

**UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE**

**Mémoire présenté au**

**Programme de maîtrise en gestion  
et développement des coopératives**

**Le risque des PME québécoises pour les banques : l'information d'abord ...  
Étude empirique des principales causes des taux d'intérêt bancaires relativement  
élevés**

**Par Abdennabi Khiari**

**juillet 2002**

**Institut de recherche et d'enseignement  
pour les coopératives  
de l'Université de Sherbrooke  
(IRECUS)**

À mon père Mustapha,

À ma mère Wassila.

## **REMERCIEMENTS**

En premier, je tiens à remercier très sincèrement mon directeur de mémoire, le professeur Marc-André Lapointe, pour son suivi, son soutien et ses encouragements pour l'élaboration de ce travail. Je tiens aussi à remercier le corps professoral de l'Institut de recherche et d'enseignement pour les coopératives de l'Université de Sherbrooke (l'IRECUS) et tous les gens qui m'ont aidé tout au long de mes études.

Merci aussi à tous mes amis : Mourad, Imed, Samir, Hatem, Atef, Moez, Ahmed et Kader, pour leur soutien moral. Enfin, je tiens à remercier tout particulièrement mon père Mustapha, ma mère Wassila, mes Frères Charfeddine, Naceur et ma sœur Hend, pour leurs encouragements et conseils.

## RESUMÉ

Ce travail cherche à expliquer les causes des taux d'intérêt bancaires relativement élevés assumés par les PME québécoises. Nous présentons un modèle qui s'inscrit dans le schéma théorique d'une différence dans l'efficience des marchés de crédits selon la taille des entreprises. Ce modèle suppose que l'asymétrie d'information marquant le marché de crédits aux petites entreprises est à l'origine du déséquilibre de marché du crédit. Les estimations, réalisées à partir de données tirées des statistiques du bilan des sociétés non financières du gouvernement du Québec, indiquent une corrélation entre la qualité en terme de risque d'une entreprise et le volume de crédits bancaires à court terme octroyés. Toutefois, cet effet est aléatoire. Nous identifions une relation entre le degré de concentration du marché de crédit local et la fonction de demande de crédits bancaires à court terme des petites entreprises. Ces résultats concordent largement avec ceux trouvés aux Etats Unis par Barclay et Smith, 1995, et par Asli Demirguç-Kunt et Vojislav Maksimovic, 1999. Les analyses approfondies qu'on a développé permettent d'identifier des effets régionaux fixes sur le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme, qui sont particulièrement dominants dans la région administrative de la Gaspésie et des Iles de la Madeleine.

## TABLE DES MATIÈRES

<u>REMERCIEMENTS</u> .....	<i>i</i>
<u>RESUMÉ</u> .....	<i>ii</i>
<u>TABLE DES MATIÈRES</u> .....	<i>iii</i>
<u>TABLE DES FIGURES</u> .....	<i>vi</i>
<u>TABLE DES TABLEAUX</u> .....	<i>vii</i>
<u>CHAPITRE 1 : LES PROBLÈMES ET LES SPÉCIFICITÉS DES PME</u> .....	1
<u>1.1 Importance des PME</u> .....	1
<u>1.2 Environnement financier des PME</u> .....	2
<u>1.3 L'effet taille</u> .....	5
<u>1.4 Caractéristiques propres aux PME</u> .....	7
<u>1.5 La place du crédit bancaire dans le financement des PME</u> .....	10
<u>1.6 Objectifs de l'étude</u> .....	12
<u>CHAPITRE 2 : LE RISQUE DES PME</u> .....	13
<u>2.1 Notion de risque</u> .....	13
<u>2.2 L'application du MEDAF aux PME ?</u> .....	14
<u>2.3 Théorie de l'agence</u> .....	16
<u>2.4 Théorie des signaux</u> .....	18
<u>2.5 L'offre de garanties</u> .....	20
<u>2.6 Rôle et comportement des banques</u> .....	23
<u>2.6.1 Maximisation du profit bancaire</u> .....	23
<u>2.6.2 Le rationnement du crédit</u> .....	25
<u>2.7 L'imperfection du marché du crédit aux PME</u> .....	29
<u>2.7.1 Théorie de l'efficience des marchés</u> .....	29
<u>2.7.2 Vérifications des conditions d'efficience sur le marché de crédit aux PME</u> .....	31

<a href="#"><u>2.8 L'effet taille un biais à la théorie de l'efficience ?</u></a>	32
<a href="#"><u>CoNCLUSION PARTIELLE</u></a>	36
<a href="#"><u>CHAPITRE 3 : MODÈLE EXPÉRIMENTAL</u></a>	39
<a href="#"><u>3.1 Effet taille et risque PME</u></a>	39
<a href="#"><u>3.2 Hypothèse</u></a>	44
<a href="#"><u>3.3 Implications</u></a>	48
<a href="#"><u>CHAPITRE 4 : DES COMPORTEMENTS CONTINGENTS DES PME QUÉBÉCOISES</u></a>	51
<a href="#"><u>4.1 Des coûts plus élevés pour les petites entreprises?</u></a>	51
<a href="#"><u>4.2 Spécificité des PME et effet taille : mise en relation</u></a>	56
<a href="#"><u>CONCLUSION PARTIELLE</u></a>	61
<a href="#"><u>CHAPITRE 5 : MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE</u></a>	62
<a href="#"><u>5.1 Introduction</u></a>	62
<a href="#"><u>5.2 Base de données et observations</u></a>	62
<a href="#"><u>5.3 Marché géographique</u></a>	66
<a href="#"><u>5.4 Design expérimental</u></a>	69
<a href="#"><u>5.4.1 Recours à l'endettement bancaire à court terme et effet taille</u></a>	70
<a href="#"><u>5.4.2 Recours à l'endettement bancaire et effet région</u></a>	87
<a href="#"><u>5.4.3 Concentration des marchés et volume d'emploi des crédits bancaires à court terme</u></a>	90
<a href="#"><u>CHAPITRE 6 : RÉSULTATS DE RECHERCHE</u></a>	92
<a href="#"><u>6.1 Statistiques du bilan des sociétés selon la taille de l'entreprise</u></a>	92
<a href="#"><u>6.2 Statistiques du bilan des sociétés selon la tranche d'actifs</u></a>	105
<a href="#"><u>6.2.1 Modèle empirique</u></a>	106
<a href="#"><u>6.2.2 Hétérogénéité des comportements des entreprises selon la taille de leurs actifs</u></a>	111

<a href="#"><u>6.3 Statistiques du bilan des sociétés selon la tranche de revenus bruts</u></a>	117
<a href="#"><u>6.3.1 Modèle empirique</u></a>	117
<a href="#"><u>6.3.2 Effets fixes taille (selon la tranche de revenus) et temps</u></a>	122
<a href="#"><u>6.4 Statistiques du bilan des sociétés selon la région administrative</u></a>	126
<a href="#"><u>6.4.1 Modèle empirique</u></a>	126
<a href="#"><u>6.4.2 Ampleur des effets temps et régions</u></a>	131
<a href="#"><u>CONCLUSION GÉNÉRALE</u></a>	137
<a href="#"><u>BIBLIOGRAPHIE</u></a>	145
<a href="#"><u>ANNEXE 1</u></a>	152
<a href="#"><u>ANNEXE 2</u></a>	156
<a href="#"><u>ANNEXE 3</u></a>	159
<a href="#"><u>ANNEXE 4</u></a>	160
<a href="#"><u>ANNEXE 5</u></a>	162
<a href="#"><u>ANNEXE 6</u></a>	163
<a href="#"><u>ANNEXE 7</u></a>	164
<a href="#"><u>ANNEXE 8</u></a>	165
<a href="#"><u>ANNEXE 9</u></a>	166
<a href="#"><u>ANNEXE 10</u></a>	167
<a href="#"><u>ANNEXE 11</u></a>	173
<a href="#"><u>ANNEXE 12</u></a>	177
<a href="#"><u>ANNEXE 13</u></a>	184
<a href="#"><u>ANNEXE 14</u></a>	188
<a href="#"><u>ANNEXE 15</u></a>	195
<a href="#"><u>ANNEXE 16</u></a>	202

## TABLE DES FIGURES

<a href="#">Figure 2.1: Workflow and processing links between small business and consumer lending systems</a> .....	21
<a href="#">Figure 2.2: Firme bancaire et offre de crédit</a> .....	24
<a href="#">Figure 2.3 : There exists an interest rate, which maximizes the expected return to the bank</a> .....	28
<a href="#">Figure 3.4 : Caractéristiques propres et risque PME</a> .....	39
<a href="#">Figure 3.5 : Modèle d'évaluation du risque PME</a> .....	42
<a href="#">Figure 3.6 : Modèle d'explication de l'écart de taux</a> .....	46
<a href="#">Figure 4.7: Hiérarchie de financement pour la petite entreprise</a> .....	52
<a href="#">Figure 5.8: Design expérimental</a> .....	71
<a href="#">Figure 5.9 : Variation de la variable (MontMoy) selon la catégorie d'entreprises (petites, moyennes et grandes entreprises)</a> .....	76
<a href="#">Figure 5.10 : Variation de la variable (MontMoy) selon la catégorie d'entreprises (petites et moyennes entreprises)</a> .....	76
<a href="#">Figure 6.11: Évolution du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise (1983-96)</a> .....	97
<a href="#">Figure 6.12: Évolution du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille d'actifs des entreprises (1984-96)</a> .....	111
<a href="#">Figure 6.13: Effets fixes dus à la taille (selon la tranche de revenus)</a> .....	123
<a href="#">Figure 6.14: Effets dus au temps pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts</a> .....	124
<a href="#">Figure 6.15: Effets dus au temps pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative</a> .....	131
<a href="#">Figure 6.16: Effets régions</a> .....	132
<a href="#">Figure 7.17 : Risque et rendement attendu pour une banque dans le cas d'un marché oligopolistique</a> .....	138



## TABLE DES TABLEAUX

<a href="#">Tableau 1.2 : Médiane des taux d'intérêt du crédit bancaire des entreprises selon leur taille, par province, 1997</a> .....	3
<a href="#">Tableau 2.3 : Non-vérification des conditions d'efficience</a> .....	31
<a href="#">Tableau 4.4 : Taux d'intérêt du crédit bancaire</a> .....	53
<a href="#">Tableau 4.5 : Taux de rendement et coût des capitaux selon la taille de l'entreprise (moyenne sur quatre ans, 1988-91)</a> .....	54
<a href="#">Tableau 4.6 : Facteurs de croissance et de succès des PME</a> .....	57
<a href="#">Tableau 4.7 : Résumé de quelques études dégagant des comportements contingents des PME canadiennes et québécoises</a> .....	58
<a href="#">Tableau 5.8 : Volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise au Québec, (1992-95)</a> .....	64
<a href="#">Tableau 5.9 : Volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la région administrative au Québec (1995)</a> .....	65
<a href="#">Tableau 5.10 : Part de présence du Mouvement Desjardins selon la région administrative au Québec (1999)</a> .....	68
<a href="#">Tableau 5.11 : Classification des entreprises selon leur taille</a> .....	75
<a href="#">Tableau 6.12 : Panel de donnée selon la taille de l'entreprise, détermination de la taille de l'entreprise</a> .....	92
<a href="#">Tableau 6.13 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données</a> .....	94
<a href="#">Tableau 6.14 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour les petites entreprises</a> .....	94
<a href="#">Tableau 6.15 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour les moyennes entreprises</a> .....	95
<a href="#">Tableau 6.16 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour les grandes entreprises</a> .....	95
<a href="#">Tableau 6.17 : Tests de signification du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise</a> .....	96

<a href="#"><u>Tableau 6.18 : Estimations des paramètres du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise</u></a> .....	96
<a href="#"><u>Tableau 6.19 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise</u></a> .....	102
<a href="#"><u>Tableau 6.20 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effets aléatoires pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise</u></a> ....	103
<a href="#"><u>Tableau 6.21 : Panel de données selon la tranche d'actifs, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données</u></a> .....	106
<a href="#"><u>Tableau 6.22 : Tests de signification du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la tranche d'actifs</u></a> .....	107
<a href="#"><u>Tableau 6.23 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la tranche d'actifs</u></a> .....	109
<a href="#"><u>Tableau 6.24 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effets aléatoires pour l'ensemble du panel de données selon la tranche d'actifs</u></a> .....	115
<a href="#"><u>Tableau 6.25: Panel de données selon la tranche de revenus bruts, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données</u></a>	118
<a href="#"><u>Tableau 6.26: Tests de signification du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts</u></a> .....	118
<a href="#"><u>Tableau 6.27 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts</u></a> .....	120
<a href="#"><u>Tableau 6.28: Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effet fixe pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts</u></a> ....	122
<a href="#"><u>Tableau 6.29: Panel de données selon la région administrative, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données</u></a>	126
<a href="#"><u>Tableau 6.30 : Tests de signification et paramètres estimés du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative</u></a> ..	127
<a href="#"><u>Tableau 6.31 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative</u></a> .....	129
<a href="#"><u>Tableau 6.32 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effets fixes pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative</u></a> .....	130

<a href="#"><u>Tableau 6.33 : Tests de signification du modèle incorporant le degré de concentration des marchés pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative</u></a> .....	134
<a href="#"><u>Tableau 6.34 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle incorporant le degré de concentration des marchés pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative</u></a> .....	135

## **CHAPITRE 1 : LES PROBLÈMES ET LES SPÉCIFICITÉS DES PME**

### **1.1 Importance des PME**

Les PME jouent un rôle important dans l'économie d'une nation : c'est que généralement les systèmes productifs sont très largement constitués de PME et ces dernières sont à l'origine de la majeure partie de la création, ainsi qu'une partie non négligeable de la disparition d'emplois.

D'ailleurs au Québec et selon une étude réalisée par l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) et le ministère de l'Industrie et du Commerce (MIC), en 1996, dans l'ensemble des secteurs d'activité, les employeurs de moins de 100 personnes (faisant donc partie des PME) comptent 42,8% des emplois salariés et sont responsables de 71,3% des nouveaux emplois créés et de 55,2% des emplois perdus. Il faut noter aussi que dans cette même année (1996), les entreprises de petite et moyenne dimension (moins de 200 employés) représentent 89,2% de tous les établissements manufacturiers au Québec<sup>1</sup>.

Vu la part importante des PME dans l'emplois, les pouvoirs public ont mis sur pied des politiques d'aide aux PME : comme « la loi de prêt aux petites entreprises » lancée par le gouvernement fédéral en 1961. D'ailleurs, par le biais de cette loi, en 1992, 70% des sociétés ont vu leur demande de fonds acceptée (Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion, 1999). Toutefois, cela ne doit pas cacher les problèmes d'accès des PME à leur

---

<sup>1</sup> Pour une analyse détaillée, se reporter à la publication conjointe de l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) et du Ministère de l'Industrie et du Commerce (MIC) : « Les PME au Québec État de la situation », édition 1998 et 1999.

principal source de financement externe, à savoir les crédits consentis par les institutions financières.

## **1.2 Environnement financier des PME**

Comme il est expliqué dans la définition des économistes dit « du circuit monétaire de production » dont F. Poulon, A. Parguez et B. Schmitt, la monnaie de crédit est à l'origine du circuit économique. Dans ce sens, la décision d'une banque de satisfaire un crédit peut venir enclencher le circuit économique. Et dans la mesure où les systèmes productifs sont largement constitués de PME, le pari bancaire consiste à évaluer la solvabilité de ce type d'entreprise pour réaliser le profit bancaire optimal.

Selon une enquête de statistique Canada (1994), 81% des petites entreprises qui ont fait une demande de prêt chez une institution bancaire ont reçu du financement. Cependant, l'étude réalisée par la Chaire d'entrepreneurship Maclean Hunter (1999) révèle que sur la base de données tirées de la Fédération Canadienne de l'Entreprise Indépendante (FCEI), les PME canadiennes font faces à des taux d'intérêt différents selon les régions. En outre, on peut constater que ces taux sont souvent plus élevés que ceux accordés aux grandes entreprises. Ce qui pousse à croire que les PME sont confrontées à une sorte de discrimination lorsque vient le temps de négocier un crédit bancaire.

D'ailleurs, malgré que pour l'année 1995 les petites entreprises du Québec (avec celles de l'Ontario) génèrent les recettes brutes moyennes les plus élevées au Canada, c'est au Québec que les PME feraient face aux taux

d'intérêt les plus importants : 7% pour les entreprises de 4 employés et moins de 6.75 % pour les entreprises québécoises ayant entre 5 et 19 employés. Le taux d'intérêt moyen canadien est respectivement, pour les entreprises de même taille, d'environ 6,75% et de 6.25% (voir tableau 1.2).

Néanmoins, il faut noter que pour la même année, les entreprises québécoises comptant plus de 100 employés, bénéficient d'un taux d'intérêt médian des plus bas (5,25%).

**Tableau 1.2 : Médiane des taux d'intérêt du crédit bancaire des entreprises selon leur taille, par province, 1997**

Régions	Nombre d'employés				
	0 à 4	5 à 19	20 à 49	50 à 99	100 et plus
Canada	6,75	6,25	5,75	5,5	5,25
N-E	6,625	6,5	6,25	5,75	5,125
N-B	6,75	6,375	5,875	5,5	5,5
Qc.	7	6,75	6	5,75	5,25
On.	6,5	6,25	5,75	5,5	5,5
Man.	6,25	6,25	5,25	5,5	5,5
Sask.	6,75	6,25	5,7	5,5	5,5
Alb.	6,25	6,25	5,75	5,75	5,375
C-B	6,5	6,25	5,75	5,275	5,275

Source : FCEI, documents provinciaux : regard sur les PME. (dans Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion, 1999, « la PME au Québec, Profil comparatif » )

Les deux raisons, citées par les auteurs de cette étude, justifiant ces taux d'intérêt plus élevés que la moyenne sont : la petite taille des emprunts et l'importance de certaines institutions financières.

- Les taux d'intérêt et la taille des emprunts sont inversement reliés : c'est ce qui est démontré par l'analyse réalisée par FCEI sur les données d'un sondage réalisé auprès de ses membres (1997). Et comme la taille médiane des emprunts des PME québécoises est relativement modérée, il apparaît normal pour Marie-Hélène Légaré,

Germain Simard et Louis Jacques Filion (1999) que l'on retrouve au Québec un taux d'intérêt parmi les plus élevés.

- Le choix de l'institution financière : en se basant sur le même sondage réalisé par la FCEI auprès de ses membres (1997), Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion expliquent que la forte présence des caisses populaires au Québec peut avoir un impact sur les taux d'intérêt chargés aux PME de cette province, puisque les caisses populaires sont parmi les trois institutions financières imposant un taux d'intérêt élevé pour un prêt commercial (un taux d'intérêt au-dessus du taux de base de 2,67%). Les deux autres institutions financières sont : la Banques de Développement du Canada (BDC) et les coopératives de crédit avec un taux d'intérêt au-dessus du taux de base de 3,81% et de 2,08%.

On peut donc dire que les PME évoluent dans un environnement hostile et défavorable à l'égard de leur accès au financement externe. D'autant qu'en dépit des mesures prises aussi bien à l'échelon fédéral que provincial, la gamme des financements auxquels elles peuvent avoir effectivement accès est étroite : elles restent une clientèle captive des banques. Au Canada, en 1992, les prêts consentis par les institutions financières constituent la plus importante source de financement externe (28%), suivi par le crédit offert par les fournisseurs (24%), alors que les particuliers ne représentent que 5% de leur financement externe. Cette marginalisation de la possibilité de recourir aux financements désintermédiés, vient aggraver d'avantage la faiblesse du pouvoir de négociation des PME avec les banques et donc, elle peut être considérée

comme un autre élément explicatif des différentiels de taux qu'elles assument. Sans oublier les conséquences négatives des fusions des banques sur la part des crédits aux PME dans leurs actifs, qui s'explique par la tendance des grandes institutions financières à y consacrer une petite proportion dans leur activité d'intermédiation financière (Laurence H. Meyer, 1998).

Il est clair qu'une politique de rationnement de crédit pourrait avoir une influence négative sur la performance économique d'un système de production. Toutefois, comme il est souligné par Stiglitz et Weiss, 1981, (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995) « la probabilité qu'une firme soit soumise à un rationnement de crédit n'est pas indépendante de sa taille ».

### **1.3 L'effet taille**

Afin de dégager les particularités des entreprises de petite et moyenne dimension, il est indispensable de définir le concept PME. Ce qui nous a poussé à revenir au fondement de la théorie prônant l'idée que la taille n'était pas un facteur neutre sur le plan organisationnel.

Il est exposé par Olivier Torrès (1997) que plusieurs travaux, dont ceux de Desremaux (1992), Blau et Shoenherr (1971), Child et Mansfield (1972) ont montré que les caractéristiques organisationnelles sont différentes selon la taille. Mintzberg, 1982, (dans Olivier Torrès 1997) affirme que :

« Plus une organisation est de grande taille, plus sa structure est élaborée : plus les tâches y sont spécialisées, plus ses unités sont différenciées, et plus sa composante administrative est développée... »

Ce qui laisse supposer qu'il existe un seuil bien défini à partir duquel le chercheur doit opérer le découpage entre les entreprises pour les distinguer



selon leur taille. Hors, ce qu'on peut considérer comme une frontière entre la PME et la grande entreprise n'est pas tout à fait stable.

Durant son développement une entreprise peut rencontrer des situations de crise qui l'amène à des changements dans sa structure organisationnelle.

D'ailleurs Mintzberg, 1982, (dans Olivier Torrès, 1997) précise que :

« De nombreux éléments nous indiquent qu'à mesure que les organisations grandissent, elles passent par des périodes de transition structurelle, qui sont des changements de nature plutôt que des changements de degré. »

C'est comme si l'entreprise passait par différents stades et qu'à chaque stade elle doit opérer des modifications dans la nature de son organisation. Olivier Torrès (1997) explique qu'« à chaque période correspond un mode de fonctionnement spécifique qui va engendrer une crise spécifique ». Néanmoins, cet auteur nous fait savoir que les différents travaux de recherche qui se sont intéressés à ce sujet ont abouti à des résultats flous : il n'y a pas eu d'identification précise des différents seuils critiques qui marquent les transitions entre les stades, ce qui laisse croire que malgré le rôle reconnu de la taille, il y a d'autres variables contingentes qui peuvent avoir de l'influence sur le mode de fonctionnement et de développement de l'entreprise. De même, il en découle que la frontière qui sépare le monde de la PME de celui de la grande entreprise peut être, aussi, contingente.

Ces contingences sont à la base de la théorie de l'hétérogénéité du monde des PME, dite encore courant de la diversité. Parmi les adeptes de ce courant, on peut citer March, Julien et Boislandelle. Néanmoins, Olivier Torrès (1997) conclut notamment dans son article que :

« si Julien considère que l'on ne peut échapper à une approche contingente du fait de l'hétérogénéité des PME, il rajoute que cette contingence n'empêche pas pour autant de retrouver des similitudes suffisantes pour constituer une nouvelle théorie économique et de gestion pour les PME... »

Ce qui permet de dire que malgré leur hétérogénéité, les PME semblent présenter des caractéristiques qui leurs sont uniques et propres.

#### **1.4 Caractéristiques propres aux PME**

Partant de la thèse que la spécificité de la petite entreprise se nourrit des différences établies comparativement aux grandes entreprises, Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995), regroupent les spécificités financières des PME décelées dans les travaux théoriques et les études empiriques (entre autres, ceux de McMahon et al., 1993), selon qu'elles soient porteuses de distorsions par rapport à la théorie financière standard ou qu'elles soient un champ particulier d'asymétrie de l'information.

Ils distinguent, entre autres, parmi les éléments de distorsions par rapport à la théorie financière standards :

- La marginalisation de la possibilité de recourir aux financements désintermédiés;
- Une liquidité inférieure aux grandes entreprises (GE);
- Des dirigeants-actionnaires;
- Le pouvoir concentré dans les mains d'une seule personne;
- Un manque de confiance dans les capacités de management des propriétaires-dirigeants;

- Un risque d'erreur très grand en raison d'une concentration des pouvoirs, d'une mauvaise information, d'incompétence ou de surestimation des capacités de la part des propriétaires-dirigeants;
- Une vision des fondateurs d'une entreprise comme étant des preneurs de risques élevés, non justifiés par le rendement à moyen terme;
- Risque d'affaire de l'entreprise est associé au risque personnel de l'entrepreneur;
- Le propriétaire ne détient pas un portefeuille d'actifs financiers diversifié;
- L'ampleur des relations informelles;
- Difficulté de contrôler les pratiques de gestion du propriétaire-dirigeant.

Outre les éléments précédents, les deux auteurs identifiaient d'autres différences, par rapport aux comportements financiers des grandes entreprises, qui touchaient des aspects particuliers de la théorie de l'agence, dont les caractéristiques suivantes :

- La multiplicité des relations d'agence, entre autres, celles entre les différents dirigeants-propriétaires et aussi entre le dirigeant et les autres membres de la famille, les clients ou le personnel;
- Une concentration des problèmes d'agence entre les acteurs à l'intérieur de l'entreprise et les autres (dont les prêteurs et les créanciers);
- Des coûts d'agence difficilement assimilables par les PME : ils viennent alourdir encore plus le coût de la dette;

Ainsi, plusieurs critères peuvent être utilisés pour définir la frontière critique entre les PME et les grandes entreprises, dont :

- Des critères quantitatifs : généralement le critère de sélection des entreprises retenu pour un échantillon est la taille, c'est à dire, le nombre d'employés, le chiffre d'affaires, les actifs, etc.
- Des critères qualitatifs : le rôle du dirigeant est la spécificité qualitative la plus importante. En effet, il est suggéré par la littérature financière que plus la taille de l'entreprise est petite, plus le rôle du dirigeant peut prendre de l'importance. Parmi les critères appartenant à ce groupe : la propriété de l'entreprise, le mode de gestion, la relation avec les propriétaires de l'entreprise qui n'est pas formalisée, etc.

Il est important de souligner que plusieurs de ces caractéristiques des PME sont sensible au mode de financement de ces dernières. D'ailleurs les résultats des études de Stephany, 1993, Bellettante et Desroches, 1994, (dans Bernard Bellettante et Nadine Levratto 1995), montrent que la dépendance financière tend à réduire les spécificités des PME. Généralement, ces dernières manifestent un fort désir d'autonomie et d'indépendance, d'autant plus difficile à sauvegarder qu'elles disposent d'une mauvaise liquidité financière (voir annexe 1, 2, 3 et 4). En fait, la conception du modèle PME comme un modèle d'indépendance financière semble largement majoritaire au sein de la communauté scientifique (Olivier Torès, 1997) Dans ces conditions, le mode du financement bancaire paraît une des sources de financement externes les plus adéquates aux PME.

## 1.5 La place du crédit bancaire dans le financement des PME

Pour ce qui est du financement des PME, les institutions financières sont citées comme étant leurs principales sources de fonds externes :

- Aux États Unis, en se basant sur des sondages du Federal Reserve (the National Survey of Small Business Finance and the Survey of Consumer Finance), Laurence H. Meyer (1998) rapporta que « *commercial banks are the single most important source of external credit to small firm* ».
- À l'issue d'un sondage national mené auprès des petites et moyennes entreprises canadiennes par le groupe de recherche Thompson Lightstone (1998) pour le compte de l'Association des Banquiers Canadiens (ABC), les résultats enregistrés ont révélé que le crédit bancaire est la première source de financement des PME : en effet, la moitié des propriétaires de PME (50%) ont indiqué détenir à ce moment là un emprunt auprès d'une institution financière pour assurer le financement de leur entreprise. Il est suivi du crédit fournisseur 48% et des cartes de crédit 46%.

Comme il est expliqué par Laurence H. Meyer (1998), les entreprises de petite et moyenne taille ont recours aux banques non pas seulement pour l'octroi d'un crédit mais aussi pour un tas d'autres d'opérations dont : le dépôt d'argent. Et parce qu'elles ont besoin de ces services, les PME entre, généralement, en relation avec la banque la plus proche. D'ailleurs, il révèle, en se basant sur des données du « *Federal Reserve* » (1998), qu'aux États Unis,

85% des entreprises de petites et moyennes tailles font affaire avec leurs banques locales.

Il est évident que l'importance du rôle des banques est étroitement liée aux avantages de l'intermédiation financière, toute évolution ou déclin de ces avantages vient déterminer le regain ou la perte d'influence de ces premières.

Il faut dire que dans leur activité d'intermédiation financière, les banques sont plus efficaces que les investisseurs individuels dans l'acquisition et le traitement d'information sur les emprunteurs. Elles disposent de précieuses informations sur l'emprunteur puisqu'elles connaissent déjà l'ensemble des opérations effectuées sur son compte. En plus, elles empêchent les investisseurs de faire cavalier seul en choisissant de se décharger sur les autres investisseurs des coûts de gestion et de surveillance et aussi, en diversifiant le risque entre les différents crédits accordés aux PME. Autant de raisons pour lesquelles, les banques peuvent réussir à réduire les coûts de financement pour ces dernières.

Ainsi, dans un marché de crédit, l'écart de risque entre grandes et petites entreprises doit naturellement entraîner un écart, en principe, proportionnel au coût supplémentaire de crédit. Toutefois, plusieurs éléments de risque non-systématique (reliés à des spécificités des PME) sont peu ou pas du tout contrôlés par les institutions financières.

## **1.6 Objectifs de l'étude**

Dans la perspective d'appréhender une relation entre un effet taille et les caractéristiques intrinsèques des marchés de crédit bancaires, nous allons dans le prochain chapitre jeter les bases d'une compréhension de la place qu'occupe le risque dans la marge de taux additionnelle assumée par les entreprises de petite et moyenne dimension.

Le troisième chapitre de notre étude sera consacrée à la présentation de notre modèle expérimental expliquant le différentiel de taux assumé par les PME québécoises.

Le quatrième chapitre présente les résultats de quelques études empiriques québécoises qui peuvent nous aider dans le choix de la méthodologie de recherche appropriée.

Le cinquième chapitre ce travail présentera notre base de donnée (les statistiques fiscales des sociétés; année d'imposition: 1983-96) et exposera la méthodologie utilisée pour l'analyse empirique.

Le sixième et dernier chapitre aura pour objectif de présenter et analyser l'ensemble des résultats du traitement informatisé des données.

Enfin, nous allons terminer avec une conclusion générale qui donne une réponse à nos questions de recherche et en expose les limites.

## CHAPITRE 2 : LE RISQUE DES PME

### 2.1 Notion de risque

Le risque est, par essence, ce que n'aime pas l'individu (ou encore l'investisseur) qui éprouve de l'aversion au risque. Par conséquent, plus son aversion pour le risque est grande, plus les montants qu'il exige sous forme de primes de rentabilité associées aux actifs financiers risqués, sont élevés. L'aversion pour le risque a donc un rôle déterminant dans la formation des prix d'équilibre de ces titres. En effet, il existe une relation positive entre le risque perçu et le rendement attendu. Les investisseurs n'acceptent de placer leurs fonds dans des actifs financiers risqués que s'ils perçoivent une prime qui les dédommagera du risque encouru : cette prime est appelée « prime de risque ».

Taux de rendement exigé = taux sans risque + prime de risque

Où le taux sans risque : le taux de base, en dessous duquel les investisseurs n'acceptent pas de financer un projet.

Cette relation entre le rendement exigé sur un titre et le risque encouru en le détenant, est décrite par le modèle d'équilibre des actifs financiers (CAPM) comme suit :

$$E(R_j) = R_f + \beta_j (E(R_m) - R_f)$$

Avec  $E(R_j)$  : espérance de rentabilité du portefeuille j;

$R_f$  : taux sans risque;



$\beta_j$  : quantité de risque encouru, il est égal à la covariance entre la rentabilité attendue de l'actif j et celle du marché, rapportée à la variance de la rentabilité du marché;

$E(R_m)$  : taux de rentabilité anticipé pour le marché;

$(E(R_m) - R_f)$  : prime unitaire de risque;

Ainsi, la prime de risque est égale au produit d'une prime unitaire du risque (exprimée par l'écart entre le taux de rentabilité anticipé pour le marché et le taux sans risque) et d'une mesure du risque relatif (représentée par  $\beta_j$  qui vient mesurer la sensibilité de l'actif j par rapport au rendement du portefeuille de marché).

Toutefois, l'existence de spécificités financières pour les PME (dont l'absence de diversification du capital humain et financier des propriétaires-dirigeants, l'absence de mobilité du capital financier et la difficulté des documents financiers à refléter précisément le rendement et le niveau de risque), semblent ne pas permettre l'application du CAPM pour les PME non cotées (Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995).

## 2.2 L'application du MEDAF aux PME ?

Partant de la constatation qu'il existe une typologie financière des PME et de l'idée que le MEDAF pouvait ne pas s'appliquer aux PME non cotées (dû à la non possibilité de trouver une  $\beta$  de remplacement au  $\beta_j$  du marché, d'après les travaux de Vos 1990, 1992); McMahon et Stanger (1993, 1994), proposaient d'adapter le modèle et présentaient l'équation suivante :

Taux de rendement exigé = taux sans risque + prime liée au risque  
systématique + prime liée à la petite taille

Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995) expliquent que cette prime liée à la taille (*Small entreprise premium*) reflète un risque non systématique, ou encore spécifique à l'entreprise, lié à six variables du comportement financier des PME définies par McMahon et Stanger (1993; 1994) : La variable liquidité, la variable diversification, la variable transférabilité, la variable flexibilité, la variable contrôle et la variable responsabilité (Voir annexe pour une explication de ces variables).

L'existence d'un tel effet taille est, selon Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995), une contestation forte du MEDAF. D'après ces auteurs :

« Il apparaît que le MEDAF n'intègre pas d'une part, les spécificités des PME en ce qui concerne l'information, la liquidité des titres et les coûts de transaction, et d'autre part, le fait qu'il n'y ait pas généralement aucune diversification des portefeuilles des propriétaires de PME. »

Partant de telles constatations, Levy (1990) a proposé le GCAPM ou encore le MEDAF généralisé : ce modèle intègre plusieurs des contraintes à l'application du MEDAF « classique », à savoir : la non diversification des portefeuilles des propriétaires de PME et l'immobilité de leur capital financier et humain ainsi qu'un marché financier segmenté où il existe des coûts de transaction pour passer d'un segment à un autre. Le modèle s'écrit comme suit :

$$E(R_{jk}) = R_f + \beta_{jk}(E(R_{mk}) - R_f)$$

Avec  $E(R_{jk})$  : espérance de rentabilité de l'actif j sur le segment de marché k;

$R_f$  : taux sans risque;

$\beta_{jk}$  : risque systématique de l'actif j sur le segment de marché k;

$E(R_{mk})$  : espérance de rentabilité anticipée pour le segment de marché k;

$(E(R_{mk}) - R_f)$  : prime unitaire de risque sur le segment de marché k.

Ainsi, on peut dire que la prime de risque liée à la petite entreprise est égale au produit d'une prime unitaire du risque pour le segment de marché composé de PME et d'une mesure du risque systématique de l'actif j sur ce même segment de marché.

Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995) soulignent aussi qu'il est prouvé mathématiquement que pour les petites entreprises, le  $\beta_{jk}$ , qui vient mesurer la sensibilité de l'actif j par rapport au rendement du portefeuille de marché composé de PME, est supérieure au  $\beta_j$ , qui vient mesurer la sensibilité de ce même actif j par rapport au rendement du portefeuille de marché tout entier, à l'inverse des grandes entreprises où leurs  $\beta_j$  est inférieurs à  $\beta_{jk}$ . De même, Levy (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto 1995) établissait que l'espérance de rentabilité anticipée pour le segment de portefeuilles composés de PME ( $R_{mk}$ ), est supérieure à l'espérance de rentabilité anticipée pour le marché ( $R_m$ ), alors que pour celui composés de grandes entreprises  $R_{mk}$  est inférieur à  $R_m$ .

### **2.3 Théorie de l'agence**

Plusieurs des risques PME encourus par la banque, sont des conséquences de la relation d'agence banque-PME. En effet, appliquée aux PME, la théorie d'agence décrit les conditions selon lesquelles le propriétaire-

dirigeant fait office d'agent pour les bailleurs de fonds (Jensen et Meckling, 1976; dans Vincent P. Apilado et J. Kent Millington, 1992). Ces conditions, lorsqu'elles ne sont pas surveillées, peuvent mener le propriétaire-dirigeant à privilégier ses intérêts personnels en terme de préférence risque/rendement au détriment de ceux des différents prêteurs. Ceux-ci devront alors supporter certains coûts afin de réduire ces problèmes d'agence (Vincent P. Apilado et J. Kent Millington, 1992).

Petit et Stingrer, 1985, (dans Josée St-Pierre) soulèvent trois problèmes concernant la relation d'agence banque-PME : un problème d'asymétrie de l'information, un problème de transfert de richesse et un problème lié à la rémunération du propriétaire-dirigeant.

- L'asymétrie de l'information : le propriétaire-dirigeant dispose de plus d'information qu'il n'en donne à ses partenaires financiers. Ceci, selon Marc Cowling et Paul Westhead (1996), réduit la capacité de la banque à distinguer entre les bons et les mauvais risques de crédit. Ce qui peut pénaliser les bons emprunteurs qui vont voir augmenter les exigences de crédit (Collatéral requirements) de la banque.
- Le transfert de richesse : la flexibilité qui caractérise la PME permet au propriétaire-dirigeant avec plus de facilité que dans les grandes entreprises de transférer les fonds investis d'un processus de production à un autre. Cette situation augmente considérablement l'incertitude des prêteurs quant à la substitution d'actifs par des projets plus risqués et l'utilisation des liquidités disponibles à des fins non personnelles.

- La rémunération du propriétaire dirigeant : comme ils ont la liberté de fixer la forme de rémunération qu'ils vont se verser, les propriétaires-dirigeants peuvent puiser dans les fonds qui servent au remboursement des emprunts.

La relation d'agence peut être considérée comme une délégation de pouvoir et de représentation entre un mandant (l'agent) et un mandataire (le principal). Dans le cas d'un recours à l'endettement par l'entreprise une telle relation permettrait de réduire le coût de transaction entre les deux parties (emprunteur et prêteur), mais en contrepartie l'entreprise peut avoir à supporter un coût d'emprunt plus élevé lorsqu'elle émet une nouvelle dette (si les clauses du contrat avec la banque le prévoient). En effet, en raison de l'établissement par le principal (le prêteur) d'un mécanisme de surveillance de l'agent (l'emprunteur), ce premier peut prévoir le comportement futur du second et donc se comporter en conséquence, par exemple : imposer des clauses à leurs prêts ou encore fixer un taux d'intérêt plus élevé.

#### **2.4 Théorie des signaux**

Comme la plupart des PME sont détenues et contrôlées par l'entrepreneur, leurs titres ne sont pas échangés publiquement et donc, elles ne sont pas obligées de révéler des informations au public aux fins de financement. Par conséquent, les divers agents économiques ne disposent pas de la même information (asymétrie d'information). Il en découle une activité de signalisation entre eux : les biens ou mieux informés vont envoyer des signaux aux maïs informés (ou encore les non informés). Les banques, vont donc essayer

d'interpréter les décisions de l'entreprise comme constituant un signal révélant une information sur sa situation réelle.

Cette théorie peut venir expliquer l'influence, dans le sens inverse, des facteurs âge et historique sur la marge de crédit. En effet, les entreprises, en assurant régulièrement leurs paiements, émettent un signal positif qui fait croire qu'elles ont des projets d'investissement peu risqués qui ne les conduiront pas à la faillite. En plus, à long terme, les entreprises établies, essayeront de conserver le capital réputation qu'elles ont acquis, ce qui fait qu'elles vont choisir de préférence les projets peu risqués. Ce qui peut expliquer le coût de financement plus faible qu'elles peuvent se voir exiger (Stefan P. Bornheim et Thomas H. Herbec, 1996).

