



HAL
open science

Les principaux déterminants de la dynamique du capital-risque

Malika Lounes

► **To cite this version:**

Malika Lounes. Les principaux déterminants de la dynamique du capital-risque. Economies et finances. Université Paris-Est, 2012. Français. NNT : 2012PEST0050 . tel-00804566

HAL Id: tel-00804566

<https://theses.hal.science/tel-00804566>

Submitted on 25 Mar 2013

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université Paris-Est Créteil Val de Marne

Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données
Individuelle Temporelle en Economie (ERUDITE)

Thèse de doctorat

Pour l'obtention du grade de Docteur en Sciences Économiques
présentée et soutenue publiquement par

Malika LOUNES

LES PRINCIPAUX DÉTERMINANTS DE LA DYNAMIQUE DU CAPITAL-RISQUE

JURY :

- Jean Bernard Chatelain : Professeur à l'université Paris 1 Panthéon Sorbonne.
Président du jury.
- Olivier Damette : Maître de conférence à l'université Paris-Est Créteil.
Suffragant.
- Jérôme Glachant : Professeur à l'université d'Evry-Val-d'Essonne.
Rapporteur.
- Dorothee Rivaud-Danset : Professeur à l'université Paris-Est Créteil.
Directeur de thèse.
- Armin Schwienbacher : Professeur à l'université Lille 2.
Rapporteur.

à l'âme de mon père . . .

Remerciements

Tout au long de cette thèse, de l'élaboration du sujet à la rédaction, j'ai été encouragée, nourrie et épaulée par beaucoup de personnes, que j'aimerais remercier et saluer ici.

Je tiens à exprimer ma reconnaissance à ma directrice de thèse, Dorothée Rivaut-Danset pour l'encadrement scientifique dont elle m'a fait bénéficier. Je lui adresse mes remerciements les plus vifs pour son accompagnement et sa disponibilité tout au long de l'élaboration de ce travail ainsi que pour son enthousiasme qu'elle a, très souvent, su me faire partager.

Je remercie très sincèrement les rapporteurs, Jérôme Glachant et Armin Schweinbacher d'avoir accepté d'être les rapporteurs de ma thèse.

Je remercie également Jean Bernard Chatelain et Olivier Damette de m'avoir fait l'honneur de faire partie de mon jury de thèse.

Ce travail a bénéficié des remarques, suggestions et commentaires des membres de l'ERUDITE, lors de séminaires ou de discussions informelles. Je pense tout particulièrement à (par ordre alphabétique) : Pierre Blanchard, Olivier Damette, Patrice Gaubert, François Legendre et Claude Mathieu.

Je remercie très chaleureusement celles et ceux qui m'ont relu et m'ont fait part de leurs suggestions : Fabienne Boudier , Stéphanie Casilde, Christophe Bouchet et Emmanuelle Dubocage.

Je tiens également à remercier tout particulièrement Fabienne Boudier pour son aide, sa grande disponibilité et ses précieux conseils.

Une pensée particulière est adressée à Joël Gondouin qui m'a beaucoup aidé à résoudre tous les problèmes informatiques que j'ai rencontrés.

Je remercie aussi tout ceux qui d'une façon ou d'une autre m'ont soutenu : Yasmina Lamhene, Stéphanie Ben-Abria, Isabelle Patakay, Aurélie Andry et Josette Dacosta.

L'occasion m'est donnée ici de remercier également mon amis Haykel et tous les thésards de l'ERUDITE : Adel, Oubeid, Zineb, Heithem, Issiaka, Madjda, Suzanne, Igor et Djibril.

Je remercie enfin toutes les personnes qui m'ont témoigné de la sympathie et de la bienveillance au cours de mes cinq années de thèse. Je pense particulièrement à ma famille proche et mes amis.

Malika LOUNES

L'Université de Paris-Est n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Table des matières

Remerciements	2
Liste des figures	12
Liste des tableaux	14
Liste des acronymes et abréviations	16
INTRODUCTION GÉNÉRALE	19
I LE DYNAMISME DU CAPITAL-RISQUE ET SES MARCHÉS DE SORTIE	32
1 LES PRINCIPALES MODALITÉS DE SORTIE	33
1.1 Introduction	34
1.2 La sortie par introduction en Bourse	37
1.3 La sortie par fusion-acquisition	40
1.4 Les modalités de sortie d'un investissement en capital-risque : revue de la littérature	42
2 L'INVESTISSEMENT EN CAPITAL-RISQUE AMÉRICAIN DÉPEND-T-IL DU MARCHÉ FINANCIER ? UNE ÉTUDE	

EMPIRIQUE	46
2.1 Introduction	47
2.2 Données, source et description	48
2.2.1 Évolution trimestrielle des investissements en capital- risque aux États-Unis	49
2.2.2 Évolution trimestrielle du nombre d'IPO et de M&A aux États-Unis	50
2.3 Méthodologie et résultats empiriques	52
2.3.1 Test de non stationnarité	52
2.3.2 Test de cointégration d'Engle et Granger	56
2.3.3 Le modèle à correction d'erreur	58
2.3.4 Une analyse par la causalité	59
2.4 Conclusion	62
Appendices	64
A.1 Les stades de capital-risque	65
A.2 Présentation synthétique des tests de racine unitaire utilisés	65
A.3 Présentation synthétique du test de causalité de Granger . .	69
Bibliographie	71
II LES DÉTERMINANTS MACROÉCONOMIQUES : ÉTUDES EMPIRIQUES	73
3 LES PRINCIPAUX DÉTERMINANTS DE L'INVESTIS- SEMENT EN CAPITAL-RISQUE : REVUE DE LA LITTÉRATURE	74
3.1 Les études empiriques portant sur les États-Unis	84

3.2	Les études orientées vers une comparaison internationale . . .	87
4	LES PRINCIPAUX DÉTERMINANTS DE LA DYNAMIQUE DU CAPITAL-RISQUE : ÉTUDE EMPIRIQUE SUR DONNÉES AMÉRICAINES	97
4.1	Introduction	98
4.2	Les différentes approches économétriques de l'investissement	101
4.3	Les hypothèses à tester	104
4.4	Données et méthodologie	105
4.4.1	Les données : source et description	105
4.4.2	Méthodologie	109
4.4.3	La procédure <i>bounds tests</i>	111
4.5	Résultats empiriques et analyse	116
4.5.1	Test de racine unitaire	116
4.5.2	Résultats de la procédure « <i>bounds test</i> »	116
4.5.3	La dynamique de long terme	117
4.5.4	La dynamique de court terme	121
4.6	Conclusion	125
	Appendices	127
B.1	Représentation graphique des séries étudiées	128
B.2	Résultats des tests de racine unitaire	129
B.3	Tests de diagnostic des modèles ECMs	132
	Bibliographie	133
5	LA DYNAMIQUE DU CAPITAL-RISQUE DANS LA DÉCENNIE 2000 : UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE SUR DONNÉE DE PANEL	138

5.1	Introduction	139
5.2	Évolution de l'investissement en capital-risque dans la décennie 2000 : quelques repères	141
5.3	Quels sont les facteurs qui déterminent l'investissement en capital-risque?	146
5.3.1	La pression de la demande	146
5.3.2	La performance espérée	147
5.3.3	Le taux d'intérêt	148
5.3.4	L'environnement légal et fiscal	149
5.3.5	L'environnement scientifique et technologique	150
5.4	Les données : source et description	150
5.5	Approche méthodologique et résultats	157
5.5.1	Les tests de racine unitaire	158
5.5.2	Les tests de cointégration	159
5.5.3	La dynamique de long terme	163
5.5.4	La dynamique de court terme	167
5.6	Conclusion et implications de nos résultats	171
Appendices		174
C.1	Définition et sources des variables	175
C.2	Statistiques descriptives	176
C.3	Matrice de corrélation	177
C.4	Présentation synthétique des tests de racine unitaire utilisés	177
C.5	Présentation synthétique des tests de co-intégration utilisés .	181
C.5.1	Les tests de Pedroni	181
C.5.2	Le test de Kao	183
C.5.3	Les tests de Westerlund	184

C.6 Résultats des tests de racine unitaire pour les résidus de la relation de cointégration	185
Bibliographie	186
CONCLUSION GÉNÉRALE	190
BIBLIOGRAPHIE GÉNÉRALE	198

Table des figures

1.1	Les acteurs et le cycle d'investissement en capital-risque. <i>Source</i> : auteur.	36
2.1	Volume des investissements trimestriels en capital-risque américain, en millions d'US dollars et sur la période 1970-2010. <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.	50
2.2	L'évolution du nombre d'IPO et de M&A des entreprises américaines soutenues par le capital-risque. <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.	51
2.3	Les stades d'un financement en capital-risque. <i>Source</i> : auteur.	65
4.1	Représentation graphique des séries étudiées.	128
5.1	Les investissements en capital-risque aux États-Unis, 2001-2010, en millions d'US dollars. <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.	142
5.2	Les investissements en capital-risque de onze pays européens, 2001-2010, en millions d'US dollars. <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.	143

5.3	Les investissements européens en capital-risque, moyenne 2001-2009, en millions d'US dollars. <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.	144
5.4	Les investissements en capital-risque de treize pays de l'OCDE, moyenne 2001-2009, (pourcentage du PIB). <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters pour les investissements en capital-risque et l'OCDE pour le PIB réel.	145
5.5	Représentation graphique de la prime de risque. <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters. . .	153
5.6	Classement des onze pays européens considérés en fonction de l'indice calculé par l'EVCA (2008). <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données de l'EVCA.	155
5.7	Intensité en recherche et développement (moyenne 2001-2008). <i>Source</i> : calculs de l'auteur à partir des données Datasteam.	156

Liste des tableaux

2-1	Résultats des tests ADF	54
2-2	Résultats des tests ADF-GLS	55
2-3	Résultats des tests PP	56
2-4	Résultats du test de cointégration d'Engle et Granger	57
2-5	Test de non causalité de Granger	61
3-1	Revue de la littérature	95
3-2	Revue de la littérature (suite)	96
4-1	Sources des données	109
4-2	Résultats de la procédure « <i>bounds tests</i> »	117
4-3	Les relation de long terme estimées par l'approche ARDL	119
4-4	La représentation ECM des modèles ARDL	124
4-5	Résultats des tests ADF	129
4-6	Résultats des tests PP	130
4-7	Résultats des tests ADF-GLS	131
4-8	Tests de diagnostic	132
4-9	Tests de diagnostic (suite)	132
5-1	Tests de racine unitaire	159
5-2	Tests de cointégration en données de panel	162

5-3	Résultats de l'estimation de la relation de long terme par les DOLS	165
5-4	Résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur par les MCO	169
5-5	Définition et sources des variables	175
5-6	Définition et sources des variables (suite)	176
5-7	Statistiques descriptives	176
5-8	Matrice de corrélation	177
5-9	Tests de racine unitaire	185

Liste des acronymes et abréviations

ABSA : Actions avec Bons de Souscription d'Actions
AFIC : Association Française des Investisseurs en Capital
ADF : Augmented Dickey et Fuller
ARD : American Research & Development Corporation
ARDL : Auto Regressive Distributive Lags
BEA : Bureau of Economic Analysis
DF : Dickey et Fuller
DEC : Digital Equipment Corporation
DOLS : Dynamic Ordinary Least Squares
EIS : Enterprise Investment Scheme
ECM : Error Correction Model
ERISA : Employee Retirement Investment Security Act
EVCA : European Venture Capital Association
FCPI : Fonds Communs de Placement dans l'Innovation
FCPR : Fonds Communs de Placement à Risque
FM-OLS : Fully Modified-Ordinary Least Squares
GPs : General Partners
GLS : Generalized Least Squared

IPS : Im Pesaran et Shin
PIB : Produit Intérieur Brut
INSEE : Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques
IPO : Initial Public Offering
LBO : Leverage Buy Out
LPs : Limited Partners
LLC : Levin, Lin et Chu
M&A : Merger and Acquisition
MCO : Moindres Carrés Ordinaires
MIT : Massachusetts Institute of Technology
NASDAQ : National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NYSE : New York Stock Exchange
NTIC : Nouvelles Technologies de l'Information et de la Communication
OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Économiques
R&D : Recherche et Développement
SBA : Small Business Administration
SBIC : Small Business Investment Companies
SCR : Sociétés de Capital-Risque
TRI : Taux de Rendement Interne / (*IRR* Internal Rate of Return)
VAR : Vector AutoRegressive
VCT : Venture Capital Trusts

INTRODUCTION

GÉNÉRALE

La réalité nous montre que chaque conjoncture prend son essor dans une branche ou dans quelques branches et qu'elle est caractérisée avant tout par des innovations dans ces branches. Les premiers entrepreneurs suppriment les obstacles pour les autres, non seulement dans la branche de production où ils apparaissent, mais aussi, ils les suppriment ipso facto dans les autres branches de la production, (Schumpeter, [1912]).

Selon Schumpeter, l'évolution naît d'une rupture endogène des routines, qu'il nomme « innovation ». Cette dernière peut prendre différentes formes : innovation de produit, innovation de procédé, nouveau marché, utilisation de nouvelles matières premières et innovation organisationnelle. C'est à cet économiste que l'on doit les premières réflexions sur **le rôle clé de l'innovation** dans l'évolution économique. Au départ, l'innovation met l'entrepreneur dans une situation de monopole qui lui permet des profits importants. Ensuite, l'afflux d'entrepreneurs imitateurs, attirés par les perspectives de profit, enclenche, dans un premier temps, un processus d'accroissement de l'investissement, de l'emploi et de la production. Cette phase d'expansion

s'accompagne d'un processus de « destruction créatrice », pendant lequel les innovations chassent les entreprises dépassées et provoquent une destruction d'emplois. Dans un deuxième temps, la généralisation de l'innovation et l'accroissement de la production conduisent progressivement à la saturation des marchés. L'économie connaît alors une baisse de l'investissement, de la production, et de l'emploi ; en d'autres termes, une récession. Ainsi, le processus d'imitation, qui explique la diffusion de l'innovation, explique aussi la crise puisqu'il conduit des individus sans compétences à surinvestir dans les branches en expansion au moment où l'on se rapproche de la saturation des marchés. Une nouvelle phase d'expansion ne débutera qu'avec l'émergence d'une nouvelle vague d'innovations qui est créatrice, en ce qu'elle est porteuse de nouveaux marchés et de croissance, mais en même temps destructrice, car elle rend obsolètes les anciens produits et les anciennes méthodes de production. C'est ce que Schumpeter résume par la formule « destruction créatrice ».

L'analyse schumpetérienne de la croissance ne repose pas seulement sur le processus d'innovation mais également sur **le rôle clé de l'entrepreneur**. C'est ce dernier qui prend le risque de lancer un nouveau produit ou une nouvelle façon de produire et ce n'est que dans le cadre d'une structure de concurrence temporairement monopolistique qu'il peut réussir son pari. Schumpeter insiste également sur **le rôle du crédit** dans le financement de l'innovation. L'entrepreneur doit pouvoir emprunter car il ne dispose pas de ressources financières suffisantes à la prise de risque initiale. Les banquiers peuvent ainsi jouer un rôle majeur s'ils acceptent de financer l'entrepreneur-innovateur et, ce faisant, de prendre part au risque lié à l'innovation, sans exiger les garanties habituellement demandées et qui font le plus souvent défaut aux entrepreneurs-innovateurs. Ainsi, nous pouvons

dire que la croissance schumpetérienne est une croissance fondée sur le couple entrepreneur-crédit. Sans l'entrepreneur-innovateur et sans financement, il n'y a pas d'innovation et sans innovation, l'économie est stationnaire. Dans l'analyse Schumpetérienne, l'évolution dépend de la capacité du système à sécréter ou à favoriser la création de jeunes entreprises innovantes; en d'autres termes, de l'existence de capacités entrepreneuriales couplée à **un système de financement**.

Si l'on remplace la banque par le capital-risqueur, l'analyse schumpetérienne s'accorde *a priori* parfaitement avec la croissance économique que connaissent les États-Unis d'Amérique depuis plusieurs décennies. Cette croissance est en effet, soutenue en partie par le **capital-risque** (*venture capital*), un mode de financement en fonds propres, prenant la forme d'une prise de participation d'une durée relativement longue, au capital de jeunes entreprises très innovantes, en phase d'amorçage (*seed stage*), de création ou de démarrage (*start-up stage*), et de post-crédation ou d'expansion (*later stage*)¹. Les besoins importants en capital de ces entreprises à fort potentiel de croissance ne peuvent être satisfaits par les mécanismes de financement traditionnels. Le développement du capital-risque constitue, donc, une réponse institutionnelle adaptée aux exigences d'un système dans lequel on souhaite favoriser et soutenir l'innovation. Le capital-risque est en effet né aux États-Unis, plus précisément dans la Silicon Valley, pour répondre à un besoin de financement spécifique aux entreprises fortement technologiques. Dans les premiers stades de leur développement, leur capacité à fournir les garanties nécessaires pour contracter de la dette est extrêmement limitée, leurs actifs étant souvent de nature incorporelle et donc difficile à évaluer (ca-

1. La définition française du capital-risque inclut parfois à tort les LBO (*Leverage Buy Out*), qui sont des opérations de rachat avec effet de levier (autrement dit avec une forte part d'endettement par rapport à la mise en capitaux propres). Si les LBO sont inclus, on doit parler du capital-investissement (*private equity*).

pital humain, droits, brevets . . .). Le recours au capital-risque apparaît alors comme l'unique moyen pour combler des besoins en capitaux nécessaires au développement d'une idée, ou d'un projet, dont les perspectives de croissance sont prometteuses mais aussi très risquées. Le capital-risque a participé aux États-Unis à la création et au développement d'entreprises qui ont par la suite révolutionné leur secteur d'activité ou qui ont tout simplement donné naissance à de nouvelles industries. Des secteurs tels que les logiciels, les réseaux, les biotechnologies, l'électronique, sont nés et ont grandi en parallèle à l'avènement du capital-risque aux États-Unis. Des firmes telles que Microsoft, MacIntosh, Intel, Cisco, Compaq, et plus récemment Yahoo, Amazon, Google, Facebook ou encore Youtube ont été soutenues dès leur démarrage par le capital-risque.

Ironie du sort, la forme moderne du capital-risque est attribuée par les financiers au français Georges DORIOT². Avec le président du *Massachusetts Institute of Technology* (MIT), il a pris l'initiative de créer en 1946 la première société de capital-risque, *l'American Research & Development Corporation* (ARD), dans le but de financer de petites entreprises innovantes dans la région de Boston. Conscient des immenses possibilités qu'ouvre l'électronique, il va y réaliser son premier succès. En 1957, l'ARD investit 70 000 d'US dollars dans *Digital Equipment Corporation* (DEC); en 1971, les parts d'ARD dans DEC valent 355 millions d'US dollars. Grâce à cet investissement, l'ARD présente un rendement annuel de 14,8%, supérieur aux 12,8% de l'indice Dow Jones sur la même période (Hsu et Kenney [2005]). L'ARD réussit ainsi son pari de prouver que le capital-risque peut être une activité très rentable. La structure de financement ARD est considérée comme le modèle de la pratique du capital-risque moderne. Ceci vient autant de son

2. Général de l'armée américaine, professeur à Harvard, directeur de la recherche et du développement au Pentagone.

succès exemplaire que des pratiques d'investissement mises en place par son fondateur. Le financement était très sélectif avec, en moyenne, seulement 2% des projets proposés étaient financés. De plus, l'ARD ne se limitait pas à un apport en capital, mais prenait une participation suffisante pour obtenir le contrôle de la *start-up*³, ce qui lui permettait de surveiller, mais aussi de conseiller l'équipe dirigeante. Enfin, l'ARD réalisait son investissement par étape, conditionnant sa poursuite à des objectifs intermédiaires. Cela permet à la fois de limiter les risques, tout en fournissant une incitation pour l'entrepreneur à faire de son mieux.

L'activité de capital-risque a été institutionnalisée aux États-Unis en 1958 avec le SBA (*Small Business Investment Act*). Cette loi permet à l'Agence américaine des petites et moyennes entreprises (*Small Business Administration, SBA*) de soutenir la création d'entreprises innovantes en émettant des obligations d'État dans le but de collecter des fonds qui seront prêtés aux fonds d'investissement dans les petites et moyennes entreprises (*Small Business Investment Companies* ou SBIC)⁴. La SBA accorde soit un prêt sur dix ans aux SBICs investissant dans des entreprises générant déjà des profits et qui peuvent de ce fait payer les intérêts trimestriels, soit un prêt participatif permettant de retarder les paiements d'intérêt jusqu'à la liquidation de leurs investissements. En échange, la SBA demande de 9 à 12% des profits réalisés par les SBICs. Ce mécanisme d'intervention publique a joué un rôle favorable dans le développement de cette activité aux États-Unis.

3. La *start-up* (en anglais) ou jeune pousse (en français) est une jeune entreprise innovante à fort potentiel de croissance.

4. Les SBICs regroupent des fonds privés investissant dans des petites et moyennes entreprises américaines ayant un actif net inférieur à 18 millions d'US dollars et un résultat net après impôts inférieur à 6 millions d'US dollars (Deloitte Finance [2004]).

D'autres éléments ont également joué un rôle très important dans la dynamique du capital-risque aux États-Unis. En premier lieu, l'émergence progressive de la forme juridique du partenariat limité (*limited partnership*), comme forme légale privilégiée pour les fonds de capital-risque, offre un cadre juridique qui régit les relations entre les capital-risqueurs et leurs pourvoyeurs de fonds, en précisant les rôles et les responsabilités des deux partenaires. La transparence fiscale de cette structure juridique a contribué indéniablement à son succès. Par ailleurs, la limitation à dix ans du partenariat pousse les capital-risqueurs à sélectionner les projets les plus prometteurs pour éviter d'être sanctionnés en cas d'échec par les pourvoyeurs de fonds, qui refuseront de répondre à leurs prochaines levées de fonds. Enfin, cette forme de partenariat permet aussi d'aligner les intérêts des deux partenaires en offrant aux capital-risqueurs une participation de l'ordre de 20% aux plus-values dégagées dès lors que le rendement dépasse un certain seuil (*hurdle rate*)⁵.

En deuxième lieu, la création du NASDAQ⁶ en 1971, en proposant aux entreprises à forte croissance des conditions d'admission à la cote moins sévères que celles du NYSE⁷ et en leur offrant ainsi des possibilités de sortie⁸, a favorisé le développement du capital-risque aux États-Unis. En troisième lieu, la clarification apportée en 1979 à l'interprétation du principe de « gestion prudente » de la loi ERISA (*Employee Retirement Investment Security Act*, 1974) permet aux gestionnaires des fonds de pension d'investir dans des fonds de capital-risque, contribuant ainsi à la très forte croissance des investissements dans cette classe d'actifs, à la fin des années 1970 et au

5. Taux de rendement que les capital-risqueurs doivent remettre aux investisseurs avant de pouvoir participer aux profits.

6. *National Association of Securities Dealers Automated Quotations*.

7. *New York Stock Exchange*.

8. Intel a été l'une des premières sociétés inscrites au NASDAQ en 1971.

début des années 1980.

En dernier lieu, l'adoption du *Bayh-Dole Act (University and Small Business Patent Procedures Act)* en 1980 donne aux universités le droit à la propriété intellectuelle des inventions qui résultent de recherches menées avec des fonds du gouvernement fédéral. En contrepartie, ces universités s'engagent à accorder des licences exclusives aux petites entreprises américaines. Ceci a créé un environnement fortement incitatif pour le dépôt de brevets et le transfert de technologies des universités vers les entreprises. Ce renforcement du lien université-industrie aux travers des licences exclusives a fortement contribué à l'émergence de « clusters » qui rassemblent toute une chaîne d'activité liée à l'innovation, depuis les instituts de recherche jusqu'au marché du travail local pour les *start-ups*. La Silicon Valley qui concentre géographiquement les principaux acteurs du capital-risque en est la meilleure illustration.

Ces divers éléments ont contribué au développement du capital-risque aux États-Unis. En Europe, la volonté de copier le NASDAQ, considéré comme le premier facteur expliquant l'avantage comparatif du capital-risque américain, a toujours été présente à travers les différentes tentatives de création de marché financier pour les entreprises de haute technologie. Mais les premiers essais qui avaient été conduits dans ce domaine avec le lancement en France du Nouveau Marché, en Allemagne du *Neuer Markt*, et à l'échelle européenne de l'EASDAQ, se sont mal terminés : l'éclatement de la « bulle Internet » a conduit à la fermeture du *Neuer Markt* puis de l'EASDAQ, tandis que le Nouveau Marché, a été remplacé par Alternext. On a assisté également à la création au Royaume-Uni de *l'Alternative Investment Market (AIM)* qui procède à l'introduction des entreprises issues d'opérations de

capital-investissement avec des règles beaucoup moins restrictives que celles d'Alternext, faisant ainsi de lui, le marché principal des petites entreprises innovantes en Europe. Néanmoins, il faut signaler que par rapport au NASDAQ, qui a servi de modèle à l'AIM, le fossé est encore grand en termes de niveau d'activité et de liquidité. En effet, la fragmentation des marchés de sortie en Europe les rend peu liquides, ce qui ne facilite pas l'introduction en Bourse des *start-ups* européennes.

À l'instar du modèle américain, certains pays européens ont adopté des mesures fiscales qui visent à augmenter l'offre du capital-risque. Il en va ainsi de l'*Enterprise Investment Scheme* ou (EIS), succédant en 1994 au *Business Expansion Scheme*, introduites au Royaume-Uni. Cette mesure offre aux investisseurs en capital-risque une réduction de l'impôt sur les plus-values de l'ordre de 20% du montant investi. Parallèlement à l'EIS, le dispositif du *Venture Capital Trusts* (VCT)⁹ mis en place en 1995 encourage les investisseurs à détenir des parts dans ces VCTs, en leur offrant une réduction d'impôt de l'ordre de 30% du montant souscrit dans une limite de 200 000 £ par an. La France a également adopté des mesures fiscales incitatives, Ainsi, la loi Madelin du 11 février 1994 permet aux investisseurs d'imputer sur l'impôt sur le revenu dû 25% des souscriptions dans le capital de petites et moyennes entreprises et la loi TEPA de 2007¹⁰ offre une réduction de 75% de l'ISF¹¹ dans la limite de 50 000 euros pour les contribuables qui investissent dans des petites et moyenne entreprises non cotées, avantage fiscal ramené à 50% dans la limite de 45 000 euros depuis le 1^{er} janvier 2011. De plus, les véhicules d'investissement en capital-risque, à savoir les sociétés de capital-risque (SCR), les fonds communs de placement à risque (FCPR) et

9. Les *Venture Capital Trusts* sont des véhicules d'investissement cotés, spécialisés dans les petites entreprises non cotées ou cotées sur l'AIM.

10. La loi en faveur du travail, de l'emploi et du pouvoir d'achat.

11. Impôt sur la fortune.

les fonds communs de placement dans l'innovation (FCPI), bénéficient d'une fiscalité très avantageuse.

