-Finance 1995-2005



Source: BCL



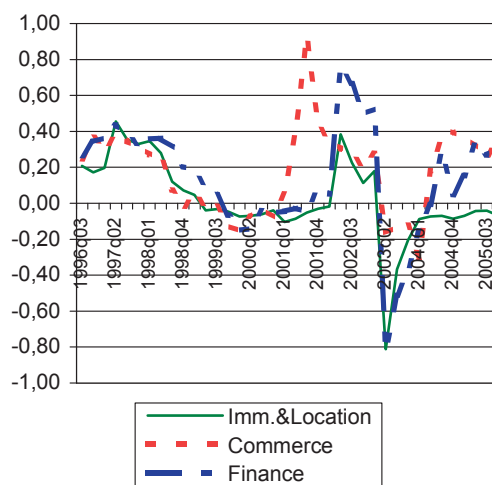
Les graphiques ci-dessus reproduisent à la fois les courbes de corrélations dynamiques entre les composantes cycliques de l'output de chaque branche d'activités, les tendances linéaires y afférentes et les coefficients de corrélation constants. A l'exception des activités de commerce et de location, les composantes cycliques relatives au reste des branches sont corrélées négativement à l'activité de la branche financière. Ceci laisse présager que les activités caractérisées par une tendance négative des corrélations seraient un facteur d'atténuation des effets de chocs négatifs sur la branche financière dont l'activité est positivement corrélée à celles du commerce et de l'immobilier et location. Ce résultat semble indiquer que le portefeuille d'activités économiques au Luxembourg est marqué par un certain degré de diversification. Or, la prise en compte du poids de chaque branche dans l'économie globale relativise cette première interprétation. Le tableau 1 affiche dans sa première ligne la part de chaque branche d'activité dans le PIB. Les quatre branches d'activité (commerce, finance, autres services et imm.&location) présentent près de 75% de la valeur ajoutée de l'économie luxembourgeoise. La valeur ajoutée moyenne générée par la branche financière durant la période 1995-2005 avoisine les 22%. Ce fait est d'autant plus problématique que l'activité de la branche du commerce et de la branche de l'immobilier et de location affichent une tendance positivement corrélée à l'activité financière. En d'autres termes, la prise en compte des poids des branches dans l'économie totale relativise considérablement le postulat relatif à la diversification de l'économie luxembourgeoise. Par conséquent, l'impact d'un choc spécifique à l'une des branches dominantes est susceptible d'affecter significativement la croissance de l'économie dans son ensemble.

Cette dernière conclusion est confortée par les estimations des corrélations dynamiques entre les composantes cycliques des activités financières, de commerce et de l'immobilier et location d'une part et celle du PIB amputé de chaque fois de l'une des composantes précitées. Le graphique 9 illustre la co-variation temporelle entre ces agrégats. Dans l'ensemble, il apparaît que la co-variation de la composante cyclique de chaque branche avec le PIB amputé de la dite branche évolue de façon très similaire. Ce constat appelle quelques remarques. On note tout d'abord que le poids moyen de ces trois branches durant la période 1995-2005 présente près de 60% du PIB. Il faut également souligner qu'une comparaison visuelle de l'évolution des corrélations de leurs composantes cycliques avec celle du PIB amputé semble indiquer qu'elles sont marquées, le plus souvent, par des phases analogues. Ainsi, on pourrait interpréter

ce résultat comme étant une indication de la faiblesse du degré de diversification de l'économie luxembourgeoise. De ce fait, les répercussions d'un choc propre à une branche d'activité dominante seraient susceptibles d'affecter les performances des autres branches dont la cyclicité co-varie avec la branche affectée par le choc. Par ailleurs, le graphique 9 illustre un changement drastique de la structure des corrélations des trois branches d'activités et le PIB amputé de la composante en question. Ce changement est intervenu dans la branche du commerce en 2001, tandis que pour les branches d'activité financière et d'immobilier et de location, la modification de cette structure est intervenue au début de l'année 2002. Ainsi, durant une période de plus de deux ans les corrélations affichaient des signes positifs relativement élevés par rapport aux périodes intérieures. De plus, le signe des corrélations pour les trois branches d'activité s'est inversé au cours de l'année 2003. Autrement dit, l'impact du choc subit par l'économie luxembourgeoise dans son ensemble durant l'année 2003 diffère de celui affectant les trois branches prises individuellement.