Un autre moyen pour les emprunteurs, de signaler leurs qualités auprès des banques, est la taille de l'emprunt. En effet pour Milde et Riley, 1988, (dans Maria Psillaki, 1995), la taille de l'emprunt peut constituer un moyen pour identifier les différences de qualité des projets. Selon ces deux auteurs, les emprunteurs qui ont des projets moins risqués préfèrent des emprunts plus élevés. Ce qui justifie les taux d'intérêt moins élevés qu'ils peuvent se voir exiger et donc, expliquer l'influence de la taille de l'emprunt sur la marge de taux.

D'autre part, Marc Cowling et Paul Westhead (1996) font savoir que:

« Preliminary research suggests banks, irrespective of the ultimate location of their decision-making, have considered the signals (or information) given to them by prospective small firm borrowers. Based on the information provided, banks have adopted a series of actions appropriate to perceived different types of borrowers. »

Les constatations précédentes, ne peuvent que rendre l'analyse du risque PME plus difficile, en comparaison des grandes entreprises. Ceci oblige les banques à essayer de trouver des mécanismes permettant de réduire l'asymétrie de l'information. Ce qui est possible à travers l'offre de garanties (Vincent P. Apilado et J. Kent Millington, 1992).

## **2.5 L'offre de garanties**

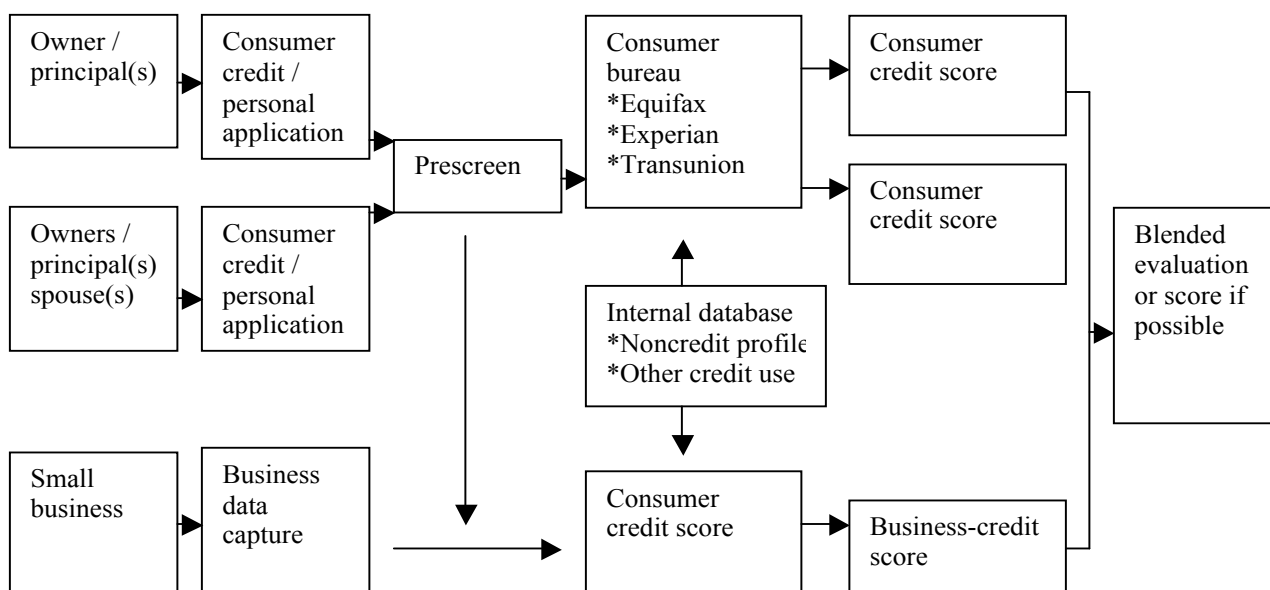
Selon, Barnea, Haugen et Senbet (1981), le marché financier ne peut pas apporter toutes les solutions pour les problèmes d'agence. Ce qui fait que les prêteurs de fonds exigent certaines garanties contre la possibilité d'expropriation de leur richesse de la part des propriétaires-dirigeants. En effet, la disponibilité de garanties suffisantes peut réduire le risque moral (le propriétaire-dirigeant utilise les ressources de l'entreprise autrement qu'au fins pour lesquelles elles avaient été sollicitées), ainsi qu'améliorer le problème d'anti-sélection (le prêteur n'est pas en mesure d'évaluer les compétences techniques de l'emprunteur qui a le contrôle des ressources).

Il faut dire que la prise de garanties, particulièrement les garanties personnelles, peut procurer un stimulant pour s'assurer que les gestionnaires utiliseront le meilleur de leur habileté dans l'exécution du projet. Ce qui est en accord avec les affirmations de Ostry et Newman (1992) qui déclarent que : « *personal guarantees reflect a risk differential between small and large firms* ».

D'ailleurs, il est explicité dans le rapport de recherche de l'ICCA que les banques ne distinguent pas généralement entre les biens du propriétaire et ceux

de l'entreprise, étant donné l'interrelation entre les états financiers des propriétaires dirigeants et ceux de la PME. Ce qui fait qu'elles exigent la plupart du temps, des garanties personnelles. Ce qui confirme la perception du différentiel de risque entre grandes et petites entreprises.

Selon Walter F.Kitchenman (1999), la recherche d'information sur le garant qui s'en suit, va mettre en mouvement une relation entre les PME et le système de crédit à la consommation individuel comme le présente la figure suivante :



Source: TowerGroup (1999)

**Figure 2.1: Workflow and processing links between small business and consumer lending systems**

Le modèle présenté par Walter F.Kitchenman (1999), vient faire un parallèle entre crédit aux PME et crédit à la consommation (*consumer lending systems*). Ceci est légitimé d'après l'auteur par la double intervention des individus comme étant des entrepreneurs ou encore propriétaires qui ont une



garantie au nom de la PME et aussi comme étant des garants sur ce qui dépasse la garantie. Autrement dit, au fait qu'il y a intégration, parfois totale, entre les ressources financières de l'entrepreneur et celle de la PME.

L'auteur fait noter en plus que le garant doit assumer la responsabilité du paiement en cas de défaut de paiement de la part de l'emprunteur, par conséquent il doit vérifier certaines exigences liées à sa relation avec ce dernier. En effet, le prêteur exige, la plupart du temps que le propriétaire-dirigeant dépose en garantie certains de ses actifs personnels, ceux de son partenaire (ou encore l'actionnaire qui détient le plus de titres) et / ou ceux de leurs conjoints.

Il est clair que l'utilisation d'actifs pour garantir les emprunts engendre certains coûts pour le prêteur (coûts pour surveiller la qualité des actifs et leur utilisation par l'emprunteur) et d'autres supportés par l'emprunteur (surtout liés à la non utilisation de l'actif). Néanmoins, une prise de garantie est parfois insuffisante pour permettre un contrôle efficace du risque, d'où la pratique d'imposer des restrictions dans les contrats d'emprunt (par exemple : des clauses limitant la cession d'actifs, surveillant le niveau de risque des investissements, etc.).

D'ailleurs, il ressort de l'étude de Vincent P. Apilado et J. Kent Millington (1992), que les banques américaines imposaient beaucoup de restrictions dans les contrats de prêt avec les petites entreprises : les PME de leur échantillon avaient en moyenne 18,2 restrictions imposées dans leurs contrats comparativement à 10,8 pour les grandes entreprises. Cette différence est significative à 5%.

Toutefois, le nombre de contraintes imposées variait selon la taille, le statut et la nature de la banque : en moyenne, le nombre des contraintes imposées par les grandes banques, est supérieur aux autres banques. En plus ces premières ont des taux d'intérêt plus sensibles aux nombres de restrictions, ce qui fait croire aux auteurs à une relation entre le taux d'intérêt et le nombre de contraintes imposées. Ce qui ne résulte pas en un coût d'emprunt moins élevé pour les petites entreprises, qui assumaient un taux d'intérêt élevé et un nombre élevé de restrictions, confirmant l'effet taille.

## **2.6 Rôle et comportement des banques**

Si l'activité des banques s'est assez diversifiée, l'intermédiation financière reste un de ses métiers de base. Dans ce sens, un des rôles principaux du banquier est de diriger l'épargne vers l'investissement en collectant des fonds auprès des agents qui dépensent moins qu'ils gagnent de capitaux, vers le demandeur (utilisateur) final de l'épargne. Toutefois, elles sont soumises à une contrainte de rentabilité et à des risques particuliers qu'elles doivent gérer.

### **2.6.1 Maximisation du profit bancaire**

Cette approche décrit les établissements de crédit comme des entreprises maximisant leurs profits (Stiglitz et Weiss, 1981; A. Parlour et U. Rajan, 1998 et Laurent Baummel et Patrick Sevestre 2000). La modélisation la plus simple de cette idée s'écrit comme suit (Gérard Bramoullé et Dominique Augey 1998, p 156) :

$$\pi (C) = G (C) - [E (R) + F]$$

Avec  $\pi (C)$  : profit bancaire;

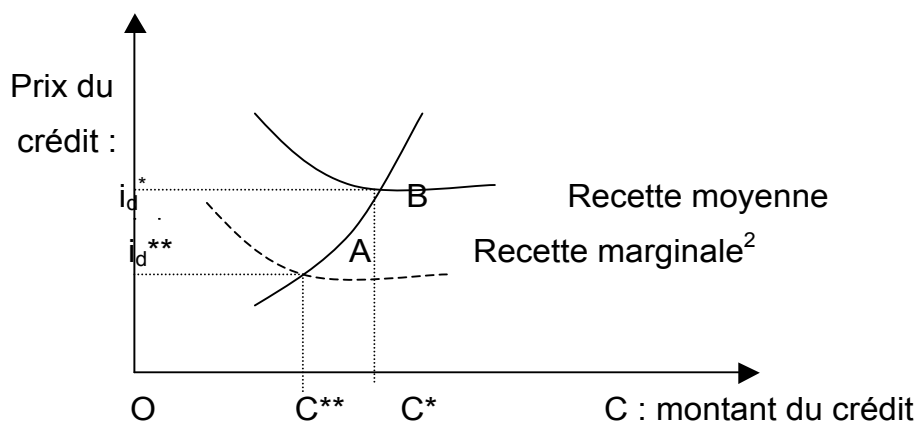
$G(C)$  : rendement du crédit;

$E(R)$  : coût de réserve qui dépend du volume de crédit, [ $R = f(C)$ ];

$F$  : coût fixe.

Il faut dire toutefois que si on suppose que les banques se regroupent pour former un oligopole coordonné, le comportement de ces dernières ne sera pas le même, il sera décrit par l'analyse traditionnelle du monopole (la maximisation du profit détermine un prix du crédit tel que la recette marginale soit égale au coût marginal). Ainsi la contrainte de la fonction de demande de crédit, supposé élastique au prix (non toujours vérifié, surtout dans le cas des très petites entreprises, voir Marc Cowling et Paul Westhead 1996), détermine la quantité optimale de crédit (Gérard Bramoullé et Dominique Augey 1998). C'est ce qui est communément appelé le comportement de marge des banques.

Ce comportement peut être représenté par le graphique suivant (J. M. Lepage, 1991, p 206) .



**Figure 2.2: Firme bancaire et offre de crédit**

<sup>2</sup> Recette marginale = [ recette moyenne \* (1 -  $\alpha$ ) ], où  $\alpha$  = taux de marge bancaire.

En situation d'oligopole bancaire, la recette marginale et le coût marginal s'égalisent au point A ( $C^*$ ,  $i_d^{**}$ ) et déterminent le niveau et le prix du crédit offert par les banques de second rang. Alors qu'au point B ( $\tilde{C}$ ,  $i_d^*$ ), l'égalisation de la recette moyenne au coût marginal, définit le niveau de crédit et le taux d'intérêt débiteur ( $i_d^{**}$ ) en concurrence pure et parfaite. Il est évident donc qu'il y a une meilleure disponibilité des crédits en situation de concurrence pure et parfaite (qui peuvent être expliquée par des coûts de crédit moins élevés) qu'en situation d'oligopole.

Néanmoins, comme il existe un risque de défaut, qui n'est pas le même pour tous les emprunteurs et pour toutes les PME, tout changement de taux aura une conséquence sur la qualité de la demande - effet hasard moral - (Stiglitz et Weiss, 1981; Hellmann, Murdock et Stiglitz 2000), il est clair que le comportement d'une banque ne sera pas le même avec les différents groupes d'emprunteurs. Ainsi, la banque peut segmenter le marché de crédit de diverses façons et proposer des taux d'intérêt différents pour chaque segment.

D'ailleurs Marria Psillaki (1995) explique que : « L'équilibre peut se caractériser par une multiplicité de prix. En effet le prêteur peut proposer différents taux d'intérêt selon la période considérée ou selon la solvabilité de l'emprunteur. » Ce qui nous amène à envisager les modèles de rationnement de crédit.

## **2.6.2 Le rationnement du crédit**

Un des principes fondamentaux du marché est qu'à l'équilibre l'offre est égale à la demande et que tout excès de l'offre ou de la demande sera ajustée

par des variations de prix. Ce qui amène Stiglitz et Weiss (1981) à penser que si le prix faisait son travail, il n'existerait pas de rationnement de crédit. Pourtant, ils font remarquer qu'une telle situation existe réellement. Selon Maria Psillak (1995), c'est une forme d'interprétation du risque PME, qui se traduit par la non-obtention de toutes sortes de crédit pour une entreprise en création ou par le refus de concours supplémentaires pour les entreprises les plus anciennes. Plusieurs explications à cette situation, sont avancées par la littérature traitant du sujet, dont les suivantes:

- Stiglitz et Weiss (1981), précisent qu'une des méthodes d'explication du rationnement du crédit l'associe à un déséquilibre de court ou de long terme du marché, expliqué par la rigidité du taux d'intérêt. En effet, en ce qui concerne le court terme, elle est perçue comme un phénomène de déséquilibre temporaire, induit par un choc exogène et pour des raisons non totalement élucidées, il y a une rigidité des taux. Pour le long terme, elle peut être expliquée par des contraintes gouvernementales telles que les lois anti-usures.
- Dans une explication de Gérard Bramoullé et Dominique Augey (1998) qui vient rejoindre cette première dans le fait qu'elle se réalise en déséquilibre et que ces deux auteurs qualifient de « rationnement de crédit en déséquilibre », les taux d'intérêt fixés ne sont plus optimaux. Conformément aux suggestions de E. Kosekela (1976), les banques ne viennent modifier leurs conditions d'offre de crédit que si les gains espérés de conditions optimales excèdent les coûts d'ajustement (la nécessité d'informer le personnel et la clientèle de changement de

politique, etc.). Ces auteurs parlent d'une limite définie par un corridor dans lequel les prix et les termes monétaires sont fixes, et les ajustements se font par les quantités.

- Partant du fait que le rendement du crédit dépend de la probabilité de remboursement du prêt et dans une optique où le marché de crédit ne s'ajuste pas durablement par des variations de prix et qui n'est pas expliqué par une rigidité des taux d'intérêt, D. M. Jaffee et F. Modigliani, 1969 (dans Gérard Bramoullé et Dominique Augey 1998), expliquent que les banques peuvent segmenter le marché de crédit en classe, en fonction du risque de défaut de la clientèle qui y est représenté et faire une discrimination des demandeurs de crédit par les taux. Elles viennent, à travers des conditions d'octroi de crédit<sup>3</sup> inégales, sélectionner les bons demandeurs de chaque classe de risque - ceux qui représentent le risque le plus faible de la classe - et satisfaire leurs demandes de crédit tout en rationnant le crédit pour les autres.
- Pour expliquer le non-ajustement à la hausse des taux d'intérêt, J. E. Stiglitz et A. Weiss (1981) se sont basés sur l'effet de sélection adverse et l'aléa moral, qui dérivent directement, selon ces auteurs, de l'imperfection de l'information qui est présente dans le marché du crédit. Confrontés à une hausse des taux d'intérêt, les bons demandeurs<sup>4</sup>

---

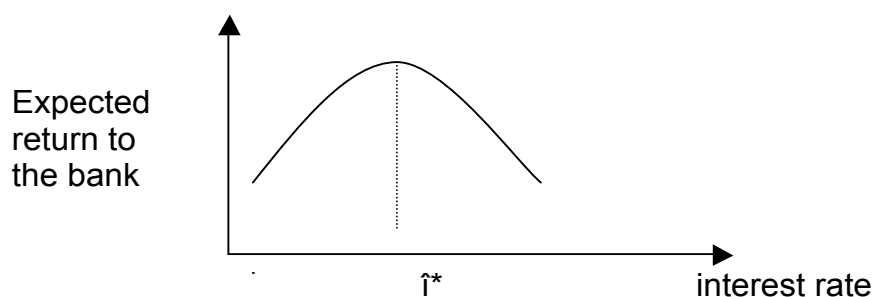
<sup>3</sup> Qualifiées de conditions « hors prix », ou « de termes non monétaires ».

<sup>4</sup> Les agents non financiers formulent une demande de crédit  $C^d$ , qui peut s'écrire en fonction du taux d'intérêt débiteur :  $C^d = h(i_d)$ ; avec  $C^d$  : demande de crédit;  $h(i_d)$  : une fonction du taux d'intérêt débiteur et tel que  $h'(i_d) < 0$ .

peuvent finir par se retirer et ne laisser que les demandeurs moins prudents, c'est ce qui est appelé par les auteurs l'effet sélection adverse. Alors que l'effet d'aléa moral (*hasard moral*) est le fait que face à l'élévation des taux, les demandeurs seront poussés à envisager de réaliser des projets à rendement espéré plus important, mais à risque plus élevé. Ce double effet implique une diminution du taux de rendement escompté des banques et permet donc, d'expliquer pourquoi le taux de rendement n'est pas une fonction monotone du taux d'intérêt. Selon ces auteurs, si l'on note par (h) le nombre de firmes risquées et par (v) les firmes peu risquées, le taux de rendement moyen de la banque se présente comme suit (Stiglitz et Weiss 1981, dans Maria Psillaki, 1995, p 73) :

$$\bar{r}(r) = [\alpha_h \bar{r}_h(r) + \alpha_v \bar{r}_v(r)] / \alpha_h + \alpha_v$$

Cette dépendance peut être représentée par le graphique suivant (J. E. Stiglitz et A. Weiss 1981, p 394) :



**Figure 2.3 : There exists an interest rate, which maximizes the expected return to the bank**

Conformément à cette explication du rationnement du crédit par l'information imparfaite existant sur le marché, à l'optimum et face à

une demande de crédit qui excède l'offre, les banques sont amenées à rationner le crédit.

L'allocation des ressources financières repose largement sur l'expertise de l'investisseur dans la collecte et le traitement de l'information.

## **2.7 L'imperfection du marché du crédit aux PME**

D'après Robert Cressy et Christer Olofsson (1997), le bref historique et le taux d'endettement élevé des PME, semblent expliquer le faible pouvoir de négociation avec les banques. Toutefois, selon ces deux auteurs, la forte proportion de la dette commerciale dans le bilan des petites entreprises peut être en réalité le résultat d'un faible pouvoir de marché du produit (faire jouer à son avantage les délais de recouvrement des comptes clients et des délais de paiement des fournisseurs), et les imperfections du marché du capital pour les dettes à long terme, qui favorisent les grandes entreprises. Dans ce sens, la discrimination à laquelle peuvent faire face les PME, peut être expliquée par des distorsions à la notion de marchés purs et parfaits des économistes libéraux du XIX<sup>e</sup> (voir annexe 5) et plus particulièrement à son prolongement, la théorie de l'efficacité des marchés.

Avant de mettre en évidence les biais à la théorie de l'efficacité des marchés, une présentation de cette théorie s'impose.

### **2.7.1 Théorie de l'efficacité des marchés**

La théorie de l'efficacité des marchés tel qu'elle est précisée par Fama (1991), se base sur l'hypothèse que : «*Sécuritie prices fully reflect all available information* ». Dans le sens que le prix de chaque actif intègre l'ensemble des



informations disponibles le concernant. Il faut dire que cette efficience informationnelle est, selon Philippe Gillet (1999), la condition la plus importante pour que soit réalisée une bonne allocation de fonds.

Fama (1991) distingue entre trois formes ou hypothèses de l'efficience des marchés financiers, qu'il définit en fonction de l'ancienneté de l'information que le prix des actifs est censé intégrer (Philippe Gillet, 1999) :

- La forme faible de la théorie de l'efficience des marchés (*weak-form tests*) : elle ne concerne que des informations publiques passées d'un actif financier et postule qu'en se basant sur ces informations, il n'est pas possible de prévoir l'évolution future du prix de cet actif.
- La forme semi-forte de la théorie de l'efficience (*semi-strong tests ou encore event studies*) : elle concerne, en plus des informations publiques passées, les informations présentes d'un actif financier, et postule qu'en se basant sur ces informations au moment même où elles sont rendues publiques, il n'est pas possible de prévoir l'évolution future du prix de cet actif.
- La forme forte de la théorie de l'efficience (*strong tests ou encore tests for private information*) : elle concerne, en plus des informations publiques passées et présentes d'un actif financier, les informations non-publiques, et postule qu'en se basant sur ces informations privées, il n'est pas possible de prévoir l'évolution future des prix de cet actif.

Selon Philippe Gillet (1999) :

« Pour être vérifiée, la théorie de l'efficience nécessite la validation d'un certain nombre de conditions : la rationalité des investisseurs, la libre circulation de l'information, sa gratuité sa

fiabilité, l'absence de coût de transaction, l'atomicité des investisseurs et l'absence de problème lié à un manque de liquidité. »

Toutefois, il s'avère que dans le cas du marché de crédit aux PME, ces conditions peuvent ne pas être toutes réunies.

## 2.7.2 Vérifications des conditions d'efficience sur le marché de crédit aux PME

Nous résumons dans le tableau suivant, les principales conditions d'efficience, qui peuvent ne pas être vérifiées sur le marché de crédit aux PME :

**Tableau 2.3 : Non-vérification des conditions d'efficience**

Conditions d'efficience	Éléments de non-vérification des conditions d'efficience des marchés
<p><b>La libre circulation de l'information :</b> « L'information doit être diffusée auprès de tous les agents économiques et ces derniers doivent pouvoir traiter cette information en temps réel » (Philippe Gillet, 1999).</p>	<p>Dans le cas des PME, les banques ont un certain pouvoir de monopole sur leurs anciens clients (la banque possède des informations supplémentaires par rapport aux autres banques), il en résulte une inefficience de l'allocation du capital. Sharpe, 1990 (dans Maria Psillaki, 1995)</p> <p>Sur le marché de crédit aux PME, le taux d'intérêt n'a pas la capacité pour synthétiser l'information et solder le marché – capacité que possède le prix sur le marché canonique. Stiglitz et Weiss, 1981 (dans Maria Psillaki, 1995)</p>
<p><b>La gratuité et la fiabilité de l'information :</b> « Tous les agents économiques doivent pouvoir obtenir une information sans que cela engendre pour eux des coûts supplémentaires de gestion » (Philippe Gillet, 1999).</p>	<p>Une part de l'écart des taux consentis aux firmes selon leur taille renvoie à un coût d'obtention de l'information plus important pour les PME. (Christian Picory, 1995)</p>
<p><b>L'absence de coût de transaction :</b> « Il n'y a pas de coûts ou de taxes qui peuvent grever ou annuler le gain potentiel réalisable » (Philippe Gillet, 1999).</p>	<p>Les banques peuvent ne pas modifier leurs conditions d'offre de crédit si les gains espérés de conditions optimales excèdent les coûts d'ajustement (la nécessité d'informer le personnel et la clientèle de changement de politique, etc.). E. Kosekela, 1976 (dans Gérard Bramoullé et Dominique Augey 1998)</p>

Ainsi, il semble donc que plusieurs des conditions d'efficience peuvent ne pas être vérifiées, ce qui nous amène à nous interroger sur la possibilité que

l'effet taille soit un biais à la théorie de l'efficience dans le cas du marché du crédit aux entreprises non-cotées.

## **2.8 L'effet taille un biais à la théorie de l'efficience ?**

L. H. Meyer (1998), fait savoir que les petites entreprises font typiquement affaire avec des banques locales. Il ajoute aussi que:

*« Additional research finds that the concentration of local banking market is a key determinant of rates that are charged on small business loans. For example, it is estimated that small business borrowers in the most concentrated markets pay rates about 50-150 basis points higher than those in the least concentrated markets. This exceeds estimates of the effects of local market concentration on retail deposit rates of about 50 basis points. »*

D'après cet auteur, d'autres recherches suggèrent que la forte concentration du marché local de dépôts, peut amener à réduire l'efficience managériale des gestionnaires des institutions financières locales. En effet, la marge de différence entre les taux débiteurs et créditeurs permet d'assurer une augmentation des bénéfices qui permet de couvrir toutes inefficiences managériales ou encore toutes poursuites d'objectifs personnels (ce qui est en accord avec nos suppositions sur la stratégie d'action de Desjardins).

Petersen et Rajan (dans Marc Cowling et Roger Sugden, 1995) expliquent que :

*« Firms may borrow from a single lender because it is their only source of credit. If this is way borrowing is so concentrated for small firms, then concentrated borrowing should be associated with more expensive credit. »*

Ceci pourrait bien être le cas des petites entreprises québécoises. En plus, comme les banques locales peuvent profiter de la situation d'asymétrie d'information dans laquelle se trouvent les autres investisseurs, en imposant

des taux d'intérêt plus élevés (implicitement dans Marc Cowling et Paul Westhead, 1996), nous pensons que les entreprises québécoises sont contraintes à des performances économiques supérieures à celles de la moyenne du marché pour pouvoir accéder à des sources de financement moins exigeantes (une autre imperfection du marché).

D'ailleurs le fait que les petites entreprises du Québec génèrent les recettes brutes moyennes les plus importantes (voir annexe 6), peut renvoyer à un désir de croissance, phénomène qui ne se retrouverait pas dans une situation de parfaite efficacité des marchés, les dirigeants-proprétaires n'en font pas généralement leur priorité. En effet, comme il est expliqué par R. Cressy et C. Olofson (1997) :

*« Smaller firms in general, as is now well known, do not generally wish to grow beyond what economists call the minimum efficient scale (MES) - the level of sales prerequisite for survival in their chosen industry...they may grow to the level required to achieve the lifestyle the managers were previously accustomed to, but often no further. »*

Ce qui dénote l'importance de la marge de taux additionnelle supportée par cette population d'entreprises. On remarque aussi que la PME, se finance au Canada, en premier lieu par le réinvestissement des bénéfices non répartis ensuite par des crédits bancaires et finalement par des crédits offerts par les fournisseurs (voir annexe 7). Cet ordre de préférence est considéré par R. Cressy et C. Olofson (1997) comme une imperfection du marché : hiérarchie des sources de financement selon les coûts et/ou hiérarchie des sources selon le degré perçu de perte de contrôle -aversion au contrôle- (Meyers et Majluf,

1984). Cette dernière explication peut rendre compte d'un comportement irrationnel du propriétaire dirigeant.

R. Cressy et C. Olofson (1997), définissent cette contrainte à la demande de financement expliquée par la crainte de perdre le contrôle de son entreprise, comme une situation d'imperfection du marché, dans le cas où ce comportement aurait un effet adverse sur la performance de l'entreprise. En effet, ils donnent l'exemple où le propriétaire-dirigeant voulait faire croître son entreprise plus rapidement et que le seul moyen de réaliser cela était d'ouvrir le capital de son entreprise à des investisseurs extérieurs, ce qu'il refusera de faire. Beshouri et Nigro, 1995 (dans Josée St-Pierre, 1999) nous suggère qu'il y a une distribution des choix de financement selon le stade de développement de l'entreprise (voir annexe 8).

Cet ordre de préférence met en évidence la sévérité des problèmes d'asymétrie d'information qui décroît avec la taille de l'entreprise.

Selon George W. Haynes (1996):

*« Real price discrimination can emanate either from non-competitive behaviour on the part of the lender because of some degree of market power held by the lender, or from incomplete markets, arising from information being supplied by either the borrower or lender. In either case, financial resources are being allocated inefficiently and a market failure may exist. »*

Dans le cas du Canada, cette situation d'imperfection de marché pourrait bien exister surtout si le problème d'information aux PME, soulevé par le sondage de l'Association des Banquiers Canadiens (ABC), s'avère réel et d'une ampleur assez importante. Selon ce sondage réalisé en 1998 par le groupe de recherche Thompson Lightstone :

- Peu de PME (22%) connaissent le mécanisme de règlement des plaintes et les services d'ombudsman des banques, bien que le degré de sensibilisation ait augmenté à ce chapitre au cours de l'année 1998 (17% en 1997).
- Aux termes du Code de conduite, lorsqu'une banque refuse une demande de prêt elle doit informer le client des conditions de réévaluation de la demande et des autres sources de financement existantes. La majorité des directeurs de comptes (67%) fournissent à leurs clients l'information stipulée dans le Code. Toutefois, moins de la moitié des PME qui ont essuyé un refus, se souviennent l'avoir reçue<sup>5</sup>

Les précédentes constatations nous suggèrent que le risque ne peut qu'expliquer partiellement l'écart de taux selon les régions et qu'il puisse exister un effet taille sur le marché de crédit aux entreprises non cotées, semblable à celui observé sur le marché boursier (mis en évidence par Banz, 1981).

Bien connu des financiers, l'effet taille est observé dans les marchés boursiers. Il vient expliquer la rentabilité supérieure des petites capitalisations comparées à la rentabilité des titres de capitalisation importante (Philippe Gillet, 1999). Cet effet permet de réaliser des arbitrages profitables aux investisseurs, ce qui en fait un biais à la théorie de l'efficience des marchés. Nous croyons, percevoir ce phénomène dans le marché de crédit aux entreprises non-cotées.

---

<sup>5</sup> Pour une analyse détaillée se reporter à : l'Association des Banquiers Canadiens, sondage national sur les PME 1998, par le groupe de recherche Thompson Lightstone.

## CONCLUSION PARTIELLE

La littérature financière nous suggère qu'il est possible de caractériser le risque PME en deux composantes principales : le risque systématique et le risque non systématique (LeCornu et al., 1996). Le premier est le risque de marché, qui est dû au mouvement général du marché (Mouvement d'ordre économique, politique, etc). Le second est le risque spécifique, correspondant à l'ensemble des événements qui sont propres à une entreprise donnée et sans lien avec les facteurs ayant un impact sur le marché dans son ensemble (pour les éléments de risques spécifiques aux PME, voir, entre autres, McMahon et Stanger, 1995).

Selon la théorie des marchés efficients, le prix de chaque actif intègre l'ensemble des informations disponibles le concernant (Fama, 1991). Comparativement aux grandes entreprises, les PME présentent des caractéristiques propres (un risque non systématique) accroissant la marge de taux qu'elles doivent assumer lors de l'octroi d'un emprunt. Toutefois en remarquant qu'au Canada, des entreprises de même taille font face à des taux d'intérêt bancaires différents selon les régions, nous percevons une différence dans l'efficacité informationnelle des marchés. Ainsi, un portefeuille composé de titres émis par des petites entreprises québécoises pourrait ne pas être évalué à sa juste valeur. Une telle situation serait expliquée par la faible quantité d'information en circulation concernant l'actif en question et l'étroitesse du marché de crédit auquel ces entreprises ont accès.

Considérant les propositions de Robert Hauswald et Robert Marquez, (2000), le degré d'expertise de la banque dans la collecte et le traitement de

l'information devrait décroître en dehors du cœur de leurs marchés. Ainsi, en ce qui concerne les petites entreprises dépendantes des banques locales, le volume d'information en possession d'un investisseur et son habilité à protéger ses investissements devraient dépendre de la distance informationnelle qui relie l'institution financière à l'emprunteur, donc de la stratégie d'implantation des banques locales. Toutefois, peu d'études empiriques ont porté sur ces aspects conjoncturels (récemment, Barclay et Smith, 1995; Asli Demirguç-Kunt et Vojislav Maksimovic, 1999).

Par rapport aux travaux précités, notre étude présentera, en plus, quelques particularités visant à appliquer les spécifications du modèle d'évaluation des actifs généralisé (GCAPM) aux petites entreprises :

- Du côté de la modélisation, dans le prolongement des travaux précédents (David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson, 1994, Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux, 1995, et Josée St-Pierre et Robert Beaudoin, 1995), nous utiliserons une distinction importante dans la sévérité des problèmes d'asymétrie information entre petites et grandes entreprises. En identifiant les véritables variables expliquant le recours à l'endettement bancaire, cette distinction peut nous conduire à une expression plus précise expliquant la structure du capital des PME québécoises. Ce préliminaire permettra également d'introduire dans le modèle une différence dans la possibilité d'arbitrage entre financement bancaire et financement de marchés alternatifs selon la taille de l'entreprise. Ainsi, nous considérons que les investisseurs qui interviennent sur le marché de crédit, peuvent s'informer sur la qualité



de l'entreprise moyennant le paiement d'un certain coût. De la sorte, nous retenons l'hypothèse d'une différence d'efficience des marchés de crédit, et nous supposons que les coûts d'information sont spécifiques à chaque marché.

- Du côté de l'estimation, nous utiliserons des données tirées des statistiques fiscales du gouvernement du Québec<sup>6</sup>, pour estimer un modèle à effet aléatoire associé au risque. Un tel modèle, nous permettrait notamment de tenir compte de l'hétérogénéité des comportements des entreprises dans le comportement d'évaluation des risques par les banques.

Pour la clarté de l'exposé, nous commencerons par la présentation de notre modèle dans un cadre théorique avant de le vérifier sous l'aspect empirique.

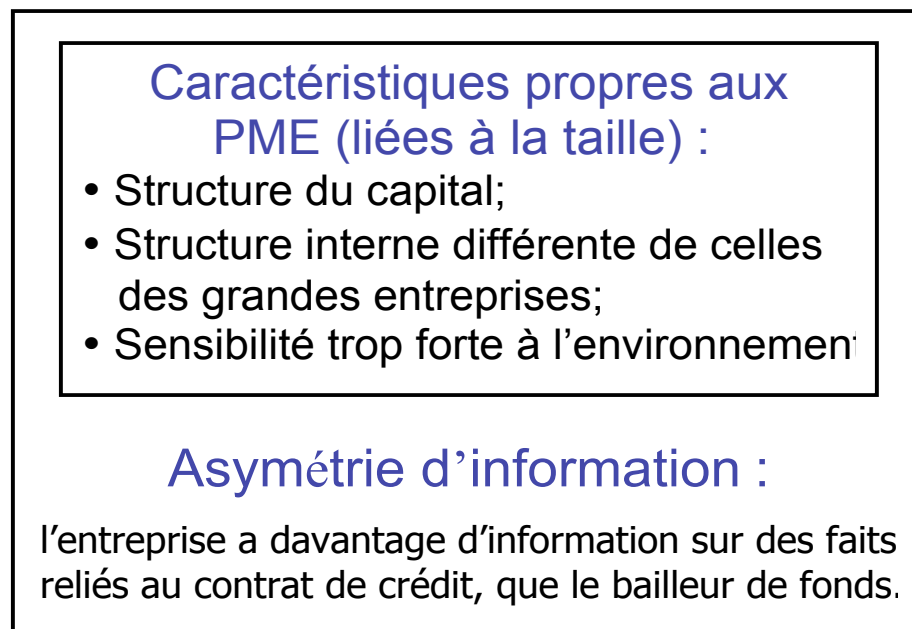
---

<sup>6</sup> Des données de cette publication gouvernementale ont été utilisées par Jean Marc Suret et Laurence Arnoux (1995), dans leur étude sur la capitalisation des entreprises québécoises.

## CHAPITRE 3 : MODÈLE EXPÉRIMENTAL

### 3.1 Effet taille et risque PME

Malgré leur hétérogénéité, les PME semblent présenter des caractéristiques qui leurs sont propres et uniques que nous pouvons regrouper en trois ensembles : liés à leur structures de capital, à leurs structures interne et à leur sensibilité trop forte à l'environnement.



**Figure 3.4 : Caractéristiques propres et risque PME**

- Structure du capital des PME : plusieurs auteurs affirment que certains problèmes financiers semblent communs aux PME, dont, une mauvaise liquidité financière (McMahon et al, 1993; dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995), leur sous-capitalisation(Paranque, 1992; dans Maria Psillaki, 1995) et une structure de capital qui est d'avantage expliquée par des considérations fiscales et les préférences des dirigeants que par des coûts d'agence (Norton, 1991; dans Bernard

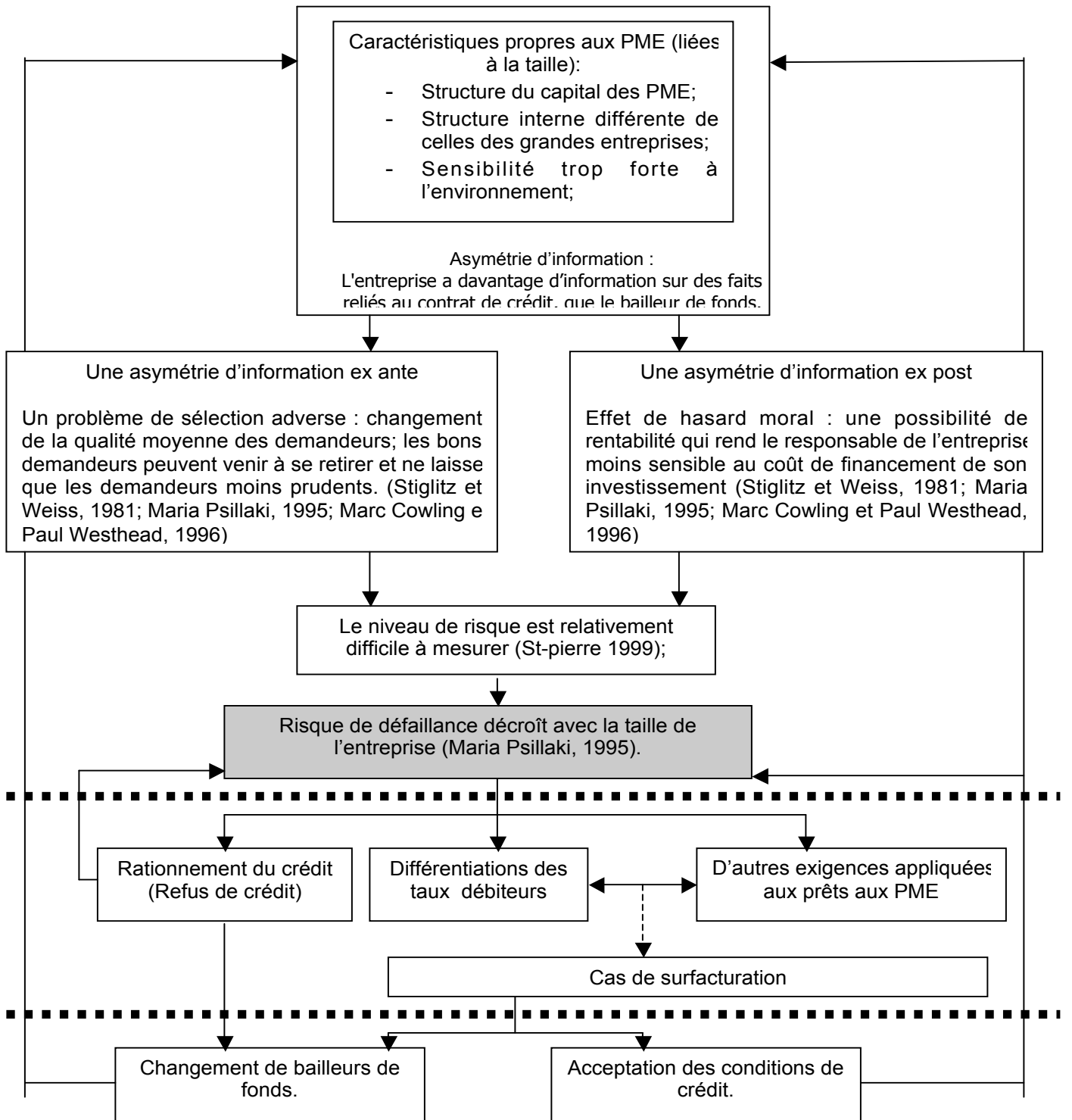
Belletante et Nadine Levratto, 1995). D'ailleurs, en ce qui concerne cette dernière caractéristique, Olivier Torrès (1997), fait savoir que la conception du modèle PME comme un modèle de non-dépendance financière (aversion au contrôle) semble largement majoritaire au sein de la communauté scientifique.