À l'échelle de l'Europe, le cadre d'incitation actuel s'avère fragmenté par pays et par véhicule financier. Il est également relativement instable puisque les dispositifs sont renégociés régulièrement, ce qui crée une incertitude sur leur pérennité. Néanmoins, la fiscalité, à elle seule, ne peut pas être la cause principale du retard de l'Europe en matière de capital-risque par rapport aux États-Unis. D'autres facteurs, beaucoup plus importants, pourraient expliquer les résultats qui n'ont pas été à la hauteur des attentes de ces incitations fiscales. L'identification de ces facteurs passe par la compréhension des mécanismes qui ont conduit au développement phénoménal de cette activité aux États-Unis et à son succès mitigé dans le reste du monde. Tels sont les objectifs poursuivis dans cette thèse

Le capital risque a été étudié tant d'un point de vue microéconomique que d'un point de vue macroéconomique. Dans une approche microéconomique, le capital-risqueur est vu comme un intermédiaire financier particulier que les chercheurs ont présenté en se référant généralement à la théorie de l'agence. Au niveau macroéconomique, il n'existe pas de consensus quant aux déterminants du capital-risque. Les études empiriques (Gompers et Lerner [1998], Jeng et Wells [2000], Schertler [2003], Romain et de la Potterie [2004], Felix et al.[2007], Bonini et Senem [2009]) proposent des modèles qui expliquent les investissements¹² ou les engagements¹³ en capital-risque à la fois par des facteurs conjoncturels et des facteurs structurels. Au rang des premiers figurent la conjoncture économique (Produit Intérieur Brut (*PIB*)) et la conjoncture

12. Montants réellement investis dans les entreprises innovantes.

13. Montant promis par les investisseurs (LPs) aux gérants des fonds du capital-risque (GPs).

financière (taux d'intérêt et volume des IPO (*Initial Public Offering*)). Au rang des seconds figurent les déterminants sur lesquels les pouvoirs publics n'ont pas d'influence directe et immédiate, tels que la taille du marché financier et les dépenses en recherche et développement (*R&D*), ainsi que les déterminants relevant de l'environnement juridique et institutionnel (fiscalité et flexibilité sur le marché du travail) qui sont susceptibles d'évoluer rapidement sous l'influence des décisions publiques et d'avoir un impact plus ou moins rapide sur l'investissement en capital-risque.

Parmi ces déterminants, la littérature accorde un poids important au rôle des marchés financiers sur l'activité du capital-risque. Certains auteurs ([Black et Gilson\[1998\]](#), [Jeng et Wells \[2000\]](#)) conditionnent même le développement de cette activité par l'existence d'un marché financier qui offre aux capital-risqueurs la possibilité de sortie par introduction en Bourse, considérée comme la modalité la plus rémunératrice et la plus valorisante. Certes, on ne peut nier que la création du NASDAQ a joué un rôle important dans le développement de cette activité aux États-Unis. Néanmoins, nous pouvons également constater que l'absence d'un marché financier national dédié aux entreprises innovantes n'a pas empêché le développement de cette activité en Israël et en Suède. Nous avons donc voulu tester l'hypothèse selon laquelle l'existence d'un marché financier national est un facteur nécessaire mais pas suffisant, dans la mesure où d'autres facteurs déterminent et conditionnent cette activité.

Au sein des études sur les déterminants du capital-risque, l'étude de [Gompers et Lerner \[1998\]](#) a été d'une portée considérable dans le cadre de la recherche sur les déterminants de l'investissement en capital-risque mais les modèles empiriques proposés dans cette recherche n'ont, à vrai dire, au-

cun fondement théorique. C'est plus généralement le cas de tous les modèles testés dans toutes les études empiriques sur les déterminants du dynamisme du capital-risque. Ces deux limites des recherches existantes (absence de résultats consensuels et l'absence des fondements théoriques) nous ont poussé à faire le présent travail de recherche. Sur la base d'une modélisation des investissements en capital-risque inspirée d'un modèle théorique de l'investissement physique, plus précisément le modèle accélérateur-profit.

Notre objectif général est d'identifier les déterminants fondamentaux du dynamisme du capital-risque à court terme et à long terme pour permettre une meilleure compréhension du fonctionnement du capital-risque et ce faisant, les conditions de sa transposition hors des États-Unis, et notamment en Europe. La thèse se propose de répondre aux deux questions suivantes. :

- 1. Est ce que le développement du capital-risque est conditionné par l'existence d'un marché financier qui offre aux capital-risqueurs la possibilité de sortie par introduction en Bourse ?**
- 2. Quels sont les facteurs explicatifs du développement du capital-risque américain et ceux du retard de l'Europe en la matière ?**

À cette fin, la thèse est organisée en deux parties. Dans la première partie nous abordons l'influence des marchés de sortie sur le dynamisme du capital-risque. En effet, la sortie est une étape clé du cycle du capital-risque. C'est la phase de réalisation des plus-values au cours de laquelle les capital-risqueurs risquent de ne jamais pouvoir revendre les actions souscrites ou de tout perdre si l'entreprise disparaît. Nous présentons dans le premier chapitre les différentes modalités de sorties offertes aux capital-risqueurs ainsi qu'une revue de littérature concernant le rôle des marchés financiers.

Dans le deuxième chapitre nous testons la relation de dépendance entre l'investissement en capital-risque et les marchés financiers. Cette relation de dépendance est testée en intégrant un deuxième mode de sortie par fusion-acquisition (M&A) et en mobilisant les techniques économétriques propres aux séries temporelles.

Dans la deuxième partie, après un chapitre (3) consacré à la revue de la littérature relative aux déterminants macroéconomiques du capital-risque, nous proposons deux contributions empiriques centrées sur le problème de l'identification des principaux déterminants de la dynamique du capital-risque (chapitres 4 et 5). Sur la base d'un modèle économétrique inspiré du principe de l'accélérateur-profit, nous expliquons l'investissement en capital-risque par la demande, la performance anticipée, ainsi que l'environnement légal et fiscal (chapitre 4), et l'environnement fiscal et technologique (chapitre 5). Dans le quatrième chapitre, nous nous intéressons aux États-Unis qui occupent de loin une place de leader mondial sur le capital-risque pour ensuite, dans le cinquième chapitre, généraliser l'analyse à treize pays de l'OCDE. En effet, la tentation de dupliquer le modèle américain étant grande pour de nombreux pays, en Europe notamment, une meilleure connaissance des fondamentaux du capital-risque américain est primordiale si l'on veut que les acteurs concernés, qu'il s'agisse d'investisseurs privés ou des pouvoirs publics, mènent les actions et les politiques adéquates dans le but de développer cette activité. Après avoir mobilisé les nouvelles techniques économétriques propres aux séries temporelles non stationnaires dans le chapitre 4, nous mobilisons dans le chapitre suivant les techniques économétriques propres aux données de panel non stationnaires. L'extension de l'approche du chapitre précédent à onze pays européens, auxquels s'ajoutent les États-Unis et Israël, offre l'avantage de pouvoir travailler avec des échanti-

llons de petite taille et donc de remédier au problème classique de faible puissance des tests de racine unitaire et de cointégration en petit échantillon. Outre, cet avantage technique, l'utilisation des données de panel apporte une information plus riche que celle habituellement disponible en coupe ou en séries temporelles. Plus précisément, elle permet d'accroître le nombre de données en incluant l'information relative à des pays différents et mener ainsi une analyse multi-pays qui offre la possibilité de modéliser des comportements individuels plus complexes et des dynamiques changeantes.

Parmi les techniques économétriques de données panel, la non stationnarité potentielle de nos séries nous a conduit à utiliser celles la prenant en compte. En effet, [Nelson et Plosser \[1982\]](#) soutiennent que la plupart des séries macroéconomiques étant non stationnaires, les méthodes économétriques doivent être spécifiques et tenir compte de ce problème qui est susceptible d'influencer les résultats et les propositions de politiques économiques qui en découlent. Dans ce contexte, tout en mettant en évidence la non stationnarité du grand nombre de séries étudiées, notre recherche représente une contribution tout à fait originale à la compréhension de la relation multilatérale entre le dynamisme du capital-risque et ses principaux déterminants macroéconomiques.

La conclusion est l'occasion de confronter l'ensemble de nos résultats à notre problématique ainsi que de préciser certaines des questions en suspens pour de futures recherches.

Première partie

LE DYNAMISME DU CAPITAL-RISQUE ET SES MARCHÉS DE SORTIE

LES PRINCIPALES MODALITÉS DE SORTIE

But du chapitre

Nous présentons dans ce chapitre les principales modalités de sortie offertes aux capital-risqueurs, à savoir la sortie par introduction en Bourse (IPO) et la sortie par fusions-acquisition (M&A). Nous présentons également une revue de littérature pour montrer l'intérêt que suscite la modalité de sortie par introduction en Bourse, même si, depuis 1997 le nombre de M&A dépasse le nombre d'IPO, ce qui fait de la modalité de sortie par M&A une alternative crédible.

1.1 Introduction

Le système de capital-risque aux États-Unis est constitué de fonds structurés sous la forme de sociétés en commandité (*limited partnership*) regroupant des investisseurs institutionnels (*limited partners, LPs*)¹ dont la responsabilité est limitée à l'apport de fonds et les capital-risqueurs (*general partners, GPs*)², dont la responsabilité est illimitée et l'apport en capital est limité³ (Sahlman [1990]). Le fonds de capital-risque est constitué pour une durée limitée, typiquement de sept à dix années. Durant cette période les capital-risqueurs lèvent des fonds auprès des investisseurs institutionnels et les allouent aux entreprises sélectionnées. En effet, les GPs ont, dans les limites de leur contrat, une grande liberté, pendant la durée de vie du fonds pour choisir les investissements du portefeuille et les gérer. Le contrat passé entre ces deux partenaires prévoit la répartition des plus-values suivant un schéma typique de rémunération dit du « 2-20-8 % ». Il combine une fraction fixe (*management fees*)⁴ et un intéressement au résultat (*carried interest*)⁵ (Lorenzi, Glachant et Trainar [2008]).

Le capital-risqueur a vocation à se désengager à plus ou moins long terme des participations qu'il détient dans les entreprises soutenues. En effet, il doit rendre des comptes à ses pourvoyeurs de fonds, à l'issue d'une échéance généralement comprise entre 7 et 10 ans. Il est donc soumis à une contrainte de temps importante et ne peut souvent rester engagé dans le capital d'une

1. Ce sont généralement des fonds de pension, des compagnies d'assurance, des fondations (*endowments*, notamment adossées à des universités) ou des organismes publics.

2. Les gestionnaires de fonds de capital-risque.

3. L'apport en capital des GPs est autour de 1% du capital promis par les LPs.

4. Commission annuelle qui rétribue le gestionnaire pour l'administration et la gestion du fonds, et qui correspond généralement à 2 % du montant du capital promis ou effectivement investi.

5. Intéressement de l'ordre de 20% aux plus-values dégagées par le fonds au delà d'un taux de plus-value de 8 % (*hurdle rate*).

entreprise plus de dix ans. Ainsi, avant d'investir dans une entreprise, il doit s'assurer qu'il pourra en sortir plus tard. Une réflexion approfondie sur la modalité de sortie qui maximise la valeur de l'entreprise est donc primordiale. En effet, l'investissement en capital-risque est motivé par les perspectives en termes de plus-values liées à la revente des participations lors de la phase de sortie. On désigne par « sortie » le fait pour les capital-risqueurs de céder leurs participations et, par conséquent, de sortir des entreprises financées. La phase de sortie n'est pas déclenchée à un moment précis mais s'exécute plutôt en fonction des opportunités qui se présentent tout au long de la vie du fonds. Reste qu'une date butoir existe, définie par la durée de vie du fonds et qu'elle correspond à un engagement contractuel que la société de capital-risque prend vis-à-vis de ses souscripteurs.

Le choix du moment et celui de la modalité de sortie détermineront la rentabilité de l'opération d'investissement. Il est certes difficile de faire le partage entre la qualité du projet initial, l'efficacité de l'intervention du capital-risqueur, les conditions strictement financières de l'investissement et les conditions qui entourent la cession des parts détenues dans l'entreprise soutenue. Néanmoins, la sortie constitue la phase de réalisation des plus values éventuellement créées et la phase ultime du cycle d'investissement en capital-risque (Paulré [2003]). La sortie peut se réaliser essentiellement selon deux modalités, l'introduction en Bourse (IPO, *Initial Public Offering*) et la sortie par acquisition (cession à un groupe industriel (*industrial sale*)). Cette dernière peut déboucher sur une fusion, on parle alors d'une sortie par fusion-acquisition (M&A, *Merger and Acquisition*). D'autres options sont envisageables pour les capital-risqueurs ; il s'agit de la revente des parts détenues dans l'entreprise à un autre fond d'investissement (*secondary sale* ou cession secondaire) ou assez rarement aux dirigeants-fondateurs

(*bayback*) ou encore de la liquidation de la *start-up* en cas d'échec (*write-off*).

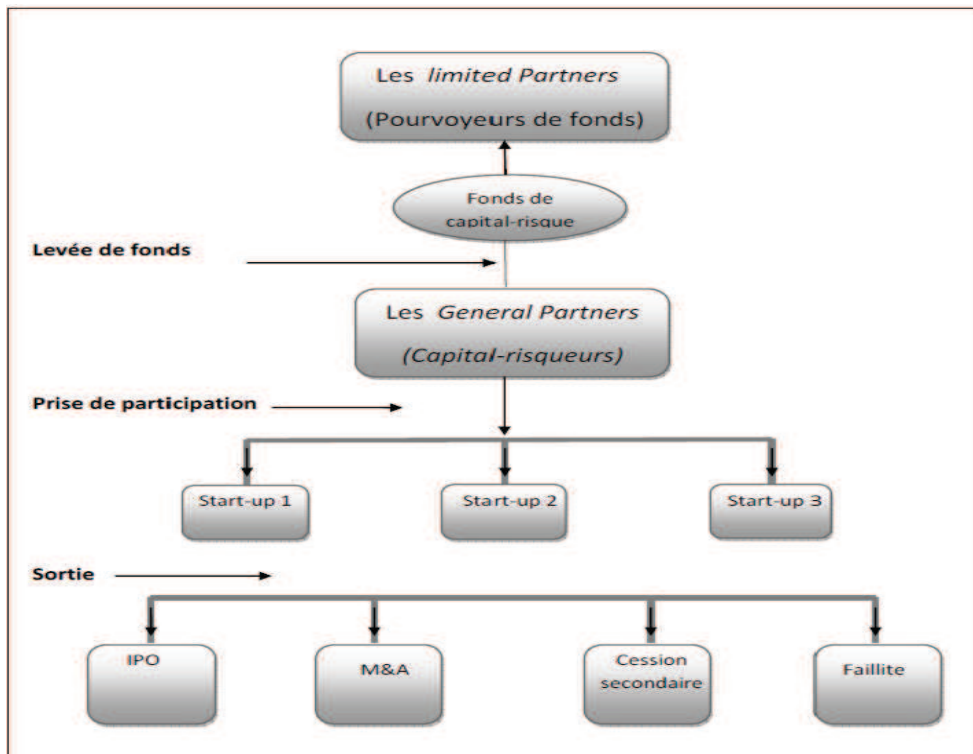


Figure 1.1 – Les acteurs et le cycle d’investissement en capital-risque.

Source : auteur.

Nous présentons, dans les deux premières sections les deux principales modalités de sortie offertes aux capital-risqueurs, à savoir l’opération d’introduction en Bourse et l’opération de fusions-acquisition, leurs avantages et inconvénients. Dans la dernière section, nous présentons une revue de la littérature qui s’est intéressée le plus souvent à la modalité de sortie par introduction en Bourse.

1.2 La sortie par introduction en Bourse

Les entreprises soutenues par un financement en capital-risque peuvent entrer en Bourse en procédant à un premier appel public à l'épargne. L'introduction en Bourse comme objectif à court ou à moyen terme a le mérite de motiver les dirigeants fondateurs et les capital-risqueurs. En effet, cette opération permet au capital-risqueur de vendre ses participations sur le marché boursier, lui offre ainsi la possibilité de réaliser un retour sur investissement lui permettant de rembourser les investisseurs institutionnels et de leur verser leur part dans les plus-values réalisées. Pour le dirigeant-fondateur, le but principal d'une IPO est l'accès au marché des capitaux qui peut permettre à sa *start-up* d'obtenir un financement important en une seule étape, d'assurer la liquidité de ses titres et de diversifier son actionnariat par une ouverture au public. L'entrée en Bourse est un outil de financement flexible et efficace qui offre au dirigeant-fondateur une certaine indépendance ainsi qu'une opportunité d'augmenter ses revenus par l'exercice de ses *stocks options* en dehors de la période du *lock-up*. Cette période de verrouillage s'applique aux capital-risqueurs et aux dirigeants-fondateurs qui ne peuvent revendre leurs titres qu'à l'issue de cette période. Ceci limite l'intérêt d'une surestimation artificielle et ponctuelle de la *start-up* lors de son introduction en Bourse.

Ce type de sortie est considérée comme la plus valorisante et représente un élément positif pour la réputation des capital-risqueurs qui utilisent les IPO passées comme un outil de marketing avec lequel ils tentent d'attirer de nouveaux capitaux lors des nouveaux tours de financement (Barry *et al.* [1990]). La cotation donne de la crédibilité à l'entreprise, renforce sa notoriété grâce à la médiatisation qui entoure ce type d'opération, préserve son indépendance en lui permettant un financement sur le marché et assure

une liquidité potentielle pour les actionnaires. De plus, comme le montrent Pagano, Panetta et Zingales [1998] pour le marché italien, l'introduction en Bourse permet d'accroître la capacité d'endettement et le pouvoir de négociation de l'entreprise à l'égard des établissements bancaires. Cependant, la sortie du capital-risqueur *via* le marché financier est plus risquée, la réalisation des plus-values est arbitraire, car elle est liée à la conjoncture financière et plus précisément au cours des actions. C'est également une opération assez complexe qui nécessite l'implication de plusieurs acteurs (intermédiaires-introducteurs⁶, autorités de marchés financiers ...). De plus, cette opération est très coûteuse, compte tenu de la rémunération des différents intervenants et des frais de communication qui résultent des exigences des autorités de marché en termes de transparence. Ce qui incite les investisseurs à être plus patients et à attendre que l'entreprise soit plus mature pour permettre un retour sur investissement important, qui compensera le coût élevé de l'introduction.

Il existe quatre grandes catégories de procédure d'introduction en Bourse. La première d'entre elles, appelée **Offre à Prix Ferme**, consiste à mettre à la disposition du marché une quantité de titres à un prix déterminé à l'avance, obligeant l'acheteur à passer son ordre au même prix sous peine de non exécution. Considéré comme trop rigide, ce procédé est peu sollicité aujourd'hui, d'autant plus qu'il s'avère être souvent assez difficile de fixer un prix de vente optimal. Un coût trop élevé peut décourager les investisseurs tandis qu'un montant trop faible peut faire perdre des fonds à l'entreprise. À la différence de l'offre à prix ferme, l'**Offre à Prix Ouvert** consiste pour l'entreprise faisant l'objet d'une introduction en Bourse, à définir une four-

6. Les intermédiaires-introducteurs sont des institutions (entreprises d'investissement, banques, ...) habilitées par les autorités de marchés et dont la mission est d'accompagner l'entreprise lors de toutes les phases de l'opération.

chette de prix, à titre indicatif, pour que les futurs investisseurs formulent alors des propositions en fonction de celle-ci⁷. Le cours définitif d'une Offre à Prix Ouvert n'est connu qu'au dernier moment par confrontation des demandes de souscription, après clôture de l'offre. Une fois le prix déterminé, seuls les ordres d'achats égaux ou supérieurs à ce cours seront exécutés.

Souvent utilisée pour compléter une Offre à Prix Ouvert, la procédure de **Placement Garanti**, également appelée placement global, a pour but d'assurer aux investisseurs institutionnels l'attribution d'une certaine quantité de titres. Pour ce faire, l'intermédiaire-introducteur (une ou plusieurs banques) recourt à la technique dite de construction du livre d'ordre (*book-building*). Il collecte les intentions d'achat des investisseurs, fixe le prix d'offre et alloue les titres de manière discrétionnaire à ces investisseurs. Cette procédure assure à l'entreprise un actionnariat stable et solide constitué de fonds de pension, de banques, de compagnies d'assurance . . . Elle convient particulièrement aux entreprises jeunes très innovantes. Outre ces mécanismes, l'introduction en Bourse d'une entreprise peut aussi s'effectuer selon la méthode de l'**Offre à Prix Minimal**⁸. L'avis d'introduction concernant une Offre à Prix Minimal donne le nombre de titres mis à la disposition du marché ainsi que le prix de vente minimum auquel les introducteurs sont prêts à céder les titres. Cette procédure peut être assimilée à une vente aux enchères. Les acquéreurs doivent alors, eux-mêmes, formuler une offre en fonction de ces données. Une fois l'ensemble des ordres recueillis, un tableau récapitulant l'ensemble des demandes à servir est dressé, afin d'écarter les offres dont le prix s'avère être trop bas.

7. Nous pouvons citer l'exemple de Zynga, une *start-up* de jeux sur réseaux sociaux qui a opté pour cette procédure en fixant la fourchette [8,50 - 10] d'US dollars pour s'introduire sur le NASDAQ en 2011.

8. La procédure choisie par la société Google pour son introduction sur le NASDAQ en 2004.

1.3 La sortie par fusion-acquisition

Les fusions-acquisitions sont des opérations par lesquelles le contrôle du capital d'une entreprise change de main. Les acquisitions recouvrent les opérations de rachat d'une entreprise par une autre. Avec l'acquisition de petites entreprises, les grands groupes cherchent à contrôler leurs technologies et à explorer de nouveaux marchés. On peut en quelque sorte parler d'acquisitions de compétences et d'innovations. L'entreprise acquise peut conserver son intégrité, ou bien être fusionnée à l'entreprise acquéreuse. Dans ce cas les deux entreprises (l'entreprise cible (*start-up*) et l'entreprise acquéreuse) décident de fusionner leurs activités et organisent un contrôle commun des actifs.

Les opérations de fusion-acquisitions sont également utilisées de plus en plus par les capital-risqueurs pour sortir du capital des entreprises qu'ils soutiennent. L'introduction en Bourse est considérée comme la modalité de sortie la plus valorisante mais elle est rarement possible. Les cycles boursiers sont tels qu'en période haussière, les analystes financiers et les investisseurs vont avoir un comportement irrationnel caractérisé par un fort emballement pour certaines valeurs. Ainsi, les introductions en Bourse vont avoir tendance à se multiplier. L'inverse est vrai, en période de morosité des marchés financiers, les introductions en Bourse se font plus rares et les entreprises en quête de sortie doivent se tourner vers la sortie par fusion-acquisition qui est un moyen beaucoup plus sûr. C'est ainsi que ce mode de sortie a mieux résisté à l'éclatement de la bulle internet alors qu'être coté était devenu très difficile pour les entreprises des TIC (Dubocage et Rivaud-Danset [2006]).

Outre la morosité des marchés financiers, la recherche de l'innovation constitue le deuxième facteur jouant en faveur des sorties par fusion-acqui-

sition. En effet, l'importance de la révolution technologique en cours et l'accélération du renouvellement des produits, obligent les grands groupes à innover rapidement sauf à courir le risque de disparaître. Par ailleurs, il est difficile, même pour les grandes sociétés, d'innover en permanence. Les grands groupes tels que Google, Microsoft, Facebook, utilisent les fusion-acquisitions comme une stratégie de croissance et de développement qui se substitue et/ou complète la politique de R&D en interne. Les fusions-acquisitions se présentent ainsi comme une stratégie de réponse à l'innovation. Le rapprochement entre deux entreprises est censé favoriser l'acquisition et l'appropriation de nouveaux actifs stratégiques (notamment une main-d'oeuvre dotée de nouveau savoir faire, compétences clés permettant de développer de nouvelles technologies . . .). L'entreprise acquéreuse compte exploiter la *start-up* acquise souvent sur le long terme pour bénéficier des synergies industrielles, commerciales et pour pénétrer dans certains cas un nouveau marché. Mais surtout, les fusions-acquisitions obéissent au désir d'agir rapidement, sous la pression des marchés qui pousse à l'accroissement du pouvoir de marché par l'exclusion volontaire de concurrents réels et/ou potentiels et au renforcement de la compétitivité.

Cette modalité de sortie permet généralement d'obtenir un prix de vente relativement élevé pour les capital-risqueurs dans la mesure où les synergies⁹ potentielles sont valorisées et donc comprises dans le prix. L'entreprise acquéreuse est souvent prête à mettre un prix élevé car l'acquisition s'inscrit dans un plan stratégique. C'est donc une solution qui peut être très rémunératrice. De plus, la fusion-acquisition assure à l'entreprise une certaine pérennité puisque cette vente s'inscrit dans une logique industrielle.

9. Les synergies peuvent être définies comme l'accroissement de compétitivité et les gains financiers qui doivent en résulter, au-delà de ce que les deux entreprises auraient pu réaliser avant leur intégration au sein d'une même entité.

Cependant, l'équipe dirigeante n'est généralement pas très favorable à ce type d'opération en raison de la perte du contrôle qu'elle peut subir.

1.4 Les modalités de sortie d'un investissement en capital-risque : revue de la littérature

La littérature aborde le plus souvent le rôle des introductions en Bourse en négligeant les sorties par fusion-acquisition. Cela est peut être dû au fait que l'introduction en Bourse est considérée comme la voie de sortie la plus rémunératrice pour les capital-risqueurs (Sahlman [1990], Cumming et MacIntosh [2003], Gompers et Lerner [1998], Black et Gilson [1998]).

Black et Gilson [1998] considèrent qu'un marché boursier bien développé, qui offre aux capital-risqueurs la possibilité de sortir *via* une IPO est un facteur déterminant pour le dynamisme du capital-risque. En se basant sur des données américaines, ils montrent l'existence d'une corrélation positive et statistiquement significative entre le nombre d'introductions en Bourse à l'année t et la volonté des investisseurs institutionnels d'allouer des fonds aux capital-risqueurs à l'année $t+1$. Les deux auteurs attribuent le succès du capital-risque aux États-Unis à leur marché du capital centré sur les marchés financiers, par comparaison à celui centré sur les banques en Allemagne et au Japon. Ils conditionnent donc le développement d'un marché du capital-risque à l'existence de marchés financiers dynamique qui offrent la possibilité d'introduction en Bourse aux entreprises soutenues par le capital-risque. Black et Gilson [1998] expliquent aussi l'échec des tentatives de reproduction du modèle de capital-risque américain dans certains pays par la faiblesse de leurs marchés financiers : « *Other countries have openly envied the U.S ven-*

ture capital market and have unsuccessfully sought to replicate it. We offer an explanation for this failure : We argue that a well developed stock market that permits venture capitalists to exit through an initial public offering (IPO) is critical to the existence of a vibrant venture capital market » (Black et Gilson [1999], p. 3). Les deux auteurs considèrent également que le prix de sortie est utilisé comme un instrument de contrôle par les bailleurs de fonds pour évaluer les capacités des investisseurs en capital-risque auxquels ils confient leurs capitaux. Autrement dit, la phase de sortie permet aux bailleurs de fonds d'écartier les gestionnaires des fonds de capital-risque les moins performants.