Graphique 9

Evolutions des corrélations entre les branches et le PIB amputé de la composante concernée



Source: BCL

Au regard de ce qui précède, il nous est possible d'évaluer le degré de diversification de l'économie luxembourgeoise. Pour être réellement efficace, la diversification des activités sectorielles dans une économie doit correspondre à des activités non ou très peu corrélées et dont les parts respectives dans le PIB sont plus au moins équivalentes. Ainsi, le degré de diversification d'une économie dépend en partie de la composition du portefeuille d'activités. Il est évident que si une économie est dominée par un nombre limité d'activités, celle-ci est peu diversifiée et la matérialisation d'un choc sera très préjudiciable à l'ensemble de l'économie. Notons, par ailleurs, que la qualité de la diversification d'un portefeuille d'activités selon la théorie financière dépend de trois éléments:

- le nombre de secteurs d'activités économiques,
- les risques spécifiques afférents à ces secteurs et,
- le degré de corrélation entre les différents secteurs d'activités.

Plus formellement, la matrice des variance-covariance issue de l'estimation des modèles GARCH permet d'évaluer la volatilité du portefeuille d'activités économiques, qui serait un indicateur du degré de diversification au Luxembourg. En effet, la volatilité d'un portefeuille diversifié serait réduite comparativement à un autre portefeuille moins diversifié. Par conséquent, plus une économie est diversifiée, moins elle est sujette aux effets des chocs spécifiques à un secteur particulier. D'un point de vue empirique, la volatilité du portefeuille à l'instant (t) s'écrit:

$$\sigma_{po,t} = \omega_i' \Omega_i \omega_i \quad (5)$$

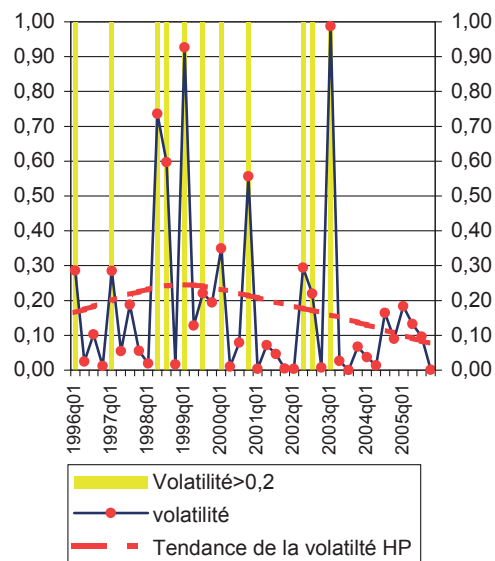
avec:

$\omega_i$  est la part de la branche (i) à la date (t) dans le PIB,  $\Omega_i$  est la matrice des variance-covariance des résidus au moment (t) issus de l'estimation des modèles AR-GARCH. Compte tenu de la variabilité temporelle des éléments de cette matrice, cet indicateur se distingue de celui de Bourgain, Guarda et Pieretti (2000) dont la construction est basée sur l'hypothèse de constance des variances et covariances entre branches d'activités. Le graphique 10 illustre l'évolution de cet indicateur et de sa composante tendancielle extraite avec le filtre HP en adoptant un paramètre de lissage  $\lambda=1600$ . Il semble que depuis le début de l'année 2000, la tendance de la volatilité est marquée par une nette orientation à la

baisse. Cette tendance s'explique en partie par le changement de la composition du portefeuille d'activités. A ce sujet, une analyse graphique des parts des branches d'activité dans le PIB révèle que les parts de cinq activités (Agriculture, Industrie, Construction, Finance, Autres services) affiche une tendance linéaire baissière, tandis que l'activité du commerce, de l'immobilier et de location se caractérisent par une tendance ascendante. En d'autres termes, l'orientation de la volatilité de long terme, approximée par le filtre HP, semble indiquer que l'économie luxembourgeoise affiche un gain de diversification au cours de la période 2000-2005. Toutefois, elle fut sujette à de multiples chocs dont la traduction est l'accroissement de la volatilité du portefeuille d'activités ( $>0,20$ )<sup>75</sup>. Autrement dit, le portefeuille des branches d'activités demeure moins diversifié car sa volatilité est dictée par les effets conjoncturels.

