# 2.3 TRANSMISSION MONÉTAIRE: ANALYSE DE DONNÉES DES ENTREPRISES NON FINANCIÈRES LUXEMBOURGEOISES

### 2.3.1 Introduction

D'un point de vue théorique la transmission monétaire s'effectue à travers de nombreux canaux. En pleine analogie avec d'autres études analysant l'impact de la politique monétaire sur les décisions d'investissement des entreprises non financières, cette étude se focalise sur l'analyse du canal du taux d'intérêt et du canal du crédit. Le canal du taux d'intérêt se réfère à l'impact direct d'une modification des taux sur l'investissement des entreprises non financières à travers le coût d'usage du capital. Le canal du crédit s'applique à des asymétries d'information ainsi qu'à d'autres imperfections affectant l'activité d'investissement des entreprises non financières.

D'éventuelles asymétries informationnelles entre les entrepreneurs et les prêteurs potentiels relatives à la situation financière de l'entreprise, ses perspectives d'investissement et donc sa valeur intrinsèque, engendrent des problèmes de type de sélection averse. D'après cette théorie, les entreprises souffrent d'une prime de financement externe équivalente à l'ensemble des coûts associés au franchissement des asymétries d'information entre les emprunteurs et les prêteurs. La prime de financement externe est fonction de la situation financière propre d'une entreprise ainsi que du volume des crédits fournis par le secteur bancaire. Par exemple, d'après la théorie du canal d'emprunt bancaire, lors d'une politique monétaire plus restrictive, les banques cherchent à adapter leur volume de crédit suite à la réduction des dépôts gérés. Donc, soit les banques demandent des taux de crédits plus élevés (i.e., une augmentation de la prime de risque), soit elles procèdent au rationnement de crédit (ceci affectera notamment les banques dépendantes du financement interbancaire). Selon la théorie du canal du bilan, la prime de financement externe à laquelle une entreprise donnée fait face est étroitement liée à sa solvabilité, du fait du volume de collatéral disponible, de la valeur nette des actifs, etc. Un choc monétaire contraignant augmentera les coûts de financement et diminuera les profits des entreprises (actuels ainsi que projetés). En pesant sur la solvabilité des entreprises, ceci résultera en une prime de financement en hausse. Comme, en règle générale, la vigueur des bilans se développe d'une façon pro-cyclique, le canal du bilan renforce les impacts d'un choc monétaire et réel («accélérateur financier»).

Ainsi, un nombre croissant d'études empiriques analysent l'impact de contraintes financières sur l'investisse-

ment des entreprises non financières. La plupart d'entre elles se réfèrent au ratio cash flow/capital ou bien à l'inverse au ratio de couverture comme indicateur de contraintes financières. De nombreuses contributions étudient si la vigueur du bilan affecte la prime de financement externe. Typiquement, les analystes procèdent à la différentiation de l'échantillon étudié en fonction de certains critères, tels que l'âge, la taille et/ou la liquidité des entreprises.

L'objectif principal de cette étude est de présenter quelques premiers résultats empiriques du processus de transmission monétaire au Luxembourg basés sur l'analyse de données individuelles d'un échantillon d'entreprises non financières. Il vise à étudier si l'investissement des entreprises luxembourgeoises est affecté par les coûts d'usage du capital et entend procéder à l'analyse des répercussions de l'indicateur de la politique monétaire sur les coûts d'usage du capital. De plus, l'analyse vérifie si l'investissement des entreprises non financières est affecté de manière significative par la vigueur de leurs bilans. Finalement, afin de cerner des effets différentiels entre les entreprises, l'analyse utilise des variables d'interaction en fonction de l'âge, de la taille ainsi que du statut légal des entreprises ainsi qu'en faisant une distinction entre les secteurs des services et de l'industrie.

# 2.3.2 La structure de l'économie luxembourgeoise

Le Grand-Duché affiche une population d'environ 440 000 habitants et représente 0,3% du PIB de la zone euro. La croissance réelle moyenne du PIB atteignant 7,2% entre 1990 et 2000, le Luxembourg faisait preuve d'un rythme de croissance élevé. Cette croissance est notamment imputable au secteur financier qui englobe 196 institutions bancaires sur un total de 631 institutions financières monétaires (IFM) et représente 7,1% du nombre total d'IFM enregistrées au sein de la zone euro (situation au 31 octobre 2001). Malgré l'importante part de marché des grandes banques, l'indice de Herfindahl indique que le secteur bancaire luxembourgeois compte parmi les moins concentrés de la zone euro. De plus, il est caractérisé par un degré d'influence gouvernementale moindre. Sa dimension est confirmée par sa contribution considérable à la valeur ajoutée brute (40,5% en 2000). Par ailleurs, le secteur industriel (y compris l'énergie) représentait 13,2%, tandis que la contribution des secteurs «Commerce de détail, tourisme, etc.», «Autres services», «Construction», et «Agriculture» était de 22,7%, 16,7%, 6,3% et de 0,7% respectivement.