- Structure interne différente de celles des grandes entreprises : comme nous l'avons exposé précédemment, plusieurs travaux (dont ceux de Mintzberg, 1982; Maria Psillaki, 1995; McMahon et al, 1993) ont développé l'idée que les caractéristiques organisationnelles sont différentes selon la taille. Ces travaux se rejoignent, entre autres, dans le fait que plus la taille de l'entreprise est petite, plus le rôle du dirigeant ainsi que l'ampleur des relations informelles peuvent prendre de l'importance. Sans oublier l'accent mis sur le manque de confiance dans les capacités de management des propriétaires-dirigeants.
- Sensibilité trop forte à l'environnement : la littérature financière (entre autres, Josée St-Pierre, 1999; Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997; Maria Psillaki, 1995) nous suggère que dans les premières phases de développement, à cause entre autres des difficultés de trouver du financement, l'entreprise devient extrêmement sensible à toute variation de son environnement (interne et externe).

L'existence de telles caractéristiques propres aux PME, est à l'origine de plusieurs éléments de risque qui viennent augmenter le risque total d'une entreprise de petite et moyenne dimension

Il est évident que la perception, de la part des bailleurs de fonds, de ces différents éléments de risque ne peut qu'augmenter le rendement exigé des petites entreprises. Néanmoins, il est important de souligner que ce risque PME est d'autant plus surévalué par le fait que l'information n'est accessible qu'à un nombre restreint d'individus, explicable, selon St-Pierre (1999), par le fait que les PME sont souvent des sociétés fermées. (Voir entre autres Stiglitz et Weiss, 1981; McMahon et Stanger, 1995; LeCornu et al. ,1996; Christian Picory, 1995; Maria Psillaki, 1995)

Selon Stiglitz et Weiss (1981), l'asymétrie d'information entre l'entreprise et les bailleurs de fonds extérieurs potentiels, engendre dans le marché de crédit un problème de sélection adverse et de risque moral. Il faut dire que dans la réalité l'information n'est pas gratuite. Dans un tel contexte, les problèmes de sélection adverse et de risque moral naissent si l'entreprise a davantage d'information sur des faits reliés au contrat de crédit, que le bailleur de fonds. Dans une telle situation, un prêteur ne peut pas distinguer entre les projets à bon risque et ceux qui ne le sont pas. Alors que l'effet d'aléa moral (hasard moral) se réfère à une situation où, confrontés à une élévation des taux, les demandeurs seront poussés à envisager de réaliser des projets à rendement espérés plus important, mais à risque plus élevé. (voir figure à page suivante)



**Figure 3.5 : Modèle d'évaluation du risque PME**

Il est évident que l'imperfection de l'information sur le marché de crédit ne peut qu'augmenter les difficultés rencontrées par les bailleurs de fonds pour apprécier la qualité d'un emprunteur. Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995), précisent que : « Dans ce domaine, la vulnérabilité des PME dans leur globalité et, plus particulièrement, les entreprises innovantes (Levratto, 1994) ou en phase de post-entrée (Levratto et Torre, 1995) a souvent été soulignée ». Il faut ajouter aussi que plusieurs recherches en matière de financement des PME, suggèrent qu'en présence d'asymétrie d'information, le financement extérieur est, soit rationné, soit offert à une prime. (Entre autres Maria Psillaki, 1995; Clement Kong-Wing Chow et Michael Ka Yiu Fung, 2000). Nous avons tenté de schématiser ce comportement des prêteurs à la figure 3.5 à la page précédente.

Cependant, la littérature développée à ce sujet nous suggère que d'autres instruments que le prix peuvent être utilisés pour surveiller la qualité de l'emprunteur. En effet on associe souvent les projets moins risqués à des emprunts plus élevés. (Milde et Riley, 1988; dans Maria Psillaki, 1995) Sans oublier l'utilisation des différentes restrictions dans les contrats d'emprunt bancaires qui peuvent permettre d'extraire l'information des entrepreneurs. Ces contraintes augmentent aussi le contrôle de la banque sur le crédit et l'entreprise, ce qui permet de réduire le risque. (Voir entre autres Marc Cowling et Paul Westhead 1996; Manoj Athavale, Robert O. Edmister, 1999) Dans cette même direction, Thomas Hellman, Joseph Stiglitz (2000) expliquent que pour résoudre le problème de rationnement du crédit, les prêteurs peuvent offrir des contrats financiers de plus en plus compliqués.

### 3.2 Hypothèse

Toute la discussion précédente était reliée à la difficulté rencontrée par les bailleurs de fonds à acquérir suffisamment d'informations concernant les activités de l'entreprise, ce qui implique des difficultés à évaluer adéquatement le risque des petites entreprises comparativement aux plus grandes firmes. Toutefois, comme il est dit par Manoj Athavale et Robert O. Edmister (1999) :

*« If moral hazard limits the transfer of private information, the borrowing relationship transforms into an informational monopoly and can be characterized as a “wasting asset”. »*

Ces deux auteurs expliquent que les recherches précédentes sont parvenues à des approches différentes du comportement des bailleurs de fonds; alors que Kane et Malkiel (1965), Diamond (1989) et Boot et Thakor (1994) ont suggéré qu'une relation de clientèle doit diminuer le prix du crédit pour l'emprunteur, Greenbaum, Kanatas et Venezia (1989) expliquent que les bénéfices d'une telle relation sont limités dans le temps. Sous une telle approche, et du point de vue de la banque, la relation clientèle est un gaspillage de ressources (*wasting asset*) avec une durée limitée. Sharpe (1990) a démontré que, en raison de l'asymétrie d'information sur le marché de crédit bancaire, la compétition sur ce marché peut être contrainte par le monopole informationnel. Il conclut que sous une telle relation de clientèle, les entreprises supportent un taux d'intérêt élevé. Dans la même direction que ces dernières explications, Stefan P. Bornheim et Thomas H. Herbec (1998) proposent un modèle de relation créateur-entreprise dont la marge des bénéfices décroît avec le temps, ce qui peut impliquer, entre autres, un coût à payer plus élevé pour l'emprunteur.

En effet, nous croyons qu'en raison des imperfections du marché (imperfection de l'information et un pouvoir de marché inégal), le risque ne peut qu'expliquer partiellement l'écart de taux observé selon les régions au Canada.

Ce pouvoir d'agir sur le prix pourrait bien expliquer les différents écarts de taux, selon les régions, que se doivent d'assumer les entreprises de petites et moyennes dimension.

Tout en rejetant l'idée d'un comportement homogène des banques (donc prise en considération de la possibilité de différents comportements d'aversion aux risques de la part des banques Joseph E. Stiglitz, 1999) et en adoptant l'idée de Robert Hauswald et Robert Marquez (2000), que la sévérité de l'asymétrie d'information entre la banque et l'emprunteur augmente avec la distance informationnelle<sup>7</sup>, nous soupçonnons qu'en raison d'une différence dans la concentration des banques locales sur les marchés de crédit selon les régions, des communautés d'entreprises dans certaines régions du Canada, feraient face à une discrimination selon la taille.

Dans ce contexte, nous faisons l'hypothèse que :

H 1 : Au Canada, il y a une différence dans le degré d'efficacité des marchés de crédit aux PME selon les régions et qu'au Québec des marchés de crédit aux petites entreprises présenteraient des poches d'inefficacité.

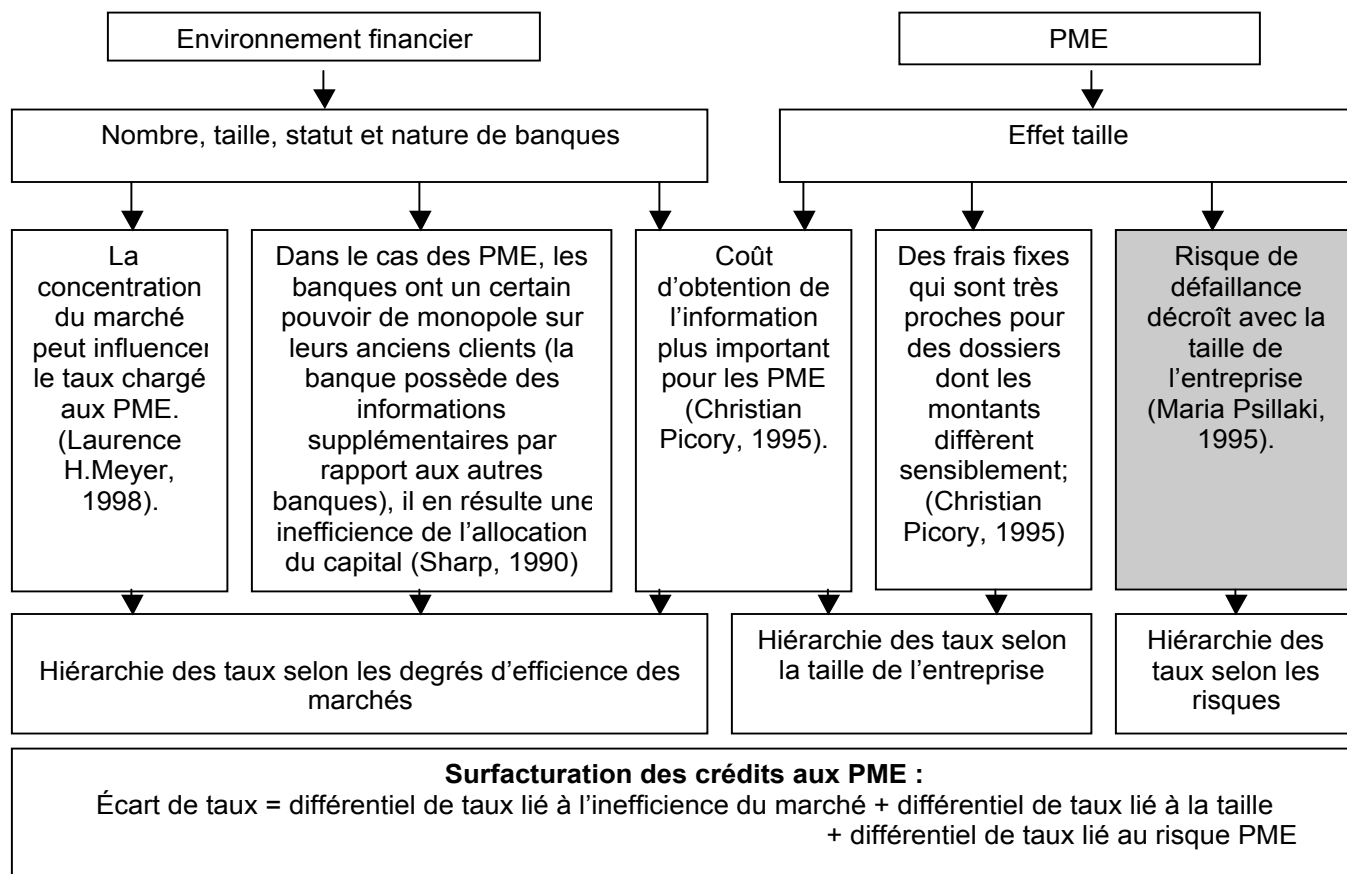
Il est expliqué par Christian Picory (1995), qu'indépendamment du risque qui est lié à l'effet taille (voir figure 3.6), dû, entre autres, à des frais fixes pour des dossiers dont les montants diffèrent sensiblement (exemple des coûts de

---

<sup>7</sup> Dépendante du mode de relation banque-entreprise adoptée et de l'expertise de la banque dans la collecte et le traitement de l'information.



rédaction et de préparation de contrats) ainsi qu'au coût d'obtention de l'information plus grand pour les PME<sup>8</sup>, la taille de l'entreprise exerce un effet propre sur le taux d'intérêt (hiérarchie des taux selon la taille de l'entreprise).



**Figure 3.6 : Modèle d'explication de l'écart de taux**

Néanmoins, en remarquant que des entreprises de même taille font face à des taux d'intérêt différents selon les régions, nous soupçonnons une différence dans les degrés d'efficience des marchés, ce qui nous a engagé à inclure dans notre modèle une hiérarchie des taux selon les degrés d'efficience des marchés.

<sup>8</sup> Davantage de coûts pour réduire le problème d'information asymétrique.

Comme il est expliqué par L. H. Meyer (1998), les petites entreprises font typiquement affaire avec des banques locales. Ce qui fait que le niveau de concentration du marché de crédit local est un élément déterminant dans les prix des crédits offerts à ces emprunteurs. D'après cet auteur, d'autres recherches suggèrent que la forte concentration du marché local de dépôt, peut amener à réduire l'efficacité managériale des gestionnaires des institutions financières locales. En effet, la marge de différence entre les taux débiteurs et créditeurs permet d'assurer une augmentation des bénéfices qui permet de couvrir toutes inefficiences managériales ou encore toutes poursuites d'objectifs personnels.

En ce qui concerne le monopole informationnel, et conformément aux explications du Bureau de la concurrence au Canada, bénéficiant d'une telle situation, une banque pourrait utiliser les informations privées, qu'elle a ramassé de ses clients, pour faire une distinction entre les emprunteurs pouvant vraisemblablement avoir accès à de nombreuses autres sources de capitaux et les emprunteurs n'ayant pas les mêmes possibilités de substitution, situation imposant des taux d'intérêt plus élevés à ces derniers.

Et comme le coût d'information est sensible au mode de relation banque-entreprise adoptée et à l'expertise de la banque dans la collecte et le traitement de l'information (Robert Hauswald et Robert Marquez, 2000), pouvant être influencé par le niveau de compétition dans le marché<sup>9</sup>, nous avons intégré,

---

<sup>9</sup> selon l'approche de Robert Hauswald et Robert Marquez (2000), la stratégie optimale, pour une banque, pour répondre à une augmentation de la compétition consiste à transférer plus de ressources vers le segment de marché où elle a construit des relations de clientèle pour protéger les bénéfices acquis dans ce secteur (des investissements plus grand pour une

d'une part, un lien entre l'environnement financier de l'entreprise et le coût d'information et, d'autre part, un lien entre ce dernier élément et le différentiel pouvant expliquer des taux d'intérêt différents pour des entreprises de même taille.

Ainsi nous soupçonnons que dans certaines régions du Canada, l'étroitesse du marché du crédit aux petites entreprises pourrait permettre à une banque d'accroître le rendement exigé de ces entreprises sans subir une augmentation de risque. Nous croyons percevoir cet « effet taille des entreprises non-cotées<sup>10</sup> », au Québec. En effet, profitant de leur forte présence dans la province, les caisses ont les moyens pour capturer plus d'information sur les PME de leur région, ce qui leur permet d'avoir un comportement de leader en prix sur leurs clients.

### **3.3 Implications**

S'il est vrai que les petites entreprises québécoises évoluent dans un marché de crédit moins efficient, cela devrait se répercuter sur la structure financière de ces entreprises.

Ainsi, nous pensons que les imperfections de marché du capital (comme des coûts de transaction élevés, une asymétrie d'information et des problèmes d'agences) peuvent créer une hiérarchie financière dans laquelle le coût de financement extérieur est supérieur au coût d'opportunité de l'encaisse interne

---

meilleure expertise dans le cœur de son marché), ce qui minimise de plus en plus la possibilité aux nouveaux arrivants de capturer des emprunteurs et donc plus de difficultés d'extraction d'information pour ces derniers

<sup>10</sup> Cette appellation est faite dans le but de distinguer cet effet de l'influence qu'exerce la taille sur les caractéristiques organisationnelles des PME, démontrée et validée par les chercheurs

et des bénéfices non répartis, en particulier pour les entreprises les plus petites (voir Clement Kong-Wing Chow et Michael Ka Yiu Fung, 2000).

Néanmoins, en raison du fait qu'au niveau local, les institutions financières semblent préférer relativement la certitude associée aux emprunts à court terme (Marc Cowling et Paul Westhead, 1996), la prime du coût de l'emprunt bancaire à court terme payée par ces entreprises serait relativement modérée. Ce qui se traduirait vraisemblablement par un accès plus facile au crédit à court terme aux PME.

Ce qui nous conduit à adopter l'idée de Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995), qu'en l'absence de véritable marché bien organisé (ou si c'est le cas pour les moyennes entreprises cotées, de marchés suffisamment larges et profonds), « nous sommes en présence d'un marché imparfait des capitaux, où les coûts de transaction extrêmement élevés accroissent le coût du capital et rigidifient la structure financière des firmes, les orientant notamment vers les financements à court terme les plus faciles à monter ».

Ainsi, nous pensons que des disparités dans l'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise seraient expliquées par des caractéristiques inhérentes à chacune des catégories d'entreprises en question et qui peuvent être accrues par une différence dans le degré d'efficacité des différents marchés de crédit auxquels elles ont accès.

$$Crédits_{bancaires}(C.T.) = f(\text{risques}_{entreprises} + \text{opacité}_{entreprises})$$

---

qui se sont intéressés à ce sujet (voir entre autres, Olivier Torrès, 1997), et aussi un renvoi à l'existence d'un effet similaire sur le marché boursier.

Premièrement, la qualité de l'entreprise en terme de risque affecte les attentes de la banque en ce qui concerne le recouvrement du crédit. Deuxièmement, le degré d'opacité de l'emprunteur, ou encore son habilité à communiquer une information précise et crédible aux investisseurs extérieurs affecte l'habileté de la banque à extraire une rente informationnelle en appliquant des taux d'intérêt élevés. C'est qui expliquerait les taux d'intérêt différents pour des entreprises de même taille.

En effet, nous croyons que en raison d'une différence dans les degrés d'étroitesse des marchés de crédit auxquels une catégorie d'entreprises a accès, les risques de certaines d'entre-elles peuvent être surévalués, ce qui les amèneraient à recourir à ce type de financement où « l'écart de connaissance est considéré comme le moins important »<sup>11</sup>.

Dans un premier temps, nous allons rechercher de telles preuves dans les résultats de récentes études empiriques canadiennes et québécoises, avant de les vérifier, dans un deuxième temps, à travers notre base de données.

---

<sup>11</sup> Explication apportée par Bernard Belletante et Nadine Levratto (1995).

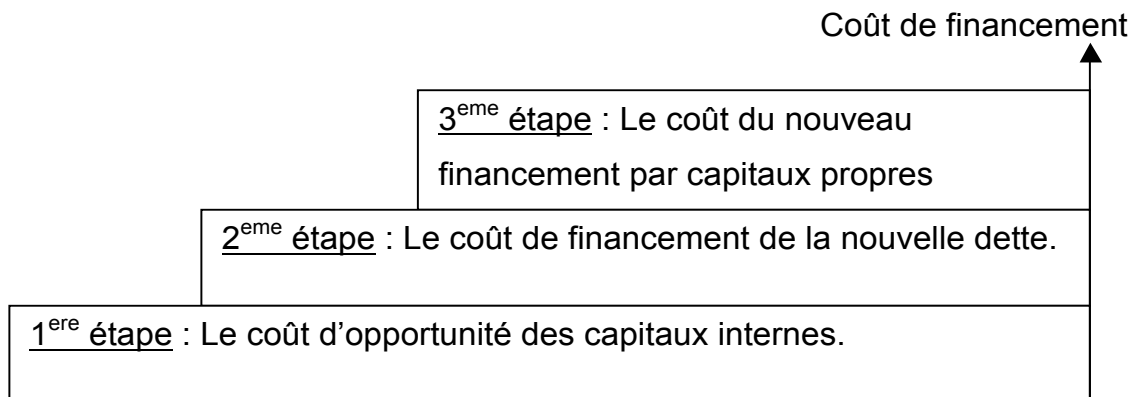
## **CHAPITRE 4 : DES COMPORTEMENTS CONTINGENTS DES PME QUÉBÉCOISES**

Afin d'examiner la pertinence de notre hypothèse quant aux degrés d'efficience inégaux des marchés, nous allons vérifier, dans ce chapitre, la concordance de telle hypothèse avec les résultats de récentes études québécoises s'intéressant à la structure de capital des petites et moyennes entreprises

### **4.1 Des coûts plus élevés pour les petites entreprises?**

La problématique du coût de financement plus élevé pour les petites entreprises canadiennes a fait l'objet d'une étude publiée dans Statistique Canada en 1994. Selon les auteurs de cette étude, David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson, « de plus en plus de recherches sur les comparaisons internationales du coût en capital constatent que ce dernier est élevé au Canada et aux États-Unis ».

Il faut ajouter aussi, comme il est exposé par ces auteurs, que l'idée d'imperfection du marché des capitaux a été souvent mentionnée comme cause à un coût de financement extérieur qui est supérieur au coût d'opportunité de l'encaisse interne et des bénéfices non répartis, en particulier pour les entreprises les plus petites. Ces auteurs ont supposé une hiérarchie de financement que nous pouvons représenter comme suit :



**Figure 4.7: Hiérarchie de financement pour la petite entreprise**

Ainsi, selon cette approche, pour franchir chaque étape il y a des coûts supplémentaires que devra supporter l'entreprise. Il est clair donc, que cette dernière n'a pas intérêt à passer d'une étape à une autre avant d'avoir épuisé les ressources qui lui sont offertes à un premier niveau.

Les rendements supplémentaires exigés par les investisseurs extérieurs, peuvent être justifiés selon David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson, par une asymétrie d'information qui les oblige à couvrir les coûts des mauvais investissements par le produit des investissements gagnants (le problème de citron). Néanmoins, après avoir considéré le tableau des taux d'intérêt du crédit bancaire par province (1997), présenté dans les résultats de l'étude de Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion (voir tableau 4.4), nous doutons que le rendement supérieur exigé soit le même pour toutes les petites entreprises canadiennes.

**Tableau 4.4 : Taux d'intérêt du crédit bancaire**

Médiane des taux d'intérêt du crédit bancaire des entreprises selon leur taille, par province, 1997					
	0 à 4 employés	5 à 19	20 à 49	50 à 99	100 et plus
Canada	6,75	6,25	5,75	5,5	5,25
N-E	6,625	6,5	6,25	5,75	5,125
N-B	6,75	6,375	5,875	5,5	5,5
Qc.	7	6,75	6	5,75	5,25
On.	6,5	6,25	5,75	5,5	5,5
Man.	6,25	6,25	5,25	5,5	5,5
Sask.	6,75	6,25	5,7	5,5	5,5
Alb.	6,25	6,25	5,75	5,75	5,375
C-B	6,5	6,25	5,75	5,275	5,275

Source: FCEI, documents provinciaux: regard sur les PME. (dans la PME au Québec, Profil comparatif par Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion, 1999, p 17)

Le tableau 3.4 montre qu'à l'inverse des grandes entreprises québécoises (nombre d'employés supérieur à 100), les petites entreprises du Québec qui compte moins de 4 employés, assument le taux d'intérêt le plus élevé (7%).

Par ailleurs, il ressort de l'étude de David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson (1994), qu'au Canada, « les entreprises les plus petites (recettes inférieures à 5 millions de dollars) possèdent les taux de rendement des capitaux propres et le coût des capitaux<sup>12</sup> les plus élevés. » (voir tableau 4.5 à la page suivante)

<sup>12</sup> Les auteurs font la définition suivante du coût des capitaux : « est le taux de rendement minimum après impôt nécessaire pour couvrir les engagements financiers. » Il est calculé à travers le COF, qui est une moyenne pondérée des taux de rendement nécessaires aux actionnaires (rendement des capitaux propres, ou ROE) et des créanciers (coût de la dette, ou AIR) pour la fourniture du capital financier à l'entreprise.  
 $COF = (D/D+S) * AIR + (S/D+S) * ROE$ ; tel que  $AIR = I/D$  et  $ROE = E/S$ ; avec D : Dette, S : Avoir des actionnaires, I : Rendement, ou paiements des intérêts, aux détenteurs de titres de dette et E: Gains (après bénéfice fiscal) ou rendement des actionnaires.



**Tableau 4.5 : Taux de rendement et coût des capitaux selon la taille de l'entreprise (moyenne sur quatre ans, 1988-91)**

Taille (Revenus)	Coût des capitaux : COF (%)	Rendement des capitaux propres : ROE (%)	Taux d'intérêt apparent : AIR (%)
Moins de 1 million de dollars	11,2	13,0	10,1
1-5 millions de dollars	11,1	13,0	10,2
5-25 millions de dollars	10,1	10,4	10,0
25-100 millions de dollars	10,0	10,3	9,8
Plus de 100 millions de dollars	9,6	9,1	9,9

Source: David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson, Des coûts de financement plus élevés pour les petites entreprises ? Statistique Canada, n 61-008, 1994, p 31.

Toutefois, les taux d'intérêt apparents des petites entreprises, calculés par ces auteurs à travers l'AIR (en divisant les paiements d'intérêts par la valeur comptable de la dette en cours), ne sont que légèrement plus élevés que ceux des plus grandes entreprises (cet intervalle est assez étroit, compris entre 9,8% et 10,2%), ce qui n'est pas homologué aux résultats de Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion. Les précédentes constatations nous laissent douter aussi de la validité de l'utilisation du taux de rendement de la dette nominale ex post (AIR) comme approximation du coût de la dette<sup>13</sup>.

Selon les auteurs de cette étude :

« Une partie de la cause de la prime modérée apparente du coût de la dette payé par les petites entreprises pourrait s'expliquer par leur utilisation intensive de prêts provenant de sociétés affiliées qui peuvent avoir des taux d'intérêt relativement bas, voir même nuls. »

Néanmoins, l'existence de tels flux financiers qui complètent les apports des établissements de crédits permettraient, selon d'autres auteurs, dont Sylvie

<sup>13</sup> D'ailleurs David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson, font noter dans leur étude que: « le numérateur de AIR est sous estimé parce que les paiements d'intérêt aux sociétés affiliées sont souvent inférieurs à la valeur du marché. Le dénominateur a tendance à être surestimé parce qu'il inclut les prêts des propriétaires-gestionnaires et des sociétés affiliées, qui sont en fait des capitaux propres, et pour cette raison AIR, pour les plus petites entreprises, a tendance à avoir un biais à la baisse. »

Cieply et Bob Hancké (1998), de relâcher l'hypothèse d'un rationnement de crédit pour une majorité d'entreprises. Ce qui n'est pas le cas des PME canadiennes.

Selon Sylvie Cieply et Bob Hancké (1998), une PME peut échapper au rationnement sur le marché du crédit en raison de son inscription dans une organisation en réseau centrée sur une entreprise établie. L'existence de relations industrielles ou commerciales entre ces deux dernières, signale en effet aux banques la qualité de l'entreprise non établie. Ils expliquent que :

« L'inscription des petites entreprises dans un espace de transaction centré sur une entreprise établie peut ensuite permettre aux banques, principalement commerciales, de réduire leur risque de contrepartie sur cette clientèle. »

Ce qui peut se traduire, selon les auteurs, en un accès plus facile aux crédits à court terme pour les PME, et limiterait le phénomène de rationnement de crédit aux petites entreprises qui n'entretiennent pas de relations étroites avec d'autres entreprises.

Ce qui peut ne pas être non plus évident pour plusieurs communautés d'entreprises canadiennes. D'autant plus qu'il existe des institutions et d'organismes financiers gouvernementaux de dernier ressort, dont la Banque de développement Canada (BDC), qui ne peuvent que d'avantage renforcer l'hypothèse à propos d'une moindre efficience des marchés de crédits aux petites entreprises.

Il semble donc, comme il est précisé dans la conclusion de l'étude de David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson (1994), que les petites entreprises canadiennes payent des primes sur la dette supérieures à celles des grandes entreprises. Toutefois, en remarquant que cette prime n'est pas la même pour toutes les entreprises, nous percevons une différence de taille dans le degré d'efficacité des différents marchés de crédit aux PME selon les provinces et il y paraît qu'au Québec, des marchés de crédit aux petites entreprises pourraient s'avérer être des poches d'inefficacité.

#### **4.2 Spécificité des PME et effet taille : mise en relation**

Bien que la spécificité de la PME sous beaucoup d'aspect managériaux ait fait l'objet de débats considérables, le rapprochement de ces aspects à un probable effet taille des entreprises non-cotées, n'a été que relativement peu étudié. Nous allons dans ce qui suit, relever les explications des uns et des autres qui peuvent favoriser l'éclosion d'explications dans ce sens.

En effet, il ressort de plusieurs études théoriques qu'il y a des liens entre les comportements managériaux et organisationnels du propriétaire-dirigeant et la performance d'une entreprise. Nous présentons dans le tableau suivant, quelques-unes de ces explications.

**Tableau 4.6 : Facteurs de croissance et de succès des PME**

Facteurs	Commentaires	Auteurs
Les comportements du propriétaire-dirigeant;	Le comportement de l'entrepreneur est un des deux principaux facteurs du succès de la PME;	Ibrahim et Godwin, 1986 (dans Jean Lorrain, André Belley et Charles Ramangalahy, 1994);
	Les comportements du dirigeant ont un rôle et un impact déterminant sur l'organisation et les performances d'une PME;	Castaldi, 1966; Dollinger, 1985; Toulouse, 1982; Steinmetz, 1969; Greiner, 1972; Kroeger, 1974; Kazajian, 1984; Churchill et Lewis, 1983 (dans Jean Lorrain, André Belley et Charles Ramangalahy, 1994);
Le management à long terme;	« Hambrick et Crozier (1985), en analysant les problèmes de gestion des firmes à croissance rapide, ont identifié comme facteurs de réussite, la capacité du dirigeant de voir, d'anticiper les changements et de renforcer constamment la vision stratégique au cœur de l'entreprise;...Pour Gibb et Scott (1985), l'absence de conscience stratégique chez le dirigeant d'une petite et moyenne entreprise risque de conduire cette dernière vers un chemin sans issue »;	Jean-Marie Nkongolo-Bakenda, Gérald d'Amboise et Bernard Garnier, 1994;
	« L'entrepreneur qui réussit semble être celui qui est capable d'exprimer une vision de ce qu'il désire réaliser »;	Filion, 1990 (dans Jean-Marie Nkongolo-Bakenda, Gérald d'Amboise et Bernard Garnier, 1994);
	« Une planification formalisée peut être de peu d'utilité pour les petites entreprises et peut même entraver leur fonctionnement »;	Acklesberg et Arlow, 1985 (dans Jean-Marie Nkongolo-Bakenda, Gérald d'Amboise et Bernard Garnier, 1994);

Après avoir considéré ces explications, plusieurs auteurs ont remarqué des comportements contingents des PME canadiennes et en particulier de la part des PME québécoises.

**Tableau 4.7 : Résumé de quelques études dégageant des comportements contingents des PME canadiennes et québécoises**

<b>Auteurs</b>	<b>Étude</b>	<b>Années</b>	<b>Objet</b>	<b>Aboutissements</b>
Jean Lorrain, André Belley et Charles Ramangalahy, 1994;	Enquête auprès d'une cinquantaine de dirigeants de PME de la région 04 du Québec (Mauricie et Bois-Francs);	Entre 1993 et 1994;	Relation entre le profil de comportement des propriétaires-dirigeants aux différents stades d'évolution de leur entreprise;	Une contestation aux approches basées sur l'hypothèse d'un processus contenu, homogène ou synchrone du développement de l'ensemble des caractéristiques organisationnelles. Selon les auteurs : « une entreprise peut se trouver à un stade donné du point de vue de ces composantes structurelles et à un autre stade lorsque considérée du point de vue de ces caractéristiques fonctionnelles. »
Jean-Marie Nkongolo-Bakenda, Gérald d'Amboise et Bernard Garnier, 1994;	Enquête auprès de 58 propriétaires-dirigeants de PME québécoises;	Entre 1989 et 1991;	L'association entre la manifestation de la vision stratégique des propriétaires de PME et la performance de leur entreprise;	Les auteurs de cette étude font le commentaire suivant : « Bien que la littérature organisationnelle suggérât l'existence d'une association positive et linéaire entre la manifestation de la vision stratégique et les profits nets, les résultats de cette étude ont montré qu'il existe bien une certaine association entre les deux variables, mais que celle-ci, plutôt que d'être linéaire, est curvilinéaire de type non monotone. Par ailleurs, nous avons également constaté que la seule présence de la vision à un niveau donné n'est pas suffisante en soi pour assurer la meilleure performance, pour cela, il faudrait que le niveau de manifestation de la vision stratégique soit en adéquation avec les autres facteurs organisationnels. »
David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson, 1994;	Etude basée sur une enquête de statistique Canada qui proviennent des enregistrements comptables des entreprises commerciales pour 1988-93;	Entre 1988 et 1993;	Des coûts de financement plus élevés pour les petites entreprises ?	Selon les résultats de cette étude : « Les petites et les grandes entreprises dépendent des bénéfices non répartis à peu près dans la même mesure, tandis que les entreprises intermédiaires l'utilisent nettement moins ». Ils précisent aussi que : « en général, ce sont les entreprises les plus petites <sup>14</sup> qui utilisent le plus les capitaux propres - c'est-à-dire les bénéfices non répartis, plus le capital-action et le surplus d'apport - en particulier le capital-action <sup>15</sup> . » Il faut noter aussi des résultats de cette étude, que les entreprises les plus petites possèdent le ratio d'endettement les plus bas, alors que les entreprises de taille moyenne possèdent des ratios d'endettement supérieur à ceux des grandes entreprises.

<sup>14</sup> Dans cette étude, les deux groupes d'entreprises les plus petits comprennent les entreprises dont les recettes sont inférieures à 1 million de dollars et sont comprises entre 1 million et 5 millions de dollars.

<sup>15</sup> Les auteurs précisent que : « une majorité appréciable du 'capital-action et surplus d'apport' est le capital-action, qui comprend les actions ordinaires et privilégiées, à la valeur comptable lors de l'émission originale, plus les participations financières des membres de la famille et des amis. Le surplus d'apport comprend les capitaux donnés, par exemple si les sociétés mères étrangères ou les administrations locales fournissent du capital ou des terres à un coût inférieur à la valeur marchande, la différence sera alors comptée comme apport de capital ».

Ces comportements inattendus des PME québécoises nous autorisent à penser qu'à chaque stade de développement, l'engagement du dirigeant et son aptitude à estimer la disponibilité des ressources nécessaires, est plus ou moins appropriés. Dans ce sens, aux premiers stades (structure organisationnelle simple), une manifestation de la vision stratégique<sup>16</sup> peut agir positivement sur la performance de l'entreprise, alors que plus en avance dans les stades, une très forte vision peut ne pas faciliter l'adaptation de cette dernière à son nouvel environnement si elle n'est pas accompagnée de changements organisationnels adéquats.

Néanmoins, en remarquant les résultats des études de David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson (1994) et de Josée St-Pierre et Robert Beaudoin (1995), nous pensons qu'à chaque stade de développement de ces entreprises, le comportement des propriétaires-dirigeants, est plus ou moins influencé par les coûts de la dette. Nous adhérons, ainsi, à la même thèse que celle exposée dans les travaux de St-Pierre et Beaudoin (1995), qu'à chaque stade de son développement, une entreprise fait face à un ensemble de problèmes qui modifient les choix de financement qui lui sont offerts. Ceci peut expliquer l'évolution non synchronisée des diverses dimensions de l'entreprise observée par Jean Lorrain, André Belley et Charles Ramangalahy (1994).

Ces constatations nous amènent à penser que sous l'influence de coûts de la dette trop élevés, les petites entreprises québécoises doivent

---

<sup>16</sup> Jean Marie Nkongolo-Bakenda, Gérald d'Amboise et Bernard Garnier (1994), font noter que « la vision stratégique était souvent présentée comme une alternative à la rigidité du processus rationnel de planification stratégique en vue de faire face à la turbulence environnementale ainsi qu'à l'insuffisance des moyens matériels et financiers des PME. »

éventuellement fournir un effort organisationnel plus intense, pour accéder à un marché de crédit moins contraignant.

## **CONCLUSION PARTIELLE**

Dans cette partie nous avons pour objectif de prospecter la concordance de nos soupçons de degrés d'efficacité des marchés inégaux avec les résultats de récentes études québécoises s'intéressant à différents aspects comportementaux des PME.

La littérature empirique nous a fait constater des comportements inattendus des PME québécoises, dont : des structures du capital singulières et différentes selon la taille de l'entreprise et des comportements managériaux et organisationnels inexplicables du propriétaire-dirigeant. Ceci observé, nous avons relié ces vérifications empiriques à une moindre efficacité des marchés de crédit aux petites entreprises.

Ainsi, à la lumière des constatations retenues sur cette troisième partie et sur la base des écrits scientifiques, nous sommes amenés à considérer qu'il ne serait pas illégitime de considérer que le marché de crédit aux petites entreprises québécoises présenterait des caractéristiques qui lui sont propres et qui peuvent permettre à un investisseur d'accroître le rendement exigé sans subir une augmentation du risque.



## **CHAPITRE 5 : MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE**

### **5.1 Introduction**

La loi sur les prêts aux petites entreprises (LPPE) a fait son apparition en 1961. Cette loi dessert les entreprises de petite taille ou qui sont à l'étape de démarrage. On peut dire qu'elle a été conçue pour répondre aux besoins de financement des immobilisations des PME par voie d'emprunt. Ce qui fait qu'on perçoit ce programme comme étant essentiel pour l'économie canadienne. Toutefois, on remarque que de nos jours il subsiste encore des lacunes au chapitre du financement et la différence des taux selon les régions repérés dans les résultats de l'étude de Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion (1999), n'est qu'une preuve.

Dans la perspective de dégager les éléments pouvant être la cause de la discrimination à laquelle peuvent faire faces des communautés d'entreprises canadiennes, nous présentons dans ce chapitre, la méthodologie de recherche que nous allons suivre. Nous précisons d'abord le type de base de données, à laquelle nous allons recourir, et nous dégagerons les éléments permettant de vérifier nos hypothèses. Notre démarche se poursuit avec l'identification des marchés pertinents et se termine par l'adoption de modèles empiriques ajustés à notre objectif de recherche.

### **5.2 Base de données et observations**

Nous allons utiliser pour les fins de notre recherche des données agrégées, tirées d'une base de données de statistiques fiscales des sociétés au Québec allant de l'année d'imposition 1983 (édition 1988 de la publication

gouvernementale les *Portraits de la Fiscalité des Corporations au Québec*) jusqu'à l'année 1996 (*Statistiques fiscales des sociétés* : édition 2000 de cette même publication). Publiée par le ministère des Finances du gouvernement du Québec, cette base de données porte uniquement sur les sociétés non financières.

Les données (les statistiques fiscales des sociétés années d'imposition 1983–96) décrivent, entre autres, l'évolution des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise, la tranche d'actifs, la tranche de revenus bruts et selon la région administrative. Ces statistiques sont exposées dans quatre différents tableaux qui s'intitulent comme suit :

- Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise;
- Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche d'actifs en milliers de dollars;
- Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche de revenus bruts en milliers de dollars;
- Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la région administrative.

Ces tableaux présentent les montants inscrits au bilan des sociétés autres que financières pour 18 composantes du bilan ainsi que le nombre de sociétés ayant inscrit des montants à ces rubriques (voir l'exemple du tableau des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise pour l'exercice 1995, à l'annexe 9).