Graphique 10

Volatilité du portefeuille d'activités au Luxembourg



Source: BCL

75 La valeur 0,20 reflète la moyenne de la volatilité du portefeuille sur la période 1996-2005.

#### 5.2.4 L'interaction entre le secteur financier et les autres branches d'activité: test de causalité des moyennes et variances conditionnelles

Compte tenu de l'importance du secteur financier au Luxembourg, il est probable que les performances des autres branches d'activités soient dictées par celui-ci. Les corrélations dynamiques calculées précédemment représentent une indication sur l'importance du lien entre la valeur ajoutée de la branche financière et les autres composantes du PIB. Cependant, pour compléter l'analyse on est amené à s'interroger sur le sens de causalité sous-jacent à l'interaction entre la valeur ajoutée du secteur financier luxembourgeois et celles issues des autres branches. Puisque, les estimations des modèles AR-GARCH furent réalisées dans la section précédente, il est commode d'emprunter la procédure de Cheung et Ng (1996) dédiée aux tests de causalité. Dans ce cadre, le test de Cheung et Ng (CCF-Cross-correlation function) emploie les résidus et le carré des résidus standardisés des modèles AR-GARCH univariés pour déterminer le sens de causalité des variances et des moyennes conditionnelles. Sous l'hypothèse nulle d'absence de causalité ce test suit asymptotiquement une distribution normale. Ainsi, sous cette hypothèse les coefficients de corrélations croisées des résidus standardisés et leur carré ne sont pas différents de zéro.

Formellement, la méthodologie de Cheung et Ng pour tester le sens de causalité peut être décrite ainsi: Il s'agit tout d'abord d'estimer les équations 1 et 2 décrites précédemment et de récupérer le carré des résidus standardisés. Ainsi, en présence de deux variables ( $y_1$ ) et ( $y_2$ ) par exemple, on a:

$$u_t = \frac{\left( y_{1,t} - \hat{y}_{1,t} \right)^2}{h_{y1,t}} = \varepsilon_t^2 \quad (6)$$

$$v_t = \frac{\left( y_{2,t} - \hat{y}_{2,t} \right)^2}{h_{y2,t}} = \eta_t^2 \quad (7)$$

Par la suite, il convient de définir les corrélations croisées avec un retard ( $k$ ) entre le carré de résidus standardisés  $r_m(k)$  d'une part et les résidus standardisés  $r_{\varepsilon\eta}(k)$  d'autre part. Ces coefficients de corrélation seront utilisés respectivement pour tester la causalité bidirectionnelle des variances et des moyennes conditionnelles. Ainsi, on peut tester dans un premier temps l'hypothèse nulle d'absence de causalité des variances contre l'hypothèse alternative pour des retards ( $k$ ) différents.

La quantité utilisée est la statistique CCF, définit par:

$$CCF - statistic = \sqrt{T} * r_m(k) \quad (8)$$

Dans une seconde phase, on procède au test de l'hypothèse nulle d'absence de causalité des moyennes contre l'hypothèse alternative. Tout comme le test de causalité de la variance, la formulation de la statistique CCF pour la moyenne s'écrit:

$$CCF - statistic = \sqrt{T} * r_{\varepsilon\eta}(k) \quad (9)$$

Les tableaux 4 et 5 ci-dessous fournissent les valeurs du test relatives aux coefficients de corrélation croisée entre les séries des résidus et leurs carrés standardisés. Le nombre de retards et d'avances affiché dans la première ligne de ces deux tableaux se réfère aux nombres de trimestres où la croissance du secteur financier précède, coïncide ou succède à la croissance des autres secteurs d'activité. Il faut préciser qu'un coefficient de corrélation statistiquement significatif à la période (0) est synonyme d'un choc commun affectant les deux branches d'activités.

L'analyse des résultats affichés dans le tableau 4 révèle que la croissance du secteur bancaire luxembourgeois affecte d'une part la croissance de la branche de construction avec un décalage d'une période et celle de la branche de l'immobilier & location ainsi que le PIB amputé de la composante financière avec un décalage de 2 trimestres. Par ailleurs, les résultats obtenus font paraître des effets inverses entre la croissance des branches de l'agriculture, de l'industrie et du PIB amputé de sa composante financière avec des décalages respectivement de 3, 6 et 5 trimestres. Ce constat laisse présager que ces trois agrégats sont une source de progression de la valeur ajoutée bancaire. A moins que ce ne soit un artefact statistique, il est difficile de trouver une explication à l'action de la branche d'agriculture sur la croissance de la valeur ajoutée du secteur financier au Luxembourg.