68 BULLETIN DE LA BCL 2001/3

La structure de financement des entreprises au Luxembourg fait preuve d'une relation étroite «banque – client» en matière d'emprunt. Entre 1995 et 1999, le volume des crédits accordés aux entreprises non financières équivalait à 25% du PIB, tout en dépassant la formation brute de capital fixe de quelque 16%. Par contre, l'importance du financement à travers l'émission d'actions r\$este secondaire. En fait, à peu près seulement 60 des 20 000 entreprises luxembourgeoises ont opté pour la cotation boursière. De même, le financement par l'émission d'obligations ne joue qu'un rôle mineur.

# 2.3.3 Aspects théoriques

L'analyse empirique des répercussions de la politique monétaire et du coût d'usage du capital sur l'activité d'investissement en général, ainsi que l'analyse de l'existence du canal du crédit en particulier, se fait communément sur base des modèles d'investissement du type «Q», l'équation de type «Euler» ou bien selon le modèle de l'accélérateur traditionnel. En raison de la disponibilité limitée de données, la présente analyse se base sur le modèle de l'accélérateur des ventes tel que proposé par Bond et al. (1997). D'après ce modèle, le stock de capital optimal C d'une entreprise i en période t est une fonction log-linéaire de sa production V et du coût d'usage du capital CU:

$$\log C_{ii} = a \log V_{ii} - b \log C U_{ii} \tag{1}$$

Cette fonction est compatible avec l'objectif de maximisation de profit, sujet à gains d'échelle et à une technologie caractérisée par une élasticité de substitution constante. En appliquant l'approximation  $\Delta \log C_{i,\iota} \approx I_{i,\iota} / C_{i,\iota} - \delta \ (I \text{ et } \delta \text{ dénotant respectivement l'investissement et le taux d'amortissement) à la première dérivée de (1) et en incluant d'autres variables liées au bilan des entreprises (B), l'équation se transforme en spécification auto-regressive de décalage distribué. Ceci permet de modéliser une adaptation inter-temporelle régulière du stock de capital effectif vers le niveau optimal:$ 

$$\frac{I_{_{it}}}{C_{_{it-1}}} = \sum_{k=1}^{K} \alpha_{_{K}} \frac{I_{_{it-k}}}{C_{_{it-k-1}}} + \sum_{l=0}^{L} \beta_{_{l}} \Delta \log V_{_{it-1}} + \sum_{_{_{m=0}}}^{^{M}} \chi_{_{m}} \Delta \log CU_{_{it-m}}$$

$$+\sum_{n=0}^{N} \boldsymbol{\phi}_{n} B_{i,t-n} + \boldsymbol{\eta}_{i} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$$
 (2)

# 2.3.4 Données, variables et méthodes

Les données utilisées émanent des bilans annuels (consolidés si possible) des entreprises luxembourgeoises tels que publiés par le Bureau Van Dijk en Belgique. Notre base de données comprend 266 entreprises, dont la plupart sont manufacturières, et se réfère à la période 1992 à 1998. L'analyse menée entraîne l'application d'un contrôle de plausibilité ainsi que le recours à des définitions de variables spécifigues. Vu les inconvénients du stock de capital déclaré au sein du bilan des entreprises et dérivé d'un calcul commercial, nous recalculons le stock de capital selon la méthode de stock perpétuel. Le taux de dépréciation est de 6%. Le ratio d'investissement constitue la variable dépendante. Elle est définie par l'investissement brut aux prix courants divisé par le stock de capital. Le coût d'usage du capital CU est dynamique, puisqu'il tient compte de la future accélération des prix pour l'investissement p'. Il est défini par:

$$CU_{i,t} = \frac{p_i^{t}}{p_i} * \left( \omega r_{i,t} + d_i - (1 - d_i) * \frac{\Delta p_{i,t+1}^{t}}{\Delta p_{i,t}^{t}} \right).$$
 (3)

Le coût d'usage du capital dépend essentiellement du coût du capital pondéré (wr). Ce dernier se calcule par entreprise. Il est fonction du taux d'intérêt apparent pondéré avec le volume des dettes brutes ainsi que du coût des fonds propres (c'est-à-dire les dividendes distribués) pondéré par leur volume. Le taux d'intérêt apparent est spécifique aux entreprises. Il correspond aux intérêts payés relatifs au volume des dettes envers les banques. Le taux des fonds propres est équivalent à la somme du taux d'intérêt à long terme (i.e., le taux d'intérêt applicable aux obligations du Gouvernement luxembourgeois à 10 ans) et de la prime de risque d'action (estimée à 6%).