Gompers et Lerner [1998] soutiennent l'idée selon laquelle le niveau de l'activité d'introduction en Bourse affecte positivement les engagements en capital-risque. Ceci n'est pas surprenant dans la mesure où des anticipations d'introduction en Bourse favorables, synonymes de plus-values importantes pour les capital-risqueurs, sont des incitations essentielles pour le marché du capital-risque (Berger et Udell [1990], Black et Gilson [1998]). Toutefois, leurs résultats économétriques ne permettent pas de valider cet effet. Jeng et Wells [2000] considèrent les IPO comme le moteur le plus puissant du dynamisme du capital-risque. Ils considèrent que l'augmentation du volume d'IPO a un effet positif sur la demande et l'offre de capital-risque. Du côté de la demande, l'existence de ce mode de sortie apporte aux entrepreneurs une incitation supplémentaire pour créer de nouvelles entreprises. Du côté de l'offre, s'exerce le même effet positif puisque la majorité des investisseurs sont incités à fournir des fonds pour les capital-risqueurs s'ils anticipent une éventuelle sortie en Bourse, qui leur permettra de réaliser des plus-values importantes. Cependant, leurs tests économétriques valident la relation positive anticipée entre l'activité de capital-risque et le nombre d'IPO uniquement

pour les stades les plus avancés du capital-risque (la phase d'expansion).

Pour Gompers, Kovner, Lerner et Scharfstein [2005], le rôle important des IPO sur la levée de fonds peut être expliqué par l'effet de signal : plus le volume des IPO est important à la période t , plus les anticipations des capital-risqueurs sont favorables et plus ils sont incités à investir à la période $t + 1$. Dans leur étude sur les liens entre les investissements en capital-risque et les signaux émis par les marchés financiers (le Q de Tobin et le volume des IPO), ils montrent que les fonds expérimentés et spécialisés sont les mieux placés pour utiliser ces signaux pour réaliser des investissements performants. Hege, Palomino et Schwienbacher [2009], comme Black et Gilson [1999] considèrent l'IPO comme la voie royale pour les sorties d'investissement car elle garantit les rendements les plus élevés aux fonds d'investissement, que ce soit aux États-Unis ou en Europe. Mais encore faut-il pouvoir réaliser une telle opération. Comme le montre Laine et Torstila [2005], l'IPO est une modalité de sortie limitée aux entreprises les plus prometteuses, c'est ce qui fait de la sortie par fusion-acquisition, la sortie la plus fréquente. Les deux auteurs introduisent d'autres facteurs qui peuvent expliquer la montée en puissance de la sortie par M&A. La morosité des marchés financiers, la volonté d'accéder rapidement à la liquidité (éviter la période de *lockup*) et la volonté de préserver le caractère privé de l'entreprise amènent certains investisseurs en capital-risque à préférer la sortie par fusion-acquisition.

Schwienbacher [2005] est le premier à avoir introduit dans une étude empirique la modalité de sortie par cession industrielle et la liquidation, en plus de la modalité de sortie par IPO. En considérant un échantillon de 20 000 tours d'investissement de fonds du capital-risque américains, il analyse deux dimensions de la dynamique de sortie, à savoir le type de la

modalité de sortie et le moment choisi par les capital-risqueurs pour céder leurs participations. Les résultats de cette étude empirique montrent que les entreprises appartenant au secteur internet et au secteur de la biotechnologie sont celles qui s'introduisent le plus rapidement en Bourse. Par ailleurs, les *start-ups* Internet sont également celles qui risquent le plus la liquidation si elles n'aboutissent pas à un progrès technologique assez rapidement. Cet effet est beaucoup moins prononcé pour les entreprises de biotechnologie. En ce qui concerne la sortie par cession industrielle, les résultats de cette étude sont compatibles avec la grande évolution de cette modalité. Schwienbacher la considère comme le second meilleur choix offert aux capital-risqueurs. En effet, les capital-risqueurs visent en premier l'introduction en Bourse, considérée comme la voie de sortie préférée, et se tournent ensuite vers la sortie par cession qui est plus accessible.

**L'INVESTISSEMENT EN
CAPITAL-RISQUE
AMÉRICAIN DÉPEND-T-IL
DU MARCHÉ FINANCIER ?
UNE ÉTUDE EMPIRIQUE**

But du chapitre

Dans ce chapitre nous utilisons le test de cointégration de Engle et Granger et le test de non causalité de Granger pour tester l'existence d'une relation de dépendance sur la période 1970-2010 entre les investissements en capital-risque américains et ses deux principales opportunités de sortie : l'introduction en Bourse (IPO) et la fusion-acquisition (M&A).

2.1 Introduction

Le financement par capital-risque comprend plusieurs phases d'intervention qui correspondent aux différents cycles de la vie de l'entreprise. Les capital-risqueurs peuvent intervenir pour le financement de la phase d'amorçage (*seed stage*), la phase de création ou de démarrage (*start-up stage*) et la phase de développement ou d'expansion (*later stage*) (cf. annexe A.1). L'activité du capital-risque peut également s'analyser comme un cycle d'investissement qui comprend au moins trois phases. La première phase correspond à la levée de fonds auprès des investisseurs institutionnels. Elle est suivie par la phase d'investissement qui comprend la sélection, le suivi et la surveillance des *start-ups* auxquelles les capital-risqueurs apportent fonds propres et conseils. Enfin la troisième et dernière phase correspond à la sortie.

La phase de sortie constitue une étape cruciale pour les capital-risqueurs. C'est durant cette phase qu'ils remboursent les investisseurs institutionnels et qu'ils perçoivent le rendement de leur effort. Cette phase détermine aussi l'issue du cycle d'investissement. Si la sortie se déroule avec succès, les investisseurs sont incités à allouer à nouveau des fonds dans le circuit de financement et contribuent ainsi à entretenir la dynamique de l'activité du capital-risque par un nouveau cycle d'investissement : « Le marché du capital-risque s'auto-alimente en partie. Les succès d'aujourd'hui préfigurent le volume des ressources financières futures. L'accueil favorable réservé aux jeunes pousses, que ce soit par l'entrée sur le marché financier ou par le rachat par une grande entreprise, oriente de nouveaux fonds vers cette activité et amène les capital-investisseurs à investir dans de nouveaux projets » (Dubocage [2004], p. 49).

Cette relation de dépendance entre le dynamisme du capital-risque et la phase de sortie est largement admise. Toutefois, peu d'études économétriques

à notre connaissance ont essayé de la valider. Nous allons donc la soumettre à l'examen en testant économétriquement l'existence d'une relation de dépendance entre les investissements en capital-risque et les principales modalités de sorties qui s'offrent aux capital-risqueurs (IPO et M&A).

La première section de ce chapitre est consacrée à présentation des données utilisées. Dans la deuxième section, nous présentons la démarche empirique, les résultats des tests de racine unitaire, les résultats du test de cointégration d'Engle et Granger et les tests de non causalité de Granger. Enfin, nous concluons.

2.2 Données, source et description

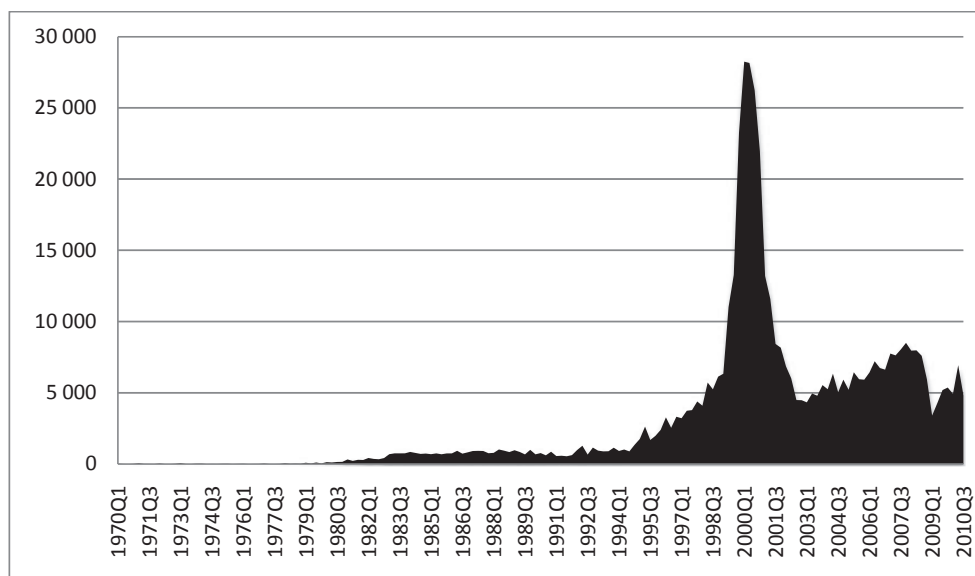
Les données utilisées proviennent de la base Thomson One Banker Private Equity commercialisée par la société Thomson Financial Reuters. C'est la base la plus complète dont on puisse disposer sur le capital-risque. Il convient de souligner que la base étant mise à jour en permanence, y compris pour des périodes parfois anciennes, les résultats des requêtes sont variables selon le moment où elles sont effectuées. Lorsqu'il s'agit d'opérations très anciennes, les variations sont très faibles voire inexistantes. Mais lorsque l'on effectue des requêtes destinées à obtenir des statistiques globales, les chiffres varient, notamment à cause des corrections effectuées sur les périodes les plus récentes.

Les données que nous avons utilisées sont des données américaines et trimestrielles couvrant la période 1970-2010. Nous nous focalisons principalement sur trois variables : les investissements des sociétés de capital-risque (INV), le nombre d'introductions en Bourse d'entreprises soutenues par le capital-risque (IPO) et le nombre de fusion-acquisitions (M&A) d'entreprises

soutenues par le capital-risque.

2.2.1 Évolution trimestrielle des investissements en capital-risque aux États-Unis

Le graphique 2.1 présente les flux d'investissements trimestriels en millions d'US dollars depuis 1970. Les montants investis aux États-Unis sont passés de 53 milliards en 1999 à 104 milliards en 2000 pour retomber à 41 milliards l'année suivante. L'éclatement de la bulle Internet avait sérieusement remis en cause la pérennité du capital-risque. Entre 2000 et 2003, on enregistre une chute des investissements, ces trois années sont considérées comme des années « noires » pour l'investissement en capital-risque. À partir de 2004, les montants investis reviennent à la hausse même s'ils sont nettement inférieurs aux records enregistrés lors de la bulle Internet. À la fin du troisième trimestre 2007, la crise des *subprimes* a mis de nouveau un sérieux coup de frein à l'investissement. En 2009, on enregistre seulement 18,25 milliards d'US dollars, le niveau le plus faible depuis 1999.



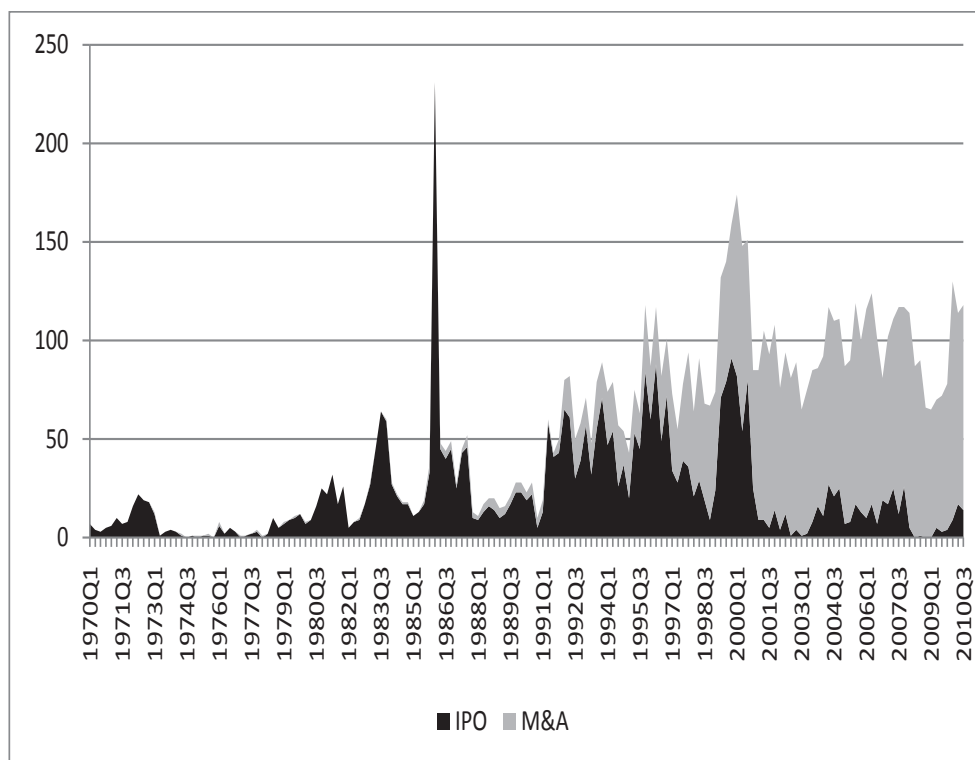
Graphique 2.1 – Volume des investissements trimestriels en capital-risque américain, en millions d’US dollars et sur la période 1970-2010. **Source** : calculs de l’auteur à partir des données Thomson Reuters.

2.2.2 Évolution trimestrielle du nombre d’IPO et de M&A aux États-Unis

Depuis la fin des années 1990, la sortie des *start-ups* soutenues par le capital-risque ne s’effectue plus principalement par introduction en Bourse. Le rachat de ces dernières par des grandes entreprises est devenu la modalité la plus fréquente. À partir de 1997, les sorties par M&A dépassent en nombre les sorties par IPO (graphique 2.2). On dénombre 41 opérations de M&A au premier trimestre de l’année 1997 contre 34 opérations d’IPO. Le nombre de M&A connaît une croissance continue jusqu’au premier trimestre 2010 où le nombre de sorties atteint alors un pic avec 121 opérations. Cette forte croissance des M&A peut être expliquée par l’instabilité des marchés financiers et la stratégie d’innovation des firmes en place.

D’un côté, les différentes crises financières que les marchés financiers ont

connues depuis les années 1990 incitent les capital-risqueurs à se tourner vers la sortie par acquisition qui est le moyen le plus sûr, le plus rapide et le moins contraignant. En effet, se lancer dans un processus aussi lourd qu'une introduction en Bourse comporte beaucoup plus de risques que la sortie par acquisition. La réalisation des plus-values étant plus incertaine, elle est plus étroitement liée à la conjoncture financière et plus précisément au cours des actions sans négliger les coûts importants supportés par les capital-risqueurs et la période de *lock-up* à laquelle ils sont soumis. De l'autre côté, la recherche de l'innovation incite les groupes à acquérir des *start-ups* dans le but d'actualiser leurs technologies, d'éliminer des concurrents potentiellement dangereux ou de pénétrer un nouveau marché.



Graphique 2.2 – L'évolution du nombre d'IPO et de M&A des entreprises américaines soutenues par le capital-risque. *Source* : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.

2.3 Méthodologie et résultats empiriques

Pour tester la relation de dépendance entre le marché du capital- risque et l'un de ses deux marchés de sortie, Black et Gilson [1998] testent la corrélation entre les engagements en capital-risque de l'année $(t+1)$ et le nombre d'introductions en Bourse de l'année (t) . Les deux auteurs ont utilisé les moindres carrés ordinaires comme méthode d'estimation sur des séries temporelles. Toutefois, la non stationnarité possible des deux séries fait encourir le risque d'estimer une régression fallacieuse et donc d'interpréter les résultats de manière erronée. La notion de stationnarité est très importante dans la modélisation d'une série temporelle, le fait qu'un processus soit stationnaire ou non conditionne le choix de la modélisation à adopter.

Ainsi, la première étape de notre démarche de modélisation consiste à tester la stationnarité des processus générateurs des données utilisées. Généralement, on se limite à vérifier la stationnarité de second ordre qui se définit comme suit : un processus est stationnaire au second ordre si l'ensemble de ses moments d'ordre un, « l'espérance », et d'ordre deux, « la variance », sont indépendants du temps. Par opposition, un processus non stationnaire est un processus qui ne satisfait pas l'une ou l'autre de ces deux conditions.

2.3.1 Test de non stationnarité

Une première intuition concernant la stationnarité des trois séries INV, IPO, M&A peut être fournie par une étude graphique ainsi que par une analyse des corrélogrammes. Un simple examen graphique met clairement en évidence le fait que la série IPO est stationnaire, alors que les séries INV et M&A sont *a priori* non stationnaires. Cette intuition peut être renforcée

par l'étude des corrélogrammes des séries. On constate que toutes les autocorrélations des séries INV et M&A sont significativement différentes de zéro et diminuent très lentement contrairement aux autocorrélations de la série IPO qui convergent rapidement vers zéro. Il est ensuite nécessaire de vérifier cette intuition en appliquant des tests statistiques de non stationnarité.

Il existe un grand nombre de tests de racine unitaire. Les travaux pionniers en la matière sont ceux de [Dickey et Fuller \(DF, \[1979, 1981\]\)](#). Les tests de Dickey-Fuller [1979] sont des tests paramétriques reposant sur l'estimation d'un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)). Ces tests sont les plus utilisés en raison de leur grande simplicité, mais ils ne sont plus valables dès que les erreurs sont autocorrélées. Cela a conduit à l'élaboration de deux types de corrections. La première revient, dans une approche paramétrique, à modifier la régression en introduisant suffisamment de retards dans le processus autorégressif de façon à blanchir les résidus (Augmented Dickey et Fuller (ADF, [1981])). La seconde consiste à modifier la statistique de test proprement dite pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et/ou l'autocorrélation des erreurs ([Philips et Perron \(PP, \[1988\]\)](#)). L'hypothèse nulle dans ces deux tests est la présence de racine unitaire, c'est-à-dire la non stationnarité de type stochastique. Néanmoins, ces deux tests classiques sont inaptes à prendre en compte la présence d'une rupture de tendance. [Elliott, Rothenberg et Stock \(ERS, \[1996\]\)](#) nous proposent le test de racine unitaire ADF-GLS basé sur la suppression de la composante déterministe (*detrended*) de la série par les moindres carrés généralisés (GLS, *Generalized Least Squared*).

Pour tester la stationnarité de nos séries nous avons utilisé le test de Dickey et Fuller augmenté (ADF), le test de Philips et Perron (PP) et le test

ADF-GLS (*cf.* annexe A.2). Les résultats de ces trois tests (tableaux 2.1, 2.2 et 2.3) permettent de confirmer notre intuition concernant la non stationnarité des séries INV et M&A ainsi que la stationnarité de la série IPO. En effet, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité pour la série INV et M&A. De plus, les premières différences de ces deux séries sont stationnaires ; elles sont donc intégrées d'ordre 1 puisqu'il faut les différencier une fois pour les rendre stationnaires.

Tableau 2-1 – Résultats des tests ADF

Variabes ^a	Nombre de retards P* ^b	ADF en niveau	ADF en première différence	Ordre d'intégration
<i>INV</i>	6	-2,23*** ^c	-5,05	I(1) ^d
<i>IPO</i>	1	-4,76	-	I(0)
<i>M&A</i>	4	1,15***	-8,21	I(1)

a. Nous avons retenu le modèle 1 sans constante ni tendance pour les variables INV et M&A et le modèle 2 avec constante et sans tendance pour la variable IPO.

b. P* est le nombre de retards qui permet de blanchir les résidus, nous avons retenu le nombre de retards qui minimise les critères d'informations Akaike et Schwartz modifiés. Dans certains cas, nous avons retenu le retard correspondant à la dernière autocorrélation partielle significative, tout en vérifiant que le résidu est bien un bruit blanc.

c. (***), (**) et (*) l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, 5%, et 10%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon [1996].

d. La série est intégrée d'ordre 1.

Tableau 2-2 – Résultats des tests ADF-GLS

Variabes	Nombre de retards P^a	ADF-GLS en niveau modèle 1 b	ADF-GLS en niveau modèle 2 c	ADF-GLS en première différence modèle 1	ADF-GLS en première différence modèle 2	Ordre d'intégration
<i>INV</i>	9	-2,46*** d	-1,46***	-4,28	-4,59	I(1) e
<i>IPO</i>	2	-4,11***	-3,57	-	-	I(0)
<i>M&A</i>	4	-1,32***	0,88***	-8,26	-8,52	I(1)

a. P est le nombre de retards fondé sur le critère d'information Akaike modifié (MAIC, *Modified Akaike Information Criterion*) recommandé par NG et Perron [2001].

b. Le modèle avec constante et tendance.

c. Le modèle avec constante et sans tendance.

d. (***), (**) et (*) l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, 5%, et 10%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon [1996] pour le modèle 2 et celles tabulées par ERS [1996] pour le modèle 1.

e. La série est intégrée d'ordre 1.

Tableau 2-3 – Résultats des tests PP

Variabes ^a	Nombre de retards P* ^b	PP en niveau	PP en première différence	Ordre d'intégration
<i>INV</i>	4	-2,11*** ^c	-7,79	I(1) ^d
<i>IPO</i>	5	-7,01	-	I(0)
<i>M&A</i>	1	0,18***	-18,07	I(1)

a. Nous avons retenu le modèle 1 sans constante ni tendance pour les variables *INV* et *M&A* et le modèle 2 avec constante et sans tendance pour la variable *IPO*.

b. P* est le nombre de retards fondé sur le paramètre de troncature de Newey-West.

c. (***), (**) et (*) l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, 5%, et 10%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon [1996].

d. La série est intégrée d'ordre 1.

2.3.2 Test de cointégration d'Engle et Granger

La théorie de la cointégration a été introduite par Granger [1981] afin d'étudier les séries temporelles non stationnaires. Comme nous l'avons précédemment mentionné, les deux séries *INV* et *M&A* sont non stationnaires et intégrées d'ordre 1. Si nous appliquons les méthodes habituelles de l'économétrie à ces deux séries, la régression risque d'être fallacieuse. Une procédure usuelle consiste à différencier les séries non stationnaires afin de les rendre stationnaires. Cette opération de différenciation a cependant pour limite essentielle de masquer les propriétés de long terme des séries étudiées puisque les relations entre les niveaux des variables ne sont plus considérées. La théorie de la cointégration permet de pallier ce problème en offrant la possibilité de spécifier des relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables.

Les deux séries *INV* et *M&A* étant intégrées d'ordre 1, il est légitime de

supposer qu'elles sont cointégrées. Selon Engle et Granger [1987], tester la cointégration entre les deux séries revient à opérer un test de racine unitaire sur les résidus de la relation statique ou de long terme. Concrètement, il s'agit, dans un premier temps, d'estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) la relation de long terme entre INV et M&A (équation 2.3.1) :

$$\text{INV}_t = \alpha + \beta \text{M\&A}_t + Z_t \quad (2.3.1)$$

où Z_t est le terme d'erreur.

Dans un second temps, il s'agit de tester la stationnarité des résidus issus de cette régression par un test ADF. Il est important de souligner que ce test de cointégration est basé sur les résidus estimés, les valeurs critiques de Dickey et Fuller n'étant plus utilisables. Il convient dès lors d'utiliser les valeurs critiques tabulées par Engle et Yoo [1987] ou par Mackinnon [1991]. Si les résidus sont non stationnaires, l'équation estimée (2.3.1) est une régression fallacieuse. Dans le cas contraire, il s'agit d'une relation de cointégration.

Tableau 2-4 – Résultats du test de cointégration d'Engle et Granger

INV-M&A	Statistique ADF	Valeur critique (seuil 1%)
Modèle sans constante ni tendance	-4,46	-3,90

Les résultats du test de cointégration d'Engle et Granger sont présentés dans le tableau 2.4 . Pour conclure le test, la valeur calculée de la statistique ADF est comparée aux valeurs critiques de Mackinnon [1991]. La valeur calculée du test ADF étant inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle de

non stationnarité de la série résiduelle est rejetée au seuil de 1%. Les deux séries INV et M&A sont donc cointégrées, ce qui implique l'existence d'une relation stable à long terme entre les deux séries. Á court terme, INV et M&A peuvent avoir une évolution divergente, mais les forces économiques, telles que le marché et les interventions étatiques, devraient les ramener à la situation d'équilibre.

La cointégration des deux séries implique aussi la possibilité de les modéliser par un modèle à correction d'erreur.

2.3.3 Le modèle à correction d'erreur

Engle et Granger [1987] ont démontré que toutes les séries cointégrées peuvent être représentées par un modèle à correction d'erreur dit ECM (Error Correction Model). Ce modèle nous permet de modéliser les ajustements de court terme qui conduisent à une situation d'équilibre de long terme. Dans notre cas, l'estimation d'un ECM revient à l'estimation de l'équation suivante par les moindres carrés ordinaires :

$$\Delta \text{INV}_t = \beta \Delta \text{M\&A}_t + \delta \widehat{Z}_{t-1} + \mu_t \quad (2.3.2)$$

où μ_t est un bruit blanc et \widehat{Z}_{t-1} le résidu retardé issu de l'estimation de la relation de cointégration entre les deux séries INV et M&A (2.3.1). Le coefficient δ représente le coefficient du terme à correction d'erreur qu'on appelle également la force de rappel vers l'équilibre de long terme. Ce coefficient doit être significativement négatif pour valider l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur.

Le résultat de l'estimation est donné par :

$$\Delta \text{INV} = 21,77 \Delta \text{M\&A} - 0,06 \widehat{Z}_{t-1} \quad (2.3.3)$$

Les résultats figurant dans l'équation (2.3.3) montrent que la série INV dépend positivement du nombre de fusion-acquisitions (M&A)¹. Le coefficient de la force de rappel est négatif (-0.06) et significativement différent de zéro. Il existe bien un mécanisme à correction d'erreur avec une vitesse de convergence vers la cible de long terme de 6% par période. À long terme, les écarts ou déséquilibres entre les deux variables INV et M&A se corrigent, conduisant les variables à évoluer ensemble.

2.3.4 Une analyse par la causalité

Le but de cette section est de déterminer s'il existe des liens de causalité, tels qu'ils ont été proposés par [Granger \[1969\]](#), entre le dynamisme du capital-risque mesuré par le volume des investissements en capital-risque et ses deux principales modalités de sorties (IPO et M&A). À notre connaissance, il s'agit de la première utilisation d'une analyse en termes de causalité au sens de Granger sur ce sujet. La causalité au sens de Granger énonce qu'une série « cause » une autre série si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde. L'idée est que si une variable **X** affecte une variable **Y**, **X** sera utile pour améliorer la prévision de **Y**.

Expliqué d'une manière synthétique, il s'agit simplement de déterminer si une variable **X** « cause selon Granger » une variable **Y** en observant, tout d'abord, dans quelle mesure les valeurs passées de **Y** arrivent à expliquer la valeur actuelle de **Y** et de voir par la suite l'amélioration de la prévision grâce à la prise en compte de valeurs retardées de la variable **X**. **Y** peut

1. Les variables étant toutes stationnaires, nous pouvons utiliser les tests de Student. Tous les coefficients sont significativement différents de 0. Les statistiques calculées de Student sont données successivement par 2,38 et -2,42

être considérée comme « causée selon Granger » par \mathbf{X} si la variable \mathbf{X} est déterminante dans la prévision de \mathbf{Y} ou encore, d'une manière équivalente, si les coefficients des valeurs retardées de la variable \mathbf{X} sont significativement différents de zéro. On dit donc que la variable \mathbf{X} cause \mathbf{Y} au sens de Granger si la prévision de \mathbf{Y} est améliorée lorsque l'information relative à \mathbf{X} est incorporée dans l'analyse. Pour autant, le fait d'affirmer que \mathbf{X} cause \mathbf{Y} au sens de Granger ne signifie pas que \mathbf{Y} est la conséquence de \mathbf{X} . La causalité au sens de Granger est différente de la notion de causalité du langage courant, « l'affirmation \mathbf{X} cause \mathbf{Y} n'est que l'abréviation de celle, plus précise mais plus longue : \mathbf{X} contient des informations utiles pour prédire \mathbf{Y} en plus du passé historique des autres variables du système » (Diebold [2001], p. 254).