Les statistiques sont calculées à partir d'un échantillon représentatif de 12 712 sociétés (pour l'exercice 1995). Elles sont extraites de la déclaration de revenus des sociétés et des états financiers qui y sont annexés.

En se basant sur les tableaux des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise (années d'impositions 1992-95), nous avons remarqué des disparités dans le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise. (voir tableau 5.8)

**Tableau 5.8 : Volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise au Québec, (1992-95)**

	1995	1994	1993	1992
Petite entreprise	16,01%	17,02%	19,18%	21,48%
Moyenne entreprise	27,80%	26,43%	25,96%	29,07%
Grande entreprise	10,38%	12,87%	14,26%	14,14%

Le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme a été calculé en divisant le nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires court terme pour chacune des catégories, par le nombre total des entreprises faisant partie de cette même catégorie.

En prenant en considération les explications de David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson (1994); et R. Cressy et C. Olofson (1997), concernant l'existence d'une hiérarchie financière, nous pensons que les disparités dans l'emploi des crédits à court terme selon la taille de l'entreprise, observées tout au long de la période allant de 1992 à 1995, seraient expliquées par des caractéristiques inhérentes à chacune des catégories d'entreprises en question et qui peuvent être accrues par une différence dans le degré d'efficience des différents marchés de crédit auxquels elles ont accès.

Cette différence dans les degrés d'efficience des marchés pourrait ainsi expliquer les disparités dans le volume de crédit à court terme selon la région administrative (voir tableau 5.9).

**Tableau 5.9 : Volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la région administrative au Québec (1995)**

Régions administratives	Volume d'emploi des crédits bancaires à court terme
Bas St Laurent (01)	31,70%
Saguenay et Lac St-Jean (02)	33,66%
Québec (03)	23,27%
Mauricie et Bois-Franc (04)	17,76%
Estrie (05)	21,43%
Montréal (06)	7,53%
Outaouais (07)	19,72%
Témiscaminque (08)	27,12%
Côte-Nord (09)	12,67%
Nord du Québec (10)	5,59%
Gaspésie et Iles de la Madeleine (11)	45,00%
Chaudière Appalaches (12)	26,43%
Laval (13)	7,99%
Lanaudière (14)	19,55%
Laurentides (15)	21,50%
Montérégie (16)	17,61%

Le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme a été calculé en divisant le nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires à court terme pour chacune des régions administratives, par le nombre total des entreprises faisant partie de cette même région.

Il est évident que dans une perspective géographique, l'étendue d'un marché, pour un type de produit bancaire, est différente d'une catégorie d'entreprises à une autre. Ce qui nous amène à définir le ou les marchés pertinents pour les prêts à court terme auxquels a accès une communauté d'entreprises.

### 5.3 Marché géographique

Pour définir le ou les marchés pertinents pour ce type de produits bancaires, nous nous sommes basés sur des études économiques faites par le bureau de la concurrence du Canada, dont deux études réalisées par ce bureau en 1998 afin d'examiner les conséquences du fusionnement, d'une part, de la *Banque Royal* et de la *Banque de Montréal*, et d'autre part, celui de la *Banque Toronto-Dominion* et la *Banque Canadienne Impériale de Commerce* et qui ont conclu que, dans le cas des petites et moyennes entreprises et pour les prêts d'exploitation visant les besoins opérationnels à court terme, le marché géographique était local<sup>17</sup>. Alors que dans le cas des entreprises de plus grande taille le marché géographique peut avoir une étendue régionale ou encore nationale ou même internationale<sup>18</sup>.

Ce qui nous laisse croire que sur certains marchés, des banques ayant une puissance commerciale peuvent identifier à des fins de discrimination certains emprunteurs. D'ailleurs selon le bureau de la concurrence du Canada :

« Sur les marchés bancaires, la discrimination par les prix est rendue plus facile par l'échange d'information entre les acheteurs et les vendeurs; les prêteurs demandent habituellement aux emprunteurs de leur divulguer certains renseignements quant à leur revenu, à la nature de leurs activités, à leur actif, etc. afin de pouvoir évaluer le risque avant de consentir un prêt. Les prêteurs pourraient utiliser ces renseignements pour faire une discrimination entre les emprunteurs pouvant vraisemblablement avoir accès à de nombreuses autres sources de capitaux et les

---

<sup>17</sup> Le bureau de la concurrence s'est servi de cette définition des marchés pertinents pour déterminer les fournisseurs avec lesquels les parties au fusionnement sont en concurrence. Il précise que : « chaque marché pertinent englobe tous les produits et services de remplacement vers lesquels les consommateurs se tourneraient vraisemblablement en réaction à une augmentation de prix relativement importante et non transitoire de la part des banques qui fusionnent. »

<sup>18</sup> Pour une analyse détaillée se reporter à la page licences et législations du site Internet d'industrie Canada.

emprunteurs n'ayant pas les même possibilités de substitution, en imposant des taux d'intérêt plus élevé à ces derniers, à savoir ceux présentant un plus grand risque ou n'ayant pas facilement accès à d'autres sources de capitaux. »

D'autant plus probable que les niveaux de concentration, comme le soulève le Bureau de concurrence du Canada, sont déjà élevés dans la plupart des marchés locaux.

L'évaluation du degré de concurrence qui subsiste dans un marché est un élément important pour juger du degré d'efficience de celui-ci. Bien qu'à ce chapitre nous pensions qu'une concurrence est offerte par d'autres institutions financières, nous allons en raison du manque d'information tenir compte seulement de la concurrence fournie par les institutions de dépôt.

Dans cette perspective, nous allons recourir à une autre publication gouvernementale : « L'activité des institutions de dépôt au Québec » pour le 4<sup>eme</sup> trimestre de chacune des années allant de 1992 jusqu'à l'année 1996; dans laquelle on énumère les institutions de dépôt au Québec selon le type de l'institution et la région administrative. On y remarque, entre autres, qu'au Québec, la Banque Nationale et le Mouvement Desjardins (Caisses Desjardins) sont les concurrents majeurs. Pour mesurer le niveau d'importance du mouvement Desjardins comme joueur régional, nous avons calculé la part de présence des caisses Desjardins dans chacune des régions administratives (voir tableau à la page suivante).

**Tableau 5.10 : Part de présence du Mouvement Desjardins selon la région administrative au Québec (1999)**

Régions administratives	Part de présence du Mouvement Desjardins
Bas St Laurent (01)	78,42%
Saguenay et Lac St-Jean (02)	61,65%
Québec (03)	53,65%
Mauricie (04)	67,16%
Estrie (05)	61,59%
Montréal (06)	30,23%
Outaouais (07)	48,57%
Abitibi-Témiscaminque (08)	66,67%
Côte-Nord (09)	67,27%
Nord du Québec (10)	43,48%
Gaspésie et Iles de la Madeleine (11)	73,85%
Chaudière Appalaches (12)	71,83%
Laval (13)	40,37%
Lanaudière (14)	62,50%
Laurentides (15)	53,25%
Montérégie (16)	47,96%
Centre du Québec (17)	71,32%

La part de présence des caisses Desjardins a été calculée en divisant le nombre de caisses locales dans une région administrative par le nombre total des succursales des différentes institutions de dépôt dans la région en question.

Comme nous nous attendions, le niveau de concurrence livrée par les différentes institutions de dépôts au Mouvement Desjardins (Caisses Desjardins) n'est pas de la même envergure dans les différentes régions du Québec. Ce qui nous amène à identifier les modèles empiriques permettant d'examiner les liens possibles entre nos différentes observations.

## 5.4 Design expérimental

Pour explorer en profondeur les raisons des disparités apparentes dans le recours aux crédits bancaires à court terme, en tenant compte de la spécificité de notre base de données, nous nous sommes intéressés aux méthodes d'analyse des données évolutives ou encore « panels de données ».

Nous avons trouvé pertinent d'utiliser un modèle basé sur les variables *dummy* (variables qui pourraient indiquer des différences dans les coefficients entre les groupes d'individus). L'utilisation de ce type de modèles, nous est suggérée par les résultats des études de Josée St-Pierre et Robert Beaudoin (1995) et de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux (1995), où ils ont trouvé des comportements contingents des PME québécoises. Nous allons aussi nous référer aux travaux de Marc Cowling (1998), qui a employé le modèle à « effet fixe » pour expliquer les différences dans les volumes de crédit, selon les régions de la Grande Bretagne, sous la couverture du plan de garantie des prêts, ce qui lui a permis d'identifier un effet région dans le sud-est et le nord-ouest de ce pays européen<sup>19</sup>.

Nous justifions cette option par le contenu même de notre hypothèse. Nous sommes confrontés à des degrés d'efficience des marchés inégaux, ce qui nous amène à percevoir des hiérarchies financières accablées par les imperfections de marché. La méthodologie présentée dans ce que suit permettrait de prendre en considération l'omission de telles variables

---

<sup>19</sup> Plusieurs autres exemples d'utilisation de tel type de modèle sont exposés par Terry E. Dielman, 1989, dans son livre « *Pooled cross-sectional and time series data analysis* ».



explicatives liées à l'environnement financier des entreprises (non-observables dans nos panels de données).

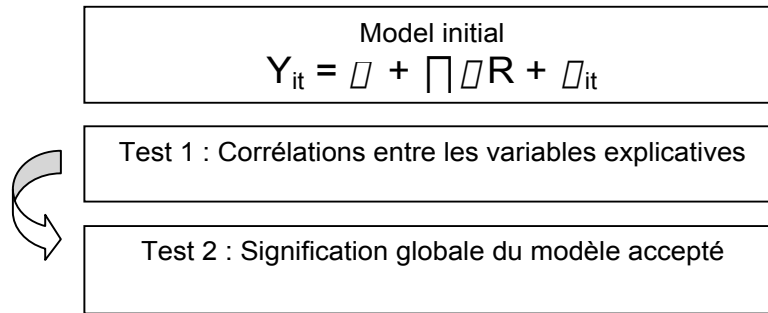
#### **5.4.1 Recours à l'endettement bancaire à court terme et effet taille**

Nous allons nous intéresser dans cette première section aux données regroupées selon la taille de l'entreprise. L'analyse qui suit portera sur les trois panel de données suivant :

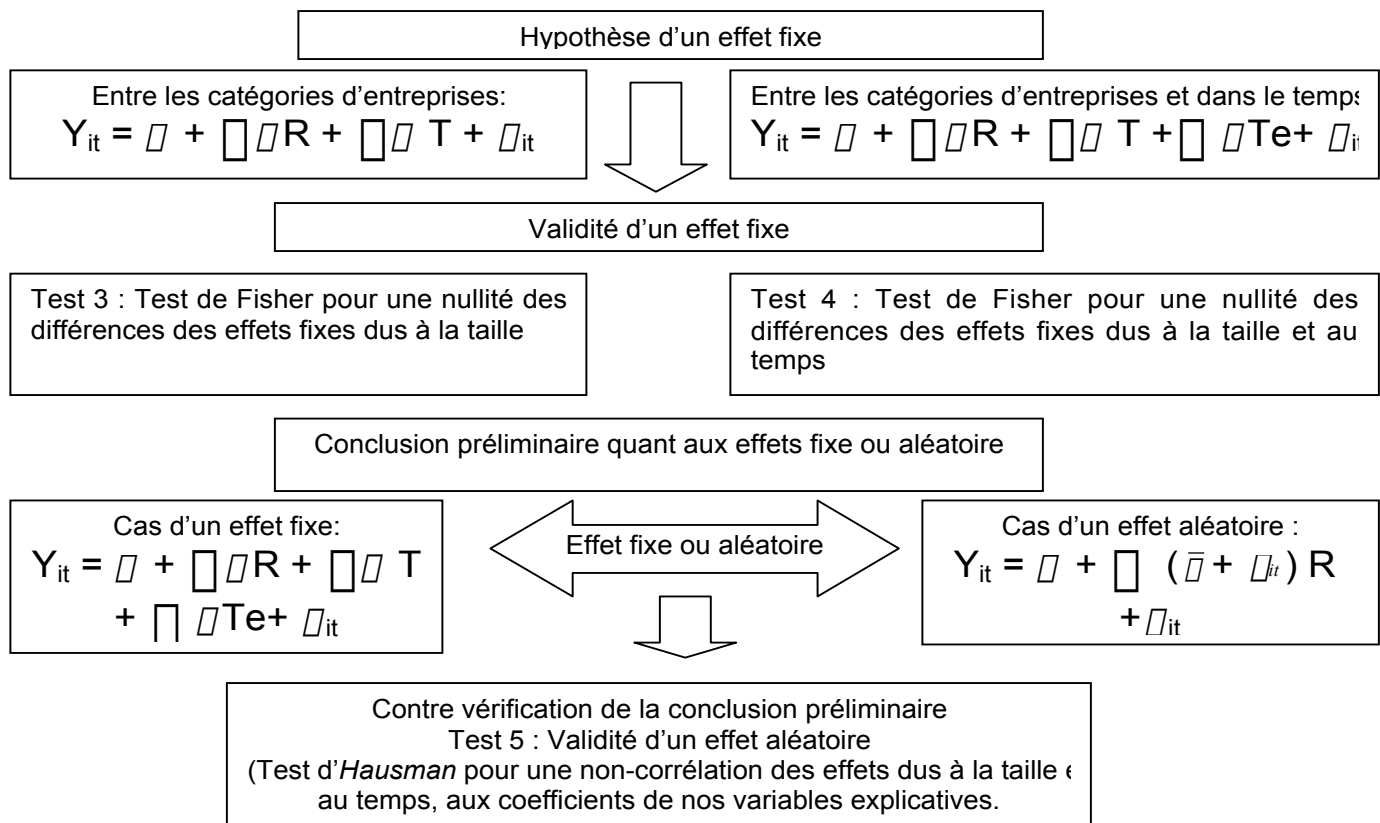
- 1<sup>er</sup> panel de données : Statistiques du bilan des sociétés non financières selon taille de l'entreprise (trois classes d'entreprises pour treize années : un total de 39 observations);
- 2<sup>eme</sup> panel de données : Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche d'actifs (dix tranches d'actifs pour treize années : un total de 130 observations);
- 3<sup>eme</sup> panel de données : Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche de revenus bruts (dix tranches de revenus pour treize années : un total de 130 observations).

Dans la perspective de vérifier nos hypothèses, nous allons procéder en deux étapes. Dans une première étape nous allons identifier les variables de risque susceptibles d'influencer le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme pour chacun de nos trois panels de données. Enfin, dans une deuxième étape, nous allons estimer chacun des trois modèles acceptés dans le cas d'un effet taille et temps. Notre design expérimental peut être présenté comme suit :

## Première étape



## Deuxième étape



## Aboutissements

Que ce soit dans le cas d'un effet fixe ou d'un effet aléatoire (dû à la taille et au temps), la relation entre le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme et les variables de risques n'est pas fixe. Ce qui permet d'expliquer, notamment, les résultats de l'étude de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux (1995). Le risque ne parvient pas à expliquer de la même manière la fonction de demande des crédits bancaires à court terme.

**Figure 5.8: Design expérimental**

### Première étape :

Notre modèle initial se présente comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \varepsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de société présentant un compte emprunts bancaires à court terme pour une communauté d'entreprise (i), à la date (t);

$\beta$  R : un vecteur de variables de risque;

$\varepsilon_{it}$  : un vecteur des termes d'erreur.

En raison de la nature de notre base de données, nous avons identifié les quatre variables de risque suivantes :

- $AvAct_{i(t-1)}$  : Avoir total des actionnaires pour une communauté d'entreprises (i), à la date (t-1) / Actif total pour cette même communauté d'entreprises (i), à la date (t-1);
- $Solv_{i(t-1)}$  : [Actif à court terme total pour un groupe d'entreprises (i), à la date (t-1) – les emprunts bancaires pour ce même groupe d'entreprises (i), à la date (t-1)] / [Passif à court terme total pour la communauté d'entreprises (i), à la date (t-1) – les emprunts bancaires pour ce groupe d'entreprises (i), à la date (t-1)];
- $DefAcc_{i(t-1)}$  : Nombre de sociétés présentant un compte déficits accumulés pour une communauté d'entreprises (i), à la date (t-1) / Nombre total de sociétés dans cette communauté d'entreprises (i), à la date (t-1);

- $\text{MontMoy}_{it}$  : Montant des emprunts bancaires octroyés par une classe d'entreprises (i), à la date (t) / Nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires pour la classe d'entreprises (i), à la date (t).

Les données sont agrégées, ce qui n'autorise pas des analyses plus détaillées. Les différents tableaux de notre base de données présentent la somme des montants inscrits au bilan des sociétés pour 18 composantes du bilan ainsi que le nombre de sociétés ayant inscrit des montants à ces rubriques.

Nos variables de risque sont calculées à partir des postes suivants :

- Actif total : la valeur de l'actif inscrit aux états financiers de la société.
- Déficits accumulés : la valeur des pertes nettes accumulées jusqu'à l'exercice courant.
- Emprunts bancaires : les prêts à court terme consentis par les établissements bancaires.
- Total de l'actif à court terme : correspond à la somme des comptes à recevoir des clients, des inventaires, des avances aux actionnaires ou aux sociétés affiliées et des autres disponibilités.
- Total de l'avoir des actionnaires : correspond à la somme des bénéfices non répartis et du capital-actions souscrit et payé, de laquelle on soustrait les déficits accumulés.
- Total du passif à court terme : correspond à la somme des emprunts bancaires, des comptes à payer aux fournisseurs et des autres exigibilités.

A priori nous nous attendons à ce que, comme dans le cas d'une seule entreprise, plus l'engagement financier des actionnaires dans leurs entreprises est grand (le ratio AvAct est élevé), plus il leur est facile de contracter des emprunts bancaires, donc une corrélation positive entre cette variable et le volume des emprunts bancaires octroyés par une communauté d'entreprises. Également, nous prévoyons une corrélation positive entre la variable (Solv), qui peut donner une idée de la capacité des entreprises faisant partie d'une même communauté de sociétés à rester solvable en cas d'adversité, et la variable expliquée (Y). Toutefois, conformément à la théorie des signaux, nous nous attendons à ce que la corrélation entre notre variable (DefAcc), mesurant le pourcentage de sociétés présentant un compte déficits accumulés dans une communauté d'entreprises, et le volume des crédits bancaires à court terme octroyés, soit négative.

En présence d'asymétrie d'information, deux approches différentes peuvent être adoptée pour expliquer la relation entre la structure financière d'une firme et le cash-flow. La théorie des signaux suggère une corrélation positive, alors que la théorie des hiérarchies financières (*pecking order behavior*) implique une relation négative (Catherine Shenoy et Paul D. Koch, 1996). Pour éliminer toute référence à la théorie des hiérarchies financières, nous avons envisagé les mesures des précédentes variables de risque, une année avant celle de l'emploi des crédits bancaires à court terme.

Comme la nature des opérations pour lesquelles les crédits bancaires ont été octroyés, pourrait différer d'une entreprise à une autre, nous avons incorporé la variable (MontMoy) qui peut donner une idée sur la taille des

emprunts bancaires octroyés par un groupe d'entreprises, et donc, de la taille des entreprises faisant partie de ce groupe.

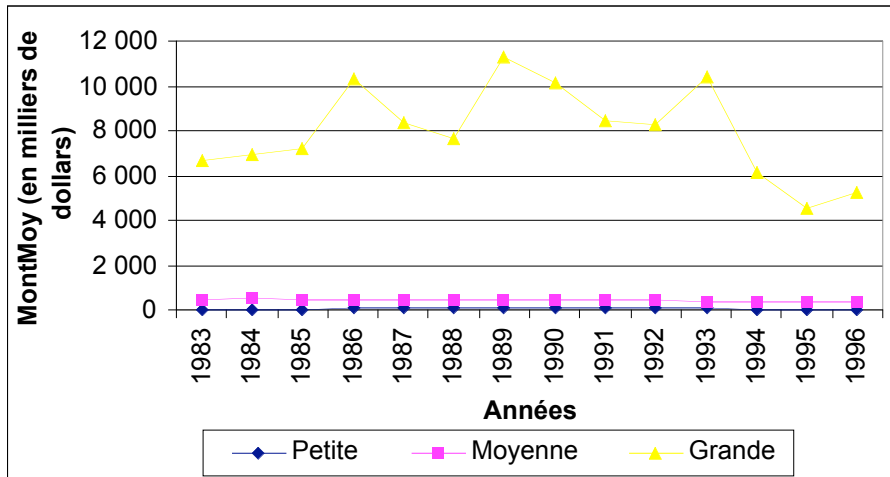
En se basant sur les tableaux des statistiques du bilan des sociétés selon la taille de l'entreprise (1983-96), nous présentons aux figures 5.9 et 5.10 (à la page suivante) la relation entre la variable (MontMoy) et la taille des entreprises.

Le ministère du Revenu du Québec classe les entreprises de la façon suivante :

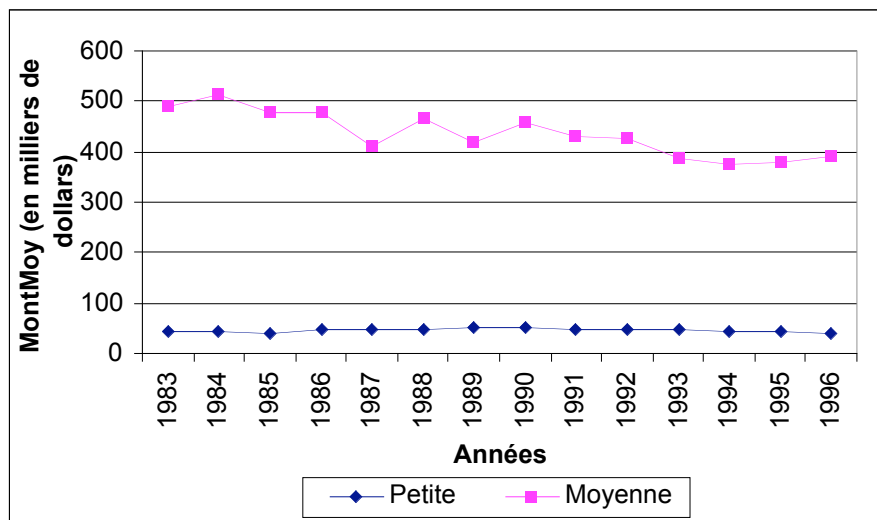
**Tableau 5.11 : Classification des entreprises selon leur taille**

Taille	Secteur manufacturier Tranche d'actifs	Autres secteurs d'activité Tranche de revenus
Petite	Moins de 3 000 000 \$	Moins de 2 000 000 \$
Moyenne	3 000 000 \$ à 12 000 000 \$	2 000 000 \$ à 20 000 000 \$
Grande	12 000 000 \$ et plus	20 000 000 \$ et plus

La figure 8.12 montre qu'il y a une relation linéaire entre la taille des entreprises et la variable (MontMoy). Plus l'entreprise est de grande taille plus le montant moyen des crédits bancaires à court terme octroyés est élevé. Cependant, il faut noter que la différence entre les niveaux moyens des montants des crédits bancaires à court terme des diverses classes d'entreprises n'est pas la même. Comme le montrent les figures 8.12 et 8.13, le montant moyen des emprunts bancaires à court terme octroyés par les grandes entreprises est de loin le plus élevé comparé à celui obtenu par les petites et moyennes entreprises.



**Figure 5.9 : Variation de la variable (MontMoy) selon la catégorie d'entreprises (petites, moyennes et grandes entreprises)**



**Figure 5.10 : Variation de la variable (MontMoy) selon la catégorie d'entreprises (petites et moyennes entreprises)**

La variable ( $MontMoy_{it}$ ) est calculée en divisant le montant des emprunts bancaires octroyés par une classe d'entreprises ( $i$ ), à la date ( $t$ ) par le nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires pour la classe d'entreprises ( $i$ ), à la date ( $t$ ).

Selon Milde et Riley, 1988 (dans Maria Psillaki, 1995), la taille d'un emprunt peut constituer un moyen pour identifier les différences de qualité des projets. Suivant notre hypothèse de degrés d'efficacité des marchés inégaux, nous prévoyons une corrélation négative entre notre variable ( $MontMoy$ ) et la variable expliquée ( $Y$ ). Nous la percevons ainsi comme une conséquence d'une

moindre disponibilité des sources de financement alternatives pour les projets à risques plus grands (ou encore à risques non-observables).

En effet, conformément à la théorie des signaux, une firme utiliserait le montant des prêts pour signaler au marché la qualité des projets en sa possession. A ce sujet, Catherine Shenoy et Paul D. Koch, (1996), expliquent, en faisant référence aux travaux de Ross (1977) et ceux de Harris et Raviv (1991), que :

*« The comparative statics of this scenario suggest that higher leverage should be associated with higher cash flow in the same period. »*

Les auteurs notent aussi que cet argument de la signalisation par le montant d'endettement, peut également être étendu à la performance future de l'entreprise (voir aussi, Marilyn F. Johnson et Dong-Woo Lee, 1994).

À cause de la nature agrégée de notre base de données et de la différence dans la ventilation des bilans financiers, nous ne pouvons pas identifier un nombre plus important de variables de risque. Egalement, nous sommes confrontés à plusieurs problèmes économétriques, dont l'éventuelle corrélation entre nos variables de risque.

#### Test 1 Corrélations entre les variables de risque

En vue de parvenir à des résultats convaincants, nous allons ajuster nos modèles, en éliminant les facteurs qui peuvent biaiser nos estimations. Ainsi, une ou plusieurs variables explicatives peuvent être éliminées de notre modèle initial. Pour ce faire nous allons suivre une approche basée d'une part sur les degrés de corrélation entre nos variables de risque (le logiciel SPSS nous permet d'examiner la corrélation entre deux variables suivant l'approche de



« *Pearson* ») et d'autre part sur la contribution théorique (ou encore la pertinence) des variables explicatives acceptées à expliquer notre variable endogène. Nous serons donc amenés à examiner la signification globale du modèle accepté. Ce test peut être formulé de la manière suivante : existe-t-il au moins une variable explicative significative ? Soit le test d'hypothèse suivant :

Test 2 □ Signification globale du modèle accepté

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$$

$H_1$  : il existe au moins un des coefficients non nul

Où  $K$  est le nombre de variables acceptées,  $K \geq 4$ .

Le cas où l'hypothèse  $H_0$  est acceptée signifie qu'il n'existe aucune relation linéaire significative entre le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme et les variables de risque acceptées. Le tableau d'analyse de la variance présente le résultat du test de Fisher suivant :

$$F(K, N-K-1) = \frac{R^2 / (K)}{(1-R^2) / (N-K-1)}$$

Où  $K$  : nombre de variables de risque;

$N$  : nombre total d'observations;

$R^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle accepté.

Dans ce sens, la régression est jugée significative si la variabilité expliquée est significativement différente de (0).

Pour chacun de nos trois panels de données nous sommes donc conduit à choisir le modèle empirique adéquat avant d'examiner dans une deuxième étape la possibilité d'effets fixes dus à la taille et au temps.

## Deuxième étape :

Les différentes études empiriques québécoises nous permettent d'envisager la possibilité d'effets fixes dus à des différences dans l'efficience des marchés de crédit entre petites et grandes entreprises et dans le temps. Dans ce sens notre modèle peut omettre des variables explicatives reliées à la taille et au temps qui peuvent expliquer la variation du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme.

En reprenant nos suppositions, nous pensons que les disparités dans l'emploi des crédits à court terme selon le groupe d'entreprises, seraient expliquées par la qualité du risque de chaque communauté d'entreprises. Toutefois, occasionné par des imperfections de marché du capital, cet effet serait aléatoire. Autrement dit : la relation entre le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme et ces variables de risques n'est pas fixe<sup>20</sup>. Ce qui permet d'expliquer, notamment, les résultats de l'étude de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux (1995).

Pour ajuster notre modèle nous allons inclure des variables *dummy* pouvant permettre d'indiquer les différences, entre les communautés d'entreprises, pour chacun des deux effets. Une série de (n-1) variables *dummy* pour la taille, où (n) est le nombre de catégories d'entreprises, (une variable *dummy* pour chaque classe d'entreprise sauf pour la classe d'entreprises formée par les plus grandes sociétés) et une autre série de 12 variables *dummy*

---

<sup>20</sup> Ici le terme fixe est utilisé pour dire que les coefficients des variables explicatifs sont égaux pour tous les individus.

pour le temps (nous allons utiliser l'année 1984 comme année de référence).

Notre modèle peut être présenté comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \gamma T + \delta Te + \epsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de société ayant fait recours aux crédits bancaires à court terme pour une communauté d'entreprise (i), à la date (t);

$\beta$  R : un vecteur des variables de risque acceptées;

$\gamma$  T : un vecteur de composantes d'effet taille; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) pour la communauté d'entreprises (i) et (0) ailleurs;

$\delta$  Te : un vecteur de composantes d'effet temps; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) à la date (t) et (0) ailleurs;

$\epsilon_{it}$  : un vecteur des termes d'erreur.

Pour clarifier davantage ce que nous cherchons à estimer, nous disons que théoriquement nous croyons que nos variables explicatives sont reliées aux changements observés dans l'emploi des crédits bancaires à court terme, bien que, cet effet soit aléatoire (*random effect*). En effet, en se basant sur les résultats empiriques des études québécoises traitant du sujet (entre autres, l'étude de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux, 1995), nous croyons qu'il est légitime de s'attendre à ce qu'il y est un effet taille et temps qui viennent affecter les coefficients de nos variables explicatives.

Nous sommes conduits donc à poser la question suivante : quel sera le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme non expliqué par nos variables de risque?

Autrement dit : est-ce que le modèle à effet fixe est valable ?

Pour vérifier notre hypothèse nous allons procéder en deux temps. Nous allons nous intéresser dans un premier temps aux disparités entre les catégories d'entreprises. Dans ce cas notre modèle peut s'exprimer comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \gamma T + \epsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de société ayant fait recours aux crédits bancaires à court terme pour une communauté d'entreprise (i), à la date (t);

$\beta$  R : un vecteur des variables de risque acceptées;

$\gamma$  T : un vecteur de composantes d'effet taille; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) pour la communauté d'entreprises (i) et (0) ailleurs;

$\epsilon_{it}$  : un vecteur des termes d'erreur.

Nous pouvons tester l'hypothèse que les constantes sont égales avec un test de Fisher.

Test 3  Validité d'un effet fixe dû à la taille

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$$

Le ratio de *Fisher* généralement utilisé pour ce test est :

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{R_u^2 - R_r^2 / (N-1)}{R_u^2 / [NT - N - K]}$$

Si on prend en considération que nos variables *dummy* sont en nombre de N-1 : une variable *dummy* pour chaque groupe d'entreprises sauf pour la classe d'entreprises formée par les plus grandes sociétés qu'on considère comme classe de référence.

Avec T : nombre d'observations dans le temps pour un groupe d'entreprises;

N : nombre de groupe d'entreprises;

K : nombre de variables explicatives;

$R_r^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle sans les variables *dummy* (*restricted model*);

$R_u^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle avec les variables *dummy* (*unrestricted model*).

Le cas où l'hypothèse  $H_0$  est acceptée signifie que notre hypothèse d'une différence d'effet dû à la taille est inappropriée. Nous pouvons assumer que tous les coefficients de régression de notre modèle sont égaux entre les entreprises.

Dans un deuxième temps nous allons vérifier l'hypothèse d'effets fixes dus à la taille et au temps. Dans ce cas notre modèle peut être exprimé comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \gamma T + \delta Te + \epsilon_{it}$$

#### Test 4 □ Validité d'effets fixes dus à la taille et au temps

Nous pouvons tester de la même manière l'hypothèse que les constantes sont égales.

Le ratio de Fisher utilisé pour ce test est :

$$F(N-1+T-1, NT-T-N-K+1) = \frac{R_u^2 - R_r^2}{R_r^2} \frac{N-1+T-1}{NT-T-N-K+1}$$

Si on prend en considération que nos variables *dummy* pour l'effet taille sont en nombre de (N-1) et que le nombre de composantes d'effet temps est égale à (T-1) variables *dummy*; nous obtenons un total de (N-1+T-1) variables *dummy*.

Avec T : nombre d'observations dans le temps pour un groupe d'entreprises;

N : nombre de groupe d'entreprises;

k : nombre de variables explicatives;

$R_r^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle sans les variables *dummy* (*restricted model*);

$R_u^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle avec les variables *dummy* (*unrestricted model*).

Dans le cas où F empirique est supérieur au F critique (dans la table), notre hypothèse  $H_0$  est rejetée. Sous un point de vue économétrique, un tel résultat peut être interprété comme une justification pour permettre aux coefficients de nos variables de risque ( $\beta$ ), de différer d'une catégorie d'entreprises à une autre ainsi que dans le temps. Un tel aboutissement pourrait

donc appuyer notre hypothèse de différence d'efficacité des marchés de crédits.

Dans un contexte financier, nous pouvons accepter l'idée qu'en raison de la différence dans l'ampleur des problèmes d'asymétrie d'information et de disponibilité des sources de financements alternatives, le risque de certaines entreprises pourrait être surévalué sans que ces dernières puissent y répondre.

Néanmoins, une deuxième approche peut être appréhendée pour modéliser une telle relation : une possibilité d'un modèle à effet aléatoire entre les entreprises et dans le temps (modèle à coefficient aléatoire). Dans ce cas notre modèle s'exprimerait comme suit :

$$Y_{it} = \beta + \alpha (\bar{\beta} + \nu_{it}) R + \nu_{it}$$

Il est primordial pour bien interpréter le rôle de la taille et du temps dans la détermination du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme, de savoir si on fait face à un effet fixe ou aléatoire. En effet, si nos données supportent un effet fixe, nos variables *dummy* peuvent être interprétées comme étant des constantes fixes qui capturent les différences entre les régions (ou encore les années).

Dans le cas où nos données supportent un effet aléatoire, cet effet sera perçu comme agissant à travers les coefficients de nos variables explicatives ( $\beta$ ). Ce coefficient peut être vu, donc, comme une variable aléatoire (variant entre les individus et dans le temps). Il peut s'écrire comme suit :

$$\beta_{it} = \bar{\beta} + \nu_{it}$$

Avec  $\bar{\mu}$  : une composante fixe;

$v_{it}$  : une composante aléatoire.

Ce qui nous amène à tester pour chacun des différents panels de données, la validité d'un effet fixe ou d'un effet aléatoire entre les individus et dans le temps.

Pour adopter le modèle le plus approprié à chacun des différents ensembles de données, nous allons recourir à une approche suggérée par les travaux de Hausman, 1978, (dans Terry E. Dielman, 1989, et William H. Green, 1997).

Test 5  Effets fixe ou aléatoire : test d'Hausman pour un effet aléatoire

$H_0$  : il n'existe pas de corrélation entre les variables de risque acceptées et les composantes d'erreur.

$H_1$  : il existe au moins un coefficient de nos variables de risque qui est corrélé à une composante d'erreur.

Le cas où l'hypothèse  $H_0$  acceptée, nous pouvons percevoir une non-corrélation des effets dus à la taille et au temps, aux coefficients de nos variables explicatives. Un tel aboutissement pourrait bien être expliqué par l'hétérogénéité des comportements des entreprises envers le comportement d'évaluation des risques par les banques. Le risque pourrait donc ne pas parvenir à expliquer de la même manière la fonction de demande des crédits bancaires à court terme des différentes catégories d'entreprises et dans le temps.



Tel qu'il est souligné par William H. Green (1997), certaines caractéristiques de la base de données peuvent nous permettre d'adopter un modèle plutôt qu'un autre. Suivant cette même approche, vu que nous allons recourir à trois différents panels de données (les tableaux des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise, la tranche d'actifs, la tranche de revenus bruts), nous pouvons nous attendre à ce que selon le groupe de données évolutives utilisé, l'une ou l'autre des deux hypothèses (effet fixe et effet aléatoire) soit rejetée.

### **Aboutissements :**

Que ce soit en adoptant un modèle à effet fixe ou à effet aléatoire (associé à la taille et/ou au temps), la relation entre le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme et les variables de risques n'est pas fixe. Ce qui permet d'expliquer, notamment, les résultats de l'étude de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux (1995). Le risque ne parvient pas à expliquer de la même manière la fonction de demande des crédits bancaires à court terme.

### 5.4.2 Recours à l'endettement bancaire et effet région

Pour identifier le lien entre le niveau de concurrence sur un marché géographique et l'emploi des crédits bancaires à court terme, nous allons adopter le modèle empirique suivant :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \gamma G + \delta Te + \epsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de sociétés présentant un compte emprunts bancaires dans la région administrative (i), à la date (t);

$\beta$  R : un vecteur des variables de risque;

$\gamma$  G : un vecteur de composantes d'effet région; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) pour la région administrative (i) et (0) ailleurs;

$\delta$  Te : un vecteur de composantes d'effet temps; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) à la date (t) et (0) ailleurs;

$\epsilon_{it}$  : un vecteur des termes d'erreur.

Pour ce modèle empirique nous allons avoir recours aux tableaux des statistiques du bilan des sociétés selon la région administrative. Compte tenu des changements survenus dans le nombre et la délimitation des régions administratives, notre base de données sera constituée des tableaux des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la région administrative de l'année 1990 jusqu'à l'année 1996. Seize régions administratives pour 7 années, un total de 112 observations

Nous allons inclure dans ce modèle les mêmes variables de risque que le modèle précédent, à savoir :

- $AvAct_{i(t-1)}$  : Avoir total des actionnaires pour une communauté d'entreprises (i), à la date (t-1) / Actif total pour cette même communauté d'entreprises (i), à la date (t-1);
- $Solv_{i(t-1)}$  :  $[\text{Actif à court terme total pour un groupe d'entreprises (i), à la date (t-1)} - \text{les emprunts bancaires pour ce même groupe d'entreprises (i), à la date (t-1)}] / [\text{Passif à court terme total pour la communauté d'entreprises (i), à la date (t-1)} - \text{les emprunts bancaires pour ce groupe d'entreprises (i), à la date (t-1)}]$ ;
- $DefAcc_{i(t-1)}$  : Nombre de sociétés présentant un compte déficits accumulés pour une communauté d'entreprises (i), à la date (t-1) / Nombre total de sociétés dans la classe d'entreprises (i), à la date (t-1);
- $MontMoy_{it}$  : Montant des emprunts bancaires octroyés par une classe d'entreprises (i), à la date (t) / Nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires pour la classe d'entreprises (i), à la date (t).

L'effet liant ces variables explicatives aux changements observés dans l'emploi des crédits bancaires à court terme, est aléatoire (*random effect*): Nous le percevons ainsi comme une répercussion à des imperfections des marchés de crédit : des contraintes à l'offre et/ou à la demande de crédit (voir entre autres, Cressy et Olofson; 1997).

Le même nous l'avons fait pour le modèle précédent, pour capturer l'effet régions et temps nous allons incorporer dans notre modèle des variables *dummy* : 6 variables *dummy* faisant partie de la composante effet temps (nous allons considérer l'année 1990, comme année de référence) et 15

variables *dummy* pour la composante effet régions (une pour chaque région sauf pour Montréal - la région administrative 06 – qu'on considère comme région de référence). Ainsi, lors de l'interprétation des résultats de l'étude nous pouvons dire que chaque région a des caractéristiques propres qui augmentent (ou diminuent) du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme, au-dessus (ou au-dessous) du niveau observé à la région administrative 06 (Montréal-Centre).

Pour vérifier notre hypothèse d'un effet régions, nous allons suivre la même démarche que celle exposée précédemment et associer aux modèles empiriques mettant en relation la variation du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme à des effets taille et temps (voir figure 8.11 : Design expérimental).