Comme l'indique l'équation (2), l'analyse menée utilise des variables explicatives supplémentaires, notamment les liquidités (comme indicateur de la qualité du bilan). L'analyse d'effets différentiels s'effectue sur base de variables d'interactions basées sur la taille, l'âge ainsi que le statut légal et la distinction entre le secteur des services et celui de l'industrie. L'hypothèse de travail veut que les entreprises récentes, de petite taille et les sociétés privées, ainsi que les entreprises non cotées et

BULLETIN DE LA BCL 2001/3

<sup>19</sup> Bond, S./Elston, J./Mairesse, J./Mulkay, B. (1997): «Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the UK: A Comparison Using Company Panel Data», NBER Working Paper Series, No. 5900.

celles du secteur des services fassent preuve d'une sensibilité différente à la croissance des ventes, aux liquidités et au coût d'usage du capital. Etant donné le caractère auto-regressif de la spécification utilisée, l'estimation se fait non seulement selon la méthode OLS, mais utilise également l'estimateur de type WITHIN. Ces deux techniques donnant, théoriquement, un plancher (WITHIN) ainsi qu'un seuil (OLS) pour le vrai coefficient, cette approximation est particulièrement appropriée lors de l'analyse d'un échantillon assez compact et lorsque les coefficients dérivés selon ces deux techniques ne se distinguent guère. Vu la taille réduite de l'échantillon analysé et étant donné que les valeurs décalées des variables explicatives ne se distinguent pas d'une manière significative de zéro, l'analyse s'abstient de l'emploi de variables décalées.

# 2.3.5 Résultats empiriques

L'analyse s'articule autour de trois axes. Premièrement, elle met en évidence le rôle de l'accélérateur ainsi que l'impact du coût d'usage du capital sur l'investissement des entreprises non financières. Puis, elle étudie l'existence d'effets différentiels entre les entreprises luxembourgeoises. Finalement, elle examine l'impact de l'indicateur de politique monétaire sur le coût d'usage du capital. Toute interprétation des résultats obtenus doit prendre en considération le fait que la période de référence est assez réduite et qu'elle ne représente guère un cycle conjoncturel entier.

# Le rôle de l'accélérateur ainsi que l'impact du coût d'usage du capital

En règle générale, les estimations confirment l'importance de l'accélérateur pour l'investissement des entreprises non financières au Grand-Duché. La croissance des ventes renforce l'investissement de manière significative d'après la méthode OLS, bien que le coefficient ne soit pas significativement différent de zéro d'après la méthode WITHIN.

Les résultats relatifs au coût d'usage du capital sont conformes aux attentes, en ce sens qu'une augmentation du coût d'usage du capital réduit le ratio d'investissement. Ce résultat compte parmi les plus robustes de l'analyse menée. Il est obtenu indépendamment de la méthode d'estimation employée. De plus, la marge entre les coefficients de type OLS et WITHIN est négligeable. A noter que, indépendamment de la modélisation spécifique, l'élasticité du coût d'usage du capital

reste relativement faible par rapport à des études similaires menées pour d'autres pays de la zone euro.

En pleine analogie avec la théorie du canal du crédit au sens large, le coefficient du ratio liquidités/capital est significatif et positif. Ceci indique que la vigueur du bilan favorise l'activité d'investissement, bien que l'impact soit faible. D'ailleurs, le test Wald indique que l'adjonction de ce ratio au sein des régressions n'affecte de manière significative ni le coefficient dérivé pour la croissance ni celui du coût d'usage du capital.

### L'existence d'effets différentiels

D'après la théorie du canal du crédit, l'investissement des entreprises assujetties à des contraintes financières réagit plus sensiblement à une politique monétaire plus restrictive. Dans ce contexte, les indicateurs de contraintes suivants sont considérés: la taille (mesurée par le total des actifs) ainsi que d'autres caractéristiques des entreprises (entreprises de service, entreprises industrielles ainsi que la structure juridique). Vu la petite taille de l'échantillon, l'analyse se base sur l'approche de variables d'interaction (au lieu d'une analyse de paniers séparés).