Le concept de causalité, tel qu'il a été défini par Granger [1969], s'interprète donc en termes de « prédictabilité ». Si une variable X « cause » au sens de Granger une variable Y , alors il est possible d'utiliser X pour prévoir les mouvements de court terme de Y . Tester l'hypothèse d'absence de causalité de X vers Y , revient ainsi à effectuer un test de restriction sur les coefficients de la variable X dans la représentation VAR(P) (*Vector Autoregressive*) où P est le nombre de retards qu'il convient de retenir pour assurer que les résidus du modèle sont des bruits blancs. On dit que X cause Y au sens de Granger si les coefficients estimés des retards de X sont significativement différents de zéro.

Afin d'étudier la possibilité de causalité au sens de Granger entre les couples de variables suivants : (INV, IPO) et (INV, M&A) nous avons appliqué le test de non causalité de Granger à l'aide d'un test de Fisher classique de nullité des coefficients. Les séries INV et M&A étant cointégrées,

nous anticipons l'existence d'une relation de causalité entre ces deux variables au moins dans un sens (Engle et Granger [1987]). Les résultats obtenus, pour un nombre de retard P^* égal à 4, sont présentés dans le tableau 2.5, où Δ désigne la différence première des séries intégrées.

Tableau 2-5 – Test de non causalité de Granger

H0	F-Stat	Prob	Décision
H01 : $\Delta M\&A$ ne cause pas ΔINV au sens de Granger	3,855	0,004	Rejeter H0
H02 : ΔINV ne cause pas $\Delta M\&A$ au sens de Granger	0,422	0,792	Ne pas rejeter H0
H03 : IPO ne cause pas ΔINV au sens de Granger	0,906	0,462	Ne pas rejeter H0
H04 : ΔINV ne cause pas IPO au sens de Grange	1,390	0,240	Ne pas rejeter H0

Concernant la première hypothèse nulle, H01, selon laquelle le nombre d'opérations de fusion-acquisitions ne cause pas au sens de Granger le volume des investissements en capital-risque, la probabilité associée est inférieure au seuil statistique de 1%. L'hypothèse nulle H01 est donc rejetée. À l'inverse, l'hypothèse nulle, H02, selon laquelle la série INV ne cause pas M&A n'est pas rejetée au seuil de 1% : il s'agit donc d'une causalité unidirectionnelle. Ce résultat nous confirme le rôle déterminant du nombre de sorties par fusion-acquisitions dans la prévision de volume des investissements en capital-risque à court terme.

Les résultats du test concernant l'hypothèse H03, selon laquelle le nombre d'introductions en Bourse ne cause pas au sens de Granger le volume des investissements en capital-risque nous contraint à l'accepter. La connaissance du passé des IPO ne permet pas de prévoir les mouvements de court terme

des investissements en capital-risque. L'hypothèse H04 selon laquelle la série INV ne cause pas au sens de Granger la série IPO, est également acceptée.

2.4 Conclusion

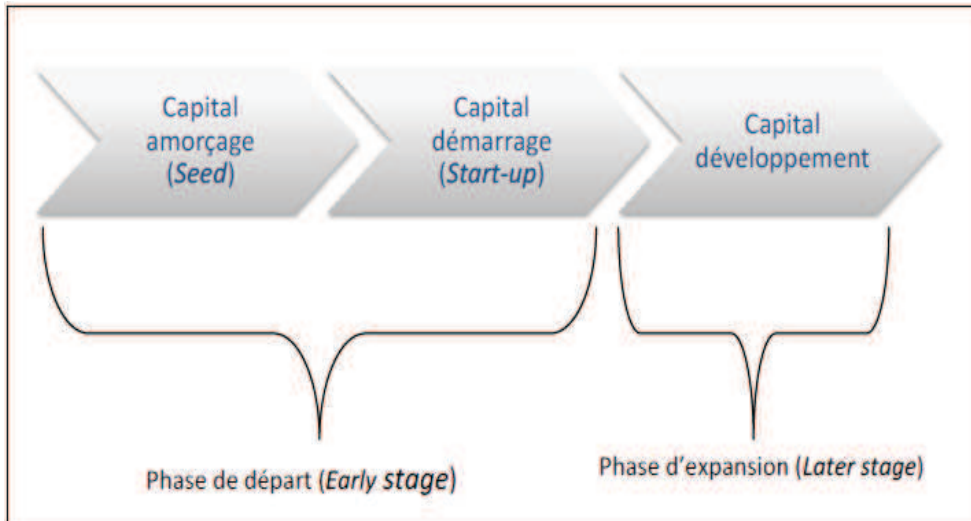
Pendant longtemps, l'introduction en Bourse a été considérée comme la voie de sortie la plus fréquente d'un investissement en capital-risque. Cette opinion a été confortée par certaines introductions spectaculaires effectuées au cours des années 1990 aux États-Unis. Depuis 1997, l'IPO ne constitue plus le choix prioritaire des capital-risqueurs, ce qui conduit à relativiser l'importance de cette modalité de sortie. De plus, le test de non causalité de Granger n'a détecté aucune relation de causalité entre les variables IPO et INV. On en déduit que l'évolution des montants investis aux États-Unis dans le capital-risque s'est sensiblement déconnectée de l'évolution des IPO. L'information contenue dans cette variable n'est pas utilisée par les capital-risqueurs pour prévoir les mouvements de court terme des investissements en capital-risque. En effet, la volatilité excessive des marchés financiers ne permet pas d'envoyer de signaux clairs aux capital-risqueurs, ce qui explique le fait que les capital-risqueurs n'exploitent pas ces signaux pour leurs prévisions.

Par ailleurs, les résultats du test de cointégration permettent l'établissement d'une relation d'équilibre de long terme entre les deux variables INV et M&A, de sorte que les perturbations de court terme par rapport à la tendance peuvent toujours être corrigées par un mécanisme de correction d'erreurs. Ces ajustements à court terme nécessaires à la réalisation d'une relation d'équilibre à long terme entre ces deux séries impliquent l'existence d'un lien de causalité, au moins dans un sens. C'est ce que nous avons démontré en recourant au test de non causalité de Granger. En effet, le nombre des

M&A cause au sens de Granger le volume des INV. La connaissance du nombre de fusion-acquisitions d'entreprises soutenues par un financement en capital-risque permet de mieux prévoir les investissements en capital-risque américain. Ainsi, nos résultats économétriques amènent à considérer que les investissements en capital-risque sont liés à court terme et à long terme au mode de sortie par fusion-acquisition.

Appendices

A.1 Les stades de capital-risque



Graphique 2.3 – Les stades d’un financement en capital-risque. *Source* : auteur.

A.2 Présentation synthétique des tests de racine unitaire utilisés

Le **premier** test de racine unitaire appliqué aux trois séries (INV, IPO, M&A) est le test de *Dickey et Fuller augmenté (ADF)* [1981]. L’hypothèse nulle de ce test est la présence de racine unitaire, soit la non stationnarité de type stochastique contre l’hypothèse alternative de stationnarité. On teste ainsi l’hypothèse :

$H_0 : \phi = 0$ contre $H_1 : \phi < 0$ dans trois modèles. Un modèle 1 sans constante ni tendance déterministe (équation (A.2.6)), un modèle 2 avec constante sans tendance déterministe (équation(A.2.5)) et un modèle 3 avec constante et tendance déterministe (équation(A.2.4)) :

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + B.t + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (\text{A.2.4})$$

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (\text{A.2.5})$$

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (\text{A.2.6})$$

L'application du test ADF nécessite la détermination du nombre optimal de retards P^* à introduire dans la régression du test pour blanchir les résidus. Le choix de p^* est très important dans la mesure où l'introduction d'un nombre insuffisant de retards peut affecter la qualité du test. On a retenu le nombre de retards qui minimise les critères d'informations (Akaike et Schwarz modifiés). Pour les cas divergents, on a retenu le retard correspondant à la dernière autocorrélation partielle significativement différente de zéro, tout en vérifiant notre choix, dans tous les cas, en testant l'absence de l'autocorrélation des résidus (test de Ljung-Box). Si les résidus correspondent à un bruit blanc, on suppose que le modèle est bien spécifié. Sinon, on augmente le nombre de retards pour corriger l'autocorrélation des résidus.

Il est fondamental de noter que l'on n'effectue pas le test de racine unitaire sur les trois modèles. En pratique, on adopte une stratégie séquentielle. On commence par tester la significativité de la tendance dans le modèle 3, si elle est significative, on conserve le modèle et on teste l'hypothèse de racine unitaire. Sinon, on passe au modèle 2 et on teste la significativité de la constante. Si cette dernière s'avère non significative, on teste l'hypothèse H_0 sur le modèle 1 sans constante, ni tendance. L'application de cette stratégie nous conduit à retenir le modèle 1 sans tendance ni constante pour la série INV et la série M&A, alors que l'on retient le modèle 2 avec constante et

sans tendance pour la série IPO.

Au final, on calcule la statistique de Student du coefficient ϕ que l'on compare aux valeurs critiques tabulées par Dickey Fuller. L'hypothèse nulle est rejetée si la valeur calculée est inférieure à la valeur critique. Cette statistique ne suit plus sous l'hypothèse nulle une loi de Student, puisque, sous l'hypothèse nulle, le processus est non stationnaire et les propriétés asymptotiques ne sont plus standards. Ainsi, la différence avec un test du Student standard repose sur les valeurs critiques à utiliser pour conclure le test. Eviews nous indique les valeurs critiques qui ont été tabulées par Mackinnon [1996].

Le **deuxième** test utilisé est celui de Phillips-Perron [1988] qui propose une correction non paramétrique² au test de Dickey-Fuller simple, afin de régler le problème de l'autocorrélation et/ou de l'hétéroscédasticité des erreurs. L'hypothèse nulle H_0 du test est, comme pour le test ADF, la présence d'une racine unitaire

$$\phi = 0$$

dans les modèles suivants :

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + B.t + v_t \quad (\text{A.2.7})$$

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + v_t \quad (\text{A.2.8})$$

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + v_t \quad (\text{A.2.9})$$

La statistique de test de Phillips-Perron (PP) est une statistique de Student corrigée par un facteur de correction estimé à partir de la covariance

2. c'est-à-dire non basée sur l'ajout des endogènes retardées comme dans le test ADF

de long terme des résidus des modèles précédemment estimés. La mise en œuvre du test de Phillips-Perron est identique à celle du test de Dickey-Fuller : on adopte la même stratégie séquentielle descendante partant de l'estimation du modèle avec constante et tendance. De plus, les statistiques de test convergent vers les mêmes distributions asymptotiques que celles de Dickey et Fuller (DF) et Dickey et Fuller augmenté (ADF). Il suffit donc de se référer aux tabulations de Dickey et Fuller pour obtenir les seuils critiques associés aux statistiques de Phillips et Perron.

Le **dernier** test utilisé est celui développé par [Elliott, Rothenberg et Stock \[1996\]](#). C'est le test ADF-GLS ou ERS qui consiste à éliminer la composante déterministe de la série brute par une régression sur des séries quasi-différenciées, puis ensuite à effectuer un test ADF sur la série obtenue. Elliott, Rothenberg et Stock [1996] considèrent deux cas, suivant que la série ne présente pas de trend (cas 1) ou que la série présente un trend (cas 2). Ils définissent une constante c qui vaut 7 dans le cas 1, et 13,5 dans le cas 2. Ils posent :

$$\alpha = 1 - \frac{c}{T}$$

Où T est le nombre d'observations et ils définissent les séries quasi-différenciées :

$$\tilde{y} = y_t - \alpha y_{t-1}$$

$$\tilde{z} = z_t - \alpha z_{t-1}$$

Où z_t est une composante déterministe comprenant une constante et/ou une tendance : $z_t = 1$ (cas 1) et $z_t = (1 \ t)'$ (cas 2)

Ils régressent ensuite \tilde{y} sur \tilde{z} et récupèrent la série résiduelle sur laquelle le test ADF est appliqué.

$$\Delta \hat{u}_t = \Phi \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t \quad (\text{A.2.10})$$

La statistique du test ADF-GLS est une statistique de Student pour l'hypothèse nulle de racine unitaire $\Phi = 0$ contre l'hypothèse alternative $\Phi < 0$.

A.3 Présentation synthétique du test de causalité de Granger

Tester la possibilité d'une éventuelle causalité au sens de Granger entre les séries étudiées ΔINV , $\Delta M\&A$ et IPO nécessite au préalable l'estimation d'un modèle VAR (P) (*Vector Autoregressive Model*). P^* est le nombre de retards qu'il convient de retenir pour assurer que les résidus du modèle sont des bruits blancs. Afin de déterminer l'ordre P^* du processus VAR, on peut utiliser des critères d'information. On estime un certain nombre de modèles VAR pour un ordre allant de 0 à P où P est le retard maximum (ici 8). On retient le retard $P^* = 4$ qui minimise le maximum de critères d'information : le critère d'Akaike, de Hannan et Quinn et de Schwarz.

Soit le modèle VAR(4) composé des variables INV , $M\&A$ et IPO :

$$\Delta INV_t = c_1 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \cdot \Delta INV_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot IPO_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \cdot \Delta M\&A_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (\text{A.3.11})$$

$$IPO_t = c_2 + \sum_{i=1}^4 \lambda_i \cdot IPO_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \theta_i \cdot \Delta INV_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \rho_i \cdot \Delta M\&A_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (\text{A.3.12})$$

$$\Delta M\&A_t = c_3 + \sum_{i=1}^4 \kappa_i \cdot \Delta M\&A_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \tau_i \cdot IPO_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \psi_i \cdot \Delta INV_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (\text{A.3.13})$$

Où ε_{1t} , ε_{2t} et ε_{3t} des bruits blancs.

Tester l'absence de causalité revient à effectuer un test de restriction sur les coefficients de certaines variables de la représentation VAR. Les hypothèses du test sont les suivantes :

H01 : $\Delta M\&A$ « ne cause pas » ΔINV au sens de Granger :

$$\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

H02 : ΔINV « ne cause pas » $\Delta M\&A$ au sens de Granger :

$$\psi_1 = \psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = 0$$

H03 : IPO « ne cause pas » ΔINV au sens de Granger :

$$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

H04 : ΔINV « ne cause pas » IPO au sens de Granger :

$$\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$$

Bibliographie

- [1] Black B. & Gilson R., (1998), « Venture Capital and the Structure of Capital Markets : Bank versus Capital Markets », *Journal of Financial Economics*, (47), p. 243-277.
- [2] Black B. & Gilson R., (1999), « Does Venture Capital Require an Active Stock Market », *Journal of Applied Corporate Finance*, (11), p. 36-48.
- [3] Berger N. & Udell F., (1990), « The role of venture capital in the creation of public companies : Evidence from the Going Public Process », *Journal of Financial Economics*, (22), p. 613-673.
- [4] Diebold F.X., (2001), « Element of Forecasting », South Western Publishing.
- [5] Engle R.F. & Granger C.W.J., (1987), « Cointegration and Error Correction, Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, (55), 251-276.
- [6] Gompers P. & Lerner J., (1990), « The Determinants of Corporate Venture Capital Success : Organizational Structure, Incentives, and Complementarities », NBER Working Paper n° 6725.
- [7] Gompers P. & Lerner J., (1998), « What Drives Venture Capital Fundraising ? », *Brooking Papers on Economic Activity, Macroeconomics*, p. 149-192.

- [8] Gompers P. & Lerner J., (2001), « The Venture Capital Revolution », *Journal of Economic Perspectives*, (15), p.145-168.
- [9] Gompers P., Kovner A., Lerner J. & Scharfstein D., (2005), « Venture Capital Investment Cycles : The Impact of Public Markets », NBER Working Papers publié en 2008 dans *Journal of Financial Economics*, (87), p. 1-23.
- [10] Granger C.W.J., (1969), « Investigating Causal relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, (37), p. 424-438.
- [11] Hege, Palomino & Schwiendbacher, (2009), « Venture capital performance : the Disparity Between Europe and the United States », disponible sur SSRN : <http://ssrn.com>, publié en 2009 dans : *Revue Finance*, (30), p. 7-50.
- [12] Jeng L.& Wells P., (2000), « The Determinants of Venture Capital Funding : Evidence Across Countries », *Journal of Corporate Finance*, (6), p. 241-289.
- [13] Kortum S. & Lerner J., (2000), « Assessing the Contribution of Venture Capital to Innovation », *Rand Journal of Economics*, (31), p. 674-692.
- [14] Rivaud-Danset D. & Vignes A., (2004), « Le capital-risque et ses deux marchés », *Revue d'économie industrielle*, (107), p. 171-193.
- [15] Rossetto S., (2008), « The price of rapid exit in venture capital-backed IPOs », *Annals of Finance*, (4), p. 29-53.

Deuxième partie

**LES DÉTERMINANTS
MACROÉCONOMIQUES :
ÉTUDES EMPIRIQUES**

**LES PRINCIPAUX
DÉTERMINANTS DE
L'INVESTISSEMENT EN
CAPITAL-RISQUE : REVUE
DE LA
LITTÉRATURE**

But du chapitre

Dans ce chapitre, nous présentons une synthèse de la littérature portant sur les déterminants du capital-risque. Dans un premier temps, nous présentons ce mode de financement sous l'angle de la théorie de l'agence. Nous devons préciser toutefois, que notre thèse porte sur les déterminants macroéconomiques du capital-risque et n'ambitionne pas de traiter les questions d'ordre microéconomiques. Dans un deuxième temps, nous présentons les études consacrées aux déterminants macroéconomiques du capital-risque américain et celles orientées vers une comparaison internationale.

Le capital-risque présente plusieurs particularités comparativement aux modes de financement traditionnels. En premier lieu, la prise de participation s'accompagne d'une collaboration active des capital-risqueurs avec l'équipe dirigeante, du fait qu'ils sont spécialisés dans le secteur dans lequel ils interviennent (Gompers, Kovner, Lerner et Scharfstein [2005]), qu'ils disposent d'une expérience de gestionnaire (Sorensen [2007]), de compétences scientifiques (Zarutskie [2006]) et d'un réseau de relations (Hochberg, Ljungqvist et Lu [2007]) qui leur permet d'accompagner et d'assister les entrepreneurs dans les différentes tâches de gestion. En deuxième lieu, les capital-risqueurs adhèrent pratiquement à l'aventure de l'entreprise financée dont ils sont un véritable associé. Ils ne disposent donc d'aucune garantie de rendement et s'engagent à partager avec le porteur de projet les risques que l'entreprise pourrait connaître mais également les profits, en cas de succès. En troisième lieu, ce type d'investissement présente une très faible liquidité. Contrairement aux actions cotées qui s'échangent sur le marché financier, la revente des participations prises par les capital-risqueurs ne se fait qu'à la fin de la relation de financement. Ainsi, les fonds accordés aux petites entreprises sont immobilisés sur plusieurs années. Enfin, les entreprises soutenues par ce mode de financement présentent un profil de risque, et de rendement attendu élevés, dans la mesure où leur avenir est très incertain. Cette incertitude est liée au caractère innovant des projets d'investissement et possède une double nature technologique, car elle porte sur l'aboutissement du processus de recherche et développement ainsi que la faisabilité du projet et commerciale, compte tenu de l'importance de la position de l'entreprise innovante vis à vis de ses concurrents.

Le contrat de financement par capital-risque a été principalement étudié

sous l'angle de la théorie de l'agence¹. Les chercheurs ont insisté sur la « double relation d'agence » à laquelle le capital-risqueur est confronté puisqu'il est à la fois l'agent et le principal. Il est l'agent dans la relation qu'il établit avec les investisseurs institutionnels (*limited partners*), ses mandants, qui vont lui apporter les capitaux nécessaires à la constitution de son fonds. En revanche, il est le principal vis-à-vis de l'entrepreneur. En tant qu'agent, le capital-risqueur se voit déléguer par ses pourvoyeurs de fonds le droit de gérer les ressources qui lui sont confiées, traduisant ainsi une situation de séparation entre la propriété et le contrôle. Cette relation est caractérisée par une forte asymétrie d'information dans la mesure où, au moment où l'investisseur investit dans un fonds, les entreprises qui en constitueront le portefeuille ne sont pas identifiées, aucune projection de performance, ni garantie de rendement n'existant. Si les résultats historiques obtenus par une équipe de gestion sont de bons indicateurs sur sa compétence, ils ne peuvent pas être considérés comme la garantie des résultats futurs. De plus, puisqu'il y a délégation, peut survenir un conflit d'intérêt. Rien ne garantit que le capital-risqueur se conforme aux intérêts des investisseurs institutionnels. Une fois l'engagement pris par ces derniers de souscrire au fonds, le capital-risqueur peut être tenté d'entreprendre des actions cachées profitables pour lui au détriment des investisseurs. Il peut, par exemple, être peu sélectif en investissant tous les capitaux engagés par les souscripteurs, même en l'absence de projets rentables, pour bénéficier pendant quelques années d'un certain niveau de revenu fixe qui correspond aux frais de gestion².

Aussi, pour faire face aux conflits d'agence susceptibles d'apparaître entre

1. La relation d'agence est définie comme « un contrat par lequel une ou plusieurs personnes (le principal/mandant) engage une autre personne (l'agent/mandataire) pour exécuter en son nom une tâche quelconque qui implique une délégation d'un certain pouvoir de décision à l'agent » (Jensen et Meckling, [1976])

2. Les frais de gestion sont généralement calculés sur la base des montants investis ou des montants promis.

les gérants et les investisseurs, les règlements des fonds intègrent de nombreuses clauses dont l'objectif est de protéger les investisseurs et d'aligner les actions entreprises par les gérants sur l'intérêt des investisseurs. Ces clauses correspondent à des mécanismes de gouvernance qui ont la capacité à contraindre et /ou à inciter le capital-risqueur à adopter un comportement plus conforme à la création de valeur pour les investisseurs institutionnels. Ces mécanismes relèvent de trois catégories. En premier lieu, afin d'aligner l'intérêt des gérants de fonds, un intéressement est mis en place sur les plus values réalisées (*carried interest*) selon un système de partage suivant : généralement 20% des plus-values reviennent à l'équipe de gestion et 80% aux investisseurs institutionnels après la prise en compte des frais de gestion et du *hurdle rate*³. En deuxième lieu, les investisseurs institutionnels peuvent exiger des capital-risqueurs qu'ils s'impliquent financièrement dans le fonds qu'ils gèrent. Cette participation est généralement de l'ordre de 1% des montants engagés dans le fonds de capital-risque. Ce mécanisme de gouvernance incite les gestionnaires de fonds à prendre les meilleures décisions d'investissement et à fournir un effort optimal en conformité avec les intérêts des pourvoyeurs de fonds. En effet, les gestionnaires qui possèdent des parts dans le fonds supportent les conséquences des décisions nuisibles et profitent de celles qui augmentent la valeur du fonds. Enfin, les investisseurs institutionnels peuvent également exiger d'être informé par des rapports annuels ou trimestriels résumant les événements importants du fonds (nouveaux investissements, changements dans la valorisation du portefeuille, sorties réalisées ...) ainsi que les comptes des entreprises en portefeuille.

Ces mécanismes de gouvernance sont perçus comme une réponse efficace à des problèmes de sous performance liés aux conflits d'intérêt entre capital-

3. C'est le taux de rendement minimum que les capital-risqueurs doivent remettre aux investisseurs avant de pouvoir participer aux profits.

risqueur et bailleurs de fonds dans un univers caractérisé par l'asymétrie d'information. Néanmoins, d'autres mécanismes informels existent et peuvent inciter le capital-risqueur à adopter un comportement coopératif créateur de valeur. Brousseau [2000] souligne que si les agents n'exploitent pas systématiquement les failles des arrangements contractuels ou du cadre institutionnel formel auxquels ils sont soumis, c'est parce qu'il existe souvent d'autres contraintes (répétition de l'interaction, mécanisme de réputation, ...) qui les sanctionneront à long terme, et qu'ils peuvent faire une comparaison entre les gains de la défection et ceux de la loyauté. En effet, comme le souligne Axelrod [1984] : « l'évolution de la coopération exige que les individus aient suffisamment de chance de se rencontrer à nouveau, pour que l'issue de leur prochaine interaction leur importe ». Ainsi, si la probabilité de rencontrer les pourvoyeurs de fonds est quasi nulle, les capital-risqueurs auront tendance à faire défection. Toutefois, comme ces derniers ont de grandes chances de les rencontrer à nouveau, la défection prend un aspect tout de suite plus risqué et la coopération peut émerger. De plus, en étant opportunistes les capital-risqueurs dégraderont leur réputation et signaleront la faible crédibilité à accorder à leurs engagements. Cette situation entraînera la perte de confiance des investisseurs institutionnels qui refuseront de leur confier leur fonds. Ainsi, les capital-risqueurs se verront obligés de respecter leurs engagements pour conserver leur réputation et donc la confiance que peuvent leur accorder les investisseurs institutionnels. La réputation est donc une incitation forte à un comportement loyal, qui assure la confiance et par la suite permet la coopération mutuelle (Baudry [1995]).

Symétriquement à sa position d'agent vis-à-vis des pourvoyeurs de fonds, le capital-risqueur se trouve en position de principal face aux entrepreneurs. L'asymétrie d'information ainsi que les divergences d'intérêt peuvent jouer

à son détriment. En effet, dans cette deuxième relation d'agence, le capital-risqueur joue le rôle du principal qui subit l'asymétrie d'information. En effet, l'entrepreneur ou le dirigeant fondateur de la *start-up* est supposé détenir une information privée sur la qualité de son projet. Selon [Cumming et MacIntosh \[2003\]](#), cette asymétrie d'information est notamment liée au caractère très innovant du projet qui incite l'entrepreneur à ne pas divulguer toute l'information, dont il dispose, pour le préserver. À cette distribution inégale de l'information, s'ajoute la divergence d'intérêts. La maîtrise de certaines informations échappant au capital-risqueur rend possible l'adoption de comportements opportunistes par le dirigeant de la *start-up*. Il peut par exemple, mener des recherches qui lui apportent la reconnaissance de la société au détriment de la performance financière de la *start-up*.