### 5.4.3 Concentration des marchés et volume d'emploi des crédits bancaires à court terme

Pour analyser en profondeur les causes du déséquilibre de marché du crédit, nous allons incorporer dans notre modèle initial la variable explicative suivante :

- $CaiBaNa_{it}$  : Nombre total de Caisses d'épargne et de crédit Desjardins, et de succursales de la Banque Nationale, à la région administrative (i) et à la date (t) / Nombre total de succursales des établissements de dépôt à la région administrative (i) et à la date (t).

Notre modèle peut s'écrire comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \gamma CaiBaNa_{it} + \epsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de sociétés présentant un compte emprunts bancaires dans une région administrative (i), à la date (t);

$\beta R$  : un vecteur des variables de risque.

Notre analyse portera sur la combinaison de deux sources de données:

- Les tableaux des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la région administrative (exposés dans la publication gouvernementale « Statistiques fiscales des sociétés au Québec : années d'imposition 1989-96 »);
- Listes des institutions de dépôt et le nombre d'établissements selon la région administrative (exposée dans la publication gouvernementale « L'activités des institutions de dépôt au Québec » pour les années 1989-96).

L'estimation de ce dernier modèle empirique permettra d'examiner les liens possibles entre le degré d'étroitesse du marché du crédit et le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme

Nous nous attendons à ce qu'un fort emploi des crédits bancaires à court terme dans une région administrative soit associé à une forte concentration du marché de crédit dans la région en question (une part de présence élevée des Caisses Desjardins et de la banque Nationale).

L'analyse et l'interprétation des résultats d'un traitement informatique des données (les logiciels SPSS -9.0- et SAS -1999- seront utilisés pour cette fin), pourront nous permettre de confirmer ou infirmer notre hypothèse de départ à propos du fait qu'au Canada, il peut y avoir une dissimilitude entre les marchés de crédit aux petites entreprises selon les régions.

## CHAPITRE 6 : RÉSULTATS DE RECHERCHE

L'objet du présent chapitre est de présenter l'ensemble des résultats de l'étude empirique que nous avons effectuée en nous basant sur nos quatre panels de données :

- Statistiques du bilan des sociétés selon la taille de l'entreprise;
- Statistiques du bilan des sociétés selon la tranche d'actifs;
- Statistiques du bilan des sociétés selon la tranche de revenus bruts;
- Statistiques du bilan des sociétés selon la région administrative.

### 6.1 Statistiques du bilan des sociétés selon la taille de l'entreprise

Nous allons commencer notre étude par l'estimation du modèle le plus simple : la qualité de l'estimation de notre modèle initial dans le cas des données des bilans regroupés selon la taille des entreprises. Notre base de données nous offre des statistiques du bilan des sociétés selon la taille de l'entreprises : trois catégories d'entreprise (petites, moyennes et grandes entreprises) pour treize années; un total de 39 observations.

La taille de l'entreprise est déterminée par la tranche d'actifs pour le secteur manufacturier et par la tranche de revenus pour les autres secteurs tel qu'il est présenté dans le tableau suivant :

**Tableau 6.12 : Panel de donnée selon la taille de l'entreprise, détermination de la taille de l'entreprise**

	Secteur manufacturier Tranche d'actifs	Autres secteurs d'activité Tranche de revenus
Petite	Moins de 3 000 000 \$	Moins de 2 000 000 \$
Moyenne	3 000 000 \$ à 12 000 000 \$	2 000 000 \$ à 20 000 000 \$
Grande	12 000 000 \$ et plus	20 000 000 \$ et plus

Notre modèle initial peut être exprimé comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \epsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de sociétés ayant fait recours aux crédits bancaires pour une catégorie d'entreprises (i), à la date (t);

$R$  : un vecteur de variables de risque.

Avant d'estimer notre modèle un problème reste posé, soit celui de l'éventuelle corrélation entre nos variables explicatives. Nous allons estimer la corrélation entre les variables de risque suivantes :

- $AvAct_{i(t-1)}$  : Avoir total des actionnaires pour une communauté d'entreprises (i), à la date (t-1) / Actif total pour cette même communauté d'entreprises (i), à la date (t-1);
- $Solv_{i(t-1)}$  : [Actif à court terme total pour un groupe d'entreprises (i), à la date (t-1) – les emprunts bancaires pour le groupe d'entreprises (i), à la date (t-1)] / [Passif à court terme total pour la classe d'entreprises (i), à la date (t-1) – les emprunts bancaires pour la classe d'entreprises (i), à la date (t-1)];
- $DefAcc_{i(t-1)}$  : Nombre de sociétés présentant un compte déficits accumulés pour une classe d'entreprises (i), à la date (t-1) / Nombre total de société dans cette classe d'entreprises (i), à la date (t-1);
- $MontMoy_{it}$  : Montant des emprunts bancaires octroyés par une classe d'entreprises (i), à la date (t) / Nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires pour la classe d'entreprises (i), à la date (t).



Les résultats de nos tests de corrélations sont présentés dans les tableaux suivants :

**Tableau 6.13 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données**

		Solv	MontMoy	Defacc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,566**	,441**	,148
	Sig. (2-tailed)	,	,000	,005	,369
	N	39	39	39	39
MontMoy	Pearson Correlation	-,566**	1,000	-,410**	,368*
	Sig. (2-tailed)	,000	,	,010	,021
	N	39	39	39	39
Defacc	Pearson Correlation	,441**	-,410**	1,000	-,105
	Sig. (2-tailed)	,005	,010	,	,523
	N	39	39	39	39
AvAct	Pearson Correlation	,148	,368*	-,105	1,000
	Sig. (2-tailed)	,369	,021	,523	,
	N	39	39	39	39

**Tableau 6.14 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour les petites entreprises**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,114	-,025	,109
	Sig. (2-tailed)	,	,711	,935	,723
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,114	1,000	-,505	,266
	Sig. (2-tailed)	,711	,	,078	,379
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,025	-,505	1,000	-,466
	Sig. (2-tailed)	,935	,078	,	,109
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,109	,266	-,466	1,000
	Sig. (2-tailed)	,723	,379	,109	,
	N	13	13	13	13

\* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

**Tableau 6.15 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour les moyennes entreprises**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AcAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,669*	-,809**	,477
	Sig. (2-tailed)	,	,012	,001	,099
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,669*	1,000	-,761**	,547
	Sig. (2-tailed)	,012	,	,003	,053
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,809**	-,761**	1,000	-,424
	Sig. (2-tailed)	,001	,003	,	,149
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,477	,547	-,424	1,000
	Sig. (2-tailed)	,099	,053	,149	,
	N	13	13	13	13

**Tableau 6.16 : Panel de données selon la taille de l'entreprise, corrélations entre les variables explicatives pour les grandes entreprises**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,132	-,770**	,841**
	Sig. (2-tailed)	,	,667	,002	,000
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,132	1,000	-,290	,250
	Sig. (2-tailed)	,667	,	,337	,410
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,770**	-,290	1,000	-,897**
	Sig. (2-tailed)	,002	,337	,	,000
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,841**	,250	-,897**	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,410	,000	,
	N	13	13	13	13

\* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Nous remarquons que la variable (Solv) est fortement corrélée avec la variable (DefAcc) dans le cas des moyennes entreprises (-0,809), et avec la variable (AvAct) dans le cas des grandes entreprises (0,841). Pour ne pas biaiser nos estimations, nous allons éliminer cette variable (Solv) pour ce panel de données. Notre modèle initial, pour ce panel de données, se présente comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 MontMoy_{it} + \beta_3 DefAcc_{i(t-1)} + \epsilon_{it}$$

À présent nous allons estimer ce modèle. Les résultats de ce premier test sont présentés dans le tableau d'analyse de la variance suivant :

**Tableau 6.17 : Tests de signification du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires

Source	Type III Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	,384 <sup>a</sup>	3	,128	23,503	,000
Intercept	3,282E-02	1	3,282E-02	6,026	,019
AvaAct	7,551E-02	1	7,551E-02	13,865	,001
MontMoy	,134	1	,134	24,677	,000
DefAcc	,320	1	,320	58,681	,000
Error	,191	35	5,446E-03		
Total	3,831	39			
Corrected Total	,575	38			

a R Squared = ,668 (Adjusted R Squared = ,640)

Il apparaît des résultats de ce test que l'ensemble de nos variables explicatives a une influence sur le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme. Ce qui nous amène à prendre en considération les estimations des coefficients des variables explicatives présentés dans le tableau 6.18.

**Tableau 6.18 : Estimations des paramètres du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise**

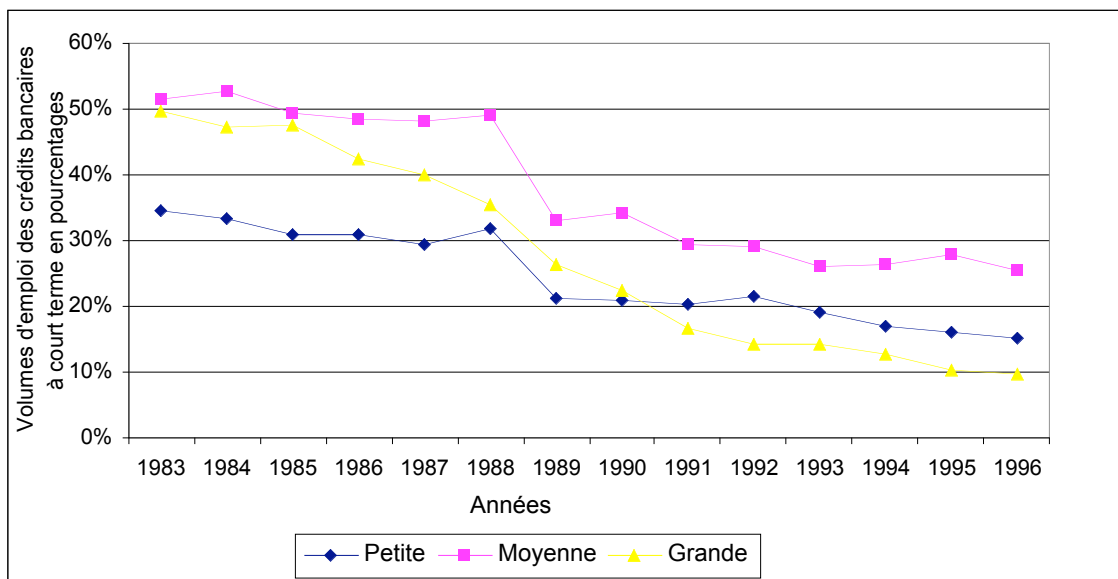
Dependent Variable : Volume des emprunts bancaires

Parameter	B	Std. Error	T	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	,230	,094	2,455	,019	3,979E-02	,420
AvAct	,939	,252	3,724	,001	,427	1,452
MontMoy	-1,781E-05	,000	-4,968	,000	-2,508E-05	-1,053E-05
DefAcc	-1,070	,140	-7,660	,000	-1,354	-,787

Toutefois, suite à l'examen de l'évolution dans le temps du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la catégorie des entreprises (voir figure 6.11 à la page suivante), il paraît évident qu'il y a une différence dans l'emploi des crédits bancaires à court terme entre les différentes catégories d'entreprise et dans le temps.

En effet, on remarque une différence dans le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme entre les trois catégories d'entreprise et qui n'est pas la

même dans le temps, nous croyons percevoir des effets temps et taille (autres que ceux reliés à nos variables de risque) qui viennent influencer notre variable expliquée.



Le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme a été calculé en divisant le nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires à court terme pour chacune des catégories d'entreprises, par le nombre total d'entreprises faisant partie de cette même catégorie.

**Figure 6.11: Évolution du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise (1983-96)**

Comparé aux niveaux observés dans les deux autres catégories, le pourcentage de sociétés présentant un compte crédit bancaire à court terme de la catégorie des moyennes entreprises, est le plus élevé tout au long de la période de notre étude. Néanmoins on remarque qu'il y a une différence dans l'évolution dans le temps du volume d'emploi de ce produit bancaire entre petites et moyennes entreprises d'un côté et les grandes entreprises d'un autre côté.

En effet, tout comme dans le cas des moyennes entreprises, le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme des petites et des grandes entreprises tend à la baisse. Cependant, la pente de la courbe représentant

l'évolution de l'emploi de ce produit bancaire est plus élevée pour les grandes entreprises que pour les moyennes entreprises ainsi que pour les plus petites. Ce qui semble aboutir dans les dernières années, à une tendance des plus grandes firmes à utiliser ce produit bancaire dans des proportions moins élevées que les plus petites entreprises.

L'ensemble des différentes constatations précédentes, nous conduisent à la conclusion que notre modèle pourrait omettre d'autres importantes variables explicatives liées à la taille et au temps (non observables dans notre base de données), et nous amènent à nous intéresser à nos modèles incorporant les variables *dummy*.

Nous allons nous intéresser dans un premier temps aux disparités entre les trois catégories d'entreprises. Notre deuxième modèle peut s'exprimer comme suit :

$$Y = \alpha + \beta R + \gamma T + \epsilon$$

Avec Y : Le pourcentage de sociétés ayant fait recours aux crédits bancaires;

$\beta$  R : un vecteur des risques<sup>21</sup>;

$\gamma$  T : un vecteur de composantes d'effet taille (deux variables *dummy* : une pour la catégorie des petites entreprises et une autre pour la catégorie des moyennes entreprises; nous avons pris la catégorie des grandes entreprises comme classe de référence).

---

<sup>21</sup> Nous avons inséré dans ce modèle les variables (AvAct<sub>it-1</sub>), (DefAcc<sub>it-1</sub>) et (MontMoy<sub>it</sub>).

Nous pouvons tester l'hypothèse que les constantes sont égales avec un test de Fisher.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N$$

Le ratio de *Fisher* généralement utilisé pour ce test est<sup>22</sup> :

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{R_u^2 - R_r^2}{R_r^2} \frac{N-1}{[NT-N-K]}$$

Dans notre cas, nous obtenons la formule suivante :

$$F(3-1, 39-3-3) = \frac{(0,8430 - 0,6683)(3-1)}{(1 - 0,8430)[39-3-3]}$$

$$\square F(2, 33) = 18,36$$

□ F empirique est supérieur au F critique (dans la table), donc nous rejetons l'hypothèse  $H_0$ . L'hypothèse que l'effet taille est le même, est rejetée à un degré de signification de 1%.

Les résultats intermédiaires de ce test avec le logiciel d'économétrie SAS -1999-, sont présentés à l'annexe 10 (tableau 2).

---

<sup>22</sup> Si on prend en considération que nos variables *dummy* sont en nombre de N-1; Avec T : nombre d'observations dans le temps pour un groupe d'entreprises, N : nombre de groupes d'entreprises, k : nombre de variables explicatives,  $R_r^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle sans les variables *dummy* (*restricted model*) et  $R_u^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle avec les variables *dummy* (*unrestricted model*);

Ce qui nous conduit à examiner la possibilité d'observations simultanées d'effets temps et taille qui peuvent influencer le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme. ce modèle peut être exprimé comme suit<sup>23</sup> :

$$Y = \alpha + \beta R + \gamma T + \delta Te + \epsilon$$

Nous pouvons tester de la même manière l'hypothèse que les constantes sont égales.

Le ratio de *Fisher* utilisé pour ce test est<sup>24</sup> :

$$F(N-1+T-1, NT-T-N-K+1) = \frac{R_u^2 - R_r^2}{1 - R_u^2} \frac{N-1+T-1}{NT-T-N-K+1}$$

Pour ce double effet taille et temps, nous obtenons la formule suivante :

$$F(14, 21) = \frac{(0,969 - 0,668)(3 + 13)}{(1 - 0,969)[39 - 13 - 3 + 1]}$$

$$\square F(14, 21) = 14,77$$

- F empirique est supérieur au F critique (dans la table), Notre hypothèse  $H_0$  est rejetée ( $\leq 0,0001$ ). Il est inapproprié d'assumer que tous nos coefficients de régression sont égaux entre les entreprises et dans le temps.

Se référer à l'annexe 10 (tableau 3) pour les résultats intermédiaires de ce test avec le logiciel SAS –1999-.

<sup>23</sup> Avec Y: le pourcentage de société ayant fait recours aux crédits bancaires; R: un vecteur des variables de risque; T : un vecteur de composantes d'effet taille(des variables *dummy*); Te : un vecteur de composantes d'effet temps (des variables *dummy*).

<sup>24</sup> Si on prend en considération que nos variables *dummy* sont en nombre de (N-1+T-1); la catégorie d'entreprises formée par les plus grandes sociétés et l'année 1984 sont considérées respectivement classe et année de référence. Avec N : Nombre de groupes d'entreprises, T : nombre d'observations dans le temps pour un groupe d'entreprises, k : nombre de variables explicatives,  $R_r^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle sans les variables *dummy* (*restricted model*) et  $R_u^2$  : le coefficient de détermination pour le modèle avec les variables *dummy* (*unrestricted model*).

Sous un point de vue économétrique, ces résultats peuvent être interprétés comme une justification pour permettre aux coefficients de nos variables de risque ( $\beta$ ), de différer d'une catégorie d'entreprises à une autre ainsi que dans le temps. Cet aboutissement vient appuyer notre hypothèse de différence d'efficience des marchés de crédits. Dans un contexte financier, nous pouvons accepter l'idée qu'en raison de différence dans l'ampleur des problèmes d'asymétrie d'information et de disponibilité des sources de financements alternatives, le risque de certaines entreprises pourrait être surévaluées sans que ces dernières puissent y répondre.

Néanmoins, une deuxième approche peut être retenue pour modéliser une telle relation : une possibilité d'un modèle à effet aléatoire entre les entreprises et dans le temps (modèle à coefficient aléatoire). Dans ce cas, notre modèle peut se présenter comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + (\bar{\beta}_1 + \beta_{it}) AvAct_{i(t-1)} + (\bar{\beta}_2 + \beta_{it}) MontMoy_{it} + (\bar{\beta}_3 + \beta_{it}) DefAcc_{i(t-1)} + \beta_{it}$$

Où  $\bar{\beta}_1$ ,  $\bar{\beta}_2$  et  $\bar{\beta}_3$  : sont des composantes fixes;

$\beta_{it}$  : est une composante aléatoire d'espérance nulle. Cette composante permet à nos coefficients de différer entre les entreprises et dans le temps.

En combinant les termes d'erreur en une seule composante, notre modèle peut se réécrire comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \bar{\beta}_1 AvAct_{i(t-1)} + \bar{\beta}_2 MontMoy_{it} + \bar{\beta}_3 DefAcc_{i(t-1)} + \beta_{it}$$

Où  $\beta_{it}$  : est le nouveau terme d'erreur.



Pour adopter le modèle le plus approprié à notre panel de données (Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise de l'année 1983-96), nous allons recourir à une approche suggérée par les travaux de Hausman, 1978, (dans Terry E. Dielman, 1989 et William H. Green, 1997).

Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 6.19 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise**

H <sub>0</sub> : il n'existe pas de corrélation entre nos variables de risque et les composantes d'erreur			
Test d'Hausman pour un effet aléatoire	D.L.	Valeur de (m)	Pr > m
Cas d'effet catégorie d'entreprises (actifs et revenus)	3	2,27	0,5175
Cas d'effet simultané catégorie d'entreprises et temps	1	0,15	0,7024

Les aboutissements de ce test, pour ce panel de données, supportent un effet aléatoire entre les entreprises et dans le temps.

Ce résultat n'est pas surprenant, vu la méthodologie utilisée pour déterminer la taille de l'entreprise (la tranche d'actifs pour le secteur manufacturier et la tranche de revenus pour les autres secteurs). Des évidences en faveur d'un modèle à effet fixe dû à la taille sont présentes, mais non tout à fait convaincantes : une non-corrélation entre nos variables de risque et l'effet dû à la taille, pourrait être envisagée dans le cas des entreprises regroupées selon la tranche d'actifs.

Tenant compte de notre hypothèse de départ et la nature de la ventilation des données du bilan de nos entreprises, nous croyons qu'il est approprié pour ce panel de données, d'adopter le modèle à effet aléatoire. Les résultats du

tableau d'analyse de la variance pour ce modèle sont exposés dans le tableau suivant :

**Tableau 6.20 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effets aléatoires pour l'ensemble du panel de données selon la taille de l'entreprise**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires			
	B	t	Pr >  t
<b>Parameter</b>			
Intercept	0,745704	5,88	< 0,0001
MontMoy	5,969E-06	1,21	0,2354
AvAct	-0.01907	-0.12	0.9020
DefAcc	-2,16926	-7,73	< 0,0001
R <sup>2</sup>	0.6592		
N	39		

Ces résultats montrent qu'il y a une claire et significative différence dans l'emploi des crédits bancaires à court terme selon la catégorie d'entreprises. Cette différence ne peut être seulement expliquée par la variation de la qualité de risque entre ces trois catégories d'entreprises. L'examen du signe du coefficient de régression de la seule variable explicative pour ce modèle : à savoir le pourcentage de sociétés présentant un compte déficits accumulés dans une catégorie d'entreprise (DefAcc), dénote une relation de signe négative entre le risque et le volume des crédits bancaires à court terme octroyés. Nous justifions la variation des coefficients de régression associés à cette variable explicative, autour de la moyenne ( $\bar{\beta} = -2.169$ ), par l'hétérogénéité des comportements des entreprises face aux comportements d'évaluation de leurs risques par les banques.

Compte tenu des changements institutionnels qu'a connus le système bancaire et financier canadien au cours de la période de notre étude, cet effet semble varier aussi dans le temps.

L'ensemble des résultats des tests reliés aux statistiques du bilan des sociétés selon la taille de l'entreprise, avec le logiciel SAS-1999-, sont présentés à l'annexe 10 (tableaux 1, 2, 3, 4 et 5).

Il est intéressant à présent de réaffirmer ces observations d'effets taille et temps avec un nombre de groupes d'entreprises plus grand. Ce qui est possible avec l'examen des données reliées aux statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche d'actifs et de revenus bruts.

## 6.2 Statistiques du bilan des sociétés selon la tranche d'actifs

Notre base de donnée (les statistiques fiscales des sociétés années d'imposition 1983–96) décrit, entre autres, l'évolution des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche d'actif (dix tranches d'actifs), ce qui nous offre la possibilité d'étudier la différence entre un nombre plus important de groupes d'entreprises.

Les niveaux des tranches d'actifs sont les suivants:

Tranche d'actifs	Limite inférieure (en milliers de dollars)	Limite supérieure (en milliers de dollars)
T1		Moins de 100 \$;
T2	100 \$	à 199 \$;
T3	200 \$	à 499 \$;
T4	500 \$	à 999 \$;
T5	1 000 \$	à 4 999 \$;
T6	5 000 \$	à 14 999 \$;
T7	15 000 \$	à 24 999 \$;
T8	25 000 \$	à 49 999 \$;
T9	50 000 \$	à 199 999 \$;
T10	200 000 \$ et plus.	

Notre modèle initial se présente comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta R + \epsilon_{it}$$

Avec  $Y_{it}$  : Le pourcentage de sociétés présentant un compte emprunts bancaires pour une classe d'entreprises (i) à la date (t);

$R$  : un vecteur des variables de risque.

Pareillement au panel de données précédant, la signification globale de l'estimation du modèle empirique initial sera envisagée avant celles du modèle incorporant les variables *dummy*.

## 6.2.1 Modèle empirique

Les mesures des coefficients de corrélation entre nos variables explicatives pour l'ensemble du panel de données, sont produits dans le tableau suivant :

**Tableau 6.21 : Panel de données selon la tranche d'actifs, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données**

	MontMoy	Solv	AvAct	DefAcc
MonMoy Pearson Correlation	1,000	-,474**	,216*	-,220*
Sig. (2-tailed)	,	,000	,014	,012
N	130	130	130	130
Solv Pearson Correlation	-,474**	1,000	,596**	-,550**
Sig. (2-tailed)	,000	,	,000	,000
N	130	130	130	130
AvAct Pearson Correlation	,216*	,596**	1,000	-,802**
Sig. (2-tailed)	,014	,000	,	,000
N	130	130	130	130
DefAcc Pearson Correlation	-,220*	-,550**	-,802**	1,000
Sig. (2-tailed)	,012	,000	,000	,
N	130	130	130	130

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Suite à l'examen de la corrélation entre nos variables explicative pour chacune des régressions selon la tranche d'actifs (voir annexe 11), nous croyons convenable d'éliminer les deux variables (AvAct) et (Solv). Nos variables explicatives pour ce modèle seront les suivantes :

- $DefAcc_{i(t-1)}$  : Nombre de sociétés présentant un déficit accumulé pour une classe d'entreprises (i), à la date (t-1) / Nombre total de sociétés dans la classe (i), à la date (t-1);
- $MontMoy_{i(t)}$  : Montant des emprunts bancaires pour une classe (i), à la date (t) / Nombre de sociétés présentant un compte emprunts bancaires pour une classe (i), à la date (t).

Notre modèle empirique initial se présente comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{DefAcc}_{i(t-1)} + \beta_2 \text{MontMoy}_{it} + \epsilon_{it}$$

Les résultats d'estimation de ce modèle sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 6.22 : Tests de signification du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la tranche d'actifs**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	1,138 <sup>a</sup>	2	,569	69,349	,000
Intercept	4,477	1	4,477	545,787	,000
MontMoy	,288	1	,288	35,055	,000
DefAcc	1,035	1	1,035	126,229	,000
Error	1,042	127	8,203E-03		
Total	11,832	130			
Corrected Total	2,179	129			

a R Squared = ,522 (Adjusted R Squared = ,514)

Comme pour notre premier panel de données, il paraît que l'ensemble de nos variables explicatives a une influence sur notre variable expliquée. Toutefois, nos variables de risque n'arrivent pas à expliquer toute la variation du volume des crédits bancaires à court terme employé. De ce fait, nous allons nous interroger sur la possibilité d'observations d'effets taille pouvant influencer notre variable expliquée.

Nous allons procéder de la même manière que dans le cas précédent.

Ainsi pour l'effet taille on aura l'équation suivante :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{DefAcc}_{i(t-1)} + \beta_2 \text{MontMoy}_{it} + \gamma T + \epsilon_{it}$$

Avec  $\gamma T$  : un vecteur de composantes d'effet taille; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) pour le groupe d'entreprises (i) et (0) ailleurs. Nous allons considérer la catégorie d'entreprises dont la tranche d'actifs est supérieure à 200 millions de dollars (T10), comme catégorie de référence;

$\epsilon_{it}$  : un vecteur des termes d'erreur.

Nous pouvons tester la nullité des différences d'effets dus à la taille. Soit le test d'hypothèse suivant :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N$$

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_N$$

Dans ce cas, nous obtenons la formule suivante :

$$F(10-1, 130-10-2) = \frac{(0,746 - 0,522)(10-1)}{(1-0,746)[130-10-2]}$$

$$\square F(9, 118) = 11,56$$

- Notre hypothèse  $H_0$  est rejetée; Sur cette base nous acceptons l'hypothèse que la différence d'effet taille n'est pas la même.

Les résultats intermédiaires de ce test sont présentés à l'annexe 12 (tableau 2).

Les aboutissements de ce test nous conduisent à examiner la possibilité d'observations simultanées d'effets temps et taille qui peuvent influencer le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme. ce modèle peut être exprimé comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{DefAcc}_{i(t-1)} + \beta_2 \text{MontMoy}_{it} + \gamma_1 T + \gamma_2 Te + \epsilon_{it}$$

Avec  $\gamma$  T : un vecteur de composantes d'effet taille. Nous allons considérer la catégorie d'entreprises dont la tranche d'actifs est supérieure à 200 millions de dollars (T10), comme catégorie de référence;

$\Gamma$  Te : un vecteur de composantes d'effets temps; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) à la date (t) et (0) ailleurs.

L'année 1984 est observée comme année de référence;

$\varepsilon_{it}$  : un vecteur des termes d'erreur.

Le test de Fisher pour une nullité des différences des effets fixes dus à la taille et au temps aboutit au résultat suivant :

$$F(13-1+10-1, 130-13-10-2+1) = \frac{(0,918-0,522)(13+10)}{(1-0,918)[130+13+10+1]}$$

$F(21, 106) = 24,42$

Notre hypothèse  $H_0$  est rejetée. Par conséquent, notre hypothèse d'une différence d'effet reliée au temps peut être acceptée.

Voir annexe 12 (tableau 3) pour les résultats intermédiaires de ce test.

Tout comme dans le cas précédent, nous allons nous interroger sur la possibilité d'un effet aléatoire entre les entreprises et dans le temps (voir tableau 6.23).

**Tableau 6.23 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la tranche d'actifs**

$H_0$  : il n'existe pas de corrélation entre nos variables de risque et les composantes d'erreur

Test d'Hausman pour un effet aléatoire	D.L.	Valeur de (m)	Pr > m
Cas d'effet taille (selon la tranche d'actifs)	2	22,81	< 0,0001
Cas d'effet simultané taille et temps	2	3,18	0,2037



Bien que l'hypothèse de non-corrélation entre les effets individuels dus à la taille (la tranche d'actifs), soit repoussée; une fois encore, cette hypothèse n'est pas rejetée pour notre modèle voulant mesurer la différence d'effet entre les individus et dans le temps.

Sachant qu'il y a un effet aléatoire dans le temps, nous ne sommes pas certains que la différence d'effet entre les catégories d'entreprises (selon la tranche d'actifs), pourrait être vue à travers la variation d'un paramètre de notre fonction de régression.

D'ailleurs, un seul coefficient est significatif dans le cas d'un modèle à effet fixe entre les entreprises, soit celui des très petite entreprises (T1), alors qu'aucun coefficient relié à l'effet taille (selon la tranche d'actifs) n'est significatif dans le cas d'un modèle à effets fixes entre les entreprises et dans le temps.

Se référer à l'annexe 12 (tableaux 2 et 3) pour l'ensemble des résultats intermédiaires des différents tests précédents.

Cet aboutissement nous conduit à accepter l'hypothèse d'effets aléatoires dus à la taille et au temps. Donc, nous adoptons l'idée d'hétérogénéité des comportements des entreprises envers le comportement d'évaluation des risques des banques.

## 6.2.2 Hétérogénéité des comportements des entreprises selon la taille de leurs actifs

Notre hypothèse d'effet aléatoire acceptée, nous sommes d'avis qu'une différence de taille dans l'environnement externe et interne aux entreprises, selon la taille de leurs actifs, expliquant leurs fonctions de demande de crédits bancaires à court terme.

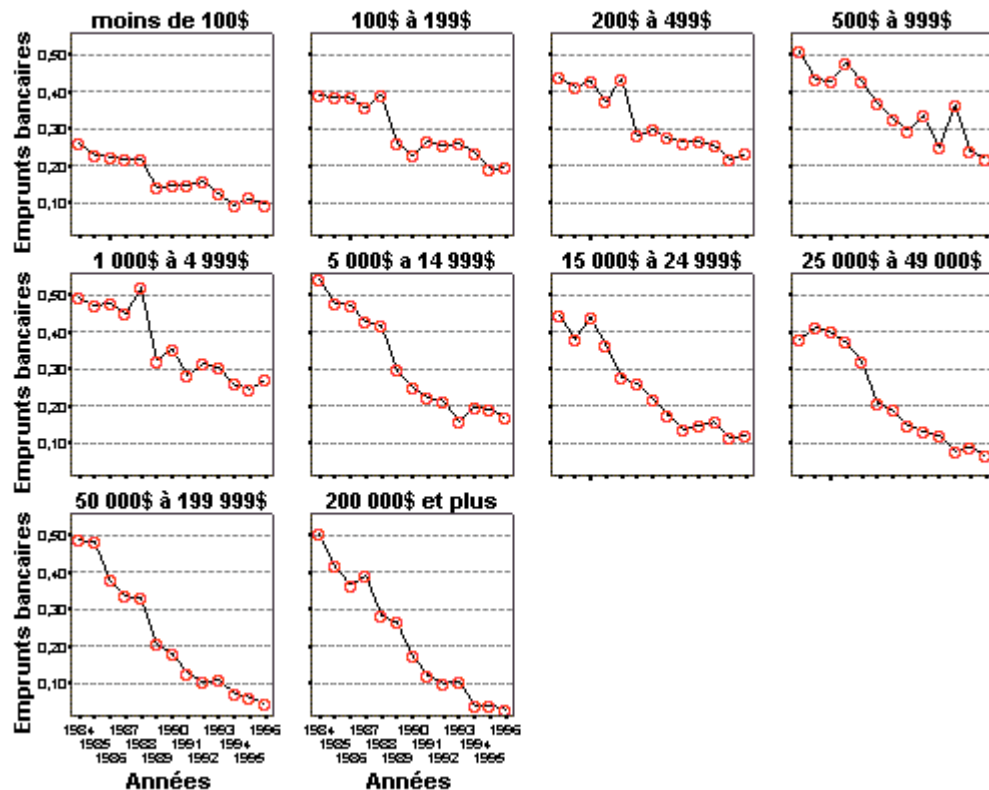


Figure 6.12: Évolution du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille d'actifs<sup>25</sup> des entreprises (1984-96)

<sup>25</sup> Tranche d'actifs en milliers de dollars.

Ceci dit, nous percevons une non-corrélation des effets dus à la taille (selon l'actif) et au temps, aux coefficients de nos variables explicatives. Le risque ne parvient pas à expliquer de la même manière la fonction de demande des crédits bancaires à court terme des différentes catégories d'entreprises et dans le temps (voir figure 6.12).

Malgré que, pour toutes les différentes catégories d'entreprises, il y ait une tendance à la baisse du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme, les pentes décrivant ces évolutions diffèrent d'une catégorie à une autre. Il semble donc que l'élasticité de la demande pour ce type de produit bancaire, n'est pas la même selon la taille de l'actif des entreprises et selon la période considérée. En adoptant un modèle à coefficients aléatoires, nous voulons tenir compte de l'hétérogénéité des comportements des entreprises selon la taille de leurs actifs face à l'évaluation du risque faite par les banques.

Par ailleurs, en se basant sur la littérature financière, nous croyons qu'il y a de bonnes raisons pour que le comportement des entrepreneurs ne soit pas homogène. Nous nous plaçons ici dans notre cadre de différence de degrés d'efficience des marchés. Laurent Baumel et Patrick Sevestre, (2000) font savoir que dans un marché de concurrence imparfaite, chaque banque (i) est confrontée à une courbe de demande de crédits caractérisée par l'élasticité  $\eta_i$ , qu'ils présentent comme suit (Laurent Baumel et Patrick Sevestre, 2000, p 206) :

$$\eta_i = \eta / [\eta_i (1 + \eta_i)]$$

$$\text{Où } \eta_i = \alpha_1 \eta_i + \alpha_2 \eta_i^2 + \alpha_3 \eta_i^3$$

Avec  $\alpha_i$  : est la part de marché de la banque (i) dans la distribution de nouveaux crédits;

$\beta$  : un paramètre représentatif de l'élasticité de la demande globale.

Ces deux auteurs expliquent que :

« La relation inverse entre l'élasticité  $\beta_i$  et la part de marché peut se justifier en considérant que l'effet de report vers les établissements concurrents de la demande de crédit adressée à une banque, consécutivement à une augmentation relative de son taux, est d'autant plus importante que la banque est petite (dispose d'un réseau d'agences plus réduit et/ou peu étendu géographiquement). »

Nous croyons que de telles justifications, peuvent être observées sur le marché de crédit bancaire québécois. Ainsi, tel qu'il est expliqué par Laurent Baumel et Patrick Sevestre, (2000) :

« Le paramètre  $\beta_i$  est, a priori, susceptible de recevoir plusieurs interprétations : il peut rendre compte des effets sur la demande adressée à une banque de la nature de sa clientèle (PME ou grande entreprises, etc.), ou de la manière dont cette clientèle réagit au comportement d'évaluation des risques par la banque (Desquilbet et Pollin, 1995); effets qui l'un et l'autre peuvent dépendre de la taille de la banque. »

Suivant cette même approche, nous croyons qu'une estimation alternative de notre fonction de demande de crédits bancaires à court terme pourrait envisager, en plus de la qualité de risque du projet entrepris, les degrés de concentration des marchés de crédits auxquels a accès une catégorie d'entreprises.

De la sorte, la tendance des plus grandes firmes à utiliser moins de crédits bancaires à court terme comparée aux entreprises de plus petites taille, pourrait être expliquée par l'accès à un marché de capital plus élargi et donc

plus complétifs. Plusieurs facteurs peuvent être associés à une plus grande concurrence sur les marchés des crédits à court terme aux grandes entreprises, dont les différentes réformes réglementaires, les changements technologiques et la mondialisation.

Pour subvenir à leurs besoins de financements à court terme, les grandes entreprises pourraient se détourner des banques et autres institutions prêteuses et s'adresser directement aux marchés de capitaux pour obtenir du financement à moindre coût. Toutefois, réaffirmant l'idée de Robert Hauswald et Robert Marquez (2000), de spécialisation des intermédiaires financiers dans le cœur de leurs marchés, et d'après la figure 6.12, cette tendance semble moins atteindre les entreprises de petites dimensions (tranche d'actifs entre 100 milles dollars et inférieur à 5 millions de dollars). Il apparaît, donc, qu'il y ait une tendance des entreprises à risques non-observables (relativement plus difficiles à évaluer), à recourir plus que les entreprises à moindres problèmes d'asymétrie d'information, aux crédits bancaires à court terme. Ces dernières constatations viennent appuyer notre hypothèse qu'au Québec des marchés de crédit aux petites entreprises présenteraient des poches d'inefficience.

Dans un contexte économétrique, l'adoption d'un modèle à coefficients aléatoires pourrait être interprétée comme une justification pour percevoir l'effet taille (selon la tranche d'actifs) et temps, agissant à travers les coefficients de nos variables explicatives.

Notre modèle empirique peut, donc, être présenter comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + (\bar{\beta}_1 + \beta_{it}) \text{DefAcc}_{i(t-1)} + (\bar{\beta}_2 + \beta_{it}) \text{MontMoy}_{it} + \epsilon_{it}$$

Où  $\bar{\beta}_1$  et  $\bar{\beta}_2$  : sont des composantes fixes;

$\beta_{it}$  : est une composante aléatoire d'espérance nulle. Cette composante permet à nos coefficients de différer entre les entreprises et dans le temps.

En combinant les termes d'erreur en une seule composante, notre modèle peut se réécrire comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \bar{\beta}_1 \text{DefAcc}_{i(t-1)} + \bar{\beta}_2 \text{MontMoy}_{it} + \epsilon_{it}$$

Où  $\epsilon_{it}$  : est le nouveau terme d'erreur.

Les résultats de l'estimation de ce modèle sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 6.24 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effets aléatoires pour l'ensemble du panel de données selon la tranche d'actifs**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires			
	B	t	Pr >  t
<b>Parameter</b>			
Intercept	0,448153	14,07	< 0,0001
MontMoy	-2,43E-06	-3,32	0,0012
DefAcc	-0,72206	-7,00	< 0,0001
R <sup>2</sup>	0.3054		
N	130		

Il apparaît de ces résultats que le rôle du pourcentage de sociétés présentant un compte déficits accumulés est très important dans l'emploi des crédits bancaires à court terme. On constate aussi qu'il y a une corrélation de signe négative entre la qualité en termes de risque des projets entrepris (MontMoy) et le volume d'emprunts bancaires employés.

Toutefois le coefficient de détermination de notre modèle est assez faible (0.3054). Il semble donc que nos variables de risque ne peuvent qu'expliquer partiellement la différence de recours des entreprises selon la taille de leurs actifs aux crédits bancaires à court terme. Nous observons aussi une différence dans la relation entre le risque et le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme selon la taille de l'entreprise.

Nous présentons l'ensemble des résultats du traitement informatique de ce panel de données avec le logiciel SAS-1999-, dans l'annexe 12 (tableaux 4 et 5).