Dans le même sens, les résultats des tests de causalité des variances affichés dans le tableau 5 confirment la présence de propagation des chocs du secteur financier vers le secteur du commerce et vers le PIB amputé de la composante financière. Ainsi, la volatilité contemporaine de ces deux agrégats s'explique en partie par les chocs subit, quatre trimestres auparavant par le secteur financier. Concernant les résultats de causalité instantanée (période 0), on peut constater que la volatilité contemporaine de l'activité financière affecte celle de l'immobilier & location ainsi que le PIB amputé de la composante financière. Ce résultat peut être attribué aux effets des chocs communs affectant instantané-

ment l'ensemble de ces agrégats. Finalement, il paraît qu'il existe un effet de retour avec un décalage de 5 trimestres allant de la volatilité de l'activité de l'immobilier & location vers l'activité financière. Autrement dit, les chocs propres à l'activité de l'immobilier & location se propagent à l'activité financière, contribuant ainsi à l'amplification de la volatilité des activités financières.

Il est important de noter que les résultats obtenus à travers ces deux tests de causalité permettent d'apporter une conclusion ferme concernant le rôle du secteur financier en tant que locomotive de l'économie luxembourgeoise. En effet, l'hypothèse nulle d'absence de causalité des moyennes et des variances de l'activité financière et du PIB amputée de celle-ci est rejetée au seuil de 5% pour un des décalages respectifs de un et de quatre trimestres. Il convient de noter que ce résultat est concordant avec la structure des corrélations dynamiques présentées précédemment. Ainsi, l'ensemble des résultats empiriques obtenus dans cette étude confirme le rôle moteur du secteur financier au Luxembourg. Et comme nous l'avons déjà souligné, des possibilités de correction de la composition du portefeuille d'activités économiques pour une plus grande diversification existent. La mise en place d'un tel ajustement rend les activités sectorielles moins dépendantes des chocs subits par le secteur financier.

Tableau 4 Test de causalité bidirectionnelle des moyennes

Branche/lag/lead	-1	-2	-3	-4	-5	-6	0	1	2	3	4	5	6
Fin-Agriculture	-0,715	1,293	0,681	-0,543	0,599	-0,671	0,258	1,581	-0,567	2,371**	-0,694	-0,312	1,006
Fin-Industrie	0,538	2,071	0,589	0,459	-0,448	0,373	0,211	-0,413	0,577	0,841	0,529	-0,164	2,251**
Fin-Construction	-1,961**	0,247	0,039	0,061	-0,547	0,564	0,465	0,077	-0,567	-0,909	0,559	0,005	-1,237
Fin-Commerce	-0,848	0,692	-0,155	0,553	0,549	0,037	1,543	0,690	1,170	-0,611	0,608	0,017	-0,407
Fin-Autres Services.	0,585	0,864	-0,368	0,108	-0,083	0,044	-1,220	0,639	-0,521	0,841	1,631	-0,709	0,282
Fin-Imm.&locations	0,743	2,091**	0,341	0,982	-0,188	0,196	-0,857	0,776	-0,389	0,408	-1,321	-1,675	-0,911
Fin-PIB amputé	-0,535	2,627**	0,405	0,803	0,015	-0,320	0,710	0,807	0,688	0,401	0,096	-1,747*	0,455

Seuil de signification statistique: 5% (\*\*), 10% (\*).

Un (k) négatif représente le nombre de période de retard (lag); tandis un (k) positif le nombre de périodes d'avance (lead).

Tableau 5 Test de causalité bidirectionnelle des variances

Branche/ k	-1	-2	-3	-4	-5	-6	0	1	2	3	4	5	6
Fin-Agriculture	-1,262	-0,151	0,386	0,709	0,662	0,243	0,015	-1,378	-0,502	-0,284	1,368	0,568	0,462
Fin-Industrie	1,057	-0,401	-0,977	-1,052	1,262	-0,416	-0,616	0,904	0,814	1,303	-1,357	0,243	0,362
Fin-Construction	-0,177	1,296	0,071	-0,450	-0,074	-0,390	-1,009	-1,221	0,326	0,440	-0,037	-0,046	-0,229
Fin-Commerce	0,950	-0,122	-0,244	1,960**	-0,081	-0,459	0,898	-0,158	-0,804	-0,478	-0,070	-0,325	0,813
Fin-Autres Services.	-0,353	0,060	1,000	-0,153	-0,026	-1,393	0,464	-1,349	0,828	1,916	-0,360	1,516	-1,582
Fin-Imm.&locations	-1,243	0,364	-0,514	0,301	0,280	-1,119	1,815*	-1,099	0,512	0,053	0,530	1,851*	-0,799
Fin-PIB amputé	-0,359	1,066	-0,538	2,348**	-0,364	-0,906	1,918*	-1,361	0,325	0,944	-1,070	1,284	-0,705

Seuil de signification statistique: 5% (\*\*), 10% (\*).