Pour réduire les coûts d'agence nés de la relation potentiellement conflictuelle entre le capital-risqueur (le principal) et l'entrepreneur (l'agent), plusieurs mécanismes de gouvernance peuvent être instaurés. Le premier mécanisme correspond au **conseil d'administration**, considéré par la théorie de l'agence, comme l'un des principaux instruments de gouvernance. Puisqu'il est chargé de représenter l'intérêt des actionnaires, de défendre leurs intérêts et de lutter contre les gestionnaires non compétents ([Fama \[1980\]](#)). Le deuxième mécanisme est celui de **financement graduel** qui correspond à l'échelonnement des fonds accordés aux entreprises soutenues, en participant à différents « tours de table ». Ceci incite le dirigeant à éviter tout comportement opportuniste s'il veut que le capital-risqueur investisse à nouveau au stade suivant. Le capital-risqueur peut en effet décider de renoncer au projet en interrompant son financement, si les efforts du dirigeant ne vont pas dans le sens attendu et si le projet n'a pas atteint les objectifs intermédiaires initialement prévus. Le troisième mécanisme correspond aux

obligations convertibles⁴ qui permettent aux capital-risqueurs de choisir le moment où ils vont devenir actionnaires. Tant que l'incertitude demeure sur la capacité de l'entreprise financée à survivre et à atteindre une taille critique, les capital-risqueurs ont la possibilité de rester créanciers et d'être ainsi remboursés prioritairement sur les actionnaires en cas de dépôt de bilan. Par contre, si l'entreprise démontre sa capacité à se développer et à créer de la richesse pour ses actionnaires, les capital-risqueurs, créanciers en obligations convertibles, ont intérêt à devenir actionnaires et donc à convertir leurs obligations. De plus, le financement par obligations convertibles est un mécanisme de gouvernance qui permet de limiter le problème d'aléa moral en incitant l'entrepreneur à ne pas falsifier les résultats de son entreprise afin d'être assuré de recevoir des fonds lors des prochains tours de financement. En effet, en adoptant ce comportement l'entrepreneur peut inciter les capital-risqueurs à convertir leurs obligations en actions pour profiter des bénéfices de l'entreprise. Enfin, les capital-risqueurs peuvent inciter les entrepreneurs à maximiser la valeur de leur entreprise en augmentant leurs parts dans le capital de l'entreprise. Cette technique peut se matérialiser sous la forme d'actions avec bons de souscription d'actions (**ABSA**) ou encore par le biais d'obligations convertibles ou de *stock-options*.

Cependant une hypothèse limite la pertinence de la théorie d'agence pour rendre compte de la nature de la coordination entre capital-risqueur et entrepreneur dans la mesure où, une fois la décision d'investissement prise, le capital-risqueur ne subit plus l'asymétrie d'information grâce au processus d'apprentissage induit par l'implication dans la gestion de l'entreprise. Avant cette prise de décision, les entrepreneurs sont, en effet, incités à ne pas divulguer certaines informations sensibles sur l'état de leurs projets pour

4. une obligation convertible est une obligation qui donne à son détenteur, pendant une période dite de conversion, la possibilité de l'échanger contre une ou plusieurs actions.

préservé son caractère innovant et donc éviter que des concurrents s'en emparent. Mais ensuite, comme le souligne Ferrary [2006] : « Le premier tour d'investissement va initier un processus d'apprentissage de l'entrepreneur par la société de capital risque. L'investisseur va pouvoir se rendre compte si l'entrepreneur est rigoureux et sait manager, si le développement technologique se déroule selon le planning prévu et si les clients sont intéressés par le prototype ». L'une des deux conditions sur lesquelles est basée la théorie de l'agence n'est plus vérifiée. En effet, la relation d'agence est basée sur deux conditions : la divergence d'intérêt entre le principal et l'agent, l'information imparfaite et asymétrique entre les deux partis. La première condition est axée sur le conflit d'intérêt qui surgit entre le principal et l'agent étant donné que chacun possède une fonction d'utilité qu'il cherche à maximiser. Cependant, il serait possible de trouver un contrat qui oblige l'agent à sauvegarder les intérêts du principal. D'où la nécessité de la deuxième condition qui est l'asymétrie informationnelle pour fonder cette relation d'agence. Ainsi, si la théorie de l'agence peut expliquer la relation capital-risqueur / entrepreneur avant l'investissement, son pouvoir explicatif est beaucoup moins pertinent dans la période post investissement.

Cable et Shane [1997] proposent d'étudier la relation post-investissement entre le capital-risqueur et l'entrepreneur comme un dilemme du prisonnier plutôt que comme une relation d'agence. Cable et Shane considèrent que le capital-risqueur et l'entrepreneur sont fortement dépendants l'un de l'autre car la réussite du projet dépend du degré d'implication de chacun des partenaires et de leur faculté à coopérer. En effet, l'entrepreneur en cherchant la réussite de son entreprise va vouloir coopérer avec le capital-risqueur. Il n'a aucun intérêt à adopter un comportement opportuniste qui remettrait en cause cette coopération et le succès de son entreprise. Cable et Shane

[1997] considèrent l'utilisation du modèle du dilemme du prisonnier très enrichissante, car, contrairement à l'approche statique offerte par la théorie d'agence, ce modèle permet l'incorporation d'un processus dynamique de coopération. Par définition, dans le jeu du dilemme du prisonnier, les deux joueurs doivent choisir leurs actions de façon simultanée et indépendante. Chaque joueur choisira donc la stratégie dominante, la défection (l'action non coopérative), puisqu'il n'y a aucune façon pour un joueur de contraindre l'autre à respecter un éventuel accord, ni pour ce dernier d'infliger une punition quelconque pour son non-respect (Kreps [1990]). Ils obtiennent donc un résultat inférieur à celui qu'ils auraient tiré de la coopération. Toutefois, selon les enseignements de dilemme du prisonnier, les deux parties ont la possibilité d'atteindre en coopérant une situation mutuellement plus favorable, représentée par l'équilibre coopératif de Nash. C'est ainsi que Cable et Shane [1997] introduisent des facteurs comme la qualité et la fréquence de la communication, les similitudes personnelles, les mécanismes d'incitation et les pénalités, qui peuvent renforcer le comportement coopératif des deux parties, et donc la performance de l'investissement en capital-risque.

Ces mécanismes de gouvernance visant à gérer les conflits d'intérêts entre les différents acteurs de capital-risque, que nous venons d'évoquer à travers la théorie de l'agence apparaissent comme des déterminants importants dans certaines études microéconomiques (Kaplan et Stromberg [2001], Zarutskie [2006], Hochberg, Ljungqvist et Lu [2007]). Au niveau macroéconomique, le peu d'études empiriques existantes tentent de tester l'effet d'un certain nombre de facteurs sur le dynamisme de cette activité. La variable endogène retenue par la plupart des modèles est soit les investissements des sociétés de capital-risque, soit les engagements des investisseurs au profit des fonds de capital-risque (*commitments*). Les variables explicatives rete-

nues correspondent à des facteurs conjoncturels, réglementaires et institutionnels. En ce qui concerne la conjoncture économique et financière les études testent l'effet d'un certain nombre de facteurs comme le PIB, l'IPO, la capitalisation boursière, le taux d'intérêt et les dépenses en recherche et développement. Pour ce qui concerne l'environnement juridique et institutionnel, la littérature aborde le plus souvent le rôle de la fiscalité, le rôle de la flexibilité du marché du travail et le rôle de l'amendement de la loi ERISA (*Employment Retirement Income Security Act*) qui a ouvert en 1979 la possibilité pour les fonds de pension d'investir dans des fonds de capital-risque.

Nous pouvons également constater que ces études accordent un poids important au rôle des marchés financiers sur l'activité du capital-risque. Dans certaines, les auteurs considèrent que l'existence d'un marché financier offre aux capital-risqueurs la possibilité d'accéder aux marchés publics des capitaux par l'introduction en Bourse pour sortir de leurs investissements. Un contexte de marché porteur permet ainsi aux capital-risqueurs de céder leurs participations dans les meilleures conditions de prix. Pour ces études le rôle des marchés financiers est appréhendé à travers la variable IPO. C'est le cas des études de [Black et Gilson \[1998\]](#), [Gompers et Lerner \[1998\]](#) et [Jeng et Wells \[2000\]](#). Dans d'autres études, on s'intéresse au rôle du signalement joué par les marchés financiers. La hausse des cours boursiers est un signal d'une conjoncture favorable à l'investissement en capital-risque. Les auteurs font appel à la capitalisation boursière pour illustrer ce rôle de signalement. C'est le cas des études de [Schertler \[2003\]](#) et [Gompers *et al.* \[2005\]](#).

Dans ce qui suit, nous classons les études empiriques sur les déterminants macroéconomiques du dynamisme du capital-risque en deux catégories : les études consacrées au capital-risque américain et celles orientées vers une

comparaison internationale.

3.1 Les études empiriques portant sur les États-Unis

Poterba [1989] est le premier à traiter les déterminants de l'investissement en capital-risque. Il considère que l'impact des variations du taux d'imposition des gains en capital affecte le niveau d'investissement en capital-risque. En se basant sur une représentation graphique des données empiriques américaines reliant les engagements en capital-risque et les taux d'imposition des gains en capital sur la période allant de 1972 à 1994, il a constaté une hausse significative des fonds promis par les investisseurs (les engagements) suite à la réduction progressive du taux d'imposition des gains en capital qui a eu lieu entre 1978 et 1982. À partir de 1986, suite à la hausse du taux d'imposition, il a constaté une baisse significative des montants promis par les investisseurs. Poterba [1989] considère ces observations empiriques comme étant la base d'une justification théorique de la corrélation négative entre la taxation des gains en capital et l'offre de capital-risque. Il note également que cet effet concerne à la fois l'offre et la demande du capital-risque. D'un côté, la réduction de la taxation des gains en capital induit un rendement après impôt plus important, engendrant ainsi une offre de capital plus importante. D'un autre côté, la réduction de cette taxation entraîne une augmentation de la demande du capital-risque du fait de l'augmentation du nombre d'entrepreneurs potentiels. Ceci s'explique par le fait que ces derniers anticipent un profit plus élevé.

Black et Gilson [1998] considèrent qu'un marché boursier développé qui offre aux capital-risqueurs la possibilité de sortir *via* une introduction en Bourse est un facteur déterminant pour le dynamisme du capital-risque. En

régressant les engagements en capital-risque de l'année $t+1$ sur le nombre d'introductions en Bourse de l'année t , ils trouvent un effet positif et statistiquement significatif du nombre d'IPO sur les engagements en capital-risque. Les deux auteurs expliquent que la principale source de l'avantage concurrentiel des États-Unis dans l'activité du capital-risque est l'existence d'un marché boursier (NASDAQ) développé qui offre la possibilité de sortie par IPO.

Gompers et Lerner [1998] modélisent les engagements en capital-risque américains sur la période 1972-1994 en testant différentes spécifications relatives à l'activité globale du capital-risque ainsi qu'aux quatre sous-groupes d'investisseurs considérés⁵. La variable dépendante dans leur premier modèle correspond au logarithme des engagements en capital-risque à la période t . Les variables retenues comme variables explicatives sont le logarithme des introductions en Bourse en valeur à la période $t-1$ des entreprises soutenues par le capital-risque, le taux de croissance du PIB réel retardé d'une période, le rendement des bons du trésor américain retardé d'une période, la taxe sur les gains en capital et une variable dummy qui prend la valeur un pour toutes les années supérieures à 1978, période associée à la clarification de la nouvelle disposition réglementaire sur les fonds de pension (l'amendement de la règle prudentielle ERISA). Dans cette clarification, il était stipulé que l'allocation par les fonds de pension d'une part de leurs portefeuilles dans des investissements en capital-risque constitue un moyen efficace de diversification et non pas une pratique imprudente.

Les deux auteurs soutiennent l'idée selon laquelle les performances des

5. Il s'agit des groupes suivants : (1) Les investisseurs imposables qui regroupent les investisseurs individuels, les sociétés et les compagnies d'assurance. (2) Les investisseurs exonérés d'impôt, composés des fonds de pension et les fondations du capital-risque. (3) Les investisseurs individuels. (4) Les fonds de pension.

fonds de capital-risque approximées par les valeurs d'IPO des entreprises soutenues par le capital-risque affectent positivement les engagements en capital-risque. Ils anticipent également un effet positif pour la variable PIB sur les engagements en capital-risque. Ils expliquent que l'augmentation du taux de croissance du PIB entraîne une augmentation de la pression concurrentielle et de ce fait de fortes incitations à la création de nouveaux produits sur le marché, ce qui devrait avoir pour conséquence une augmentation de la demande du capital-risque. Pour la variable taux d'intérêt, Gompers et Lerner [1998] anticipent un signe négatif. Une augmentation du taux d'intérêt réel devrait réduire l'attrait des investissements risqués, tels que le capital-risque au profit des investissements sans risque tels que les obligations d'État.

Les résultats économétriques permettent de valider l'effet positif anticipé de la variable PIB sur les engagements en capital-risque pour les engagements agrégés en capital-risque et les engagements des quatre sous-groupes considérés. Ils valident également l'effet négatif de la taxe sur les gains en capital, mais uniquement pour les engagements des fonds de pension. Contrairement aux résultats de [Black et Gilson \[1998\]](#), les auteurs ne valident pas l'effet positif anticipé des introductions en Bourse sur les engagements en capital-risque. Les coefficients estimés de la variable ERISA sont significativement négatifs pour les engagements agrégés en capital-risque et les engagements des fonds de pension. L'effet négatif anticipé pour cette variable ne peut pas être validé pour les autres groupes d'investisseurs. C'est également le cas pour le taux d'intérêt pour lequel l'effet négatif anticipé n'est validé que pour les engagements des investisseurs non imposables et les engagements des fonds de pension. Au final, seul le PIB et la variable dummy ERISA interviennent significativement dans l'explication des engagements agrégés en capital-risque.

Dans une autre spécification, [Gompers et Lerner \[1998\]](#) modélisent les investissements en capital-risque en retenant un échantillon de cinquante États fédérés auxquels s'ajoutent le district de Columbia (ville de Washington), sur la période 1976-1994. Dans cette spécification, les auteurs introduisent, en plus des variables déjà utilisées dans la première spécification, une nouvelle variable explicative qui approxime la demande. Il s'agit des dépenses en recherche et développement (R&D). Les auteurs considèrent que l'accroissement des R&D, qu'elles soient d'origine privée ou publique (académique ou gouvernementale), favorise le développement de nouvelles technologies et donc l'activité du capital-risque. Ils sont les premiers à avoir examiné ce facteur en le modélisant par le niveau des dépenses d'État en R&D dans le secteur public. Leurs résultats valident la significativité du coefficient de cette variable. [Jagwani \[2000\]](#) ne confirme pas le rôle positif des dépenses en R&D sur l'activité du capital-risque. Dans son étude sur les déterminants de l'offre et de la demande du capital-risque, il a utilisé des données annuelles agrégées concernant les États-Unis et couvrant la période 1978-1995. Il explique les engagements en capital-risque par un indice de performance des fonds du capital-risque, les taux d'imposition des gains en capital (TIGC), les dépenses en R&D et enfin, le taux de rendement des bons du trésor américain à échéance de trente ans (TINT). Ses résultats ne valident que l'effet négatif des variables (TIGC) et (TINT).

3.2 Les études orientées vers une comparaison internationale

[Jeng et Wells \[2000\]](#) développent un modèle économétrique visant à évaluer les déterminants conjoncturels et institutionnels de l'investissement en capital-risque, sur un échantillon de 21 pays couvrant la période 1986-

1995. Ils expliquent l'investissement en capital-risque par la valeur des introductions en Bourse, le taux de croissance du PIB, le taux de croissance de la capitalisation boursière, la rigidité sur le marché du travail, le niveau des fonds de pension privés et les normes de publication de l'information financière propres à chaque pays.

Les deux auteurs considèrent l'IPO comme le moteur le plus puissant du dynamisme du capital-risque mais leurs tests économétriques ne valident la relation positive attendue entre l'activité du capital-risque et la variable IPO que pour les stades les plus avancés (la phase d'expansion : *later stage*). Ils supposent également que les rigidités sur le marché du travail constituent un obstacle pour le développement du capital-risque. Ils proposent ainsi deux mesures qui tentent de capturer le degré de rigidité pour un salarié qui désire quitter son emploi pour rejoindre une *start-up* : la durée moyenne du travail qualifié propre à chaque pays et le pourcentage de la main d'œuvre active totale ayant travaillé plus de dix ans pour le même employeur. L'effet anticipé par les auteurs est négatif, les rigidités sur le marché du travail étant censées ne pas faciliter le départ des salariés pour créer leurs entreprises. Cet effet a été validé uniquement pour les fonds spécialisés dans la phase de départ (*early stage*) qui comprend la phase d'amorçage (*seed*) et la phase de démarrage (*start-up*).

Pour évaluer l'impact de la réglementation comptable dans chaque pays, les deux auteurs utilisent un indice qui mesure la qualité des normes de publication de l'information financière. Selon eux, des normes comptables strictes favorisent l'activité du capital-risque en facilitant la collecte d'informations, très utiles pour le suivi des *start-ups* par les capital-risqueurs. Ils anticipent ainsi un effet positif de cet indice sur l'offre du capital-risque

que leurs résultats économétriques ne valident pas puisque le coefficient estimé est significativement négatif. Les deux auteurs expliquent ce résultat par l'inadéquation de cet indice dans la mesure où les normes comptables s'adressent principalement aux sociétés cotées. En effet, une large publication de l'information financière devrait réduire l'asymétrie d'information que subissent les capital-risqueurs. Cependant, l'indice utilisé par les auteurs concerne des entreprises cotées en Bourse. Il ne peut pas, rendre compte du degré d'asymétrie d'information subie par les capital-risqueurs, car les *start-ups* sont des petites entreprises non cotées et donc non tenues par une quelconque exigence réglementaire en matière de diffusion d'informations sensibles. En effet, pour préserver le caractère innovant de ses projets, la *start-up* doit veiller à ne transmettre aucune information stratégique et confidentielle. Dans le cas contraire, elle peut s'exposer dangereusement aux concurrents.

Schertler [2003] analyse les forces qui agissent sur l'activité du capital-risque sur un échantillon de 14 pays européens couvrant la période allant de 1988 à 2000. Il modélise les investissements en capital-risque en distinguant la phase de départ (*early stage*) de la phase d'expansion (*later stage*) par les variables explicatives suivantes : la liquidité des marchés financiers mesurée par la capitalisation boursière, la dotation en capital humain approximée par le nombre de personnes travaillant dans les unités de R&D ou le nombre de demandes de brevets enregistrées à l'Office européen des brevets (les deux variables sont divisées par le volume de la population active ou de la population totale) et la rigidité sur le marché du travail modélisée par une dummy qui mesure le degré de rigidité des procédures de licenciement propres à chaque pays. Les résultats montrent que la liquidité des marchés boursiers, la dotation en capital humain et la rigidité sur le marché du travail n'ont

pas d'incidence sur l'activité du capital-risque dans sa phase d'expansion mais l'affectent dans ses stades précoces (*early stage*). Contrairement à Jeng et Wells [2000], Schertler [2003] obtient un résultat contre-intuitif pour la rigidité sur le marché du travail. Le coefficient estimé de cette variable est positif et significatif.

À l'instar de Jeng et Wells [2000] et Schertler [2003], Romain et de la Potterie [2004] développent un modèle économétrique qui tente d'identifier les principaux déterminants du capital-risque de 16 pays de l'OCDE sur la période allant de 1990 à 2000. La variable dépendante est l'intensité en capital-risque (rapport entre les fonds de capital-risque et le PIB). Elle est expliquée par le taux de croissance du PIB, le taux d'intérêt de court terme, le taux d'intérêt de long terme, le taux de croissance des dépenses en R&D, le nombre de brevets, le stock de connaissances et la rigidité sur le marché du travail. Les auteurs introduisent également, et pour la première fois, le niveau de l'activité entrepreneuriale et le spread de taux (différentiel de taux d'intérêt de long terme et court terme). Contrairement à Jeng et Wells [2000], les auteurs valident l'effet positif anticipé de la variable taux de croissance de PIB sur l'intensité en capital-risque, un résultat qui rejoint celui obtenu par Gompers et Lerner [1998]. Les deux auteurs trouvent également que les taux d'intérêt de court terme et de long terme affectent positivement l'intensité en capital-risque. Les résultats économétrique de cette recherche valident également l'effet négatif de la rigidité sur le marché du travail sur l'activité du capital-risque. De plus, ils insistent, par le nombre prépondérant des proxies validées, sur l'importance de l'environnement technologique pour le développement de l'activité du capital-risque. En effet, les trois proxies des opportunités technologiques ont les effets positifs et significatifs attendus. Il apparaît aussi qu'une forte culture entrepreneuriale affecte positivement

l'intensité en capital-risque.

Félix *et al.* [2007] analysent les déterminants de l'activité du capital-risque de 23 pays européens sur la période allant de 1992 à 2003. En plus de certains déterminants classiques déjà considérés par la littérature, leurs modèles empiriques testent l'effet du taux de chômage et le ratio cours / valeur comptable (*Price to Book Ratio*⁶). Ainsi, ils expliquent les investissements en capital-risque relatif à la phase de départ (*early stage*) et les investissements relatifs au secteur de la haute technologie par les variables explicatives suivantes : le taux de croissance du PIB, la capitalisation boursière, les dépenses en R&D, le taux d'intérêt de long terme, l'indice de l'activité entrepreneuriale (*Entrepreneurial Activity Index*) fourni par *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM)⁷, le ratio PBR, le taux de chômage, et trois modalités de sortie, à savoir, la sortie par introduction en Bourse (IPO), la sortie par acquisition (*trade sales*) et la liquidation (*write-offs*). Les résultats économétriques valident l'effet positif anticipé pour la variable taux de croissance du PIB et la capitalisation boursière, confirmant ainsi l'importance des déterminants conjoncturels pour le développement de cette activité. Ils valident également l'effet positif anticipé pour les modalités de sortie (IPO et acquisition). Toutefois, les auteurs n'obtiennent aucun effet significatif pour les dépenses en R&D, l'indice de l'activité entrepreneuriale, le ratio PBR et la sortie par liquidation. Comme pour l'étude de Romain et

6. On appelle *Price to Book Ratio* (PBR), le coefficient mesurant le rapport entre la valeur de marché des capitaux propres (la capitalisation boursière) et leur valeur comptable.

7. GEM est un projet de recherche unique en son genre qui mesure annuellement l'activité entrepreneuriale dans un grand nombre de pays. Ce projet se propose également d'étudier de façon systématique les liens entre l'entrepreneuriat et la croissance économique. Trente et un pays ont participé à la cinquième édition de GEM en 2003. Dans le cadre de ce projet, l'entrepreneuriat est défini comme le processus, mis en œuvre par une ou plusieurs personnes, visant à la création d'une nouvelle entreprise de manière indépendante ou avec l'aide d'un employeur.

de la Potterie [2004], Félix *et al.* [2007] obtiennent un effet positif pour la variable taux d'intérêt. Ils obtiennent également un effet significatif pour la variable taux de chômage considérée par les auteurs comme l'un des principaux déterminants du capital-risque européen.

Bonini et Senem [2009] suivent la même démarche que Jeng et Wells [2000], Schelter [2003], Romain et de la Potterie [2004] et Félix *et al.* [2007] pour identifier les principaux déterminants de l'investissement en capital-risque. Ils utilisent des données provenant de 16 pays couvrant la période 1995-2002 pour tester l'efficacité des facteurs conjoncturels et institutionnels déjà cités dans la littérature tels que les introductions en Bourse (IPO), la rigidité sur le marché du travail, les opportunités technologiques, le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB), le taux d'intérêt et la capitalisation boursière. Les deux auteurs introduisent également de nouvelles variables explicatives telles que le risque politique, le taux d'inflation et l'impôt sur les bénéfices des sociétés.

Les opportunités technologiques ont été approximées par les dépenses en R&D et le nombre de brevets triadiques⁸. Pour mesurer la rigidité sur le marché du travail, les deux auteurs adoptent une nouvelle approche en utilisant l'indice de la législation sur la protection de l'emploi (LPE) calculé par l'OCDE (2003), qui mesure la rigueur du cadre juridique régissant l'embauche et le licenciement des employés. Chaque pays se situe sur une échelle allant de 1 à 20, 1 étant l'échelle correspondante au pays le moins réglementé. Pour mesurer le niveau de l'activité entrepreneuriale de chaque pays, les auteurs utilisent l'indice de l'activité entrepreneuriale de *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM) de 2003.

8. Brevet déposé simultanément aux États-Unis, au Japon et auprès de l'Office Européen des Brevets (OEB).

Les deux auteurs considèrent que le niveau et la qualité des conditions politiques d'un pays déterminent fortement le développement de l'activité du capital-risque. Un pays à haut risque politique est caractérisé par l'instabilité des marchés financiers et des marchés des biens et services, ce qui est préjudiciable à toute activité d'investissement. Bonini et Senem [2009] introduisent ainsi dans leur modèle le risque politique comme une nouvelle variable explicative de l'investissement en capital-risque. Ils font appel aux mesures établies par *Political Risk Service* (PRS) qui publie le Guide International du Risque-pays (ICRG : *International Country Risk Guide*).

Pour éviter un éventuel problème de multicollinéarité, Bonini et Senem [2009] introduisent uniquement les quatre composantes suivantes du risque politique : les conditions socio-économiques, les conditions de l'investissement, les conflits internes et la corruption. Leurs résultats économétriques permettent la validation de l'effet de la variable conditions socio-économiques et de la variable corruption pour tous les stades de l'investissement en capital-risque, contrairement à la variable « conflits internes » qui n'est significative que pour la phase de départ (*early stage*). Contrairement à Jeng et Wells [2000], les deux auteurs valident l'effet positif de la variable IPO pour les premiers stades de capital-risque. Toutefois, ils introduisent une nouvelle explication pour le coefficient estimé de la variable IPO dont ils expliquent le signe positif par la causalité inverse. Ils considèrent en effet que c'est la variable « investissement en capital-risque » qui cause la variable « IPO » et non le contraire. Le coefficient de la variable IPO est positivement significatif car un niveau élevé d'investissement en capital-risque entraîne un niveau élevé d'IPO.

Les résultats économétriques valident l'effet positif anticipé pour « la capitalisation boursière » sur l'investissement en capital-risque. Ils permettent également la validation de l'effet négatif du taux d'intérêt réel dans les premiers stades du capital-risque, l'effet négatif des rigidités du marché du travail et l'effet positif de la croissance du PIB sur les investissements en capital-risque.

Nous récapitulons une partie de cette revue de littérature dans les tableaux 3.1 et 3.2.

Tableau 3-1 – Revue de la littérature

Variables explicatives	Gompers et Lerner (1998) USA	Jeng et Wells (2000) 21 pays	Schertler (2003) 14 pays
Croissance du PIB	+ ^a	0	∅
IPO	0	+ (<i>early stage</i>)	∅
Capitalisation boursière	∅	0	+ (<i>early stage</i>)
Taux d'intérêt CT	+ / - ^b	∅	∅
Taux d'intérêt LT	∅	∅	∅
Spread de taux	∅	∅	∅
Ratio PBR	∅	∅	∅
ERISA	+	∅	∅
Les fonds de pension	∅	+	∅
Taxe sur les gains en capital	-	0	∅
Rigidité sur le marché du travail	∅	- (<i>early stage</i>)	+ (<i>early stage</i>)
Niveau de l'entrepreneuriat	∅	∅	∅
Dépenses en R&D	+	∅	∅
Nombre de brevets	∅	∅	+ (<i>early stage</i>)
Stock de connaissances	+ ^c	∅	∅
Nombre de travailleurs en R&D	∅	∅	+ (<i>early stage</i>)
Normes de publication de l'information financière	∅	-	∅
Risque politique	∅	∅	∅
Taux de chômage	∅	∅	∅

a. (+) pour un effet positif et significatif, (-) pour un effet négatif et significatif, (0) pour une variable non significative et ∅ pour une variable non introduite.

b. Effet (+) sur les données agrégées des organismes indépendants et effet (-) pour les données individuelles relatives aux différents États.

c. Gompers et Lerner [1998] utilisent l'âge de l'organisme du capital-risque comme proxy du stock de connaissances.