Partant de la constatation que la taille a une moindre valeur prédictive de l'endettement des entreprises québécoises que la rentabilité, exposée dans les résultats de l'étude de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux (1995), il serait pertinent d'appliquer notre modèle initial au cas des entreprises regroupées selon la tranche de revenus bruts.

### 6.3 Statistiques du bilan des sociétés selon la tranche de revenus bruts

Ce troisième panel de données décrit l'évolution des statistiques du bilan des sociétés non financières selon la tranche de revenus bruts (10 tranches de revenus) et dans le temps (13 années), donc un total de 130 observations. Les niveaux des tranches de revenus bruts sont les suivants :

Tranche de revenus	Limite inférieure (en milliers de dollars)	Limite supérieure (en milliers de dollars)
T1		Moins de 100 \$;
T2	100 \$	à 199 \$;
T3	200 \$	à 499 \$;
T4	500 \$	à 999 \$;
T5	1 000 \$	à 4 999 \$;
T6	5 000 \$	à 14 999 \$;
T7	15 000 \$	à 24 999 \$;
T8	25 000 \$	à 49 999 \$;
T9	50 000 \$	à 199 999 \$;
T10	200 000 \$ et plus.	

Nous présentons dans ce qui suit l'ensemble des résultats reliés à cette base de données.

#### 6.3.1 Modèle empirique

A la différence des deux cas précédents, après observation des résultats des différents tests de corrélation entre nos variables explicatives, nous allons conserver toutes nos variables de risque (voir tableau 9.28 à la page suivante).

D'ailleurs, suite à l'examen des différents tests de corrélation pour chacune des régressions selon la tranche de revenu, nous pouvons dire que globalement, le niveau de corrélation entre nos variables explicatives est acceptable (voir annexe 13).



**Tableau 6.25: Panel de données selon la tranche de revenus bruts, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,392**	,113	,134
	Sig. (2-tailed)	,	,000	,200	,130
	N	130	130	130	130
MontMoy	Pearson Correlation	-,392**	1,000	-,265**	,126
	Sig. (2-tailed)	,000	,	,002	,153
	N	130	130	130	130
DefAcc	Pearson Correlation	,113	-,265**	1,000	-,043
	Sig. (2-tailed)	,200	,002	,	,625
	N	130	130	130	130
AvAct	Pearson Correlation	,134	,126	-,043	1,000
	Sig. (2-tailed)	,130	,153	,625	,
	N	130	130	130	130

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Le modèle initial se présente donc comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \epsilon_{it}$$

Comme pour les deux cas précédents, nous allons à présent examiner la signification globale de notre modèle de régression incorporant seulement nos variables de risque. Le tableau 6.26 présente les résultats de ce test.

**Tableau 6.26: Tests de signification du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	1,293 <sup>a</sup>	4	,323	38,898	,000
Intercept	,132	1	,132	15,898	,000
AvAct	3,898E-02	1	3,898E-02	4,690	,032
Solv	5,001E-02	1	5,001E-02	6,016	,016
MontMoy	,203	1	,203	24,482	,000
DefAcc	1,093	1	1,093	131,525	,000
Error	1,039	125	8,312E-03		
Total	12,948	130			
Corrected Total	2,332	129			

a R Squared = ,555 (Adjusted R Squared = ,540)

Vu les résultats de ce test nous pouvons dire que notre modèle est globalement explicatif. Nous allons tester maintenant, l'hypothèse de nullité de la différence des effets dus à la taille (reliés aux revenus). Dans ce cas notre modèle peut se réécrire comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i T + \epsilon_{it}$$

Avec  $\gamma_i$  T : un vecteur de composantes d'effets taille (reliés aux revenus bruts); des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) pour la tranche de revenus bruts (i) et (0) ailleurs. Nous avons pris le groupe d'entreprises dont la tranche de revenus est supérieure ou égale à 200 millions de dollars (T10), comme classe de référence.

Le test de Fisher pour une nullité des différences des effets fixes, dans le cas d'effet revenus aboutit au résultat suivant :

$$F(9,116) = 14,83$$

$\square$  L'hypothèse que l'effet revenus est le même, est rejetée.

Se reporter à l'annexe 14 (tableau 2) pour les résultats intermédiaires de ce test.

Les résultats précédents nous conduisent à examiner la possibilité d'observations simultanées d'effets temps et revenus qui peuvent influencer le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme. Dans ce cas notre modèle peut être formulé comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i T + \delta_i Te + \epsilon_{it}$$

Avec  $\gamma_i$  T : un vecteur de composantes d'effets taille (reliés aux revenus bruts); la classe d'entreprises (T10), est considérée comme classe de référence.

□  $T_e$  : un vecteur de composantes d'effets temps; des variables *dummy* qui prennent la valeur (1) à la date (t) et (0) ailleurs.

L'année 1984 est considérée comme année de référence.

Le test de Fisher pour une nullité des différences des effets fixes, dans le cas d'effet revenus et temps, couronne le résultat suivant :

$$F(21, 104) = 28,61$$

□ Notre hypothèse  $H_0$  est rejetée. Nous pouvons dire qu'il y a une différence d'effet dû au temps, exercée sur l'emploi des crédits bancaires à court terme.

Les résultats intermédiaires de ce test sont exposés à l'annexe 14 (tableau 3).

Nous allons nous interroger, à présent, sur la possibilité d'un effet aléatoire entre les entreprises et dans le temps (voir tableau 6.27).

**Tableau 6.27 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts**

H <sub>0</sub> : il n'existe pas de corrélation entre nos variables de risque et les composantes d'erreur			
Test d'Hausman pour un effet aléatoire	D.L.	Valeur de (m)	Pr > m
Cas d'effet revenu	2	131,76	< 0,0001
Cas d'effet simultané revenu et temps	2	10,77	0,0046

L'hypothèse d'une non-corrélation des effets taille (selon la tranche de revenus) et temps avec les autres coefficients de régression doit être rejetée. Nos données du bilan selon la tranche de revenus bruts supportent donc un effet fixe entre les entreprises et dans le temps.

Il faut dire que ce résultat n'est pas inattendu, puisqu'à l'encontre des effets dus à la taille des actifs, nous croyons qu'il n'y a aucune justification pour

traiter l'effet individuel dû aux revenus, comme étant non-corrélé aux autres coefficients de régression (tel qu'il est supposé dans le modèle à effet aléatoire). Cet aboutissement s'inscrit dans la même logique expliquant le comportement des entreprises québécoises, révélée dans les résultats de l'étude de Jean-Marc Suret et Laurence Arnoux (1995).

Dans leur étude sur la capitalisation des entreprises québécoises, ces auteurs avertissaient que : « la rentabilité a donc une bien meilleure valeur prédictive de l'endettement que la taille ». Ils énonçaient, entre autres, que :

« Dans le cas des PME, où le réinvestissement des bénéfices constitue souvent la seule source possible d'augmentation des fonds propres, il s'établit une relation directe entre les bénéfices et l'endettement. »

Dans le même ordre d'idée, David Caldwell, Gary Sawchuk et Jack Wilson (1994), expliquent que :

« Eisner, 1978 suggère qu'en l'absence de relations depuis longtemps établis avec les institutions financières, qui sont caractéristiques des grandes entreprises, le financement des petites entreprises peut dépendre surtout de l'autofinancement et de capitaux extérieurs qui nécessitent une preuve de rentabilité actuelle. »

Ainsi conformément à notre hypothèse de différence de degrés d'efficience des marchés de crédits et suivant ces explications, tout comme la fonction d'offre des crédits bancaires à court terme, la fonction de demande des petites entreprises, pour ce produit bancaire, est particulièrement sensible à toute variation des revenus de la firme en question.

Ces constatations nous conduisent à donner de l'importance dans notre étude aux résultats des tableaux d'analyse de la variance du modèle incorporant les variables *dummy* temps et revenu, présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 6.28: Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effet fixe pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires

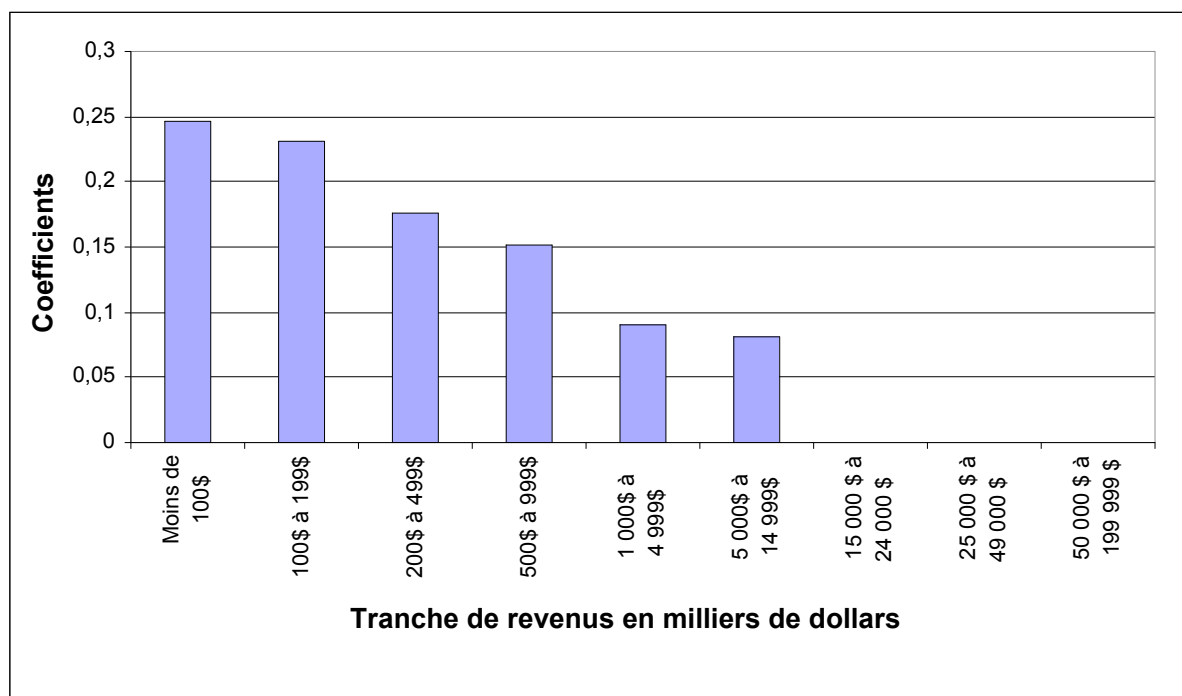
Parameter	B	Std. Error	T	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	,616	,058	10,626	,000	,501	,731
AvAct	-,163	,053	-3,087	,003	-,267	-5,823E-02
Solv	1,561E-02	,022	,700	,486	-2,863E-02	5,985E-02
MontMoy	-1,039E-06	,000	-1,118	,266	-2,883E-06	8,049E-07
DefAcc	-1,256	,170	-7,397	,000	-1,593	-,919
<b>Firm dummies</b>						
T1	,246	,071	3,444	,001	,104	,388
T2	,231	,056	4,143	,000	,120	,341
T3	,176	,046	3,784	,000	8,372E-02	,268
T4	,152	,042	3,632	,000	6,894E-02	,235
T5	9,043E-02	,039	2,329	,022	1,343E-02	,167
T6	8,049E-02	,038	2,095	,039	4,292E-03	,157
T7	4,938E-02	,038	1,304	,195	-2,570E-02	,124
T8	3,079E-02	,037	,829	,409	-4,282E-02	,104
T9	9,746E-03	,032	,302	,763	-5,429E-02	7,378E-02
<b>Time dummies</b>						
1996	-,205	,021	-9,568	,000	-,247	-,162
95	-,193	,022	-8,878	,000	-,236	-,150
94	-,160	,023	-6,868	,000	-,206	-,114
93	-,155	,022	-7,165	,000	-,197	-,112
92	-,157	,022	-7,313	,000	-,200	-,115
91	-,194	,019	-10,156	,000	-,232	-,156
90	-,175	,018	-9,592	,000	-,211	-,138
89	-,173	,018	-9,718	,000	-,208	-,138
88	-7,547E-02	,017	-4,363	,000	-,110	-4,117E-02
87	-6,351E-02	,018	-3,580	,001	-9,868E-02	-2,833E-02
86	-4,908E-02	,017	-2,825	,006	-8,353E-02	-1,463E-02
85	-1,962E-02	,018	-1,119	,266	-5,436E-02	1,513E-02
R <sup>2</sup>	0.934					
N	130					

Pour ce panel de données, l'hypothèse que les deux variables (AvAct) et (DefAcc) ont pu influencer le volume des crédits bancaires octroyés n'est pas rejetée. Cependant, ces effets sont aléatoires. Les coefficients de régression de ces deux variables de risque sont affectés par des effets fixe dus au temps et à la taille (selon la tranche de revenus).

### 6.3.2 Effets fixes taille (selon la tranche de revenus) et temps

Il apparaît des résultats de l'estimation de notre modèle à effets fixes revenus et temps, qu'il y a un nombre considérable de coefficients significatifs

reliés à nos variables *dummy* taille et temps. Les effets fixes revenus se présentent ranger suivant un ordre d'importance qui décroît avec la taille de l'entreprise (voir figure 6.13).

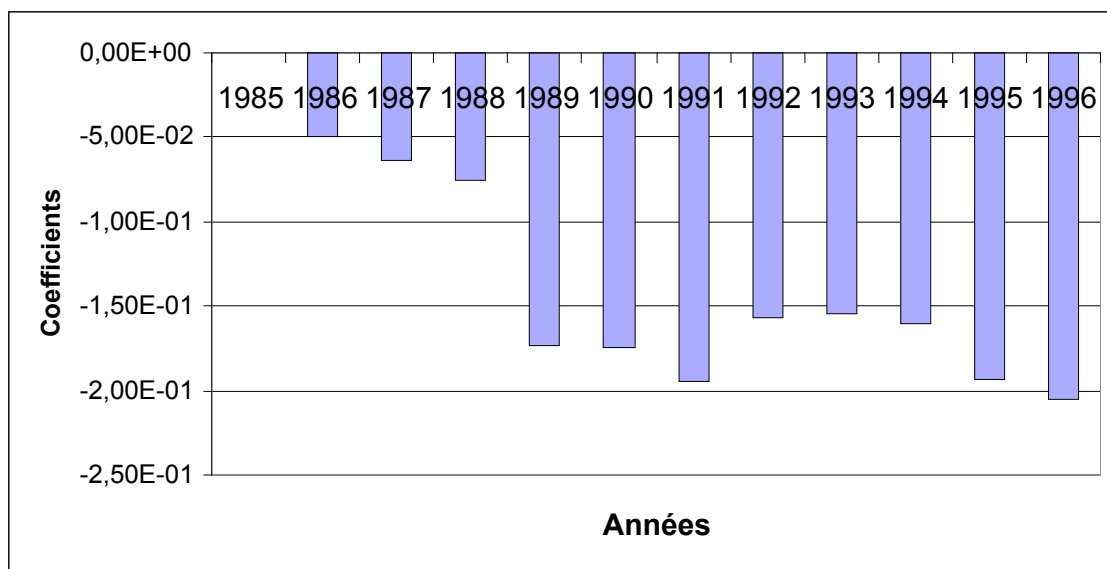


**Figure 6.13: Effets fixes dus à la taille (selon la tranche de revenus)**

Ces observations nous engagent à admettre qu'il y a d'importants facteurs liés à la taille des entreprises et en particulier pour les très petites entreprises qui, si on considère tous les autres facteurs comme fixe, augmenteraient constamment la moyenne du volume d'emploi des crédits bancaires pour les entreprises de petite taille. Ces effets ne sont pas significatifs dans le cas des grandes entreprises (15 millions de dollars et plus).

À l'encontre du cas de l'effet dû à la taille de l'entreprise, la tendance générale de l'effet dû au temps semble diminuer du volume d'emploi des crédits

bancaires à court terme. Dès l'année 1986, il y a des effets négatifs et significatifs qui reste jusqu'à la dernière année de notre étude (l'année 1996).



**Figure 6.14: Effets dus au temps pour l'ensemble du panel de données selon la tranche de revenus bruts**

Quoique, comparés aux effets dus aux différences dans les revenus bruts, les effets fixe dus aux temps tiennent des valeurs assez faibles. Ces effets prennent beaucoup plus de l'importance dans les années 1990.

Plusieurs facteurs peuvent être la cause des variations dans l'ampleur de ces effets, dont la récession économique du début des années 1990 ainsi que les changements institutionnels qu'à connu le système bancaire et financier au cours de la période de notre étude.

Les réformes réglementaires de l'année 1992 visant le secteur financier<sup>26</sup>, notamment, peuvent avoir pavé la voie à des marchés plus

<sup>26</sup> L'abolition en l'année 1992 de la plupart des restrictions quant à la propriété applicables aux piliers du secteur des services financiers (les banques, les sociétés de fiducie et les sociétés d'assurance) ainsi que l'élargissement des pouvoirs commerciaux de certaines institutions. Les restrictions en matière de propriété visant le quatrième pilier, les courtiers en valeurs mobilières, ont été abolies en 1986.

concurrentiels et plus efficaces. Ces facteurs peuvent très bien expliquer la baisse de la demande des crédits bancaires à court terme, comparée à l'année 1984.

Nous exposons les résultats des différents précédents tests avec le logiciel SAS -1999-, à l'annexe 14.

Nous tournons notre attention dans ce qui suit à l'analyse de nos données évolutives dans le cas des régions administratives.



## 6.4 Statistiques du bilan des sociétés selon la région administrative

Compte tenu des changements survenus dans le nombre et la délimitation des régions administratives, nous sommes contraints à réduire notre échantillon aux seules observations enregistrées après l'année 1989. Notre base de données sera constituée donc, des données du bilan des sociétés non financières selon la région administratives de l'année 1990 jusqu'à l'année 1996. Seize régions administratives pour 7 années, un total de 112 observations.

### 6.4.1 Modèle empirique

L'examen des résultats des tests de corrélation, nous permet d'incorporer l'ensemble de nos variables explicatives (voir tableau 6.29).

**Tableau 6.29: Panel de données selon la région administrative, corrélations entre les variables explicatives pour l'ensemble du panel de données**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,087	-,307**	,240*
	Sig. (2-tailed)	,	,360	,001	,011
	N	112	112	112	112
MontMoy	Pearson Correlation	-,087	1,000	-,026	-,173
	Sig. (2-tailed)	,360	,	,784	,068
	N	112	112	112	112
DefAcc	Pearson Correlation	-,307**	-,026	1,000	-,166
	Sig. (2-tailed)	,001	,784	,	,080
	N	112	112	112	112
AvaAct	Pearson Correlation	,240*	-,173	-,166	1,000
	Sig. (2-tailed)	,011	,068	,080	,
	N	112	112	112	112

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Notre modèle initial se présente comme suit:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \beta_{it}$$

Comme dans les cas précédents, avant d'insérer les variables *dummy* dans notre modèle, nous allons nous interroger sur la signification globale du modèle de régression incorporant seulement nos variables de risque.

**Tableau 6.30 : Tests de signification et paramètres estimés du modèle initial pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires						
	B	Std. Error	T	Sig.	95% Confidence Interval	
Parameter					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	,386	,046	8,330	,000	,294	,478
AvAct	,115	,053	2,171	,032	1,003E-02	,221
Solv	-1,858E-02	,010	-1,784	,077	-3,924E-02	2,071E-03
MontMoy	-6,388E-04	,000	-6,649	,000	-8,293E-04	-4,484E-04
DefAcc	-,289	,094	-3,061	,003	-,475	-,102
R <sup>2</sup>	0.3734					
N	112					

Il paraît évident de ces résultats que nos variables de risque, ne parviennent pas à expliquer toute la variation, dans la province tout entière, du volume des crédits bancaires à court terme employés; ils peuvent seulement expliquer une proportion non tout à fait substantielle ( $R^2 = 0,373$ ). Ce qui est cohérent avec nos hypothèses et justifie d'avantage l'emploi des variables *dummy*.

Afin d'identifier et d'isoler les effets régions et temps susceptibles de venir affecter l'influence de nos variables explicatives sur le volume de crédit bancaire à court terme employé, nous allons recourir dans un premier temps au modèle suivant :

$$Y = \alpha + \beta R + \gamma G + \delta$$

Avec Y : Le pourcentage de sociétés ayant fait recours aux crédits bancaires;

$\beta$  R : un vecteur des risques;

□  $G$  : un vecteur de composantes d'effet région (des variables *dummy* : une pour chaque région sauf pour Montréal - la région administrative 06 – qu'on considère comme région de référence).

Nous allons procéder de la même manière que dans les cas précédents.

Ainsi pour l'effet région on a le test d'hypothèse suivant :

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$$

Dans ce cas, nous obtenons la formule suivante :

$$F(16-1, 112-16-4) = \frac{(0,647 \square 0,373)(16 \square 1)}{(1 \square 0,647)[112 \square 16 \square 4]}$$

□  $F(15, 92) = 4,77$  significative à un degré ( $< 0,0001$ ).

□ L'hypothèse que l'effet régions est le même, est rejetée.

Voir l'annexe 15 (tableau 2) pour les résultats intermédiaires de ce test.

Ces résultats nous conduisent à examiner la possibilité d'observations simultanées d'effets régions et temps qui peuvent influencer le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme. ce modèle peut être exprimé comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \beta_5 G + \beta_6 Te + \beta_{it}$$

Dans ce cas, nous obtenons la formule suivante :

$$F(7-1+16-1, 112-7-16-4+1) = \frac{(0,736 \square 0,373)(7 \square 1+16 \square 1)}{(1 \square 0,736)[112 \square 7 \square 16 \square 4+1]}$$

□  $F(21, 86) = 5,63$

- Notre hypothèse  $H_0$  est rejetée. Il est inapproprié d'assumer que tous les coefficients de régression sont égaux (entre les régions et dans le temps).

Les résultats intermédiaires de ce test sont présentés à l'annexe 15 (tableau 3).

Suivant la même approche adoptée pour les panels de données précédents, nous allons tester l'hypothèse d'un effet aléatoire des régions et du temps. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 6.31 : Tests d'Hausman pour un effet fixe ou aléatoire pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative**

$H_0$ : il n'existe pas de corrélation entre nos variables de risque et les composantes d'erreur			
<b>Test d'Hausman pour un effet aléatoire</b>	<b>D.L.</b>	<b>Valeur de (m)</b>	<b>Pr &gt; m</b>
Cas d'effet région	4	14,51	0,0058
Cas d'effets simultanés régions et temps	4	13,95	0,0075

Les résultats pour ce panel de données rejettent l'hypothèse d'un effet aléatoire. Notre hypothèse d'effets fixes des régions et du temps est réaffirmée. Ce qui nous conduit à donner davantage d'importance dans notre étude aux résultats des tableaux d'analyse de la variance du modèle incorporant les variables *dummy* régions et temps (voir tableau 6.32 à la page suivante).

**Tableau 6.32 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle à effets fixes pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires

Parameter	B	Std. Error	t	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	,215	,049	4,371	,000	,117	,313
AvAct	,110	,045	2,469	,016	2,144E-02	,198
Solv	-5,362E-03	,010	-,557	,579	-2,449E-02	1,376E-02
MontMoy	-3,312E-04	,000	-3,389	,001	-5,254E-04	-1,369E-04
DefAcc	-6,799E-02	,079	-,863	,391	-,225	8,870E-02
<b>Regional dummies</b>						
Bas St-Laurent (01)	,121	,031	3,892	,000	5,942E-02	,184
Saguenay Lac St-Jean (02)	,139	,031	4,424	,000	7,649E-02	,201
Québec (03)	7,142E-02	,029	2,457	,016	1,365E-02	,129
Mauricie et Bois-Franc (04)	,112	,031	3,614	,001	5,056E-02	,174
Estrie (05)	,111	,031	3,574	,001	4,910E-02	,172
Outaouais (07)	4,895E-02	,030	1,608	,111	-1,156E-02	,109
Abitibi-Témiscamingue (08)	,126	,031	4,125	,000	6,536E-02	,187
Côte Nord (09)	2,690E-02	,029	,913	,364	-3,170E-02	8,550E-02
Nord du Québec (10)	6,596E-02	,031	2,136	,035	4,581E-03	,127
Gaspésie et Iles de la Madeleine (11)	,192	,032	5,990	,000	,128	,255
Chaudières-Appalaches (12)	,150	,031	4,890	,000	8,920E-02	,211
Laval (13)	1,071E-02	,029	,366	,716	-4,754E-02	6,896E-02
Lanaudière (14)	6,086E-02	,031	1,974	,052	-4,437E-04	,122
Laurentides (15)	6,240E-02	,031	2,015	,047	8,401E-04	,124
Montréal (16)	5,971E-02	,030	1,989	,050	1,726E-05	,119
<b>Time dummies</b>						
1996	-7,403E-02	,019	-3,897	,000	-,112	-3,627E-02
95	-6,024E-02	,019	-3,173	,002	-9,799E-02	-2,250E-02
94	-5,605E-02	,019	-3,029	,003	-9,283E-02	-1,927E-02
93	-4,976E-02	,018	-2,709	,008	-8,627E-02	-1,325E-02
92	-2,041E-03	,018	-,111	,912	-3,855E-02	3,447E-02
91	-2,396E-02	,019	-1,281	,204	-6,112E-02	1,321E-02
R <sup>2</sup>	0.736					
N	112					

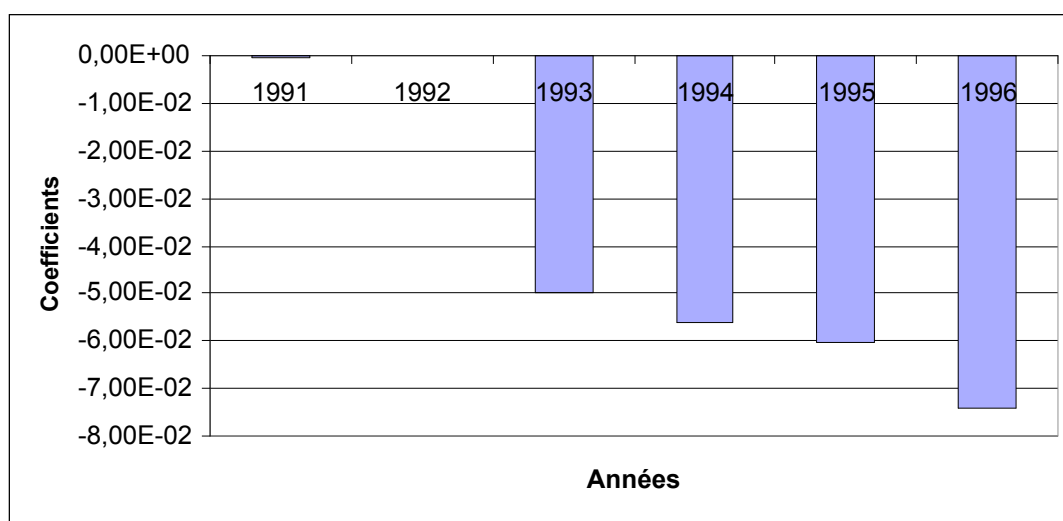
Les estimations de notre modèle à effet fixe régions et temps montrent que deux variables de risque sont significatives : la variable (AvAct) et la variable (MontMoy). L'interprétation de ces estimations dans un cadre de différence de degrés d'efficacité des marchés conduit à des conclusions tout à fait intéressantes.

Tout d'abord, le signe négatif du coefficient de régression de la variable (MontMoy), confirme nos suggestions d'une moindre disponibilité des sources de financement alternatives pour les projets à risque élevé. En plus, l'effet

aléatoire relié à cette variable explicative, nous permet de percevoir une différence dans le niveau de concentration du marché pour des entreprises de même risque selon la région administrative et selon la période considérée.

#### 6.4.2 Ampleur des effets temps et régions

Pour mieux examiner l'importance de l'effet temps sur l'emploi des crédits bancaire à court terme, nous avons eu recours à la figure suivante :

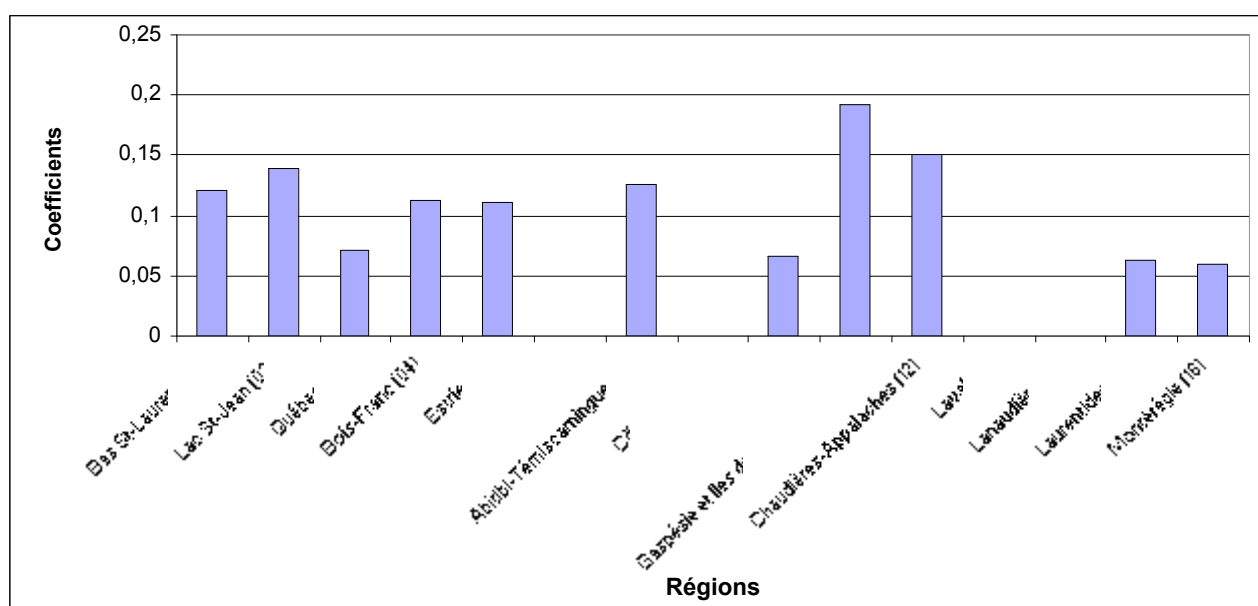


**Figure 6.15: Effets dus au temps pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative**

Comme dans le cas de notre précédent panel de données, on peut observer de la figure 6.15 qu'il y a de considérables variations significatives du volume d'emploi des crédits bancaires à court terme dus aux temps. Pour les deux premières années de notre étude (1991 et 1992), il n'y a pas d'effets discernables dus aux temps.

Nous tournons notre attention dans ce qui suit vers la modélisation de la variation du volume des crédits bancaires à court terme employés selon les régions. Il est important de noter ici que nous avons identifié une claire et

significative différence dans l'emploi et l'importance des crédits bancaires à court terme selon les régions administrative (voir figure 6.16). Cette différence ne peut pas être expliquées seulement par les changements dans la qualité du risque d'une région à une autre.



**Figure 6.16: Effets régions**

Nous pouvons observer de la figure 6.16 qu'il y a une importante variation significative dans le volume d'emploi des emprunts bancaires à court terme dans les régions (01), (02), (03), (04), (05), (08), (10), (11), (12), (15) et (16). Ce qui nous permet de dire que ces régions présenteraient certaines caractéristiques qui viennent affecter les coefficients de nos variables de risques.

L'effet fixe, rangé selon l'ordre d'importance sur l'emploi des crédits bancaire à court terme, se présente comme suit : Gaspésie et Îles de la Madeleine (11), Chaudière Appalaches (12), Lac St-Jean (02), Abitibi-

Témiscaminque (08), Bas St-Laurent (01), Bois-Franc (04), Estrie (05), Québec (03), Nord du Québec (10), Laurentides (15) et Montérégie (16).

Ces observations impliquent qu'il y a d'importants facteurs régionaux inhérents à la Gaspésie et aux Iles de la Madeleine (11) en particulier, qui, si on considère tous les autres facteurs comme fixes, augmenteraient constamment la moyenne du volume d'emploi des crédits bancaires dans cette région administrative. Ces effets fixes régionaux sont considérablement moins importants par exemple dans la Montérégie (16). Par contre, dans les régions administratives d'Outaouais (07), Cote Nord (09), Laval (13) et Lanaudière (14), il n'y a aucun effet régional discernable. Nous présentons les résultats complets de ces tests, avec le logiciel d'économétrie SAS-1999-, à l'annexe 15.

Les précédentes constatations nous suggèrent que la fonction de demande des crédits bancaires à court terme est, vraisemblablement, influencée par la région administrative dans laquelle l'entreprise est établie.

Il est intéressant de savoir que dans le groupe de régions présentant les coefficients les plus importants, la majorité des régions administratives présenteraient les niveaux de concentration les plus élevés : des taux de présence des Caisses Desjardins et de la Banque Nationale les plus importants (voir annexe 16).

Afin d'examiner ce lien possible entre le degré d'étroitesse du marché de crédit et le volume d'emploi des crédits bancaires à court terme, nous avons incorporé dans notre premier modèle, le taux de présence des caisses et de la banque nationale. Notre modèle peut se réécrire comme suit:



$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \beta_5 CaiBaNa_{it} + \epsilon_{it}$$

Nous avons inclus la variable (CaiBaNa) pour voir si une forte concentration du marché de crédit peut être associée à un fort emploi des crédits bancaires à court terme par les sociétés dans une région administrative. Nous présentons les résultats des tests de signification de ce modèle empirique dans le tableau 6.33.

**Tableau 6.33 : Tests de signification du modèle incorporant le degré de concentration des marchés pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires

Source	Type III Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	,401	5	8,025E-02	19,343	,000
Intercept	1,796E-02	1	1,796E-02	4,330	,040
AvAct	2,184E-02	1	2,184E-02	5,263	,024
Solv	8,188E-03	1	8,188E-03	1,974	,163
MontMoy	9,029E-02	1	9,029E-02	21,763	,000
DefAcc	1,956E-02	1	1,956E-02	4,715	,032
CaiBaNa	8,719E-02	1	8,719E-02	21,017	,000
Error	,440	106	4,149E-03		
Total	7,001	112			
Corrected Total	,841	111			

a R Squared = ,477 (Adjusted R Squared = ,452)

Il apparaît des résultats de ces tests que notre deuxième modèle est globalement plus explicatif que notre premier modèle. D'ailleurs le test de Fisher nous amène à conclure que l'ajout de cette variable explicative améliore significativement la qualité de l'estimation par rapport à notre premier modèle. ce qui nous amène à prendre en considération les estimations des coefficients de nos variables explicatives présentés dans le tableau 6.34.

**Tableau 6.34 : Paramètres estimés dans le cas d'un modèle incorporant le degré de concentration des marchés pour l'ensemble du panel de données selon la région administrative**

Dependent Variable: Volume des emprunts bancaires						
Parameter	B	Std. Error	t	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	,142	,068	2,081	,040	6,703E-03	,277
AvAct	,112	,049	2,294	,024	1,519E-02	,208
Solv	-1,352E-02	,010	-1,405	,163	-3,261E-02	5,562E-03
MontMoy	-4,528E-04	,000	-4,665	,000	-6,452E-04	-2,604E-04
DefAcc	-,193	,089	-2,171	,032	-,370	-1,681E-02
CaiBaNa	,259	,056	4,584	,000	,147	,370

Comme nous l'attendions, il y a une corrélation positive entre le niveau de concentration des marchés et le niveau d'emploi des emprunts bancaires à court terme.

Nos résultats rejoignent ceux de Asli Demirguç-Kunt et Vojislav Maksimovic (1999). Ces auteurs ont examiné l'échéance des dettes octroyées par les entreprises dans 30 pays différents (dont le Canada) et ils ont trouvé, entre autres, que dans les pays dont le marché bancaire est large, les petites entreprises ont moins de crédit à court terme.

Barclay et Smith (1995) ont, de leur côté, examiné la structure temporelle du capital des entreprises américaines. Ils ont trouvé qu'il y a de forts supports pour l'hypothèse qu'une entreprise avec d'importants problèmes d'asymétrie d'information, s'endette plus à court terme.

Nos différentes estimations conduisent à la conclusion que la différence dans la part de présence des Caisses Desjardins et de la Banque Nationale selon les régions, affecte le choix de financement des entreprises. Il semble, donc, que bénéficiant d'une bonne implantation locale dans un nombre important de régions, ces deux institutions financières en général et les caisses Desjardins en particulier, ont les moyens d'influencer les termes des contrats de

crédits offerts aux petites entreprises. En d'autres termes, les marchés de crédit locaux n'apparaissent pas assez concurrentiel : les caisses Desjardins peuvent fixer un prix significativement supérieur à celui du marché, sans que les petites entreprises (à risque non-observable) puissent y répondre.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

Notre hypothèse de différence de degrés d'efficacité des marchés acceptée, en se basant sur la littérature financière et nos résultats de recherche, nous allons tenter de schématiser la relation entre le risque et le rendement attendu dans le cas du marché de crédits aux PME au Québec. Dans le but de simplifier notre modèle, nous avons supposé l'existence de seulement trois marchés de crédits aux entreprises (local, régional et national ou encore international). Plusieurs approches peuvent être utilisées pour modéliser une telle relation. Comme nous sommes confrontés à une différence de degré d'efficacité des marchés, nous allons recourir au GCAPM ou encore le MEDAF généralisé.

Ce modèle tel que nous l'avons exposé auparavant intègre plusieurs des contraintes à l'application du MEDAF « classique », entre autres, un marché financier segmenté où il existe des coûts de transaction pour passer d'un segment à un autre. Le modèle s'écrit comme suit :

$$E(R_{jk}) = R_f + \beta_{jk}(E(R_{mk}) - R_f)$$

Avec  $E(R_{jk})$  : espérance de rentabilité de l'actif j sur le segment de marché k;

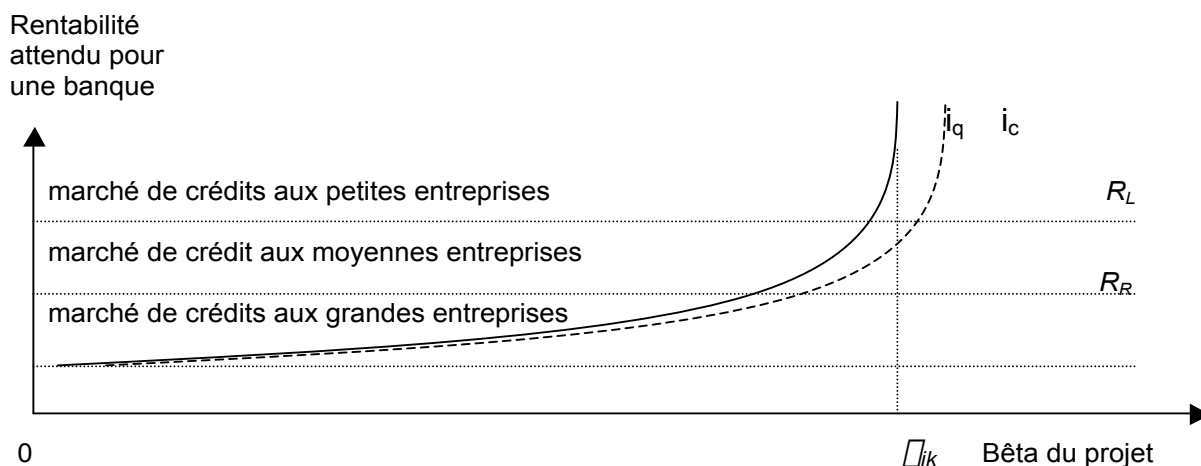
$R_f$  : taux sans risque;

$\beta_{jk}$  : risque systématique de l'actif j sur le segment de marché k;

$E(R_{mk})$  : espérance de rentabilité anticipée pour le segment de marché k;

$(E(R_{mk}) - R_f)$  : prime unitaire de risque sur le segment de marché k.