Les résultats empiriques indiquent nettement que les jeunes entreprises souffrent de manière significative de contraintes financières de manière bien plus importante que les entreprises établies il y a longtemps. Plus spécifiquement, les impacts de la croissance des ventes et du ratio liquidités/capital sur l'investissement sont plus importants parmi les entreprises jeunes. Egalement, l'élasticité du coût d'usage du capital se révèle significativement importante.

Ainsi, les petites entreprises s'avèrent plus dépendantes du financement interne de leur investissement et – via le coût d'usage du capital – davantage affectées par la politique monétaire. D'ailleurs, comme souvent lors de l'utilisation de variables indicatrices (dummy), ce résultat dépend de la valeur de séparation sous-jacente. De toute façon, l'utilisation des variables d'interaction n'empiète ni sur le rôle de la croissance des ventes ou des liquidités, ni sur celui du coût d'usage du capital.

Les autres variables d'interaction se réfèrent à des effets différentiels en fonction de la taille des entreprises, en fonction du domaine d'activité (industrie et services) et en fonction de leur catégorie (privée ou

70

cotée). Il n'y a qu'une évidence faible pour l'hypothèse que les petites entreprises sont plus dépendantes du financement interne d'investissement que les entreprises de plus grande taille. Ceci reflète de fait les attentes théoriques, étant donné que les petites entreprises souffrent d'un accès limité aux marchés des capitaux. Les résultats empiriques montrent également que l'investissement des entreprises du secteur des services réagit de manière plus sensible à la croissance des ventes que ce n'est le cas pour les entreprises du secteur industriel. Finalement, aucun effet différentiel n'a pu être détecté en fonction du statut légal des entreprises.

# L'impact de la politique monétaire sur le coût d'usage du capital

En général, les régressions confirment une relation étroite entre la politique monétaire et les coûts d'usage du capital. Plus spécifiquement, les signaux monétaires (tels qu'indiqués par des changements du taux d'intérêt du marché monétaire à trois mois) se transmettent rapidement et de manière significative en changements des coûts d'usage du capital. Tant une hausse actuelle qu'une hausse décalée d'une période de l'indicateur de la politique monétaire font monter le coût d'usage du capital. Vu les résultats robustes dérivés auparavant concernant l'impact du coût d'usage du capital sur le ratio d'investissement, la politique monétaire affecte l'investissement des entreprises non financières (pourvu que les signaux de la politique monétaire soient reflétés par le taux d'intérêt du marché monétaire à trois mois).

## La sensibilité des résultats

Afin d'étudier la sensibilité des résultats par rapport aux hypothèses quantitatives sous-jacentes, différents paramètres ont été appliqués aux indicateurs clés (tels

que la marge limite dans le cadre du contrôle de plausibilité, la prime de risque et le taux de dépréciation utilisé dans le cadre du calcul du stock de capital ainsi que l'investissement). L'analyse de sensibilité confirme la robustesse des résultats, en particulier par rapport aux coûts d'usage du capital, mais aussi au niveau de la croissance des ventes et des liquidités. Cette robustesse se dégage non seulement par rapport à la direction de l'impact des différentes variables explicatives, mais aussi par rapport à l'ampleur du coefficient obtenu. Même lors d'un changement des définitions qualitatives (telle qu'une définition statique du coût d'usage du capital) et lors d'un basculement vers le taux d'intérêt du marché monétaire (au lieu du taux d'intérêt apparent), les résultats obtenus ne changent guère.

#### 2.3.6 Conclusion

L'objectif principal de cette étude était de présenter quelques premières estimations empiriques du processus de transmission monétaire pour le Luxembourg. Les résultats mettent en évidence l'existence du mécanisme de l'accélérateur des ventes au Grand-Duché. De plus, la vigueur du bilan et les coûts d'usage du capital constituent d'importants facteurs explicatifs de l'activité d'investissement des entreprises non financières. Finalement, les jeunes entreprises, en pleine analogie avec la théorie du canal du crédit au sens large, souffrent de contraintes financières plus importantes que les entreprises de grande taille.

Plusieurs pistes de réflexion peuvent être énoncées, qui restent à poursuivre dans le cadre de futurs travaux. Parmi les plus importantes figure l'élargissement de l'échantillon considéré. Ceci permettrait d'adresser plusieurs volets, tels que l'augmentation du décalage des variables explicatives ainsi que la dérivation des coefficients à long terme. De plus, un échantillon plus abondant permettrait d'améliorer l'analyse d'effets différentiels ainsi que l'emploi de méthodes d'estimation plus sophistiquées (comme l'estimateur dynamique de type GMM).

BULLETIN DE LA BCL 2001/3