Tableau 3-2 – Revue de la littérature (suite)

Variables explicatives	Romain et de la Potterie (2004) 16 pays	Félix <i>et al.</i> (2007) 23 pays	Bonini et Senem (2009) 16 pays
Croissance du PIB	+ ^a	+	+
IPO	∅	+	+ (<i>early stage</i>)
Capitalisation boursière	∅	+	+
Taux d'intérêt CT	+	∅	∅
Taux d'intérêt LT	+	+	- (<i>early stage</i>)
Spread de taux	-	∅	∅
Ratio PBR	∅	0	∅
ERISA	∅	∅	∅
Les fonds de pension	∅	∅	∅
Taxe sur les gains en capital	∅	∅	∅
Rigidité sur le marché du travail	-	∅	-
Niveau de l'entrepreneuriat	+	0	+ (<i>early stage</i>)
Dépenses en R&D	+	0	+
Nombre de brevets	+	∅	∅
Stock de connaissances	+	∅	∅
Nombre de travailleurs en R&D	∅	∅	∅
Normes de publication de l'information financière	∅	∅	∅
Risque politique	∅	∅	- ^b
Taux de chômage	∅	+	∅

a. (+) pour un effet positif et significatif, (-) pour un effet négatif et significatif, (0) pour une variable non significative et ∅ pour une variable non introduite.

b. Pour les conflits internes et la corruption

**LES PRINCIPAUX
DÉTERMINANTS DE LA
DYNAMIQUE DU
CAPITAL-RISQUE : ÉTUDE
EMPIRIQUE SUR
DONNÉES AMÉRICAINES**

But du chapitre

Le présent chapitre a pour but de contribuer à une meilleure connaissance des principaux déterminants du capital-risque. Son intérêt réside dans une approche originale qui consiste à modéliser la dynamique de court terme et de long terme des investissements en capital-risque en s'inspirant d'un modèle théorique de l'investissement physique (modèle accélérateur-profit). Elle réside aussi dans la méthodologie adoptée qui repose sur un modèle ARDL (*Auto Regressive Distributive Lags*), non utilisé jusqu'ici.

4.1 Introduction

Le capital-risque est une forme d'intermédiation financière particulièrement adaptée au soutien de la création et de la croissance des entreprises innovantes (Hellmann et Puri [2000, 2002], Kortum et Lerner [2000], Gompers et Lerner [2001]). Bien que le premier fonds de capital-risque a été créé en 1946, les mécanismes qui ont conduit au développement phénoménal de cette activité aux États-Unis et à son succès mitigé dans le reste du monde demeurent mal connus. La tentation de dupliquer le modèle américain étant grande pour un grand nombre de pays, en Europe notamment, une meilleure connaissance des fondamentaux du capital-risque américain s'avère primordiale si l'on veut que les pouvoirs publics mènent les actions et les politiques adéquates pour le développer.

Notre objectif est ici d'identifier les déterminants fondamentaux du dynamisme du capital-risque. Pour cela, nous nous intéressons au marché américain, qui occupe de loin une place de leader mondial sur cette forme d'investissement. Comme nous l'avons vu dans le chapitre précédent, peu d'études empiriques se sont intéressées aux déterminants de cette activité. Par ailleurs, les spécifications empiriques retenues dans ces études sont très différentes, notamment en raison de l'absence d'un modèle théorique faisant consensus. Il en résulte que la littérature existante sur le sujet fait état de conclusions divergentes. Le présent travail de recherche se donne donc pour but de contribuer à une meilleure connaissance des principaux déterminants du capital-risque américain en mobilisant un modèle inspiré d'un modèle théorique de l'investissement physique, plus précisément le modèle accélérateur-profit.

La transposition de ce modèle d'investissement physique au comporte-

ment d'investissement en capital-risque nécessite quelques précisions. D'une part, bien que le capital-risque est considéré comme un segment du capital-investissement (*private equity*) et de la finance, au même titre que le marché des actions et la gestion d'actifs, on ne peut pas considérer cette activité comme purement financière. En effet, en finançant les jeunes pousses technologiques à fort potentiel de croissance, cette activité permet la création et le développement de nouveaux produits et services. De plus, le rôle de capital-risqueur ne se limite pas à un simple apport financier. Contrairement à un banquier qui recherche des garanties, ce dernier est un partenaire actif de l'entreprise. Il partage ses risques et s'implique dans sa gestion en faisant profiter les dirigeants fondateurs de son expérience et de son réseau de connaissances. On peut parler ainsi d'une véritable industrie.

D'autre part, nous utilisons les mêmes déterminants fondamentaux que ceux du modèle accélérateur-profit, à savoir la demande et le profit anticipé. Certes, nous retenons certains déterminants macroéconomiques (tels que le PIB, comme proxy de la demande, le taux d'intérêt et la fiscalité) qui sont également présents dans la littérature empirique mais nous modélisons la dynamique de court terme et de long terme des investissements en capital-risque, alors que les modèles existants sont statiques. En effet, nous avons eu recours à un modèle à correction d'erreur (ECM : *Error Correction Model*) qui établit une relation entre les séries en niveau, dite relation d'équilibre ou de long terme et une relation entre les séries différenciées, qui est appelée relation de court terme. L'effet accélérateur ne sera donc testé qu'à court terme. À long terme les proxies de la demande sont en niveau.

De plus, nous enrichissons le modèle inspiré de l'accélérateur-profit, en introduisant un indice boursier pour capter l'effet des anticipations de pro-

fit des capital-risqueurs sur leur décision d'investissement. Comme dans les travaux empiriques sur le capital-risque, nous introduisons une variable qui rend compte de la fiscalité sur les gains en capital, en considérant qu'il s'agit de la modalité la plus efficace d'intervention des pouvoirs publics. Enfin, deux variables muettes sont introduites pour capter l'effet de la bulle internet et de son éclatement.

En résumé, nous tentons de répondre aux questions suivantes : Quels sont les principaux déterminants du dynamisme du capital-risque à court-terme et à long-terme ? Une conjoncture favorable est-elle la principale condition pour le développement de cette activité ? L'intervention des pouvoirs publics est-elle déterminante et essentielle pour stimuler le dynamisme du capital-risque ?

Outre le fait de modéliser la dynamique de court terme et de long terme des investissements en capital-risque en s'inspirant d'un modèle théorique de l'investissement physique (modèle accélérateur-profit), approche non utilisée jusqu'ici, l'intérêt de notre recherche réside également dans la méthodologie adoptée qui repose sur un modèle ARDL (*Auto Regressive Distributive Lags*), adapté à cette approche. Les résultats de notre étude montrent l'existence d'un effet positif et statistiquement significatif des proxies retenues pour les déterminants classique de l'investissement, à savoir la demande et le profit anticipé sur les dépenses d'investissement des sociétés du capital-risque.

Nous structurons ce chapitre comme suit : dans la première section nous examinons les différentes approches économétriques de l'investissement physique. Les hypothèses à tester sont présentées dans la deuxième section ; les données utilisées, leurs sources et leurs caractéristiques dans la troisième sec-

tion. La quatrième section est consacrée à la présentation des résultats des tests de racine unitaire, de la procédure « *bounds test* » et des estimations des relations de long terme et de court terme. La dernière section est dédiée à la conclusion.

4.2 Les différentes approches économétriques de l'investissement

Les premières études économétriques de l'investissement physique ont débuté avec des spécifications simples fondées le plus souvent sur le modèle accélérateur-profit¹. Le principe d'accélérateur est considéré comme le déterminant majeur de l'investissement (Muet [1979], Artus et Morin [1991]) : l'investissement est proportionnel à la variation de la demande et augmente par conséquent avec l'accélération de celle-ci. Quant aux profit, il joue deux rôles dans la décision d'investir :

1. Le profit « permet » l'investissement *via* la capacité d'autofinancement ; cette relation de causalité traduit une imperfection des marchés financiers conduisant certaines entreprises à être contraintes par les conditions de financement. Pour celles-ci, le profit en $t - 1, \dots, t - n$ influence positivement la capacité d'autofinancement en t_0 et négativement le recours au financement externe.
2. Le profit « motive » l'investissement ; une amélioration des perspectives de profit incite les entreprises à accroître leurs dépenses d'investissement.

Les progrès des théories de l'investissement ont conduit par la suite les économètres à estimer des modèles basés sur la théorie Q de Tobin [1969]. L'idée de base du modèle est simple : l'entrepreneur investit dans de nou-

1. Cette spécification en accélérateur-profit est celle retenue par le modèle Amadeus de l'INSEE.

veaux projets si le marché les valorise au-delà de ce qu'ils ont coûté. Dans la pratique cependant, les estimations ne sont pas faites avec le Q de Tobin marginal², mais plutôt avec le Q de Tobin moyen (Artus [1988], Epaulard [1993], Reiffers et Gournay [1995]), calculé comme le ratio de la valeur de l'entreprise observée sur les marchés boursiers rapporté au coût de remplacement de son stock de capital. Un Q-moyen supérieur à l'unité révèle que le marché anticipe une valorisation de l'investissement au-delà de son coût. Il s'agit donc d'un investissement rentable. Toutefois, ce ratio n'est calculable que pour les entreprises cotées en Bourse, ce qui conduit à expliquer l'investissement de l'ensemble des entreprises à partir d'un ratio qui ne concerne qu'un petit nombre d'entre elles. Expliquer l'investissement à partir de ce ratio suppose une agrégation des comportements pour laquelle on fait l'hypothèse que la décision d'investir des plus grosses entreprises est reproduite par les plus petites. Cette hypothèse nous apparaissant très forte, nous avons renoncé à cette méthode.

Dans les années 1990, de nombreuses tentatives d'estimation des comportements d'investissement ont été faites suivant l'approche dite d'équation d'Euler introduite par Abel [1980]. Cette équation décrit l'investissement optimal d'une entreprise obtenu selon un processus de maximisation intertemporelle de la valeur actuelle des profits sous l'hypothèse suivante : les agents optimisent leurs investissements en utilisant l'information dont ils disposent à chaque période, sans faire intervenir les anticipations futures. Cette approche ne nécessite pas la connaissance des cours boursiers, ce qui permet d'éviter le problème de mesure propre au Q de Tobin marginal. Toutefois, le champ d'application de cette approche n'est pas adapté à notre problématique. En effet, l'équation d'Euler est utilisée en général pour tes-

2. Le Q marginal qui correspond à la valeur espérée des profits marginaux futurs, n'est pas observable.

ter l'hypothèse selon laquelle les imperfections du marché du capital, notamment les problèmes d'asymétrie d'information entre les établissements de crédit et les entreprises, affectent les décisions d'investissement.

Une quatrième voie de recherche concernant le comportement d'investissement des entreprises non financières explore le lien entre l'incertitude et les choix d'investissement. Si l'ensemble des actions des entreprises était réversible sans coût, il n'y aurait guère de raison pour que l'incertitude soit un élément central des décisions d'investissement. Mais ce n'est sans doute pas le cas : une partie du capital est spécifique aux entreprises et ne peut être revendu sans perte pour celles-ci. L'investissement constitue alors un choix complètement irréversible. Les travaux les plus récents ont mis en évidence l'existence d'une option d'attente dans les projets irréversibles, dont la valeur peut conduire à reporter la décision d'investissement en situation d'incertitude (Dixit et Pindyck [1994]). Ces deux auteurs montrent que l'incertitude affecte négativement la valeur de l'investissement qui devient variable dans le temps et imprévisible. Dès lors qu'il existe un coût irréversible, la firme n'investit que s'il existe une équivalence entre l'espérance de rendement associée au report de l'investissement et le coût d'opportunité de ce report. Par conséquent, la firme peut trouver de l'intérêt à la stratégie d'attente, car celle-ci est équivalente pour elle à la détention d'une option de report de l'investissement. Malgré les atouts indéniables de l'approche par les options réelles, cette méthode est difficilement applicable dans notre cas en raison de son degré de complexité technique (lié notamment à la difficulté de déterminer la valeur de certains paramètres comme le prix du sous-jacent).

Ainsi, pour rendre compte de la dynamique de l'investissement en capital-risque américain, nous proposons dans ce travail un modèle inspiré du modèle

accélérateur-profit. Néanmoins, nous enrichissons notre modèle en introduisons les anticipations des investisseurs et la fiscalité.

4.3 Les hypothèses à tester

Nos hypothèses à tester sont inspirées soit du modèle accélérateur-profit (hypothèses 1 et 2) ou de la littérature (hypothèses 3, 4 et 5).

Hypothèse 1 : la stratégie d'investissement en capital-risque est conditionnée par l'existence ou la perspective de débouchés.

Hypothèse 2 : un capital-risqueur rationnel ne prendra la décision d'investir dans un projet que si la performance anticipée de ce dernier est au moins égale au rendement attendu. La décision d'investissement étant conditionnée par un rendement anticipé minimal, le profit futur anticipé de l'investissement en capital-risque exerce un effet positif sur l'investissement en capital-risque.

Hypothèse 3 : la littérature économique considère que l'investissement est négativement lié au taux d'intérêt réel puisque toute décision d'investissement a un coût d'opportunité (le renoncement aux autres alternatives). Une hausse des taux d'intérêt réels réduit l'attrait des investissements risqués (tels que le capital-risque) au profit des placements sans risque (investissement en obligations du Trésor américain, par exemple). Le taux d'intérêt réel d'un placement sans risque exerce un effet négatif sur l'investissement en capital-risque.

Hypothèse 4 : l'investissement est fondamentalement un pari sur l'avenir, d'où l'importance des anticipations sur la décision d'investir. Sachant

que les anticipations des agents économiques sont contenues dans les cours boursiers, nous testons l'existence d'une influence des cours boursiers du Nasdaq-Composite sur les investissements en capital-risque. Un effet positif pour cette variable est anticipé.

Hypothèse 5 : il est également admis que la fiscalité peut exercer une influence sur la décision d'investissement. En effet, une réduction d'impôt entraîne la réduction des exigences des investisseurs en termes de profit anticipé et les encourage ainsi à investir. Les effets de la politique fiscale sur les investissements en capital-risque sont appréhendés par le taux d'imposition maximum sur les gains en capital de long terme (TAX). Nous anticipons un coefficient négatif pour cette variable.

Préalablement à l'analyse des résultats, il convient de présenter les données et la méthodologie utilisées.

4.4 Données et méthodologie

4.4.1 Les données : source et description

Afin de tester les différentes hypothèses avancées, nous avons choisi d'expliquer l'investissement en capital-risque américain par les déterminants suivants :

1. **La demande** : pour tester l'effet positif de la demande sur l'investissement en capital-risque, nous utilisons deux proxies de la demande, à savoir le Produit Intérieur Brut réel américain (PIB réel) et sa composante PIBORDI qui correspond aux ventes finales à prix constant des ordinateurs. Nous prévoyons un effet positif de ces deux variables sur le niveau des investissements en capital-risque.

2. **Le profit anticipé** : cette variable n'est pas directement observable et est généralement approximée par le rendement historique réalisé. Nous utilisons le taux de rendement interne (TRI) pour tester l'effet des performances des fonds du capital-risque sur le dynamisme de l'investissement en capital-risque. Le taux de rendement interne (TRI) est le taux d'actualisation qui annule la valeur actuelle nette à l'instant T d'une série de flux financiers :

$$\sum_{t=0}^T \frac{CF_t}{(1 + TRI)^t} = 0$$

Il prend en compte les flux négatifs (*takedowns*, $CF(-)$) qui correspondent à tous les montants effectivement versés par les investisseurs (*limited partners*) aux gérants du fonds (*general partners*). Ces montants se distinguent des engagements (*commitment*) qui correspondent aux montants que les investisseurs s'engagent à allouer aux fonds du capital-risque. Les flux positifs (*distributions*, $CF(+)$) ont pour origine le capital distribué aux *limited partners* (en cash et parfois en titres) par les *general partners*. Ce taux est calculé net des intérêts versés aux gérants du fonds (*carried interests*) et de toutes les rémunérations versées à ces derniers, ainsi que des charges professionnelles. Le TRI moyen pour une période donnée est calculé par Thomson Financial Private Equity comme une moyenne arithmétique de tous les TRI des fonds composant l'échantillon.

Par ailleurs, la décision d'investir ne se fait pas uniquement fonction de la performance anticipée du projet d'investissement. Elle doit aussi considérer les emplois alternatifs du capital. Investir dans un fonds du

capital-risque c'est, notamment, renoncer au rendement procuré par un investissement sur le Nasdaq-Composite qui peut être considéré comme la stratégie d'investissement alternative. En effet, c'est un investissement qui comporte un risque moins important et une forte liquidité. C'est pourquoi nous introduisons en plus de la variable TRI une deuxième proxy pour la performance anticipée. Il s'agit de la profitabilité (PROFITA) qui se définit comme la différence entre le rendement d'un investissement en capital-risque et le rendement d'un investissement dans le Nasdaq-Composite :

$$PROFITA = TRI - Rdt$$

avec Rdt est le rendement du Nasdaq-Composite :

$$Rdt = \ln Nascomp_t - \ln Nascomp_{t-1}$$

Calculée ainsi, la profitabilité nous renseigne simultanément sur la rentabilité et le coût d'opportunité d'un investissement en capital-risque, (investir dans un fonds du capital-risque c'est renoncer au gain procuré par un investissement sur le Nasdaq-Composite). Cette proxy nous semble donc plus pertinente que la mesure classique, correspondant à la variable TRI.

3. **Le taux d'intérêt réel** : le taux d'intérêt réel de long terme correspond au taux d'intérêt nominal de long terme corrigé du taux d'inflation. Ce taux a été calculé en utilisant l'équation de Fisher suivante :

$$TINR = ((1 + TIN)/(1 + INF)) - 1$$

avec TINR le taux d'intérêt réel de long terme, TIN le taux d'intérêt nominal de long terme et INF le taux d'inflation.

4. **Les anticipations** : comme nous l'avons vu, le profit futur anticipé de l'investissement en capital-risque est approximé par le TRI observé des fonds en capital-risque, mesure qui intègre mal les anticipations. C'est pourquoi nous la complétons par les cours de l'indice Nasdaq-Composite (NASCOMP).

5. **La fiscalité** : les effets de la politique fiscale sur les investissements en capital-risque sont appréhendés par le taux d'imposition maximum sur les gains en capital de long terme (TAX). Une augmentation de la taxe sur les gains en capital réduit la rentabilité après impôt et peut décourager ainsi l'investissement. La fiscalité étant donc susceptible de freiner les investissements en capital-risque, nous anticipons un coefficient négatif pour la variable (TAX).

Les données utilisées proviennent de différentes sources (tableau 4.1). Il s'agit de données trimestrielles américaines couvrant la période allant du premier trimestre 1980 au deuxième trimestre 2008, sauf pour la variable PIBORDI pour laquelle les données ne sont disponibles qu'à partir de 1995 (voir la représentation graphique des séries en annexe B.1). Toutes ces variables ont fait l'objet d'une transformation logarithmique sauf les variables TRI, TINR et PROFITA qui comportent des valeurs négatives.

Tableau 4-1 – Sources des données

Variabes	Source
<i>PIB</i> (Produit intérieur brut en millions d’US dollars)	Bureau of Economic Analysis (http://www.bea.gov)
<i>PIBORDI</i> (Ventes finales à prix constant des ordinateurs en millions d’US dollars)	Datastream
<i>TINR</i> (Taux d’intérêt réel de long terme)	Financial Indicators MEI pour TIN et INF (http://stats.oecd.org)
<i>NASCOMP</i> (cours boursiers du Nasdaq-Composite)	Datastream
<i>TRI</i> (Taux de rendement Interne)	Thomson One Banker Private Equity
<i>INV</i> (Investissement des sociétés de capital-risque)	Thomson One Banker Private Equity
<i>TAX</i> (taux d’imposition des gains en capital)	Tax Foundation (http://www.taxfoundation.org)

4.4.2 Méthodologie

Durant ces dernières années, l’économétrie des séries temporelles a connu des développements importants tant du point de vue des tests de racine unitaire que des tests de cointégration. Pesaran et Shin [1997] et Pesaran, Shin et Smith [2001] ont développé une nouvelle technique pour tester l’existence d’une relation de long terme entre des variables caractérisées par un ordre d’intégration différent. Il s’agit de test des limites « *bounds test* » pour une relation de long terme dans un modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL (*Auto Regressive Distributive Lags*). En raison de son caractère peu contraignant, cette technique est de plus en plus utilisée comme alternative aux tests de cointégration usuels (test de cointégration d’Engle et Granger [1987] et de Johansen [1988, 1991]) à causes de la flexibilité qu’elle offre. En effet, le test développé par Pesaran *et al.* [2001] ne nécessite pas que les variables du modèle soient purement $I(0)$ ou $I(1)$. C’est également une

technique mieux adaptée aux petits échantillons et qui offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. Aussi, nous avons adopté cette approche pour l'analyse des principaux déterminants de la dynamique de l'investissement en capital-risque américain.

Nous utilisons l'approche ARDL pour l'estimation de quatre spécifications dynamiques. La première spécification fait dépendre l'investissement en capital-risque du PIB réel pour approximer la demande, du Taux de Rendement Interne (TRI) moyen des fonds de capital-risque pour approximer le profit anticipé, du taux d'intérêt réel de long terme (TINR), de la taxe sur les gains en capital de long terme (TAX), de l'indice boursier Nasdaq-Composite (NASCOMP) représentant l'effet des anticipations des investisseurs concernant la conjoncture financière et finalement de deux variables muettes. La variable DUM1 modélise la période de la bulle technologique. Elle prend la valeur 1 durant la période allant du premier trimestre 1995 au deuxième trimestre 2000, et la valeur zéro sinon. La variable DUM2 modélise l'éclatement de la bulle internet. Elle prend la valeur 1 du troisième trimestre 2000 au quatrième trimestre 2002, et la valeur zéro sinon³. Dans la deuxième spécification, la demande est approximée par une composante du PIB, les ventes à prix constant des ordinateurs (PIBORDI).

Dans la troisième spécification nous expliquons l'investissement en capital-risque par la demande approximée par le PIB réel mais nous introduisons

3. Une autre variable muette a été introduite pour capter l'effet de l'amendement de la loi ERISA en 1979 qui a ouvert la possibilité pour les fonds de pension d'investir une partie de leurs portefeuilles dans le capital-risque. Cette modification réglementaire a eu un impact majeur sur le développement du capital-risque américain. Toutefois, cette variable n'a pas abouti à un coefficient statistiquement significatif et par conséquent a été omise dans les spécifications présentées ici.

une autre proxy pour le profit anticipé, à savoir la profitabilité (PROFITA). Nous retenons également dans cette spécification la variable TAX et les deux variables muettes DUM1 et DUM2. Dans la dernière spécification, l'investissement en capital-risque est expliqué par PIBORDI, TAX, PROFITA et DUM1.

4.4.3 La procédure *bounds tests*

L'approche ARDL est réalisée en trois étapes. Dans un premier temps, nous testons l'existence d'une relation de long terme pour les différentes spécifications de la relation d'investissement en appliquant la procédure « *bounds tests* ». Suivant la démarche de Pesaran et Shin [1997] et Pesaran, Shin et Smith [2001], nous estimons par les moindres carrés ordinaires (MCO) les modèles à correction d'erreurs non contraints (ECMs : *error correction models*) suivant :

$$\begin{aligned}
\Delta \ln INV_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_1 \Delta \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_2 \Delta \ln NASCOMP_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_3 \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_4 \Delta TINR_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_5 \Delta \ln TAX_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_6 \Delta TRI_{t-i} \\
& + \pi_1 \ln INV_{t-1} + \pi_2 TRI_{t-1} + \pi_3 \ln PIB_{t-1} \\
& + \pi_4 TINR_{t-1} + \pi_5 \ln TAX_{t-1} + \pi_6 \ln NASCOMP_{t-1} \\
& + \alpha_1 DUM_1 + \alpha_2 DUM_2 + \mu_t.
\end{aligned} \tag{4.4.1}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln INV_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_1 \Delta \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_2 \Delta \ln NASCOMP_{t-i} \\
&+ \sum_{i=0}^{p-1} \beta_3 \Delta \ln PIBORDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_4 \Delta TINR_{t-i} \\
&+ \sum_{i=0}^{p-1} \beta_5 \Delta \ln TAX_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_6 \Delta TRI_{t-i} \\
&+ \pi_1 \ln INV_{t-1} + \pi_2 TRI_{t-1} + \pi_3 \ln PIB_{t-1} \\
&+ \pi_4 TINR_{t-1} + \pi_5 \ln TAX_{t-1} + \pi_6 \ln NASCOMP_{t-1} \\
&+ \alpha_1 DUM_1 + \alpha_2 DUM_2 + \mu_t.
\end{aligned} \tag{4.4.2}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln INV_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_1 \Delta \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_2 \Delta PROFITA_{t-i} \\
&+ \sum_{i=0}^{p-1} \beta_3 \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_4 \Delta \ln TAX_{t-i} \\
&+ \pi_1 \ln INV_{t-1} + \pi_2 PROFITA_{t-1} + \pi_3 \ln PIB_{t-1} \\
&+ \pi_4 \ln TAX_{t-1} + \alpha_1 DUM_1 + \alpha_2 DUM_2 + \mu_t.
\end{aligned} \tag{4.4.3}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln INV_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_1 \Delta \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_2 \Delta PROFITA_{t-i} \\
&+ \sum_{i=0}^{p-1} \beta_3 \Delta \ln PIBORDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_4 \Delta \ln TAX_{t-i} \\
&+ \pi_1 \ln INV_{t-1} + \pi_2 PROFITA_{t-1} + \pi_3 \ln PIBORDI_{t-1} \\
&+ \pi_4 \ln TAX_{t-1} + \alpha_1 DUM_1 + \mu_t.
\end{aligned} \tag{4.4.4}$$

où Δ est l'opérateur de différences premières et où (p) est le nombre de retards optimal du modèle vectoriel autorégressif VAR(p) dont dérive le

modèle à correction d'erreur. La détermination du nombre de retards (p) du modèle VAR est une étape très importante. En effet, le choix du nombre de retards peut avoir une influence majeure sur la performance des tests de cointégration. Comme l'avaient noté Pesaran *et al.* [2001], si le nombre de retards est insuffisant, le système peut retenir de l'autocorrélation au sein de son terme résiduel, ce qui invalide le test de « *bounds test* ». Si, à l'inverse, l'ordre du système est trop grand, ce dernier devient sur-identifié et plusieurs auteurs ont illustré les possibles effets néfastes sur la puissance des tests de cointégration. Dans notre travail, nous avons retenu le nombre de retards qui minimise le critère d'information de SBC (*Schwarz-Bayesian-Criteria*) qui est le plus parcimonieux, tout en procédant à des tests de validation *ex-post* de la non autocorrélation des résidus.