Un (k) négatif représente le nombre de période de retard (lag); tandis un (k) positif le nombre de périodes d'avance (lead).

### 5.2.5 Conclusion

Même si les résultats sont en grande partie conformes à nos attentes, il faut reconnaître que notre étude est basée sur un nombre réduit d'observations (44 points), ce qui nous pousse à une interprétation prudente. Cependant, il convient de noter que cette contribution a permis de franchir une étape importante qui consiste en l'évaluation de la co-variation entre les composantes cycliques des différentes branches. L'analyse adoptée fait ressortir que les cyclicités de trois branches d'activité dominantes au Luxembourg sont positivement corrélées. Ce résultat semble indiquer que la composante cyclique du secteur financier est en phase avec celles du commerce et de l'immobilier & location. Le poids moyen de la valeur ajoutée de ces trois branches d'activité dans le PIB est de près de 60%. Et il est fort probable que l'impact d'un choc dans l'une des branches est susceptible d'affecter l'économie dans son ensemble.

En adoptant les tests de causalité des moyennes et des variances de Cheung et Ng (1996) avec intervalles de décalage de six trimestres, les résultats obtenus ont permis de déterminer l'origine et le sens de propagation des chocs entre le secteur financier luxembourgeois et les autres branches d'activités économiques. Ainsi, nous avons conclu au rôle causal de la croissance du secteur financier, le faisant apparaître comme un moteur de la croissance pour les branches de la construction, de l'immobilier & location et pour le PIB amputé de la valeur ajoutée du secteur financier. En matière de diffusion des chocs, nos résultats font ressortir que la volatilité du secteur financier affecte la volatilité du secteur du commerce ainsi que la volatilité du PIB amputé. Le délai de transmission des chocs propres au secteur financier vers les deux agrégats précités est de quatre trimestres. De plus, il semble que le PIB amputé, le secteur financier et l'activité de l'immobilier & location réagissent de façon synchrone aux chocs contemporains de mêmes natures.

Compte tenu du sens de causalité des moyennes et des variances inter-branches d'activités, il apparaît que la croissance du secteur financier au Luxembourg est un déterminant majeur de la croissance économique. Ce résultat pourrait être très utile pour les autorités du pays en matière de choix des politiques économiques et de diversification puisqu'il permet de rendre compte de l'interrelation des différentes branches d'activités et du rôle causal de l'activité financière.

Il faut enfin rappeler que les résultats obtenus dans cette étude divergent de ceux obtenus par Bourgain et Pieretti (2006). A ce sujet et sur base de données annuelles (1985-2002), les deux auteurs affirmaient que: «external effects don't significantly appear between financial services and for remaining industries (Wholesales and retail trade; Hotel and restaurants; Transport, storage and communication; Computer and related activities)». Certes, les données exploitées par ces derniers sont d'une fréquence annuelle et avec un détail sectoriel plus riche que les données trimestrielles utilisées dans la présente contribution, néanmoins leurs résultats semblent être contre-intuitifs et incitent à poursuivre la recherche dans ce domaine pour confirmer ou infirmer ce type de conjecture.

## Bibliographie

**Bollerslev, T. (1990):** Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 498-505.

**Bourgain, A., Guarda, P. et Pieretti, P. (2000):** Dynamique de la croissance et spécialisation: Analyse en panel des branches industrielles, *Cahiers Economiques de Bruxelles*, n° 167, 3<sup>e</sup> trimestre.

**Bourgain, A. et Pieretti, P. (2006):** Measuring Agglomeration Forces in a Financial Center, *Economics Bulletin*, Vol. 18, n° 3, pp. 1-9, July.

**Cheung, Y-W. et Ng, L. K. (1996):** A Causality-in-Variance Test and its Application to Financial Market prices, *Journal of Econometrics* n° 72, pp. 33-48.

**Engle, R. F. et Sheppard, K. (2001):** Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, University of California, San Diego, Department of Economics, *Discussion paper* 2001-15.

**Engle, R. F. (2001):** GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, n° 4, pp. 157-168.

**Engle, R. F. (2002):** Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, n° 3, pp. 339-350, July.

**Lee, J. et Crowley, P. (2006):** The Co-movement Between Output and Prices: Evidence From a Dynamic Conditional Correlation GARCH Model, *Economics Letters*, Vol. 91, n° 1, pp. 110-116, April.