Ainsi, la prime de risque liée à la petite entreprise est égale au produit d'une prime unitaire du risque pour le segment de marché composé de petite entreprise et d'une mesure du risque systématique de l'actif  $j$  sur ce même segment de marché.



**Figure 7.17 : Risque et rendement attendu pour une banque dans le cas d'un marché oligopolistique**

Pour estimer le taux de rentabilité exigé d'un investissement, il est nécessaire de déterminer le Bêta du projet ( $\beta_{jk}$ ). La tâche sera plus facile pour une banque, s'il y a un assez volume d'informations publiques, fiables, produites par l'entreprise. Elle sera également plus aisée si le projet est de même nature que ceux financés par l'institution financière et pour lesquelles des Bêtas sont déjà disponibles.

En supposant que plus la taille de l'entreprise augmente, plus le risque qui est associés à ces activités est faible. Autrement dit, le bêta du projet d'investissement pour lequel le crédit est demandé est faible et mesurable. Nous sommes en présence d'un marché de crédit segmenté selon la taille des emprunteurs : un marché de crédit aux grandes entreprises très concurrentiel et efficient, un marché de crédit aux moyennes entreprises moins concurrentiel et

donc moins efficient, et un marché de crédit aux petites entreprises présentant des poches d'inefficience.

Ainsi, nous adhérons à la même thèse que celle présentées dans les travaux de Maria Psillaki (1995), que :

« Les PME se financent plutôt par les banques locales ou régionales (Dietsch, 1993; Martin, 1995), tandis que les grandes entreprises se financent par des établissements bancaires d'envergure nationale ou internationale. »

Comme tout investisseur n'aime pas être exposé à des risques, à moins d'être rémunéré en conséquence, les taux d'intérêt sont plus marqués pour les PME que pour les grandes entreprises. Ainsi, pour les petites entreprises, la courbe d'intérêt devient plus raide, indiquant que les investisseurs tiennent compte de l'effet d'aléa moral (hasard moral) et des problèmes de la sélection adverse et sont, en conséquence, amenés à envisager un rationnement des crédits offerts.

Toutefois, comme le coût d'information étant sensible au mode de relation banque-entreprise adoptée et à l'expertise de la banque dans la collecte et le traitement de l'information (Robert Hauswald et Robert Marquez, 2000), pouvant, donc, être influencés par le niveau de compétition dans le marché, une institution financière qui bénéficie d'une bonne implantation locale, telle que le Mouvement Desjardins, pourrait exploiter cette rente informationnelle en appliquant des taux d'intérêt plus élevés. Ce qui expliquerait les taux d'intérêt différents pour des entreprises de même taille.

Par ailleurs, George W. Haynes (1996) avertissait que :

*« The lender in non-competitive market may appear to be more risk averse. This apparent risk aversion is manifest by the lender*

*requiring borrowers to either limit their credit risk and/or pay higher loan prices. »*

Les précédentes constatations nous amènent à envisager qu'une augmentation de la compétition et donc de la qualité et de la quantité d'information qui en résulte, tend à réduire les bases du rationnement du crédit.

Les arguments développés précédemment rejoignent la thèse de Laurent Baumel et Patrick Sevestre (2000), que sur un marché de crédit oligopolistique, l'élasticité de la demande du crédit est, aussi, une fonction inverse de l'anticipation formée par la banque sur la réaction des autres banques à une modification de son offre de crédit. Plus la concurrence à laquelle la banque est soumise est faible, plus la demande est inélastique. Autrement dit, la demande est relativement insensible aux prix.

Ainsi, dans le cas des petites entreprises, dû faute de sources de financement alternatives, la demande pour les crédits bancaires est très inélastique. Une institution financière pourrait augmenter le prix des crédits offerts sans souffrir d'une baisse de la demande. Toutefois, les taux d'intérêts assumés par les entreprises québécoises ( $i_j$ ) est d'autant plus proche de ceux du marché canadien ( $i_c$ ), que l'entreprise est de grande taille. Ceci reflète la réduction du pouvoir de marché du Mouvement Desjardins, dès qu'il rentre en compétition avec les différents autres potentiels concurrents.

De ce fait, une petite entreprise établie dans la région administrative de la Gaspésie et Iles de la Madeleine et cliente d'une Caisse d'épargne et de crédit Desjardins, pourrait être confrontée à une surfacturation du risque ( $\square_{jk}$ ) de son

projet, sans pouvoir y répondre. En effet, en reprenant les explications du bureau de la concurrence du Canada :

« Un client qui a besoin d'un petit prêt peut ne pas vouloir voyager régulièrement pour rencontrer quelqu'un seulement pour obtenir un prêt à un taux d'intérêt un peu plus bas. Toutefois pour un prêt plus important, le coût de ce voyage peut être avantageux. »

Dans ce cas, l'espérance de rentabilité d'un actif  $j$  sur le segment de marché locale pour le Mouvement Desjardins ( $R_{jL}$ ) serait supérieur à la rentabilité attendu, de ce même actif  $j$ , pour un potentiel concurrent sur le marché régional ( $R_{jR}$ ). Ceci peut s'expliquer par la plus grande concurrence caractérisant le marché de crédit régional.

En plus, une progression de la relation entreprise-créditeur, permettrait à la banque de capturer davantage d'informations sur l'entreprise en question (Stefan P. Bornheim et Thomas H. Herbec, 1998). Et comme une entreprise peu risquée qui est capturée en terme d'information par sa banque, il lui est très difficile de persuader les autres banques qu'elle est effectivement de faible risque (Maria Psillaki, 1995), les très petites entreprises feraient face à un marché de crédit virtuellement monopolistique (au sens de Sharp, 1990). Ainsi, d'autant plus que les problèmes d'asymétrie d'information sur un marché de crédit sont importants, la courbe reproduisant la corrélation entre le taux de rendement exigé et le risque correspondant se rapproche de celle d'une fonction exponentielle.

De ce fait, tel qu'il est suggéré par George W. Haynes (1996), si dans un marché à concentration élevée, un prêteur manifeste son pouvoir de marché à travers des prix élevés, on peut s'attendre à ce qu'il attire les entreprises les



plus risquées. Par ailleurs, Joseph E. Stiglitz (1999) explique qu'une institution financière qui augmente à elle seule les taux d'intérêt, perd ses meilleurs risques.

Toutes ces conclusions théoriques se confirment sur le plan empirique. En effet, nous avons trouvé que le risque ne parvenait pas à expliquer de la même manière la fonction de demande des crédits bancaires à court terme. Les estimations de nos différents modèles semblent valider l'interprétation de la relation entre niveau de concentration des marchés et l'emploi des crédits bancaire à court terme. Elles justifient en particulier, l'hypothèse d'une différence dans la structure de capital des entreprises selon leur stade de développement. Josée St-Pierre et Robert Beaudoin (1995) explique que :

« La théorie des stades de développement pose qu'à chacun de ceux-ci, l'entreprise fait face à un ensemble de problèmes qui modifient les choix de financement qui lui sont offerts. »

De façon plus précise, nos estimations sur la période allant de l'année 1984 jusqu'à l'année 1996, suggèrent qu'il y a d'importants facteurs liés à la taille des entreprises et en particulier pour les très petites entreprises qui, si on considère tous les autres facteurs comme fixe, augmenteraient constamment la moyenne du volume d'emploi des crédits bancaire pour les entreprises de très petite taille. Cela nous engage à admettre qu'il y a une tendance des entreprises à risque non-observable (relativement plus difficile à évaluer), à recourir aux crédits bancaires à court terme, davantage que les entreprises à moindres problèmes d'asymétrie d'information.

Par ailleurs nos résultats d'estimation dans le cas de panel de données selon la région administrative, semblent conforter l'hypothèse de concurrence

imparfaite sur le marché de crédit aux petites entreprises québécoises. Dans ce cadre, l'analyse des estimations nous suggère que la fonction de demande des crédits bancaires à court terme est, vraisemblablement, influencée par la région administrative dans laquelle l'entreprise est établie. L'effet fixe rangé selon l'ordre d'importance sur l'emploi des crédits bancaire à court terme, se présente comme suit : Gaspésie et Iles de la Madeleine (11), Chaudière Appalaches (12), Lac St-Jean (02), Abitibi-Témiscamingue (08), Bas St-Laurent (01), Bois-Franc (04), Estrie (05), Québec (03), Nord du Québec (10), Laurentides (15) et Montérégie (16).

Enfin, pour ce qui est de l'impact d'une forte concentration du marché de crédit sur la structure de capital des firmes, nous montrons que la différence de la part de présence des Caisses Desjardins et de la Banque Nationale affecte le choix de financement des entreprises (les orientant vers le financement à court terme); répercussions qui semblent légèrement moins importantes dans la période allant de l'année 1993 jusqu'à l'année 1996.

En remarquant qu'il subsiste toujours des lacunes au chapitre du financement des petites entreprises, nous nous interrogeons sur l'efficacité de la « loi sur les prêts aux petites entreprises » (LPPE). Par analogie aux résultats des travaux de George W. Haynes (1996), concernant le programme de garantie pour les petites entreprises (SBA) appliqué aux États Unis, la LPPE peut être plus destiné à développer l'accès aux financements par emprunt, plutôt que d'éliminer les causes du déséquilibre de marché. Il est nécessaire donc d'évaluer la rentabilité d'un tel programme et d'étudier comment il pourra

répondre plus efficacement aux besoins des petites entreprises canadiennes et québécoises.

La présente étude comporte des limites que nous jugeons pertinent de mentionner. La première limite tient à la nature agrégée de notre base de données. Cette dernière nous empêche d'incorporer davantage de variables de risque dans nos modèles expliquant la variation de l'emploi des crédits bancaires à court terme (entre autres, nous avons souhaité tenir compte du secteur d'activités des entreprises établis dans chacune des régions administratives). La deuxième limite tient à la taille restreinte de nos échantillons. Enfin, la troisième limite est due au fait de ne pas avoir tenu compte des différentes contraintes réglementaires régissant chacun des différents marchés.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALLIAIS Maurice (1993), Les conditions monétaires d'une économie de marchés, des enseignements du passé aux réformes de demain, Institut islamique de recherche et de formation, banque islamique de développement.
- APILADO Vincent P. and MILLINGTON J. Kent (1992), « Restrictive loan covenants and risk adjustment in small business lending », Journal of Small Business Management, Vol. 30, No. 1, p. 38-48.
- APOTEKER Thierry (1996), « Les relations banques-PME : Un éclairage théorique sur les stratégies pour les banques françaises », Revue Banque Stratégie, No. 130, p.1-12.
- ARNOTT Richard, GREENWALD Bruce et STIGLITZ Joseph E. (1994), « Information and economic efficiency », Information Economics and Policy, Vol. 6, p. 77-88.
- Association des banquiers canadiens (1998) : Sondage national sur les PME, par le groupe de recherche Thompson Lighstone.
- ATHAVALE Manoj et EDMISTER Robert O. (1999), « Borrowing relationships, monitoring, and the influence on loan rates », The Journal of Finance Research, Vol. XXII, No. 3, p. 341-352.
- BARCLAY et SMITH (1995), « The maturity of corporate debt », Journal of Finance, No. 50.
- BAUMEL Laurent et SEVESTRE Patrick (2000), « La relation entre le taux des crédits et le coût des ressources bancaires, Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », Annales d'économie et de statistiques, No. 59, p. 199-226.

- BELLETANTE Bernard et LEVRATTO Nadine (1995), « Finance et PME : Quels champs pour quels enjeux ? », Revue Internationale PME, Vol 8, No. 3–4, p. 5-42.
- BORNHEIM Stefan P. et HERBEC Thomas H. (1998) « A research note on the theory of SME–Bank Relationships » Small Business Economics Vol. 10, p. 327–331.
- BRAMOULLÉ Gérard et AUGÉY Dominique (1998), Économie monétaire, Édition Dalloz.
- BRIAN Christine (1995), « Risk management for small business », Risk Management, Vol. 42, No. 4.
- CALDWELLI David, SAWCHUK Gary et WILSON Jack (1994), « Des coûts de financement plus élevés pour les petites entreprises ? », Statistique Canada, n 61-008, p. 22-40.
- CASIN Philippe (1999), « *Analyse des données et des panels de données* », De Boeck Université.
- CLEMENT Kong-Wing Chow et MICHEALI Ka Yiu Fung (2000), « Small businesses and liquidity constraints in financing business investment: evidence from Shanghai's manufacturing sector », Journal of Business Venturing, Vol. 15, p. 363-383.
- COWLING Marc (1998), « Regional determinants of small firm loans under the UK. Loan guarantee scheme », Small Business Economics, Vol. 11, p. 155-167.
- COWLING Marc et NICK Clay (1995), « Factors Influencing Take-Up Rates on the Loan Guarantee Scheme » Small Business Economics Vol. 7, p. 141-152.

- COWLING Marc et SUGDEN Roger (1995), « Small firm lending contracts: do banks differentiate between firms? », The Journal of Small Business Finance, Vol. 4, No. 1, p. 87-98.
- COWLING Marc et WESTHEAD Paul (1996), « Bank lending decisions and small firms: does size matter? », International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research, Vol. 2, p. 52–68.
- CRESSY Robert (1995), « Cost of Capital and Market Power: The effect of Size Dispersion & Entry Barriers on Market Equilibrium », Small business Economics, Vol. 7, p. 205-212.
- CRESSY Robert (1996), « Are business start-ups debt-rationed? », The Economic Journal, Vol. 106, No 438.
- CRESSY Robert (1996), « Pre-entrepreneurial Income, Cash-flow Growth and Survival of Startup Business: Model and Tests on U.K. Data », Small business Economics, Vol. 8, p. 49-58.
- CRESSY Robert (1997), OLOFSON Christopher, « European SME financing: An overview » Small Business Economics Vol. 9, p. 87-96.
- DEMIRGUÇ-KUNT Asli et MAKSIMOVIC Vojislav (1999), « Institutions, financial markets, and firm debt maturity », Journal of Financial Economics, No. 54, p. 295-336.
- DIELMAN Terry E. (1989), Pooled cross-sectional and time series data analysis, Marcel Dekker, INC.
- FAMA Eugene F. (1991), « Efficient capital markets: II », The Journal of finance, Vol. XLVI, No. 5.
- GABILLON Emmanuelle (2000), « Structure financière optimale et sensibilité informationnelle des titres », Annales d'économie et de statistique, No.58, p. 57-99.

- GILLET Philippe (1999), L'efficience des marchés financiers, Economica.
- GREEN William H. (1997), Econometric analysis (third edition), Library of Congress Cataloguing-in-Publication Data.
- HAUSWALD Robert et MAEQUEZ Robert (2000), « Relationship Banking, loan specialization and competition », Published on conference on Bank Structure and Competition (2000, 36<sup>th</sup>); the changing financial industry structure and regulation: bridging states, countries, and industries.
- HAYNES George et WATTS Myles (1996), « Finance Companies and small business borrowers: An empirical investigation » Entrepreneurial and Small Business Finance, Vol. 5, No.1, p. 17-42.
- HAYNES George W. (1996), « Credit access for high-risk borrowers in financial concentrated markets: Do SBA loan guarantees help? », Small Business Economics, Vol.8, p. 449-461.
- HAYNES George W. et AVERY Rosemary J. (1996), « Family business: can the family and the business finance be separated? Preliminary results », Entrepreneurial and Small Business Finance Vol. 5, No.1, p. 61-74.
- HAYNES Michelle et THOMPSON Steve (1999), « The productivity effects of bank mergers: evidence from the UK building societies », Journal of Banking and Finance, Vol. 23.
- HELLMANN Thomas et STIGLITZ Joseph (2000), « Credit and equity rationing in markets with adverse selection », European Economic Review, Vol. 44, p. 281-304.
- HELLMANN Thomas F., MURDOCK Kevin C. et STIGLITZ Joseph E. (2000), « Liberalisation, moral hazard in banking and prudential regulation: are capital requirements enough? », American Economic Review, Vol. 90, No. 1.

HUA Yu (1994), « Participation financing as a solution to the agency problem of perk consumption in Small firms » Cahier de recherche: Le groupe de recherche en économie et gestion des PME, Département d'administration et d'économique, Université du Québec à Trois-Rivières.

JULIEN Henri et PARANQUE Bernard (1995), « Financement des entreprises et évolution du système financier » Revue Internationale PME, Vol. 8, No. 3-4.

KITCHENMAN Walter F. (1999), « The hunt for the elusive guarantor in small business lending », ABA Banking Journal, p. 37-40.

KRISHNASWAMI Sudha, SPINDT A. Paul et SUBRAMANIAM Venkat (1999), « Information asymmetry, monitoring, and the placement structure of corporate debt » Journal of Financial Economics Vol. 51, p. 407-434.

LeCORNU, Mark R., McMAHON, Richard G. P., FORSAITH, David M. et STANGER, Anthony M J (1996), « The small enterprise financial objective function », Journal of Small Business Management Vol. 34, No. 3, p. 1-14.

LÉGARÉ Marie-Hélène, SIMARD Germain et FILION Louis Jacques (1999), La PME au Québec : Profil comparatif, Chaire d'entrepreneurship Maclean Hunter.

Les PME au Québec État de la situation (édition 1998 et 1999), une publication conjointe de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) et du ministère de l'Industrie et du Commerce (MIC).

Marilyn F. Johnson et Dong-Woo Lee (1994), « Financing constraints and the role of cash flow from operations in the prediction of future profitability », Journal of Accounting Auditing and Finance, p. 619-652.



- McMAHON, Richard G. P. et DAVIS, Leslie G. (1994), « Financial reporting and analysis in small enterprises: Their association with growth rate and financial performance », Journal of Small Business Management Vol. 32, No. 1, p. 9-17.
- McMAHON, Richard G. P. et STANGER, Anthony M. J. (1995), « Understanding the small enterprise financial objective function », Entrepreneurship Theory and Practice, Vol. 19, No. 4.
- MEYER Laurence H. (1998), « The present and future roles of banks in small business finance », Journal of Banking & Finance, Vol. 22, p.1109-1116.
- ONGENA Steven (1999), « Lending relationships, bank default and economic activity », International Journal of The Economics of Business, Vol. 6, No. 2, p. 257-280.
- PICORY Christian (1995), « Organisation industrielle, degré d'intégration bancaire des PME et analyse du risque » Revue Internationale PME Vol 8, No. 3 – 4.
- PICOT G., BALDWIN J. et DUPUY R. (novembre 1994), La part des nouveaux emplois créés au Canada par petite entreprise est-elle disproportionnée ? Réévaluation des faits, direction des études analytiques, Statistique Canada.
- PSILLAKI Maria (1995), « Rationnement du crédit et PME: Une tentative de mise en relation », Revue Internationale PME Vol. 8, No. 3 – 4, p. 67-90.
- QUINTART Aimable et ZISWILLER Richard (1985), Théorie de la finance, Gestion PUF.
- Rapport de recherche : l'information financière des PME(1999); Commandé par le conseil des normes comptables de l'ICCA.

- SHARP S. (1990), « Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: A stylised model of customer relationships », Journal of Finance, Vol. 45, p. 1069-1087.
- SHENOY Catherine et KOCH Paul D. (1996), « The firm's leverage-cash flow relationship », Journal of Empirical Finance, Vol. 2, p. 307-331.
- STIGLITZ Joseph E. (1999), « Interest rates, risk, and imperfect markets: puzzles and policies », Oxford Review of Economic Policy, Vol. 15, No. 2, p. 59-76.
- STIGLITZ J. et WEISS A. (1981), « Credit rationing in markets with imperfect information », American Economic Review, Vol. 71, No. 3.
- ST-PIERRE Josée (1999), La gestion financière des PME : Théories et pratiques, Presses de l'université du Québec.
- ST-PIERRE Josée et BEAUDOIN Robert (1995), « L'évolution de la structure de financement après un premier appel public à l'épargne: une étude descriptive », Revue Internationale PME, Vol 8, No. 3 – 4, p. 181-203.
- SURET Jean-Marc et ARNOUX Laurence (1995), « Capitalisation des entreprises québécoise : évolution et état de la situation », Revue Internationale PME, Vol. 8, No. 3 – 4, p. 165-179.
- TORRÈS Olivier (1997), « Pour une approche contingente de la spécificité de la PME », Revue Internationale PME, Vol. 10, No. 2.
- WORLEY Joel k. et GREEN Fess B. (1989), « Determinants of risk adjustment for small business valuation in a growth industry », Journal of Small Business Management, Vol. 27, No. 4, p. 26-33.

## ANNEXE 1

### Synthèse des caractéristiques propres aux PME

Caractéristique	Commentaires	Auteurs
Durée de vie est beaucoup plus brève chez les PME;	Taux de mortalité aussi élevé que leurs taux de natalité, résultant à la fois de facteurs externes (liés à l'environnement ou à la conjoncture) et de facteurs internes;	Maria Psillaki, 1995;
	Un taux de faillite relativement élevé;	Hughes, 1997; Evans, 1987a, b; Storey et al., 1987 et Cressy, 1996b (dans Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997);
	Risque d'affaire de l'entreprise est associée aux risques personnels de l'entrepreneur;	McMahon et al, 1993 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995);
Structure du capital des PME;	L'insuffisance des fonds propres est souvent invoquée comme une des principales sources de fragilités des PME;	Maria Psillaki, 1995;
	Entreprises sous-capitalisées :	Paranque, 1992 (dans Maria Psillaki, 1995);
	(1)Lower fixed to total assets ratio; (2) higher trade debt in total assets; (3) a much higher proportion of current liabilities to total assets (and in particular a much greater reliance on- especially short term- bank loans to finance their assets); (4) are heavily reliant on retained profits to fund investment flows; (5) obtain the vast majority of additional finance from banks (with other sources, in particular equity, very less important);	Hughes, 1997 (dans Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997);
	Liquidité inférieure aux grandes entreprises;	McMahon et al, 1993 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995);

	<p>La structure du capital des PME est d'avantage expliquée par des considérations fiscales et les préférences des dirigeants que par les coûts d'agences;</p> <p>It is now well known that small businesses are not 'scaled-down versions' of large businesses. The process by witch a large business has achieved its current size is of course one of evolution rather than scaling, and this process of evolution will involve major changes in management structure and functioning, in particular in the methods by which the business is financed (Penrose, 1959);</p> <p>Sous des conditions d'asymétrie d'information, les entreprises choisiront de se financer d'une façon qui minimise l'interférence et la dilution du contrôle du propriétaire. Ce qui implique que les petites entreprises seront plus dépendantes au financement bancaire et à l'endettement commercial que les grandes entreprises;</p> <p>Marginalisation de la possibilité de recourir aux financements désintermédiés;</p>	<p>Norton, 1991 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995);</p> <p>Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997;</p> <p>Myers et Majluf, 1984 (dans Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997);</p> <p>McMahon et al, 1993 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995);</p>
<p>Structure interne différente de celles des grandes entreprises.</p>	<p>Plus une organisation est de grande taille, plus sa structure est élaborée : plus les taches y sont spécialisées, plus ses unités sont différenciées, et plus sa composante administrative est développée...</p> <p>Le cycle de décision stratégique, où l'horizon de temporel de la PME ne répond pas à une politique de long terme, est axé sur la réaction plutôt que sur l'anticipation;</p> <p>Les propriétaires dirigeants des PME, ont une faible motivation pour la croissance, ils semblent orienter par des préoccupations de style de vie plutôt que de motivation de croissance;</p>	<p>Mintzberg, 1982;</p> <p>Maria Psillaki, 1995;</p> <p>Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997;</p>

	<p>Les PME emploient peu de méthodes et de techniques de gestion telles que la prévision, l'analyse financières et la gestion de projet;</p> <p>Des dirigeants actionnaires ...Le pouvoir concentré dans les mains d'une seule personne...Un manque de confiance dans les capacités de management des propriétaires-dirigeants...Un risque d'erreur très grand en raison d'une concentration des pouvoirs, d'une mauvaise information, d'incompétence ou de surestimation des capacités de la part des propriétaires-dirigeants...L'ampleur des relations informelles...Le propriétaire ne détient pas un portefeuille d'actifs financiers diversifié...Risque d'affaire de l'entreprise est associée aux risques personnels de l'entrepreneur...Difficulté de contrôler les pratiques de gestion du propriétaire-dirigeant;</p>	<p>Julien, 1994 (dans Maria Psillaki, 1995)</p> <p>McMahon et al, 1993 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995)</p>
<p>Sensibilité trop forte à l'environnement;</p>	<p>Un faible poids dans l'espace concurrentiel;</p> <p>Une concentration des problèmes d'agence entre les acteurs à l'intérieur de l'entreprise et les autres;</p> <p>La forte proportion de la dette commerciale dans le bilan des petites entreprises peut être en réalité le résultat d'un faible pouvoir de marché du produit (faire jouer à son avantage les délais de recouvrement des comptes clients et des délais de paiement des fournisseurs), et les imperfections du marché du capital pour les dettes à long terme, qui favorisent les grandes entreprises;</p>	<p>Maria Psillaki, 1995;</p> <p>McMahon et al, 1993 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995);</p> <p>Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997;</p>

Asymétrie d'information;	La multiplicité des relations d'agences, entre autres, celle entre les différents propriétaires-dirigeants et aussi entre le dirigeant et les autres membres de la famille, les clients ou le personnel...Des coûts d'agence difficilement à faire assumer par les PME : ils viennent alourdir encore plus le coût de la dette;	McMahon et al, 1993 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995)
--------------------------	---	--

## ANNEXE 2

### Synthèse des éléments de la prime de risque PME

Sensibilité trop forte à l'environnement		
Élément de risque	Commentaires	Auteurs
Risque de compétition;	<p>Risque de compétition tel un concurrent direct, ou un produit substituant développé;</p> <p>Il est fonction de la segmentation des marchés, potentiel de reproduction du produit, barrières à l'entrée du marché; capacités analytiques de l'entrepreneur, etc.;</p> <p>Risque associé au fait d'être petit et vulnérable aux changements dans les conditions locales, tel que par exemple : changement dans le trafic routier, ou changement dans les lois locales;</p> <p>Risque relié à l'économie en générale, tel le chômage, taxe et inflation;</p> <p>Risque commercial : il est influencé, entre autres, par la dépendance très forte envers un peu de clients, faible diversification dans les produits fabriqués et l'absence de surveillance de l'arrivée d'un nouveau produit ou d'un concurrent;</p>	<p>Joel K. Worley et Fess B.Green, 1989;</p> <p>Carter et Van Auken, 1994;</p> <p>Joel K. Worley et Fess B.Green, 1989;</p> <p>Joel K. Worley et Fess B.Green, 1989;</p> <p>Josée St-Pierre, 1999;</p>
Risque de provision;	<p>Il est fonction du potentiel de sortie du projet et de l'expertise de l'entrepreneur dans l'industrie;</p> <p>Absence d'un marché pour les actions des PME;</p> <p>Risque lié à la non possibilité de trouver facilement un acheteur lors d'une prise de décision de vente de l'entreprise;</p>	<p>Carter et Van Auken 1994;</p> <p>LeCornu et al. ,1996;</p> <p>Joel K. Worley et Fess B.Green, 1989;</p>
Flexibilité;	<p>Risque de gestion : il est fonction des conditions générales du marché, de l'expérience de l'entrepreneur et de la stratégie marketing;</p> <p>Risque de gestion : il est influencé, en autres, par l'absence de planification financière, un système comptable non développé, absence de système de contrôle du prix de revient et des inventaires et de la déficience du système informatique (lorsqu'il y en a un);</p>	<p>Carter et Van Auken 1994;</p> <p>Josée St-Pierre, 1999;</p>

<p>The flexibility of a smaller firm's operations may allow the manager to control and maintain firm risk more easily by moving resources from one productive process to another with changes in technology or economic conditions;</p> <p>Risque technologique: il est influence, entre autres, par la méconnaissance de l'état d'avancement technologique de l'équipement, l'absence d'activité de recherché-développement, l'absence de veille technologique et l'absence de ressources en ingénierie;</p>	<p>McMahon et Stanger, 1995;</p> <p>Josée St-Pierre, 1999;</p>
---	--

### Structure interne de l'entreprise

Élément de risque	Commentaires	Auteurs
Diversification;	<p>Intégration parfois totale entre les ressources financière de l'entreprise et celle de l'entrepreneur;</p> <p>Manque de diversification des activités de l'entreprise;</p> <p>Risque d'obsolescence du produit ou du service;</p>	<p>McMahon et Stanger, 1995;</p> <p>LeCornu et al. ,1996;</p> <p>Joel K. Worley et Fess B.Green, 1989;</p>
Contrôle;	<p>Le contrôle parfois excessif, exercé par le propriétaire dirigeant et la crainte de le perdre;</p> <p>Risque de leadership : il est fonction des qualités de leadership de l'entrepreneur et de la structure de coût du projet...Risque d'exécution : il est fonction de l'intégrité de l'honnêteté de l'entrepreneur, de sa motivation et son implication ainsi que l'équipe de dirigeants et de la structure organisationnelle;</p> <p>Il est fonction des conséquences de la concentration du capital, dont, entre autres, l'augmentation de l'incapacité des autres membres de l'entreprise, que le propriétaires dirigeant d'exercer une influence sur les objectifs et les comportement de la PME;</p>	<p>LeCornu et al. ,1996;</p> <p>Carter et Van Auken 1994;</p> <p>McMahon et Stanger, 1995;</p>



## Asymétrie d'information

Élément de risque	Commentaires	Auteurs
Responsabilité;	<p>Stagna and Tiller (1993, p. 69) conclude that" the informational needs of bank loan officers do not differ substantially between large public company and small private companies". Financing and profit-distribution decisions made in small enterprises might be strongly influenced by a desire to avoid such accountability;</p> <p>Absence d'obligation de rendre des comptes à des agents externes étant donnée les choix financiers de l'entreprise;</p>	McMahon et Stanger, 1995;  LeCornu et al. ,1996;

## Structure du capital

Élément de risque	Commentaires	Auteurs
Liquidité;	<p>Faible liquidité;</p> <p>Risque mesuré par la variation dans le temps du cash-flow;</p> <p>A small business can survive a surprisingly long time without a profit. It fails the day it can't meet a critical payment. In small company, the cash flow is more important than the magnitude of the profit or the ROL. Liquidity is a mater of life or death for the small business;</p> <p>Cowling and Clay (1994) has found that cash flow and liquidity constraints significantly influence the probability of business failure;</p>	<p>LeCornu et al. ,1996;</p> <p>Joel K. Worley et Fess B.Green, 1989;</p> <p>McMahon et Stanger, 1995;</p> <p>Marc cowling et Paul Westhead, 1996;</p>
Capitalisation;	<p>Incapacité d'obtenir du financement d'une façon rapide et à des conditions acceptables pour certaines activités potentiellement rentables;</p> <p>Risque d'investissement : il est fonction du rendement sur les fonds propres;</p>	<p>LeCornu et al. ,1996;</p> <p>Carter et Van Auken 1994;</p>
Transférabilité;	Ce risque est lié à l'immobilité du capital humain et financier investi dans la PME;	McMahon et Stanger, 1995;

### ANNEXE 3

#### Synthèse des vérifications expliquant la perception d'un risque PME

Explications	Auteurs
Risque de défaillance des PME est statistiquement plus élevée que pour les grandes entreprises : D'après la centrale des bilans de la banque de France (1988), le risque de défaillance décroît avec la taille de l'entreprise <sup>27</sup> .	Maria Psillaki, 1995;
À partir du moment où les effets de sélection adverse (changement de la qualité moyenne des demandeurs) et du risque moral (les demandeurs entreprennent des projets plus risqués) sont présent sur le marché du crédit, les changements de prix affectent la qualité moyenne des projets d'investissement des emprunteurs.	Stiglitz, 1987; Stiglitz et Weiss, 1981; Levratto, 1992 (dans Maria Psillaki, 1995);
Les prêteurs considèrent les PMI comme plus risquées que les grandes entreprises. Cette appréciation, trop souvent réduite au seul constat d'une insuffisance de fonds propres, se justifie essentiellement par des prises de risques par les PMI effectivement plus fortes, comme le montre leur effort de renouvellement de potentiel productif plus important que les grandes entreprises.	Henri Julien et Bernard Paranque, 1995;
Le risque de remboursement d'un crédit à moyen et à long terme est grand, étant donné qu'elles présentent un taux de mortalité très élevé, une PME peut disparaître en quelques semaines sous les coups d'une crise de trésorerie, par exemple... Le recours excessif à l'endettement, fragilise les PME du fait des prélèvements financiers qu'il requiert, compte tenu des taux d'intérêt plus élevés assumés en général par les PME.	Maria Psillaki, 1995;
Des taux d'endettement et de faillite des PME, relativement élevées;	Hughes, 1997; Evans, 1987; Storey et al., 1987 et Cressy, 1996 (dans Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997);
Les PME présente une double spécificité : une sensibilité trop forte à l'environnement (investissement mal ciblé, par exemple) et une possibilité de rentabilité qui rend les responsables de l'entreprise moins sensible au coût du financement (effet <i>hazard moral</i> ) de son investissement. Si le projet réussit, sa rentabilité lui permettra de rembourser ses échéances. Dans le cas contraire, la liquidation judiciaires de la PME pourra libérer l'entrepreneur de la charge des remboursements, créant une certaine indifférence à l'égard du poids de la charge financière.	Maria Psillaki, 1995;
L'écart de taux d'intérêt observé selon la taille des entreprises ne peu se justifier par des différences à priori de performances économiques et financières, mais bien par un taux de risque supérieur.	Henri Julien et Bernard Paranque, 1995;
Le risque spécifique aux PME est constitué d'une part, de l'asymétrie d'information et, d'autre part, de la grande flexibilité des PME qui leur permet de modifier facilement la structure de leurs actifs.	Petit et Stinger, 1985 (dans Bernard Belletante et Nadine Levratto, 1995);

<sup>27</sup> Voir raisonnement du crédit et PME : une tentative de mise en relation, Maria Psillaki, REVUE INTERNATIONALE PME, Vol. 8, No 3 – 4, tableau 1, p 74.

## ANNEXE 4

### Synthèse des éléments influençant les conditions de crédit aux PME

Éléments	Explications	Auteurs
La marginalisation de la possibilité du recourir aux financements désintermédiés;	Ne pas pouvoir faire jouer la concurrence entre produits bancaires et produit de marché pour bénéficier d'un alignement des conditions bancaires sur les taux de marché monétaire.	Belletante, 1991 (dans Maria Psillaki, 1995);
La relation de clientèle;	<p>La relation de clientèle et de long terme diminue les comportements opportunistes et les incitations, améliorant ainsi la probabilité de réussite de l'emprunteur.</p> <p>Les relations clientèle conduisent à diminuer les effets de sélection adverse et de risque moral.</p> <p>Les relations clientèle permettent d'une part d'alléger les coûts d'information externe et d'autre part, sont sources de production d'information interne, ce qui permet de réduire l'asymétrie d'information inhérente à la relation de financement.</p> <p>Dans le cas des PME, les banques ont un certain pouvoir de monopole sur leurs anciens clients (la banque possède des informations supplémentaires par rapport aux autres banques), il en résulte une inefficience de l'allocation du capital.</p>	<p>Maria Psillaki, 1995;</p> <p>Maria Psillaki, 1995;</p> <p>Diamond, 1984; Haubrich, 1989; Gale et Hellwig, 1985; Sharpe, 1990; Webb, 1992 (dans Maria Psillaki, 1995);</p> <p>Sharpe, 1990 (dans Maria Psillaki, 1995);</p>
Asymétrie d'information;	<p>Cette asymétrie est à la base de l'explication du phénomène de rationnement de crédit, c'est-à-dire de l'exclusion de certains emprunteurs potentiels aux fonds préalable.</p> <p>L'imperfection de l'information à laquelle font face les prêteurs exerce une influence considérable sur l'évaluation de la qualité des emprunteurs potentiels présent sur le marché du crédit.</p> <p>Sur le marché de crédit aux PME, le taux d'intérêt n'a pas la capacité pour synthétiser l'information et solder le marché – capacité que possède le prix sur le marché canonique.</p> <p>Une part de l'écart des taux consentis aux firmes selon leur taille renvoi à un coût d'obtention de l'information plus important pour les PME.</p>	<p>Stiglitz et Weiss, 1981 (dans Maria Psillaki, 1995);</p> <p>Akerlof, 1970 (dans Maria Psillaki, 1995);</p> <p>Stiglitz et Weiss, 1981 (dans Maria Psillaki, 1995);</p> <p>Christian Picory, 1995;</p>

La qualité de l'emprunteur;	Corrélation entre la qualité des emprunteurs et le prix du marché, ce qui fait que tout changement de taux d'intérêt affecte la probabilité de défaillance de l'emprunteur et cela peut empêcher le marché de se solder. Ce qui implique qu'il y a un taux d'intérêt optimal pour la banque qui peut être rigide même dans le cas d'un excès de demande. (ce qui peut entraîner un rationnement ou des exigences de crédit restrictives)	Maria Psillaki, 1995;
L'effet hasard moral;	Lorsque le taux d'intérêt augmente, les emprunteurs sont incités à abandonner les projets les moins risqué afin de compenser la diminution de recettes du à l'accroissement du taux d'intérêt. (ce qui peut entraîner un rationnement ou des exigences de crédit restrictives)	Maria Psillaki, 1995;
La taille de l'emprunt;	<p>La taille de l'emprunt peut constituer un moyen pour identifier les différences de qualité des projets : les emprunteurs qui ont des projets moins risqués préfèrent des emprunts plus élevés.</p> <p>Une part de l'écart des taux consentis aux firmes selon leur taille renvoie à des frais fixes qui sont très proches pour des dossiers dont les montants diffèrent sensiblement.</p>	Milde et Riley, 1988 (dans Maria Psillaki, 1995);  Christian Picory, 1995;

## ANNEXE 5

### Synthèse des caractéristiques du marché de crédit

Caractéristique	Commentaires	Auteurs
Un pouvoir de marché relativement faible pour les PME;	<p>Il semble que le bref historique et le taux d'endettement élevé des PME, résulte en un faible pouvoir de négociation avec les banques;</p> <p>Un risque de capital et de revenu (du à l'inexpérience de l'entrepreneur) qui décourage les investisseurs extérieurs;</p>	<p>Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997;</p> <p>Harrison et Mason; Mata 1994; Mata et Portugal, 1994; Reid, 1996, Cressy 1996b (Dans Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997);</p>
Un fort pouvoir de marché du système bancaire;	<p>Le fait que dans leurs financements, les PME soient dépendante des réinjections des profits et d'une seule banque (la non diversification), vient renforcer le pouvoir de marché du système bancaire;</p> <p>Dans le cas des PME, les banques ont un certain pouvoir de monopole sur leurs anciens clients (la banque possède des informations supplémentaires par rapport aux autres banques), il en résulte une inefficience de l'allocation du capital;</p> <p>For the smallest firms with no other options the bank becomes a virtual monopolist over lending, thus price rises;</p>	<p>Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997;</p> <p>Sharpe, 1990 (dans Maria Psillaki, 1995);</p> <p>Marc Cowling et Roger Sugden (1995);</p>
Des avantages aux grandes entreprises;	Scale economies in debt collecting, tax avoidance (Davis and Henrkson, 1995; Gandemo, 1996) and financial monitoring (larger firms can justify using outside agencies or employing an internal credit controller) also provide the larger firm with advantages;	Robert Cressy et Christer Olofsson, 1997;
Une information imparfaite;	The adverse selection effect and the incentive effect derive directly from the residual imperfect information, which is present in loan markets after banks have evaluated loan applications;	Stiglitz et Weiss 1981;

## ANNEXE 6

### Recettes moyennes des petites entreprises\*, en milliers de dollars, 1995

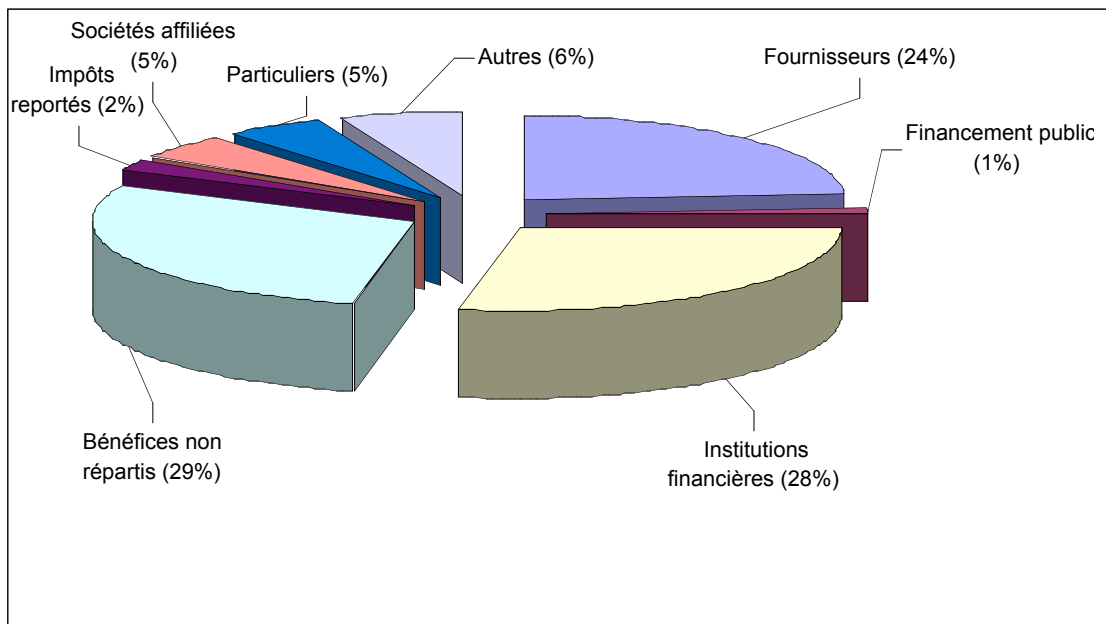
	T-N	I-P-E	N-E	N-B	Qc.	On.	Man.	Sasc.	Alb.	C-B
<b>Recettes d'exploitation brutes</b>	270,40	200,40	272,10	274,80	<b>313,20</b>	295,20	280,00	217,40	264,20	260,00
<b>Bénéfice net</b>	7,70	15,40	15,80	15,00	<b>20,20</b>	21,10	20,10	18,00	20,40	18,80
<b>Part du bén. Net sur les recettes d'exploitation brutes</b>	2,80%	7,70%	5,80%	5,50%	<b>6,40%</b>	7,10%	7,20%	8,30%	7,70%	7,20%

\* Entreprises, constituée ou non en société, dont les recettes d'exploitation brutes s'établissent entre 25 000 et 5 millions de dollars par année. Source: Statistique Canada, le Quotidien.