Une fois l'absence de l'autocorrélation des résidus vérifiée, nous procédons au test de limites « *bounds test* ». Ce test est en fait un test de Fisher de significativité jointe des coefficients des K variables en niveau :

$$H_0 : \pi_i = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, k$$

$$H_1 : \pi_i \neq 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, k$$

L'hypothèse nulle d'absence de relation d'équilibre de long terme est donnée par H_0 , contre l'hypothèse alternative H_1 de présence d'une relation uniforme de long terme entre les variables considérées. La statistique de test est la F-statistics. Pesaran *et al.* [2001] montrent qu'elle ne suit pas une loi standard. Ils ont simulé deux ensembles de valeurs critiques pour cette statistique, avec plusieurs cas (selon qu'on introduit une constante et/ou une tendance) et différents seuils. Le premier ensemble correspond au cas où toutes les variables du modèle sont stationnaires ($I(0)$) et représente la borne inférieure ; le second ensemble correspond au cas où toutes les variables sont

intégrées d'ordre un (I(1)) et représente la borne supérieure. Pour conclure le test, on compare la statistique du test Fisher aux deux bornes :

1. Si la valeur de la F-stat dépasse la borne supérieure, alors on rejette H_0 et on conclut à l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées.
2. Si la valeur de la F-stat est inférieure à la borne inférieure, alors on ne rejette pas H_0 et on conclut à l'absence de relation de long terme entre les variables considérées.
3. Si la valeur de la F-stat est comprise entre les deux bornes, alors on ne peut pas conclure.

Une fois la relation de long terme validée, nous estimons par les MCO :

- un modèle ARDL1($p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$)⁴. pour les variables $lnINV, TRI, lnPIB, TINR, lnTAX, lnNASCOMP, DUM1, DUM2$.
- un modèle ARDL2($p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$) pour les variables $lnINV, TRI, lnPIBORDI, TINR, lnTAX, lnNASCOMP, DUM1, DUM2$.
- un modèle ARDL3(p, q_1, q_2, q_3) pour les variables $lnINV, PROFITA, lnPIB, lnTAX, DUM1, DUM2$.
- un modèle ARDL4(p, q_1, q_2, q_3) pour les variables $lnINV, lnPIBORDI, PROFITA, lnTAX, DUM1$.

Nous retenons le critère d'information SBC pour le choix de l'ordre optimal des trois modèles ARDL. Par ailleurs, nous testons l'autocorrélation sérielle, l'hétéroscédasticité et la normalité des résidus.

4. p est le nombre de retards de la variable endogène ($lnINV$) et q_i le nombre de retards des variables explicatives pour $i = 1, 2, 3, 4, 5$

$$\begin{aligned}
\ln INV_t = & \alpha_0 + \alpha_1 DUM_1 + \alpha_2 DUM_2 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_2 TRI_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q2} \beta_3 \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \beta_4 TINR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_5 \ln TAX_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q5} \beta_6 \ln NASCOMP_{t-i} + \mu_t
\end{aligned} \tag{4.4.5}$$

$$\begin{aligned}
\ln INV_t = & \alpha_0 + \alpha_1 DUM_1 + \alpha_2 DUM_2 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_2 TRI_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q2} \beta_3 \ln PIBORDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \beta_4 TINR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_5 \ln TAX_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q5} \beta_6 \ln NASCOMP_{t-i} + \mu_t
\end{aligned} \tag{4.4.6}$$

$$\begin{aligned}
\ln INV_t = & \alpha_0 + \alpha_1 DUM_1 + \alpha_2 DUM_2 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \ln INV_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q1} \beta_2 PROFITA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \beta_3 \ln PIB_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q3} \beta_4 \ln TAX_{t-i} + \mu_t
\end{aligned} \tag{4.4.7}$$

$$\begin{aligned}
\ln INV_t = & \alpha_1 DUM_1 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_2 PROFITA_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q2} \beta_3 \ln PIBORDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \beta_4 \ln TAX_{t-i} + \mu_t
\end{aligned} \tag{4.4.8}$$

La troisième et dernière étape consiste à estimer la relation de long terme et la dynamique de court terme des modèles ARDL par les MCO.

4.5 Résultats empiriques et analyse

4.5.1 Test de racine unitaire

Avant de procéder à l'approche ARDL, nous avons testé la stationnarité des différentes séries pour s'assurer qu'aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre deux $I(2)$ ou plus. En effet, la procédure « *bounds test* » n'est plus valide en cas de présence de variable intégrée d'ordre deux ou plus.

Nous avons utilisé le test de [Dickey](#) et [Fuller](#) augmenté (ADF) [1981], le test de [Phillips](#) et [Perron](#) (PP) [1988] et le test d'[Elliott](#), [Rothenberg](#) et [Stock](#) (ADF-GLS) [1996]. L'annexe B.2 rapporte les résultats de ces trois tests pour les différentes séries. Les résultats montrent que pour les séries $\ln INV$, $\ln PIB$, TRI , $TINR$, $\ln NASCOMP$, $\ln TAX$ et $\ln PIBORDI$, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité. De plus, comme les premières différences de ces séries sont toutes stationnaires, elles sont donc toutes intégrées d'ordre 1. Par ailleurs, les trois tests concluent à la stationnarité de la série PROFITA.

4.5.2 Résultats de la procédure « *bounds test* »

Les résultats de la procédure « *bounds test* » sont présentés dans le tableau 4.2 ci-dessous. La statistique de Fisher est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité et pour les quatre spécifications. Nous rejetons donc l'hypothèse H_0 d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables dans les trois spécifications.

Des tests de diagnostic ont été réalisés pour évaluer la robustesse des modèles ECMs représentés par les équations (4.4.1), (4.4.2), (4.4.3) et (4.4.4) : le test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, le test de la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET), le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus et un test d'homoscédasticité. L'annexe B.3 rapporte les résultats de ces tests. Au vu des résultats et si l'on excepte la non-normalité des résidus de l'équation (4.4.1) et (4.4.3), les résidus présentent toutes les propriétés recherchées.

Tableau 4-2 – Résultats de la procédure « *bounds tests* »

Spécification	P	k	F-stat	Valeur critique	
				1%	5%
1	4	5	7,19*** ^a	(2,82 4,21) ^b	(2,14 3,34)
2	2	5	6,74***	(2,82 4,21) ^b	(2,14 3,34)
3	4	3	9,70***	(3,65 4,66) ^c	(2,79 3,67)
4	2	3	9,37***	(3,42 4,84) ^d	(2,45 3,63)

a. ***,** Rejet de H0 respectivement au seuil de 1% et de 5%.

b. Valeur critique de Pesaran *et al.* [table 1, 2001], cas sans tendance ni constante. La première valeur correspond à la borne inférieure, la seconde à la borne supérieure.

c. Valeur critique de Pesaran *et al.* [2001, table 2], cas sans tendance avec constante non restreinte. La première valeur correspond à la borne inférieure, la seconde à la borne supérieure.

d. Valeur critique de Pesaran *et al.* [2001, table 1], cas sans tendance ni constante pour K=3. La première valeur correspond à la borne inférieure, la seconde à la borne supérieure.

4.5.3 La dynamique de long terme

Suivant Pesaran, Shin et Smith [2001], les équations (4.4.5), (4.4.6), (4.4.7) et (4.4.8) ont été estimées par les MCO. En retenant le critère d'information SBC, un modèle ARDL1(4, 0, 0, 0, 0) a été retenu pour la première spécification, un modèle ARDL2(2, 0, 0, 0, 0) pour la deuxième spécification, un modèle ARDL3(4, 0, 0, 0) pour la troisième spécification et

un modèle ARDL4(2,0,0,0) pour la dernière spécification.

Les relations d'équilibre de long terme qui dérivent des modèles ARDL sont présentées dans le tableau 4.3. Les résultats de l'estimation de la relation de long terme du modèle ARDL1 confirment l'influence de la demande et du profit anticipé sur la dynamique du capital-risque. En effet, les élasticités de long terme de l'investissement en capital-risque par rapport au PIB réel et au TRI sont significatives et positives. Une augmentation de 1% du PIB réel américain et du taux de rendement interne des fonds de capital-risque américain entraînent respectivement, et toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 0,18% et de 0,07% de l'investissement en capital-risque. En outre, on constate que le taux d'intérêt réel n'affecte pas la dynamique de long terme de l'investissement en capital-risque. Ce résultat suggère que l'investisseur en capital-risque ne décide pas en comparant le rendement d'un placement sans risque et celui d'un placement à très haut risque pour lequel les exigences de rentabilité sont particulièrement élevées. En revanche, les résultats mettent en évidence l'existence d'un effet positif et significatif de la variable boursière NASCOMP sur les investissements en capital-risque. Ce résultat peut être expliqué par le fait que l'évolution des cours boursiers affecte la confiance des capital-risqueurs et donc leurs anticipations concernant la conjoncture financière. En effet, un mouvement haussier des cours de l'indice Nasdaq-Composite envoie des signaux réconfortants aux capital-risqueurs qui anticipent une situation conjoncturelle favorable, ce qui les encourage à investir.

Tableau 4-3 – Les relation de long terme estimées par l’approche ARDL

Variable dépendante : lnINV				
Période d’estimation : 1980Q1-2008Q4 pour ARDL1 et ARDL3				
Période d’estimation : 1996Q1-2008Q4 pour ARDL2 et ARDL4				
	ARDL1	ARDL2	ARDL3	ARDL4
Constante ^a	-	-	-31,034*** ^b	-
			[-4,866]	
lnPIB	0,181**	-	2,452***	-
	[2,188]		[6,572]	
lnPIBORDI	-	0,410***	-	0,619***
		[3,622]		[15,280]
TRI	0,068***	0,058***	-	-
	[4,637]	[6,322]		
TINR	0,134	0,098	-	-
	[1,507]	[0,964]		
lnNASCOMP	0,842***	0,409**	-	-
	[7,962]	[2,131]		
lnTAX	-0,593**	0,020	-0,561	0,256
	[-2,265]	[0,116]	[-1,564]	[1,586]
PROFITA	-	-	0,100***	0,067***
			[5,129]	[14,521]
DUM1	0,335*	0,157	0,720***	0,450**
	[1,822]	[0,788]	[3,343]	[2,658]
DUM2	-0,532*	-0,022	-0,783*	-
	[-1,700]	[-0,118]	[-1,737]	

a. Une constante a été introduite dans les trois spécifications mais la non significativité de son coefficient dans les modèles ARDL1, ARDL2 et ARDL4 nous a contraint à la supprimer

b. ***, **, * indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Les t-student sont mis entre crochets.

L’impôt sur les gains en capital a une incidence négative sur l’investissement en capital-risque avec une élasticité de $-0,59$. Autrement dit, une augmentation de 1% de la taxe sur les gains en capital réduit l’investissement en capital-risque de 0,59%. Le coefficient de la variable dummy DUM1

est significatif au seuil de 10% et confirme l'effet positif de la bulle technologique des années 1990 qui s'est traduit par des volumes de fonds importants alloués au secteur du capital-risque. Le coefficient de la variable DUM2 a le signe attendu et nous renseigne sur les effets négatifs qu'a eu l'éclatement de la bulle technologique sur les investissements en capital-risque.

Dans la deuxième relation de long terme, la demande approximée par les ventes d'ordinateurs affecte positivement les investissements en capital-risque. L'élasticité estimée est de l'ordre de 0,41. Cette élasticité est supérieure à celle du PIB estimée dans la première relation de long terme. On en déduit que la demande est mieux approximée par une composante du PIB représentative de la demande adressée aux secteurs d'activité privilégiés par le capital-risque.

Pour la troisième relation de long terme qui dérive du modèle ARDL3, l'investissement en capital-risque réagit positivement à la demande approximée par le PIB réel et à la profitabilité définie comme la différence entre le rendement d'un fonds du capital-risque (TRI) et le rendement de l'indice boursier Nasdaq-Composite. Une profitabilité positive incite à investir dans un fonds de capital-risque et à renoncer à l'investissement dans des titres de sociétés cotées. Une augmentation de 1% de la profitabilité, qu'elle provienne d'une baisse des rendements du Nasdaq-Composite ou d'une hausse du TRI, entraîne une hausse de l'ordre de 0,1% des investissements en capital-risque. En outre, on constate que la variable lnTAX n'explique pas le comportement d'investissement en capital-risque à long terme. Le coefficient de cette variable dans cette spécification a le signe négatif attendu mais il n'est pas significatif. Enfin, les variables DUM1 et DUM2 expliquent l'augmentation de l'investissement en capital-risque pendant la bulle technologique et l'effon-

drement de ces derniers lors de son éclatement, la première étant significative au seuil de 1% et la deuxième au seuil de 10%.

Pour la dernière relation de long terme, les variables $\ln\text{PIBORDI}$ et PROFITA sont significatives avec les signes attendus. L'effet de la demande est très élevé puisqu'une augmentation de 1% des ventes finales d'ordinateurs se traduit par une augmentation de 0,62% des investissements en capital-risque. De façon similaire, une augmentation de 1% de la profitabilité se traduit par une augmentation de 0,06% des investissements en capital-risque. Le coefficient estimé de la variable $\ln\text{TAX}$ est non significatif. Ce résultat peut être expliqué par la réduction de la période d'estimation du modèle ARDL3, dûe à l'indisponibilité des données de la variable PIBORDI pour certaines années.

Finalement, le résultat intéressant qu'il convient de souligner pour la dynamique de long terme de l'investissement en capital-risque est la pertinence de la demande et du profit anticipé pour l'explication de l'investissement en capital-risque, quelle que soit la proxy considérée pour ces deux déterminants et quelle que soit la spécification retenue.

4.5.4 La dynamique de court terme

Les effets dynamiques de court terme qui sont présentés dans le tableau 4.4 résultent des spécifications à correction d'erreur (ECMs) des modèles ARDL. Cette spécification ECM est particulièrement bien adaptée à l'articulation entre dynamique de court terme et cible de long terme.

On désigne par Δ la différence première des variables considérées. Le terme ecm_{t-1} correspond au résidu retardé issu de l'équation d'équilibre

de long terme⁵. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif pour les quatre spécifications retenues, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable investissement sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé à 36% pour le modèle ARDL1, 62% pour le modèle ARDL2, 27% pour le modèle ARDL3 et 51% pour le modèle ARDL4, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide pour les modèles ARDL1 et ARDL3 et très rapide pour les modèles ARDL2 et ARDL4 .

Les résultats de court terme restent quasi-identiques à ceux de long terme, mais avec des impacts relativement moins importants. On observe que le taux de croissance du PIB réel et du TRI ont un impact positif sur la croissance de l'investissement en capital-risque. On valide donc l'effet d'accélérateur-profit traditionnellement mis en évidence dans les estimations économétriques du comportement d'investissement. Le mécanisme accélérateur-profit est également confirmé pour les autres spécifications. La demande et le profit anticipé apparaissent ainsi comme les déterminants fondamentaux de la dynamique de court terme de l'investissement en capital-risque.

À court terme, le taux de croissance de l'investissement en capital-risque dépend négativement de ses valeurs passées. Ce résultat peut être expliqué

5.

- ARDL1 : $ecm = \ln INV - 0,181 * \ln PIB - 0,068 * TRI - 0,134 * TINR - 0,842 * \ln NASCOMP + 0,593 * \ln TAX - 0,335 * DUM1 + 0,532 * DUM2$.
- ARDL2 : $ecm = \ln INV - 0,410 * \ln PIBORDI - 0,058 * TRI - 0,098 * TINR - 0,409 * \ln NASCOMP - 0,020 * \ln TAX - 0,157 * DUM1 + 0,022 * DUM2$.
- ARDL3 : $ecm = \ln INV - 0,100 * PROFITA - 2,452 * \ln PIB + 0,561 * \ln TAX + 31,034 * Constante - 0,720 * DUM1 + 0,783 * DUM2$
- ARDL4 : $ecm = \ln INV - 0,067 * PROFITA - 0,619 * \ln PIBORDI - 0,256 * \ln TAX - 0,450 * DUM1$

par le nombre limité de projets ou d'opportunités d'investissement disponibles. En effet, face au nombre limité de bonnes opportunités d'investissement, les capital-risqueurs qui ont investi à une période t , vont avoir tendance à retarder les investissements futurs dans l'espoir de trouver le projet le plus prometteur.

Concernant la variable TINR, les résultats économétriques nous contraignent à rejeter la significativité de son coefficient. Le taux d'intérêt ne semble pas être une variable fréquemment mise en avant par les capital-risqueurs. Nous rejetons également la significativité du coefficient estimé de la variable lnTAX pour les spécifications ARDL2, ARDL3, et ARDL4. Un résultat qui ne permet pas la validation de l'effet négatif anticipé pour cette variable.

Tableau 4-4 – La représentation ECM des modèles ARDL

Variable dépendante : $\Delta \ln INV$				
	ARDL1	ARDL2	ARDL3	ARDL4
Constante	-	-	-8,526*** ^a	-
			[-2,998]	
$\Delta \ln INV_{t-1}$	-0,362***	-0,354***	-0,380***	-0,359***
	[-4,428]	[-3,546]	[-4,498]	[-3,640]
$\Delta \ln INV_{t-2}$	-0,235***	-	-0,214**	
	[-2,767]		[-2,414]	
$\Delta \ln INV_{t-3}$	-0,300***	-	-0,288***	
	[-4,137]		[-3,813]	
$\Delta \ln PIB$	0,065**	-	0,673***	
	[2,120]		[3,386]	
$\Delta \ln PIBORDI$	-	0,255***	-	0,322***
		[3,714]		[8,326]
$\Delta \ln TRI$	0,024***	0,036***	-	
	[6,213]	[7,184]		
$\Delta TINR$	0,048	0,069	-	
	[1,453]	[1,026]		
$\Delta \ln LNASCOMP$	0,305***	0,254*	-	
	[4,086]	[1,754]		
$\Delta \ln TAX$	-0,215**	0,012	-0,154	0,133
	[-2,031]	[0,117]	[-1,447]	[1,413]
$\Delta PROFITA$	-	-	0,027***	0,035***
			[6,678]	[6,865]
$DUM1$	0,121*	0,097	0,197***	0,234***
	[1,892]	[0,787]	[3,247]	[3,294]
$DUM2$	-0,192**	-0,014	-0,215**	-
	[-2,058]	[-0,120]	[-2,229]	
ecm_{t-1}	-0,362***	-0,620***	-0,274***	-0,519***
	[-6,042]	[-5,459]	[-5,313]	[-7,406]

a. ***, **, * indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Les t-student sont mis entre crochets.

4.6 Conclusion

Cette partie de la thèse s'est intéressée à la modélisation du dynamisme du capital-risque américain. Nous avons appliqué la méthode d'estimation ARDL pour modéliser la dynamique de long terme et de court terme des investissements en capital-risque. Les résultats des estimations des relations d'équilibre de long terme obtenus dans le cadre des quatre spécifications retenues conduisent à des conclusions convergentes sur l'influence prépondérante de la demande approximée par le PIB réel ou mieux par les ventes d'ordinateurs, du profit anticipé, que celui-ci soit approximé par le TRI des fonds de capital-risque ou par la profitabilité, et, enfin, de l'indice Nasdaq-Composite. Cet indice a été introduit en raison de son pouvoir de signalisation des anticipations des investisseurs concernant les perspectives de croissance et de performance des entreprises de nouvelle technologie. Son impact conforte notre thèse selon laquelle la demande économique et les performances anticipées, déduites des performances observées, constituent les principaux déterminants de l'investissement en capital-risque.

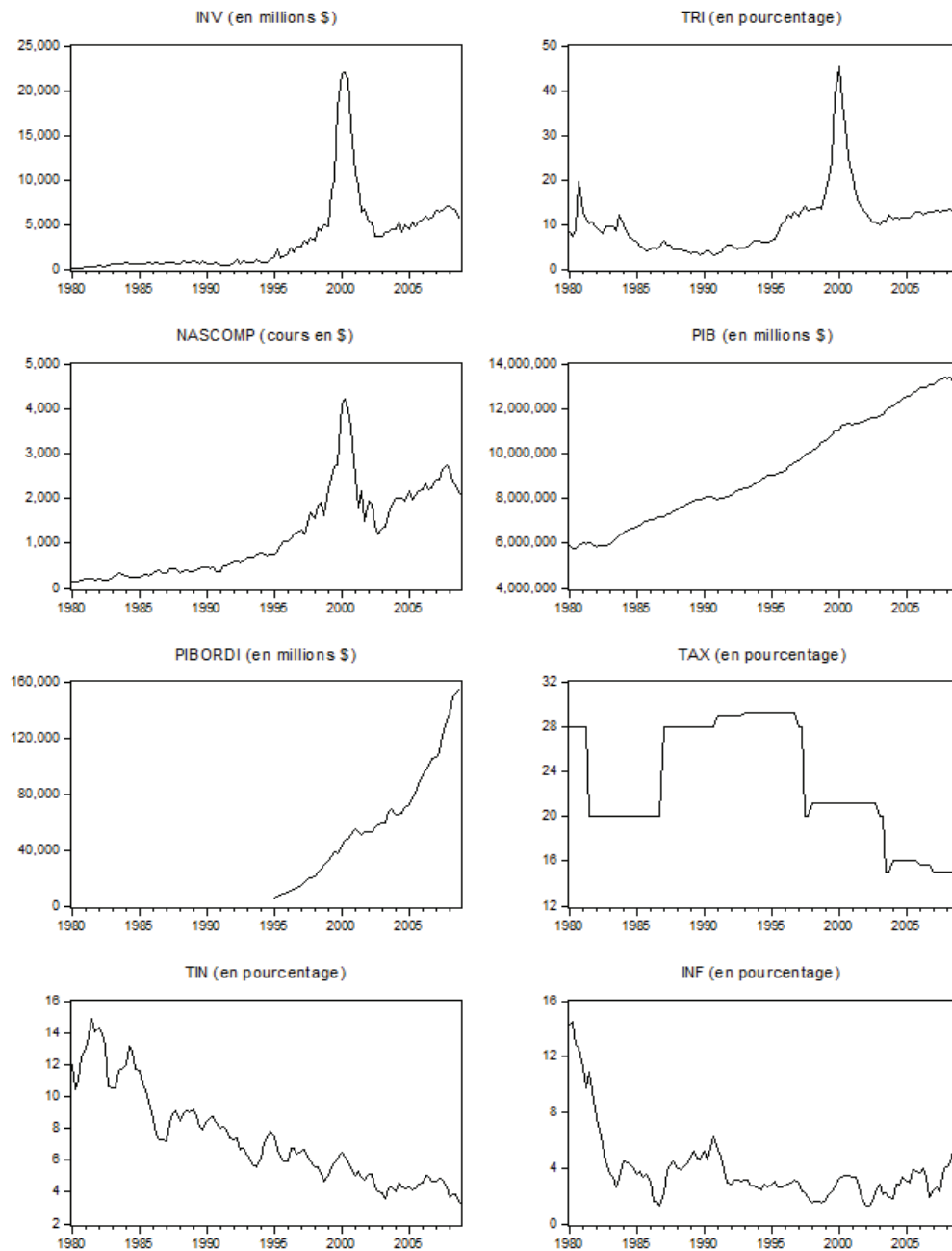
À court terme, la spécification dynamique à correction d'erreur, est également, en mesure d'expliquer le comportement d'investissement en capital-risque américain. La dynamique de court terme représente les délais d'ajustement de l'investissement en capital-risque vers son équilibre de long terme, des chocs ponctuels pouvant écarter l'investissement de sa cible de long terme de façon temporaire. La force de rappel vers la cible de long terme est élevée dans la seconde et la quatrième spécification, où la demande est approximée par les ventes d'ordinateur, puisque l'écart potentiel est corrigé en deux trimestres. Ce résultat confirme, au plan méthodologique, la pertinence de cette mesure de la demande. Au plan économique, les faibles délais d'ajustement indiquent la réactivité des investisseurs en capital-risque à un choc.

Les estimations des relations de long terme et de court terme font aussi apparaître des résultats relativement convergents qui ouvrent sur deux autres perspectives. Tout d'abord, la décision d'investissement des capital-risqueurs semble peu sensible à la variation du taux d'intérêt réel d'un actif sans risque, puisque cette mesure du coût d'opportunité de l'investissement n'est jamais significative. Ce résultat est assez intuitif : l'investisseur en capital-risque n'arbitre pas entre un investissement dans un actif sans risque et un investissement dans un actif à haut risque, de sorte que la variation du rendement d'un titre sans risque n'affecte pas sa décision. En revanche, comme cela a été déjà noté, sa décision est sensible à l'écart de rémunération entre le rendement moyen des fonds de capital-risque et celui d'un portefeuille composé par les titres du Nasdaq-Composite, mesuré par la variable profitabilité.

Enfin, la dynamique du capital-risque semble peu sensible aux incitations impulsées par la politique publique. Pour rendre compte de l'impact de celle-ci, nous avons retenu les deux variables qui semblent les plus pertinentes : la fiscalité sur les gains en capital et la réglementation dite ERISA sur les fonds de pension. Cette variable indicatrice n'étant jamais significative, ne figure pas dans les versions finales des modèles. La taxation des gains en capital qui a été modifiée à plusieurs reprises n'a un effet significatif, avec le signe attendu, que dans la première spécification des modèles ARDL. Ce résultat n'est donc pas robuste. On en déduit que les politiques menées par les pouvoirs publics pour promouvoir directement l'investissement en capital-risque risquent d'être peu efficaces en l'absence de perspective de croissance et de performance financière conformes aux attentes des investisseurs.

Appendices

B.1 Représentation graphique des séries étudiées



Graphique 4.1 – Représentation graphique des séries étudiées.

B.2 Résultats des tests de racine unitaire

Tableau 4-5 – Résultats des tests ADF

Variables ^a	Nombre de retards P* ^b	ADF en niveau	ADF en première différence	Ordre d'intégration
lnINV	0	-1,72*** ^c	-13,17	I(1) ^d
lnPIB	2	-2,37***	-5,70	I(1)
TRI	1	-2,62***	-7,74	I(1)
TINR	0	-3,32***	-9,78	I(1)
lnNASCOMP	0	-1,29***	-10,52	I(1)
lnTAX	0	-1,07***	-10,57	I(1)
PROFITA	2	-3,69	-	I(0) ^e
lnPIBORDI	0	-3,27***	-5,17	I(1)

a. On a retenu le modèle 3 avec constante et tendance pour les variables lnPIB, TINR, lnPIBORDI et le modèle 2 sans tendance mais avec une constante pour les autres variables.

b. P* est le nombre de retards qui permet de blanchir les résidus. On a retenu le nombre de retards qui minimise les critères d'information Akaike et Schwartz. Dans certains cas, on a retenu le retard correspondant à la dernière autocorrélation partielle significative, tout en vérifiant que le résidu est bien un bruit blanc.

c. (***), (**) et (*) l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, de 5%, et de 10%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon [1996].

d. La série est intégrée d'ordre 1.

e. La série est stationnaire

Tableau 4-6 – Résultats des tests PP

Variables ^a	Nombre de retards ℓ^b	PP en niveau	PP en première différence	Ordre d'intégration
lnINV	7	-1,71*** ^c	-12,88	I(1) ^d
lnPIB	4	-2,52***	-8,39	I(1)
TRI	2	-2,27***	-7,75	I(1)
TINR	0	-3,32***	-9,78	I(1)
lnNASCOMP	4	-1,29***	-10,52	I(1)
lnTAX	0	-1,07***	-10,57	I(1)
PROFITA	6	-9,22	-	I(0)
lnPIBORDI	3	-3,03***	-5,11	I(1)

a. On a retenu le modèle 3 avec constante et tendance pour lnPIB, TINR et lnPIBORDI et le modèle 2 sans tendance mais avec constante pour les autres variables.

b. ℓ est le nombre de retard fondé sur le paramètre de troncature de Newey-West.

c. (***), (**) et (*) l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, de 5%, et de 10%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon [1996].

d. La série est intégrée d'ordre 1.