Source: la PME au Québec, Profil comparatif par Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion, 1999, p 15.

## ANNEXE 7

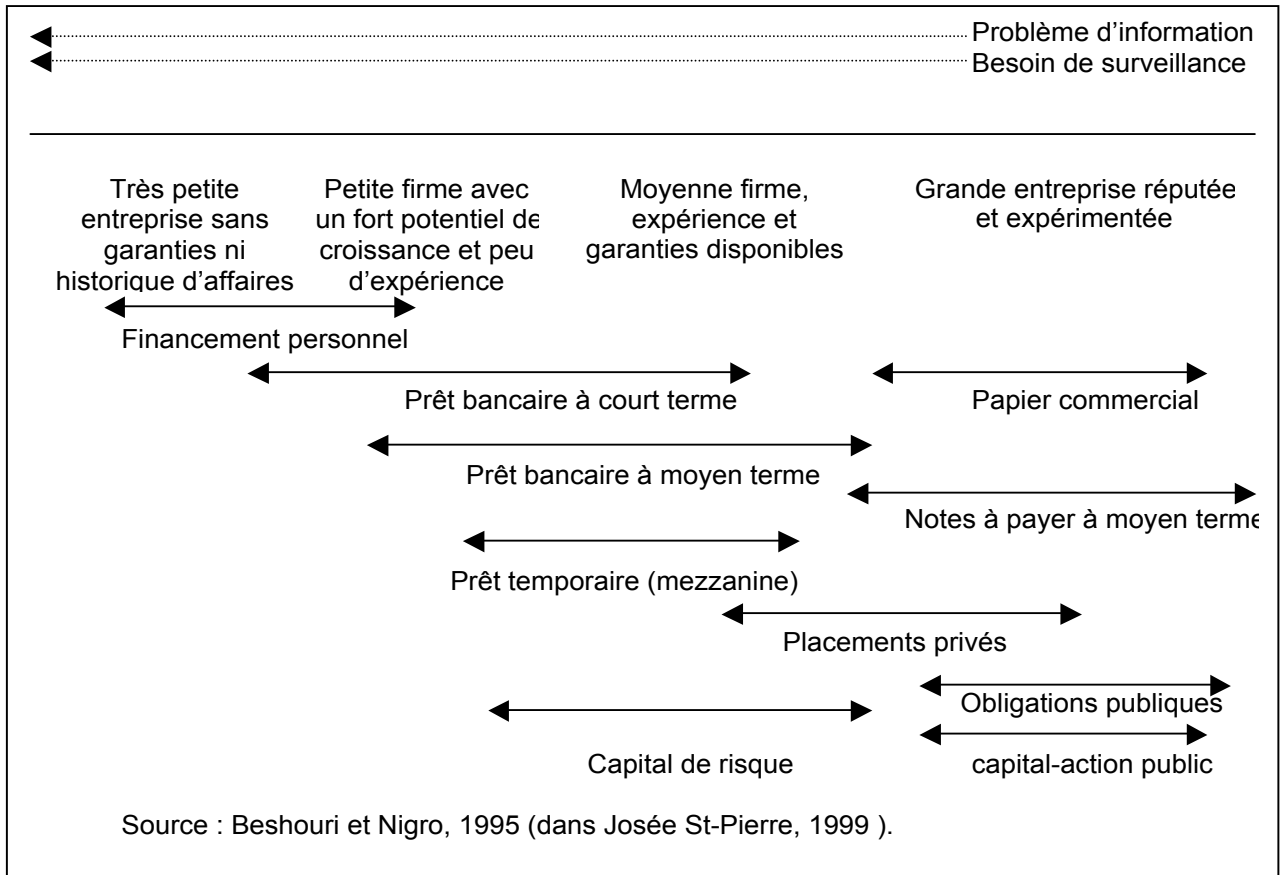
### Sources de financement des PME, Canada, 1992



Source : Industrie Canada; (dans la PME au Québec, Profil comparatif par Marie-Hélène Légaré, Germain Simard et Louis Jacques Filion, 1999, p 17).

## ANNEXE 8

### Financement suggéré selon le développement de l'entreprise





## ANNEXE 9

### Statistiques du bilan des sociétés non financières selon la taille de l'entreprise Québec-1995

(nombre de sociétés, montant en milliers de dollars)

Composantes	Petite entreprise		Moyenne entreprise		Grande entreprise	
	Nombre	Montant	Nombre	Montant	Nombre	Montant
1 Bilan	176 594		13 246		2 959	
ÉLÉMENTS DE L'ACTIF						
2 Comptes à recevoir des clients	103 657	5 644 878	12 387	9 442 392	2 812	47 586 404
3 Inventaires	76 159	6 396 158	10 271	9 442 119	2 520	53 173 125
4 Avances aux actionnaires ou aux sociétés affiliées	22 945	2 087 190	3 383	1 078 462	903	13 962 253
5 Autres disponibilités	158 256	9 745 746	13 011	7 223 952	2 904	53 301 053
6 Total de l'actif à court terme	165 442	23 873 974	13 190	27 186 926	2 936	168 022 835
7 Placements	41 800	14 880 859	6 021	8 155 599	1 798	137 830 037
8 Immobilisations nettes	137 299	14 048 277	12 644	10 630 362	2 867	202 247 482
9 Autres actifs	84 802	6 076 227	8 356	3 331 470	2 330	46 304 368
10 Total de l'actif	176 592	58 879 340	13 246	49 304 358	2 959	554 404 723
ÉLÉMENTS DU PASSIF						
11 Emprunts bancaires	28 271	1 190 819	3 683	1 402 298	307	1 403 923
12 Comptes à payer aux fournisseurs	139 313	6 010 074	12 786	7 949 033	2 827	53 895 516
13 Autres exigibilités	142 278	7 316 628	12 552	10 868 991	2 856	83 508 353
14 Total du passif à court terme	164 713	14 517 721	13 171	20 220 324	2 950	138 807 793
15 Dus aux actionnaires et dettes à long terme	110 964	21 432 010	9 640	9 960 637	2 176	172 026 497
16 Autres passifs	32 932	3 560 212	5 126	2 456 657	1 846	34 341 266
17 Total du passif	176 594	39 509 943	13 246	32 637 618	2 959	345 157 556
AVOIR DES ACTIONNAIRES						
18 Capital-actions	172 110	10 192 221	13 049	7 565 077	2 917	137 004 483
19 Bénéfices non répartis	102 709	15 880 008	10 970	12 037 606	2 263	89 022 545
20 Déficit accumulés	66 297	-6 702 834	2 071	-2 935 944	621	-16 797 861
21 Total de l'avoir des actionnaires	176 594	19 369 395	13 246	16 666 739	2 959	209 229 167

**ANNEXE 10**  
**Les résultats du traitement informatisé des données avec SAS-1999-**  
**(cas du panel de données selon la taille de l'entreprise)**

**Tableau 1 : Modèle initial**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 MontMoy_{it} + \beta_3 DefAcc_{i(t-1)} + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The REG Procedure

Model: MODEL

Dependent Variable: v

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model					
Error					
Corrected Total					

Root MSE                      R Square  
 Dependent Mean              Adj R Sq  
 Coeff Var

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t
Intercept					
m					
a					
d					

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m : MontMoy<sub>it</sub>;  
 a : AvAct<sub>i(t-1)</sub>;  
 d : DefAcc<sub>i(t-1)</sub>.

**Tableau 2 : Modèle à effet fixe dû à la taille**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 MontMoy_{it} + \beta_3 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i T + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
--------	--------	---------	--------

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Label
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
Intercept						Intercept
m		E	E			
a						
d						

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $MontMoy_{it}$ ;  
 a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;  
 d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ ;  
 CS : variable *dummy* pour les petites entreprises;  
 CS : variable *dummy* pour les moyennes entreprises

**Tableau 3 : Modèle à effets fixes dus à la taille et au temps**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 MontMoy_{it} + \beta_3 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_1 T + \gamma_2 Te + \gamma_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixTwo  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
--------	--------	---------	--------

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Label
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
Intercept						Intercept
m		E	E			
a						
d						

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $MontMoy_{it}$ ;  
 a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;  
 d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ ;

---

CS : variable *dummy* pour les petites entreprises;  
CS : variable *dummy* pour les moyennes entreprises;  
TS TS et TS : Variables *dummy* pour les différentes années de  
notre étude on a pris l'année comme année de référence

Variable dummy	Année
TS1	1996
TS2	1995
TS3	1994
TS4	1993
TS5	1992
TS6	1991
TS7	1990
TS8	1989
TS9	1988
TS10	1987
TS11	1986
TS12	1985

---

**Tableau 4 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la taille**

---

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method           RanOne

Number of Cross Sections

Time Series Length

Fit Statistics

SSE                           DFE  
MSE                          Root MSE  
R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections

Variance Component for Error

Hausman Test for  
Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept		E	E			
m						
a						
d						

---

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );

m :  $MontMoy_{it}$ ;

a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;

d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

**Tableau 5 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la taille et au temps**

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method           RanTwo

Number of Cross Sections

Time Series Length

Fit Statistics

SSE                           DFE  
MSE                          Root MSE  
R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections

Variance Component for Time Series

Variance Component for Error

Hausman Test for  
Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept						
m		E	E			
a						
d						

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );

m :  $MontMoy_{it}$ ;

a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;

d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

## ANNEXE 11

### Corrélations (tranche d'actifs = moins de 100 000 \$)

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,374	-,502	,857
	Sig. (2-tailed)	,	,209	,081	,000
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,374	1,000	,259	,029
	Sig. (2-tailed)	,209	,	,393	,926
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,502	,259	1,000	-,708
	Sig. (2-tailed)	,081	,393	,	,007
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,857	,029	-,708	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,926	,007	,
	N	13	13	13	13

### Corrélations (tranche d'actifs = 100 000 \$ à 199 000 \$)

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,043	-,541	,715
	Sig. (2-tailed)	,	,888	,056	,006
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,043	1,000	-,134	-,007
	Sig. (2-tailed)	,888	,	,661	,983
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,541	-,134	1,000	-,867
	Sig. (2-tailed)	,056	,661	,	,000
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,715	-,007	-,867	1,000
	Sig. (2-tailed)	,006	,983	,000	,
	N	13	13	13	13

### Corrélations (tranche d'actifs = 200 000 \$ à 499 000 \$)

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,303	-,333	,515
	Sig. (2-tailed)	,	,314	,266	,072
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,303	1,000	-,056	-,220
	Sig. (2-tailed)	,314	,	,857	,470
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,333	-,056	1,000	-,676
	Sig. (2-tailed)	,266	,857	,	,011
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,515	-,220	-,676	1,000
	Sig. (2-tailed)	,072	,470	,011	,
	N	13	13	13	13



**Corrélations (tranche d'actifs = 500 000 \$ à 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,283	-,489	,725
	Sig. (2-tailed)	,	,348	,090	,005
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,283	1,000	-,524	,518
	Sig. (2-tailed)	,348	,	,066	,070
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,489	-,524	1,000	-,681
	Sig. (2-tailed)	,090	,066	,	,010
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,725	,518	-,681	1,000
	Sig. (2-tailed)	,005	,070	,010	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche d'actifs = 1 000 000 \$ à 4 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,207	-,396	,725
	Sig. (2-tailed)	,	,498	,181	,005
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,207	1,000	-,595	,037
	Sig. (2-tailed)	,498	,	,032	,906
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,396	-,595	1,000	-,681
	Sig. (2-tailed)	,181	,032	,	,010
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,725	,037	-,681	1,000
	Sig. (2-tailed)	,005	,906	,010	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche d'actifs = 5 000 000 \$ a 14 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,065	-,706	,322
	Sig. (2-tailed)	,	,834	,007	,283
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,065	1,000	-,339	,606
	Sig. (2-tailed)	,834	,	,257	,028
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,706	-,339	1,000	-,551
	Sig. (2-tailed)	,007	,257	,	,051
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,322	,606	-,551	1,000
	Sig. (2-tailed)	,283	,028	,051	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche d'actifs = 15 000 000 \$ à 24 999 000 \$)**

		Solv	AvAct	DefAcc	MontMoy
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,229	-,776	,688
	Sig. (2-tailed)	,	,452	,002	,009
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,229	1,000	-,159	,081
	Sig. (2-tailed)	,452	,	,604	,793
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,776	-,159	1,000	-,556
	Sig. (2-tailed)	,002	,604	,	,048
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,688	,081	-,556	1,000
	Sig. (2-tailed)	,009	,793	,048	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche d'actifs = 25 000 000 \$ à 49 000 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,193	-,874	,831
	Sig. (2-tailed)	,	,528	,000	,000
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,193	1,000	,369	-,256
	Sig. (2-tailed)	,528	,	,214	,399
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,874	,369	1,000	-,821
	Sig. (2-tailed)	,000	,214	,	,001
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,831	-,256	-,821	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,399	,001	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche d'actifs = 50 000 000 \$ à 199 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,416	-,779	,362
	Sig. (2-tailed)	,	,157	,002	,225
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,416	1,000	,332	-,150
	Sig. (2-tailed)	,157	,	,268	,625
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,779	,332	1,000	-,358
	Sig. (2-tailed)	,002	,268	,	,229
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,362	-,150	-,358	1,000
	Sig. (2-tailed)	,225	,625	,229	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche d'actifs = 200 000 000 \$ et plus)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,167	-,739	,871
	Sig. (2-tailed)	,	,585	,004	,000
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,167	1,000	,131	-,148
	Sig. (2-tailed)	,585	,	,669	,630
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,739	,131	1,000	-,905
	Sig. (2-tailed)	,004	,669	,	,000
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,871	-,148	-,905	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,630	,000	,
	N	13	13	13	13

**ANNEXE 12**  
**Les résultats du traitement informatisé des données avec SAS-1999-**  
**(cas du panel de données selon la tranche d'actif)**

**Tableau 1 : Modèle initial**

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{MontMoy}_{it} + \beta_2 \text{DefAcc}_{i(t-1)} + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The REG Procedure  
 Model: MODEL  
 Dependent Variable: v

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model					
Error					
Corrected Total					

Root MSE	R Square
Dependent Mean	Adj R Sq
Coeff Var	

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t
Intercept					
m					
d					

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;  
 d :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ .

**Tableau 2 : Modèle à effet fixe dû à la taille**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{MontMoy}_{it} + \beta_2 \text{DefAcc}_{i(t-1)} + \gamma T + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF    Den DF    F Value    Pr > F

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t	Label
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
CS							Cross Sectional
Intercept							Intercept
m	E		E				
d							

Avec  $v$  : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 $m$  :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;  
 $d$  :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ ;  
 $CS_1$  à  $CS_{10}$  et  $CS_{\text{réf}}$  : variables *dummy* pour les différentes tranches d'actifs ranger selon l'ordre croissant nous avons pris la tranche d'actifs de  $CS_{\text{réf}}$  et plus ( $CS_{\text{réf}}$ ) comme catégorie de référence  
 La disposition de ces variables *dummy* est exposé dans le tableau suivant :

Variable <i>dummy</i>	Tranche d'actifs	Limite inférieure (en milliers de dollars)	Limite supérieure (en milliers de dollars)
CS1	1		Moins de 100 \$;
CS2	2	100 \$	à 199 \$;
CS3	3	200 \$	à 499 \$;
CS4	4	500 \$	à 999 \$;
CS5	5	1 000 \$	à 4 999 \$;
CS6	6	5 000 \$	à 14 999 \$;
CS7	7	15 000 \$	à 24 999 \$;
CS8	8	25 000 \$	à 49 999 \$;
CS9	9	50 000 \$	à 199 999 \$;
référence	10	200 000 \$ et plus.	



Avec  $v$  : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 $m$  :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;  
 $d$  :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ ;  
 $CS_1$  à  $CS_{10}$  et  $CS_{\text{réf}}$  : variables *dummy* pour les différentes tranches d'actifs ranger selon l'ordre croissant nous avons pris la tranche d'actif de 200 000 \$ et plus ( $CS_{\text{réf}}$ ) comme catégorie de référence

Variable <i>dummy</i>	Tranche d'actifs	Limite inférieure (en milliers de dollars)	Limite supérieure (en milliers de dollars)
CS1	1		Moins de 100 \$;
CS2	2	100 \$	à 199 \$;
CS3	3	200 \$	à 499 \$;
CS4	4	500 \$	à 999 \$;
CS5	5	1 000 \$	à 4 999 \$;
CS6	6	5 000 \$	à 14 999 \$;
CS7	7	15 000 \$	à 24 999 \$;
CS8	8	25 000 \$	à 49 999 \$;
CS9	9	50 000 \$	à 199 999 \$;
référence	10	200 000 \$ et plus.	

$TS_1$  à  $TS_{12}$  et  $TS_{\text{réf}}$  : variables *dummy* pour les différentes années allant de 1985 à 1996 on a pris l'année 1985 comme année de référence  
L'arrangement de ces variables *dummy* est tel que présenté dans le tableau suivant :

Variable <i>dummy</i>	Année
TS1	1996
TS2	1995
TS3	1994
TS4	1993
TS5	1992
TS6	1991
TS7	1990
TS8	1989
TS9	1988
TS10	1987
TS11	1986
TS12	1985



---

**Tableau 4 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la taille**

---

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method           RanOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                           DFE  
 MSE                         Root MSE  
 R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections  
 Variance Component for Error

Hausman Test for  
 Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept						
m	E		E			
d						

---

Avec  $v$  : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 $m$  :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;  
 $d$  :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ .

---

**Tableau 5 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la taille et au temps**

---

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      RanTwo  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections  
 Variance Component for Time Series  
 Variance Component for Error

Hausman Test for  
 Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept						
m		E	E			
d						

---

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $MontMoy_{it}$ ;  
 d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

## ANNEXE 13

### Corrélations (tranche de revenus = moins de 100 000 \$)

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,239	-,282	,078
	Sig. (2-tailed)	,	,432	,351	,800
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,239	1,000	-,276	-,071
	Sig. (2-tailed)	,432	,	,361	,819
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,282	-,276	1,000	-,413
	Sig. (2-tailed)	,351	,361	,	,161
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,078	-,071	-,413	1,000
	Sig. (2-tailed)	,800	,819	,161	,
	N	13	13	13	13

### Corrélations (tranche de revenus = 100 000 \$ à 199 000 \$)

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,003	-,286	,031
	Sig. (2-tailed)	,	,993	,344	,921
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,003	1,000	,344	-,453
	Sig. (2-tailed)	,993	,	,250	,120
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,286	,344	1,000	-,386
	Sig. (2-tailed)	,344	,250	,	,192
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,031	-,453	-,386	1,000
	Sig. (2-tailed)	,921	,120	,192	,
	N	13	13	13	13

### Corrélations (tranche de revenus = 200 000 \$ à 499 000 \$)

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,362	,080	,505
	Sig. (2-tailed)	,	,225	,795	,078
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,362	1,000	-,130	,224
	Sig. (2-tailed)	,225	,	,672	,461
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	,080	-,130	1,000	-,552
	Sig. (2-tailed)	,795	,672	,	,050
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,505	,224	-,552	1,000
	Sig. (2-tailed)	,078	,461	,050	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 500 000 \$ à 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,188	-,204	,411
	Sig. (2-tailed)	,	,539	,504	,163
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,188	1,000	,411	-,384
	Sig. (2-tailed)	,539	,	,163	,196
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,204	,411	1,000	-,354
	Sig. (2-tailed)	,504	,163	,	,236
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,411	-,384	-,354	1,000
	Sig. (2-tailed)	,163	,196	,236	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 1 000 000 \$ à 4 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,164	-,716	,642
	Sig. (2-tailed)	,	,593	,006	,018
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,164	1,000	-,423	-,093
	Sig. (2-tailed)	,593	,	,150	,762
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,716	-,423	1,000	-,559
	Sig. (2-tailed)	,006	,150	,	,047
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,642	-,093	-,559	1,000
	Sig. (2-tailed)	,018	,762	,047	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 5 000 000 \$ a 14 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,666	-,607	,537
	Sig. (2-tailed)	,	,013	,028	,059
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,666	1,000	-,681	,372
	Sig. (2-tailed)	,013	,	,010	,211
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,607	-,681	1,000	-,436
	Sig. (2-tailed)	,028	,010	,	,137
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,537	,372	-,436	1,000
	Sig. (2-tailed)	,059	,211	,137	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 15 000 000 \$ à 24 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,011	,121	,478
	Sig. (2-tailed)	,	,972	,694	,098
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,011	1,000	-,543	-,530
	Sig. (2-tailed)	,972	,	,055	,063
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	,121	-,543	1,000	,235
	Sig. (2-tailed)	,694	,055	,	,439
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,478	-,530	,235	1,000
	Sig. (2-tailed)	,098	,063	,439	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 25 000 000 \$ à 49 000 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,501	,000	,479
	Sig. (2-tailed)	,	,081	,999	,097
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,501	1,000	-,032	,298
	Sig. (2-tailed)	,081	,	,918	,323
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	,000	-,032	1,000	-,540
	Sig. (2-tailed)	,999	,918	,	,057
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,479	,298	-,540	1,000
	Sig. (2-tailed)	,097	,323	,057	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 50 000 000 \$ à 199 999 000 \$)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	,007	-,500	,622
	Sig. (2-tailed)	,	,982	,082	,023
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	,007	1,000	,289	-,160
	Sig. (2-tailed)	,982	,	,339	,602
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,500	,289	1,000	-,661
	Sig. (2-tailed)	,082	,339	,	,014
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,622	-,160	-,661	1,000
	Sig. (2-tailed)	,023	,602	,014	,
	N	13	13	13	13

**Corrélations (tranche de revenus = 200 000 000 \$ et plus)**

		Solv	MontMoy	DefAcc	AvAct
Solv	Pearson Correlation	1,000	-,289	-,764	,828
	Sig. (2-tailed)	,	,338	,002	,000
	N	13	13	13	13
MontMoy	Pearson Correlation	-,289	1,000	,161	-,100
	Sig. (2-tailed)	,338	,	,598	,745
	N	13	13	13	13
DefAcc	Pearson Correlation	-,764	,161	1,000	-,896
	Sig. (2-tailed)	,002	,598	,	,000
	N	13	13	13	13
AvAct	Pearson Correlation	,828	-,100	-,896	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,745	,000	,
	N	13	13	13	13

## ANNEXE 14

### Les résultats du traitement informatisé des données avec SAS-1999- (cas du panel de données selon la tranche de revenus bruts)

**Tableau 1 : Modèle initial**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The REG Procedure

Model: MODEL

Dependent Variable : v

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model					
Error					
Corrected Total					

Root MSE	R Square
Dependent Mean	Adj R Sq
Coeff Var	

Parameter Estimates

Variable	Parameter DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t
Intercept					
m			E		
s					
a					
d					

---

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m : MontMoy<sub>it</sub>;  
 s : Solv<sub>i(t-1)</sub>;  
 a : AvAct<sub>i(t-1)</sub>;  
 d : DefAcc<sub>i(t-1)</sub>.

**Tableau 2 : Modèle à effet fixe dû à la taille (lié aux revenus)**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i T + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF    Den DF    F Value    Pr > F

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t	Label
CS							Cross Sectional
			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
CS			Effect				Cross Sectional
Intercept							Intercept
m		E	E				
s							
a							
d							

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m : MontMoy<sub>it</sub>;  
 s : Solv<sub>i(t-1)</sub>;  
 a : AvAct<sub>i(t-1)</sub>;  
 d : DefAcc<sub>i(t-1)</sub>;



CS<sub>1</sub> à CS<sub>9</sub> et CS<sub>10</sub> : variables *dummy* pour les différentes tranches de revenus ranger selon l'ordre croissant nous avons pris la tranche de revenus de 200 000 \$ et plus (CS<sub>10</sub>) comme catégorie de référence

Variable <i>dummy</i>	Tranche de revenus	Limite inférieure (en milliers de dollars)	Limite supérieure (en milliers de dollars)
CS1	1		Moins de 100 \$;
CS2	2	100 \$	à 199 \$;
CS3	3	200 \$	à 499 \$;
CS4	4	500 \$	à 999 \$;
CS5	5	1 000 \$	à 4 999 \$;
CS6	6	5 000 \$	à 14 999 \$;
CS7	7	15 000 \$	à 24 999 \$;
CS8	8	25 000 \$	à 49 999 \$;
CS9	9	50 000 \$	à 199 999 \$;
référence	10	200 000 \$ et plus.	

**Tableau 3 : Modèle à effets fixes dus à la taille et au temps**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i T + \delta Te + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixTwo  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF    Den DF    F Value    Pr > F

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Label
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
CS						Cross Sectional
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect
TS						Time Series
						Effect

TS  
 Intercept  
 m  
 s  
 a  
 d

Effect  
 E E

Time Series  
 Intercept

Avec  $v$  : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );

$m$  :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;

$s$  :  $\text{Solv}_{i(t-1)}$ ;

$a$  :  $\text{AvAct}_{i(t-1)}$ ;

$d$  :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ ;

$CS_1$  à  $CS_{10}$  et  $CS_{11}$  : variables *dummy* pour les différentes tranches de revenus ranger selon l'ordre croissant nous avons pris la tranche de revenus de 200 000 \$ et plus ( $CS_{11}$ ) comme catégorie de référence

Variable <i>dummy</i>	Tranche de revenus	Limite inférieure (en milliers de dollars)	Limite supérieure (en milliers de dollars)
CS1	1		Moins de 100 \$;
CS2	2	100 \$	à 199 \$;
CS3	3	200 \$	à 499 \$;
CS4	4	500 \$	à 999 \$;
CS5	5	1 000 \$	à 4 999 \$;
CS6	6	5 000 \$	à 14 999 \$;
CS7	7	15 000 \$	à 24 999 \$;
CS8	8	25 000 \$	à 49 999 \$;
CS9	9	50 000 \$	à 199 999 \$;
référence	10	200 000 \$ et plus.	

$TS_1$  à  $TS_{12}$  et  $TS_{13}$  : variables *dummy* pour les différentes années allant de 1985 à 1996 on a pris l'année 1985 comme année de référence  
 L'arrangement de ces variables *dummy* est tel que présenté dans le tableau suivant :

Variable <i>dummy</i>	Année
TS1	1996
TS2	1995
TS3	1994
TS4	1993
TS5	1992
TS6	1991
TS7	1990
TS8	1989
TS9	1988
TS10	1987
TS11	1986
TS12	1985

---

**Tableau 4 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la taille (lié aux revenus)**

---

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      RanOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections  
 Variance Component for Error

Hausman Test for  
 Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept						
m		E	E			
s						
a						
d						

---

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $MontMoy_{it}$ ;  
 s :  $Solv_{i(t-1)}$ ;  
 a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;  
 d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

**Tableau 5 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la taille (selon la tranche de revenus) et au temps**

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      RanTwo  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections  
 Variance Component for Time Series  
 Variance Component for Error

Hausman Test for  
 Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept		E	E			
m						
s						
a						
d						

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $MontMoy_{it}$ ;  
 s :  $Solv_{i(t-1)}$ ;  
 a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;  
 d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

## ANNEXE 15

### Les résultats du traitement informatisé des données avec SAS-1999- (cas du panel de données selon la région administrative)

**Tableau 1 : Modèle initial**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The REG Procedure

Model: MODEL

Dependent Variable: v

Analysis of Variance

Source	Sum of DF	Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
--------	--------------	---------	----------------	---------	--------

Model

Error

Corrected Total

Root MSE  
Dependent Mean  
Coeff Var

R Square  
Adj R Sq

Parameter Estimates

Variable	Parameter DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr >  t
----------	-----------------	----------------------	-------	---------	---------

Intercept

m

s

a

d

---

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );

m :  $MontMoy_{it}$ ;

s :  $Solv_{i(t-1)}$ ;

a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;

d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

**Tableau 2 : Modèle à effet fixe dû à la région administrative**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i G + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
--------	--------	---------	--------

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Label
CS						Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
CS			Effect			Cross Sectional
Intercept						Intercept

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires (Y<sub>it</sub>);  
 m : MontMoy<sub>it</sub>;  
 s : Solv<sub>i(t-1)</sub>;  
 a : AvAct<sub>i(t-1)</sub>;

$d$  : DefAcc<sub>*it(t-1)*</sub>  
 CS<sub>1</sub> CS<sub>2</sub> ... et CS<sub>15</sub> : variables *dummy* pour les différentes régions administratives ranger comme suit :

Variable <i>dummy</i>	Région administrative
CS1	Bas St-Laurent (01)
CS2	Lac St Jean (02)
CS3	Québec (03)
CS4	Mauricie et Bois-Franc (04)
CS5	Estrie (05)
référence	Montréal (06)
CS6	Outaouais (07)
CS7	Abitibi-Témiscamingue (08)
CS8	Côte Nord (09)
CS9	Nord du Québec (10)
CS10	Gaspésie et Iles de la Madeleine (11)
CS11	Chaudières-Appalaches (12)
CS12	Laval (13)
CS13	Lanaudière (14)
CS14	Laurentides (15)
CS15	Montérégie (16)



**Tableau 3 : Modèle à effets fixes dus à la région administrative et au temps**

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AvAct_{i(t-1)} + \beta_2 Solv_{i(t-1)} + \beta_3 MontMoy_{it} + \beta_4 DefAcc_{i(t-1)} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method      FixTwo  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                      DFE  
 MSE                      Root MSE  
 R Square

F Test for No Fixed Effects

Num DF    Den DF    F Value    Pr > F

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t	Label
CS							Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
				Effect			Cross Sectional
TS				Effect			Time Series
				Effect			Time Series
				Effect			Time Series
				Effect			Time Series
				Effect			Time Series
				Effect			Time Series

TS  
 Intercept  
 m  
 s  
 a  
 d

Effect

Time Series  
 Intercept

Avec  $v$  : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 $m$  :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;  
 $s$  :  $\text{Solv}_{i(t-1)}$ ;  
 $a$  :  $\text{AvAct}_{i(t-1)}$ ;  
 $d$  :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ ;  
 $CS_1$  à  $CS_{15}$  : variables *dummy* pour les différentes régions administratives ranger comme suit :

Variable <i>dummy</i>	Région administrative
CS1	Bas St-Laurent (01)
CS2	Lac St Jean (02)
CS3	Québec (03)
CS4	Mauricie et Bois-Franc (04)
CS5	Estrie (05)
référence	Montréal (06)
CS6	Outaouais (07)
CS7	Abitibi-Témiscamingue (08)
CS8	Côte Nord (09)
CS9	Nord du Québec (10)
CS10	Gaspésie et Iles de la Madeleine (11)
CS11	Chaudières-Appalaches (12)
CS12	Laval (13)
CS13	Lanaudière (14)
CS14	Laurentides (15)
CS15	Montréal (16)

$TS_1$  à  $TS_6$  et  $TS_7$  : variables *dummy* pour les différentes années allant de 1991 à 1996 on a pris l'année 1991 comme année de référence  
 L'arrangement de ces variables *dummy* est tel que présenté dans le tableau suivant :

Variable <i>dummy</i>	Année
TS1	1996
TS2	1995
TS3	1994
TS4	1993
TS5	1992
TS6	1991

---

**Tableau 4 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la région administrative**

---

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method           RanOne  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                           DFE  
 MSE                         Root MSE  
 R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections  
 Variance Component for Error

Hausman Test for  
 Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
----------	----	----------------------	-------	---------	----	---

Intercept
m
s
a
d

---

Avec   v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
       m :  $\text{MontMoy}_{it}$ ;  
       s :  $\text{Solv}_{i(t-1)}$ ;  
       a :  $\text{AvAct}_{i(t-1)}$ ;  
       d :  $\text{DefAcc}_{i(t-1)}$ .

---

**Tableau 5 : Test d'Hausman pour un effet aléatoire dû à la région administrative et au temps**

---

The SAS System

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: v

Model Description

Estimation Method           RanTwo  
 Number of Cross Sections  
 Time Series Length

Fit Statistics

SSE                           DFE  
 MSE                         Root MSE  
 R Square

Variance Component Estimates

Variance Component for Cross Sections  
 Variance Component for Time Series  
 Variance Component for Error

Hausman Test for  
 Random Effects

DF   m Value   Pr   m

Parameter Estimates

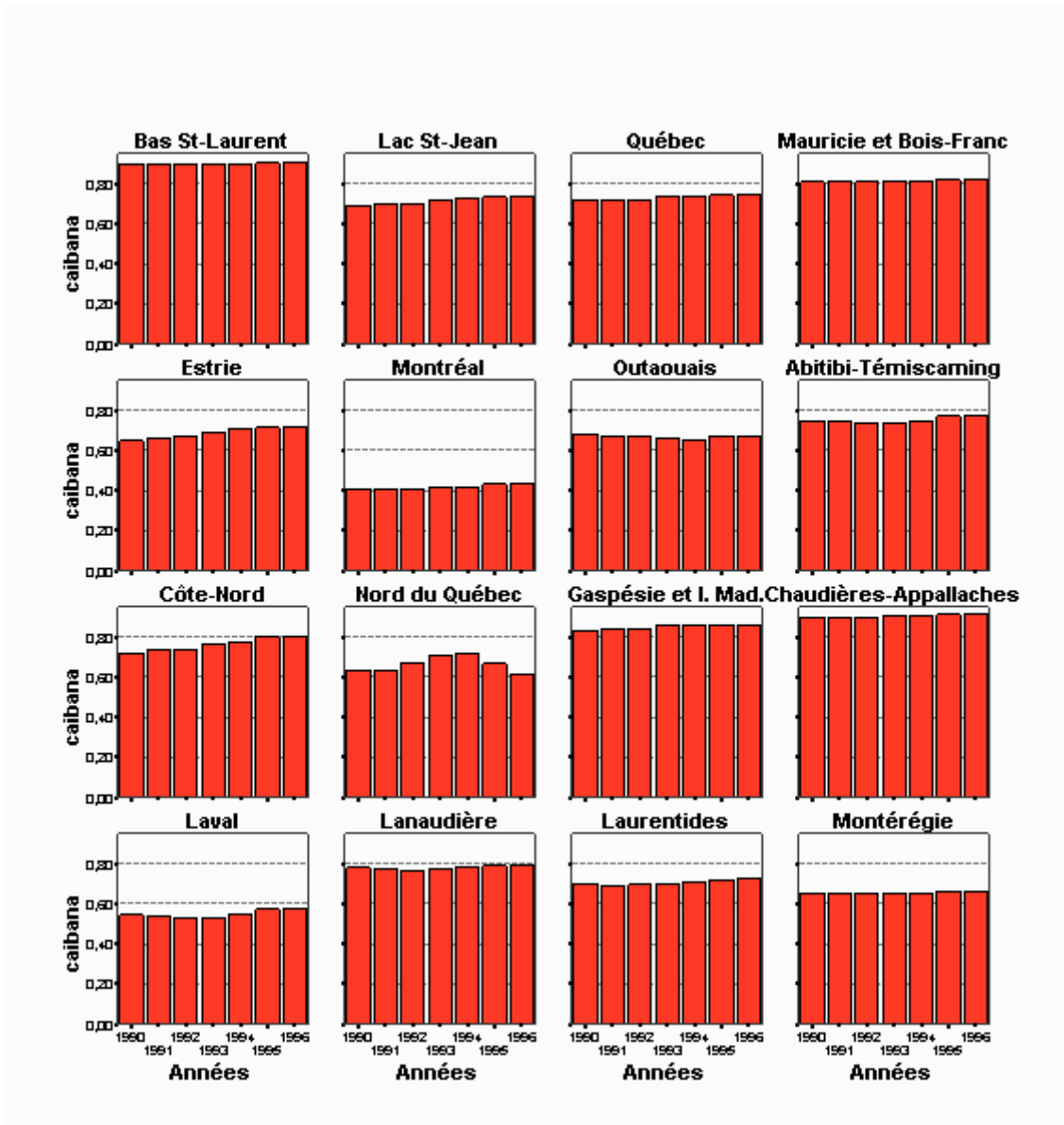
Variable	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr	t
Intercept						
m						
s						
a						
d						

---

Avec v : volume d'emploi des crédits bancaires ( $Y_{it}$ );  
 m :  $MontMoy_{it}$ ;  
 s :  $Solv_{i(t-1)}$ ;  
 a :  $AvAct_{i(t-1)}$ ;  
 d :  $DefAcc_{i(t-1)}$ .

## ANNEXE 16

### Degrés de concentration des marchés de crédit selon la région administrative, Québec, 1990-96



CaiBaNa<sub>it</sub> : Nombre total de Caisses Desjardins, et de succursales de la Banque Nationale, à la région administrative (i) et à la date (t) / Nombre total de succursales des établissements de dépôt à la région administrative (i) et à la date (t).