Tableau 4-7 – Résultats des tests ADF-GLS

Variabiles ^a	Nombre de retards P* ^b	ADF-GLS en niveau	ADF-GLS en différence	Ordre d'intégration
lnINV	0	0,22*** ^c	-12,61	I(1) ^d
lnPIB	1	-2,12***	-3,75	I(1)
TRI	1	-2,55***	-7,46	I(1)
TINR	0	-2,01***	-9,48	I(1)
lnNASCOMP	0	0,60***	-6,85	I(1)
lnTAX	0	-0,47***	-10,57	I(1)
PROFITTA	2	-2,86	-	I(0) ^e
lnPIBORDI	1	-1,05***	-5,18	I(1)

a. On a retenu le modèle 1 avec constante et tendance pour les variables lnPIB, TINR et lnPIBORDI et le modèle 2 sans tendance mais avec une constante pour les autres variables.

b. P* est le nombre de retard fondé sur le critère d'information Akaike modifié (MAIC, *Modified Akaike Information Criterion*), recommandé par NG et Perron [2001].

c. (***), (**) et (*) l'hypothèse nulle de non stationnarité est non rejetée respectivement au seuil de 1%, de 5%, et de 10%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon [1996] pour le modèle 2 et celles tabulées par ERS [1996] pour le modèle 1.

d. La série est intégrée d'ordre 1.

e. La série est stationnaire

B.3 Tests de diagnostic des modèles ECMs

Tableau 4-8 – Tests de diagnostic

	ECM1	ECM2
Test d'autocorrélation	$\chi^2(4) = 3,316 (0,506)^a$	$\chi^2(4) = 6,826 (0,145)$
Test d'hétéroscédasticité	$\chi^2(1) = 0,159 (0,690)$	$\chi^2(1) = 0,031 (0,858)$
Test de normalité	$\chi^2(2) = 14,903 (0,001)$	$\chi^2(2) = 0,950 (0,622)$
Test de Ramsey (RESET)	$\chi^2(1) = 1,185 (0,276)$	$\chi^2(1) = 0,085 (0,770)$

a. Les valeurs entre parenthèses correspondent aux p-value.

Tableau 4-9 – Tests de diagnostic (suite)

	ECM3	ECM4
Test d'autocorrélation	$\chi^2(4) = 1,678 (0,795)^a$	$\chi^2(4) = 3,956 (0,412)$
Test d'hétéroscédasticité	$\chi^2(1) = 0,152 (0,696)$	$\chi^2(1) = 0,091 (0,763)$
Test de normalité	$\chi^2(2) = 17,031 (0,000)$	$\chi^2(2) = 0,281 (0,869)$
Test de Ramsey (RESET)	$\chi^2(1) = 1,245(0,264)$	$\chi^2(1) = 1,132(0,287)$

a. Les valeurs entre parenthèses correspondent aux p-value.

Bibliographie

- [1] Artus P. & Muet P., (1986), « *Investissement et Emploi* », *Economica*.
- [2] Artus P., (1988), « Une note sur la validité du modèle du Q de Tobin pour la France », *Cahiers économiques et monétaires*, Banque de France, (29), p. 33-48.
- [3] Artus P. & Morin P., (1991), « *Macroéconomie appliquée* », Puf, Paris.
- [4] Artus P. & Muet P., (1984), « Un panorama des développements récents de l'économétrie de l'investissement », *Revue Économique*, (5), p. 791-830.
- [5] Baillie R. & Bollerslev T., (1989), « Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rate », *The Journal of Finance*, (44), p. 167-181.
- [6] Baillie R. & Bollerslev T., (1994), « Cointegration, Fractional Cointegration and Exchange Rate Dynamics », *The Journal of Finance*, (49), p. 737-745.
- [7] Barry C.B, Muscarella C.J, Peavy J.W, & Vetsuypens M.R., (1990), « The role of venture capital in the creation of public companies : Evidence from the Going Public Process », *Journal of Financial Economics*, (27), p. 447-471..

- [8] Black B. & Gilson R. (1998), « Venture Capital and the Structure of Capital Markets : Bank versus Capital Markets », *Journal of Financial Economics*, (47), p. 243-277.
- [9] Black B. & Gilson R., (1999), « Does Venture Capital Require an Active Stock Market ? », *Journal of Applied Corporate Finance*, (11), p. 36-48.
- [10] Berger N., & Udell F., (1990), « The role of venture capital in the creation of public companies : Evidence from the Going Public Process », *Journal of Financial Economics*, (22), p. 613-673.
- [11] Bernard A. & Roy G., (2003), « Etude des distorsions de niveau des tests de Johansen pour la cointégration », Cahier de recherche, 03-08, Département d'économique, Université de Sherbrooke.
- [12] Bonini S. & Senem Alkan Aktuccar, (2009), « The macro and political determinants of venture capital investment around the world », disponible sur Social Science Research Network.
- [13] Bourbonnais R., (2005), « *Econométrie* », Dunod.
- [14] De Clercq D., Vance H. Fried, Oskari Lehtonen, & Harry J.Sapienza, (2006), « An Entrepreneur's Guide to the Venture Capital Galaxy », *Academy of Management Perspectives*, (20), p. 90-112.
- [15] Engle R.F. & Granger C.W.J, (1987), « Cointegration and Error correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, (55), p. 251-276.
- [16] Epaulard A., (1993), « L'apport du Q de Tobin à la modélisation de l'investissement en France », *Economie et Prévision*, (109), p. 1-12.
- [17] Gompers P. & Lerner J., (1990), « The Determinants of Corporate Venture Capital Success : Organizational Structure, Incentives, and Complementarities », NBER Working Paper, n° 6725.

- [18] Gompers P. & Lerner J., (1998), « What Drives Venture Capital Fundraising? », *Brooking Papers on Economic Activity, Macroeconomics*, p. 149-192.
- [19] Gompers P. & Lerner J., (2001), « The Venture Capital Revolution », *Journal of Economic Perspectives*, (15), p. 145-168.
- [20] Gompers P., Kovner A., Lerner J. & Scharfstein D., (2005), « Venture Capital Investment Cycles : The Impact of Public Markets », *Journal of Financial Economics*, (87), p. 1-23.
- [21] Hege, Palomino & Schwienbacher, (2006), « Venture capital performance : the Disparity Between Europe and the United States », disponible sur SSRN : <http://ssrn.com>, publié en 2009 dans : *Revue Finance*, (30), p. 7-50.
- [22] Hellmann T. & Puri M., (2002), « On the Fundamental Role of Venture Capital », *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Fourth Quarter, p. 23-27.
- [23] Hendry D.F., (1995), « *Dynamic Econometrics* », Oxford University Press.
- [24] Jagwani S., (2000), « Supply and demand of venture capital in the US », *The Park Place Economist*, (8), p. 90-98.
- [25] Jeng L. & Wells P., (2000), « The Determinants of Venture Capital Funding : Evidence Across Countries », *Journal of Corporate Finance*, (6), p. 241-289.
- [26] Johansen S. & Juselius K., (1990), « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52), p. 169-210.
- [27] Johansen S., (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), p. 231-254.

- [28] Johansen S., (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, (59), p. 1551-1580.
- [29] Kortum S. & Lerner J., (2000), « Assessing the Contribution of Venture Capital to Innovation », *Rand Journal of Economics*, (31), p. 674-692.
- [30] Kugler P. & Lenz C., (1993), « Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP », *The Review of Economics and Statistics*, (75), p. 180-184.
- [31] Lardic S., & Mignon V., (2002), « Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », *Economica*.
- [32] Lerner J., (2000), « Patent protection and innovation over 150 years », *NBER Working Paper*, n° 8977.
- [33] MacDonald R. & Taylor M., (1993), « The Monetary Approach to the Exchange Rate », *IMF Staff Papers*, (40), p. 89-107.
- [34] MacKinnon J.G., Haug A.A., & Michelis L., (1999), « Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration », *Journal of Applied Econometrics*, (14), p. 563-577.
- [35] Muet P.A., (1979), « Les modèles néoclassiques et l'impact du taux d'intérêt sur l'investissement », *Revue Économique*, (2), p. 244-280.
- [36] Pesaran M. H. et Shin Y. (1999), « An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis », *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, S. Strom (ed.), chapter 11, Cambridge University Press.
- [37] Pesaran M. H., Shin Y. et Smith R. J. (2001), « Bounds testing approaches to the analysis of level relationships », *Journal of Applied Econometrics*, (16), p. 289-326.

- [38] Pirrotte A., (2004), « *L'économétrie des origines aux développements récents* », CNRS Economie.
- [39] Reiffers de Gournay V., (1995), « Une mise en perspective des déterminants de l'investissement : rôle du Q de Tobin sur la période 1972-1981 », *Revue Economique*, (46), p. 1167-87.
- [40] Romain A. & de la Potterie B.V.P, (2004), « The determinants of venture capital : a panel data analysis of 16 OECD countries », Centre Emile Bernheim, Research Institute in Management Science, Working Paper, (04/015), April.
- [41] Schertler A., (2003), « Driving Forces of Venture Capital Investments in Europe : A Dynamic Panel Data Analysis », Working Paper, Kiel Institute for World Economics, n° 1172.
- [42] Tobin J., (1969), « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, (1), p. 15-29.

LA DYNAMIQUE DU
CAPITAL-RISQUE DANS LA
DÉCENNIE 2000 : UNE
ANALYSE
ÉCONOMÉTRIQUE SUR
DONNÉE DE PANEL

But du chapitre

Dans ce chapitre nous modélisons la dynamique de long terme de l'investissement en capital-risque de onze pays européens, auxquels s'ajoutent les États-Unis et Israël par la méthode DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*), approche non utilisée jusqu'ici. Nous modélisons également la dynamique de court terme par un modèle à correction d'erreur. Les données utilisées sont trimestrielles et couvrent la période 2001Q1-2010Q2.

5.1 Introduction

Nous avons vu dans le chapitre précédent que, pour les États-Unis, la dynamique du capital-risque à court et long terme peut être expliquée par une relation inspirée du principe de l'accélérateur-profit. En effet, les tests montrent l'existence d'un effet à long terme de la demande et de la profitabilité (ou du rendement des fonds du capital-risque) sur l'investissement réalisé par les organismes du capital-risque aux États-Unis. Ils montrent également que la vitesse d'ajustement vers la relation de long terme est élevée. Dans ce chapitre, nous ambitionnons de répondre aux questions ci-dessous :

Cette approche est-elle pertinente pour des pays où le capital-risque est un mode de financement relativement récent, qui a connu des succès et des échecs, et dont le poids dans l'économie reste parfois très marginal ? Est-ce qu'elle nous permettra d'expliquer le retard de l'Europe en termes d'investissement en capital-risque ? Et dans ce cas, quelles stratégies l'Europe doit-elle adopter pour rattraper son retard ?

La spécification retenue dans ce travail explique l'investissement en capital-risque principalement par la pression de la demande et la performance anticipée. Nous utilisons la variable *PIB* réel (produit intérieur brut) comme proxy de la pression de la demande et la prime de risque (*EXCESS*) calculée comme la différence entre le taux de rendement interne des fonds du capital-risque (*TRI*) et le rendement de l'indice boursier Nasdaq-Composite comme proxy de la performance anticipée. Nous introduisons la variable taux d'intérêt réel (*TINR*) qui prend en compte le coût d'opportunité supporté par les capital-risqueurs et le coût du financement bancaire supporté par les entrepreneurs. Notre spécification comprend également deux variables qualitatives (*ELF*) pour l'environnement légal et fiscal et (*IRD*) pour l'intensité

en R&D. Ces deux variables sont utilisées non seulement pour tenir compte des spécificités individuelles des pays mais également pour évaluer l'impact de l'environnement légal et fiscal et de l'environnement scientifique et technologique sur la dynamique de l'investissement en capital-risque.

Notre échantillon comprend onze pays européens, auxquels s'ajoutent les États-Unis et Israël. La période d'estimation va du premier trimestre 2001 au deuxième trimestre 2010 ; le panel est cylindré, et comprend 38 trimestres. Cette période est donc marquée par deux chocs mondiaux, l'éclatement de la bulle Internet et la crise financière de 2008 qui ont affecté les rendements de l'investissement en capital-risque. Notre démarche empirique comporte plusieurs étapes. La première consiste à étudier, à l'aide des tests de racine unitaire sur données de panel, si les séries sont ou non stationnaires et, dans ce dernier cas, à déterminer leur ordre d'intégration. Pour cela, plusieurs tests de racine unitaire sont retenus : il s'agit des tests les plus fréquemment utilisés, ceux de première génération de Levin, Lin et Chu (LLC) [2002], Breitung [2000] et de Im, Pesaran et Shin (IPS) [2003] ainsi que le test de seconde génération de Pesaran [2003] qui abandonne l'hypothèse d'indépendance des individus du panel. Les résultats de ces tests montrent que les variables $\ln INV$, $\ln PIB$ et $TINR$ ne sont pas stationnaires et intégrées d'ordre un, alors que la variable $EXCESS$ est stationnaire.

La deuxième étape de notre démarche empirique a été de tester l'éventuelle relation de cointégration entre l'investissement en capital-risque et ses principaux déterminants. Trois tests de cointégration ont été utilisés : le test de Kao [1999], le test de Pedroni [2004] et le test de Westerlund [2007]. Les résultats des trois tests nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle H_0 d'absence de relation de cointégration, ce qui nous amène donc à la

troisième étape qui consiste à estimer cette relation de cointégration. Cette estimation a été réalisée en utilisant la méthode des moindres carrés dynamiques (*Dynamic Ordinary Least Squares*, DOLS). Nous justifions notre choix par la supériorité de cette méthode par rapport à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et la méthode des *Fully Modified-OLS*, (*FM-OLS*) dans l'estimation des relations de cointégration. En effet, l'étude de Kao et Chiang [2000] met en avant que l'estimateur des MCO souffre d'un important problème de biais que l'estimateur FM-OLS ne permet pas d'améliorer. Les deux auteurs concluent alors en termes de supériorité de l'estimateur DOLS dans l'estimation des relations de cointégration sur données de panel. Wagner et Hlouskova [2007] considèrent également cette technique comme étant la plus efficace dans l'estimation des relations de cointégration sur données de panel.

La suite du présent chapitre est organisée comme suit : la deuxième section est consacrée à une mise en évidence des faits stylisés relatifs aux investissements en capital-risque dans la décennie 2000. La troisième section présentera les principaux facteurs retenus pour l'explication de la dynamique du capital-risque. Nous présentons les données utilisées dans l'approche empirique dans la quatrième section ; la méthodologie et les résultats économétriques dans la cinquième section. La sixième et dernière section conclut le chapitre.

5.2 Évolution de l'investissement en capital-risque dans la décennie 2000 : quelques repères

Restée longtemps l'apanage des États-Unis, l'activité du capital-risque, s'est développée en Europe à la fin des années quatre-vingt-dix. Après avoir

connu un essor exceptionnel en 2000, les marchés européens du capital-risque se sont effondrés l'année suivante. Suite à l'éclatement de la bulle internet, l'investissement en capital-risque a fortement chuté dans la plupart des pays, y compris aux États-Unis (voir figures 5.1 et 5.2), et malgré le rebond généralement enregistré depuis 2004, il demeure inférieur aux niveaux enregistrés lors de la bulle technologique. L'année 2005 a été synonyme de reprise très forte du marché, mais le manque de confiance dans les marchés financiers a profondément touché l'activité du capital-risque à partir de septembre 2008. La crise est devenue visible au dernier trimestre 2008 avec comme résultat la chute des investissements. Le capital-risque enregistre en 2010 une légère augmentation des montants investis. Toutefois, en dépit de la forte progression du marché européen, celui-ci demeure globalement en retrait par rapport à son homologue des États-Unis.

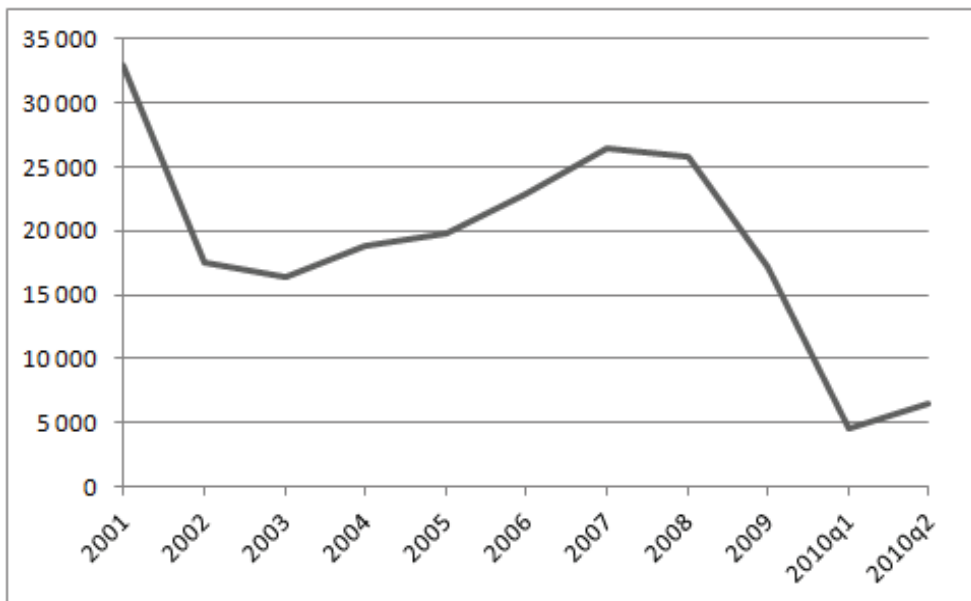


Figure 5.1 – Les investissements en capital-risque aux États-Unis, 2001-2010, en millions d'US dollars. *Source* : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters.

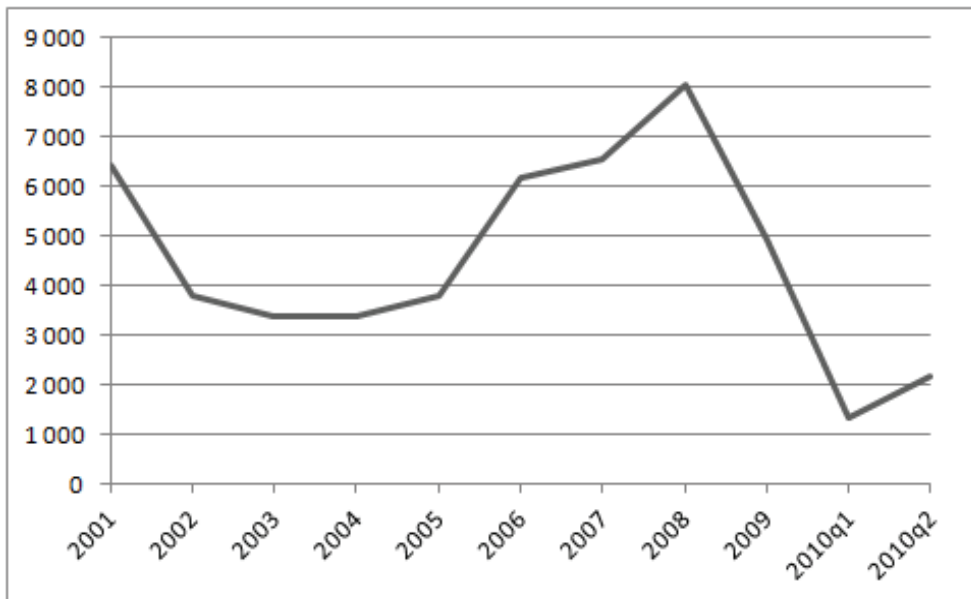


Figure 5.2 – Les investissements en capital-risque de onze pays européens, 2001-2010, en millions d’US dollars. *Source* : calculs de l’auteur à partir des données Thomson Reuters.

La figure 5.3 représente la moyenne des investissements en capital-risque sur la période 2001-2009. Le marché européen est dominé par le Royaume-Uni avec un investissement moyen de 1621,99 millions d’US dollars, loin devant la France (1075,89 millions d’US dollars), l’Allemagne (495,13 millions d’US dollars) et la Suède (447,02 millions d’US dollars). Avec une place de second en Europe, derrière le Royaume-Uni, on pourrait penser que la France est plutôt bien positionnée. En réalité, cette place de second en montant absolu recouvre une place de sixième en termes de montant rapporté au PIB, sur la période 2001-2009, derrière la Suède, le Danemark, l’Irlande, le Royaume-Uni, et la Suisse (voir figure 5.4).

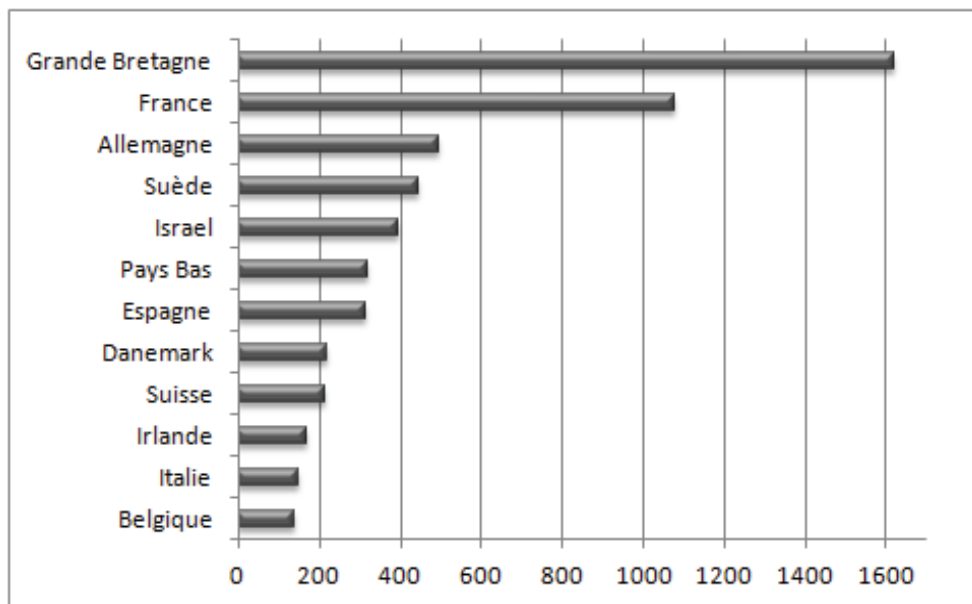


Figure 5.3 – Les investissements européens en capital-risque, moyenne 2001-2009, en millions d’US dollars. *Source* : calculs de l’auteur à partir des données Thomson Reuters.

La figure 5.4 met en évidence le dynamisme de l’activité du capital-risque en Israël. Ce pays occupe la première position en termes d’intensité en capital-risque sur la période 2001-2009. Ce résultat n’est pas surprenant étant donné le climat de soutien et d’encouragement à l’innovation mis en place par les autorités israéliennes qui considèrent l’innovation comme le principal moteur de l’économie. Les secteurs de la haute technologie attirent massivement les capitaux étrangers. L’excellence de la recherche réalisée dans les grandes universités, des programmes publics ambitieux pour soutenir le développement des nouvelles technologies et une communauté dynamique d’investisseurs et d’entrepreneurs sont les piliers de la réussite du capital-risque en Israël. La figure 5.4 montre également la place de leader européen occupée par la Suède en termes d’intensité en capital-risque. La Suède est une des premières destinations d’Europe pour les investisseurs étrangers. Ces derniers sont principalement attirés par l’environnement très innovant de la

Suède, qui consacre un pourcentage plus important de son PIB à la recherche et développement que les autres pays européens (l'intensité en recherche et développement sur la période 2001-2009 est de 3,29%).

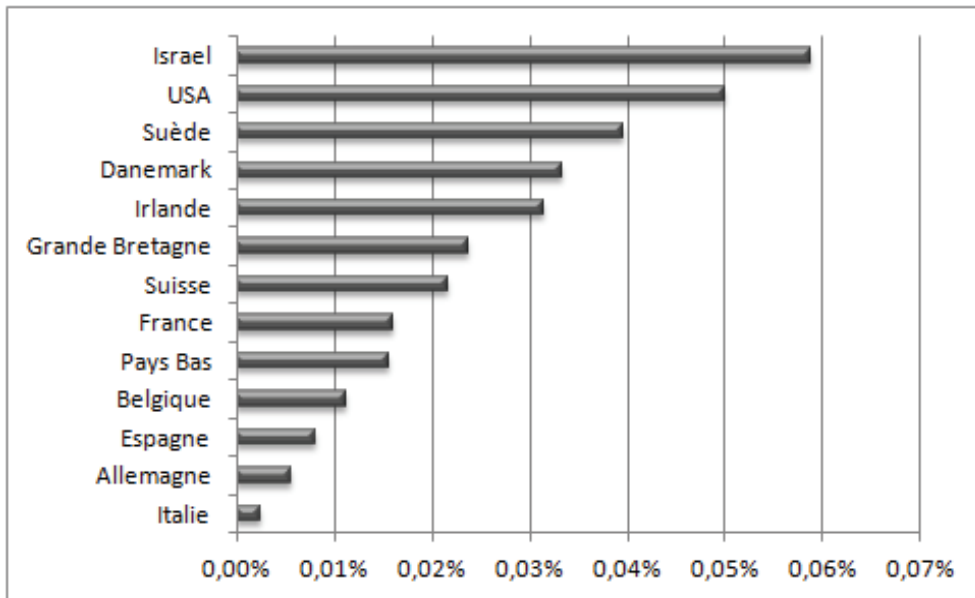


Figure 5.4 – Les investissements en capital-risque de treize pays de l'OCDE, moyenne 2001-2009, (pourcentage du PIB). *Source* : calculs de l'auteur à partir des données Thomson Reuters pour les investissements en capital-risque et l'OCDE pour le PIB réel.

Les cas d'Israël et la Suède incitent à considérer que le dynamisme du capital-risque repose sur un environnement scientifique et technologique favorable. D'autres déterminants (que nous présentons dans la section suivante) sont considérés dans ce travail dans le but d'expliquer d'une part, le développement de cette activité aux États-Unis et en Israël et d'autre part, le retard des pays européens.

5.3 Quels sont les facteurs qui déterminent l'investissement en capital-risque ?

Nous avons mentionné dans le chapitre précédent l'absence d'un cadre théorique permettant de comprendre les déterminants de l'investissement en capital-risque. Les quelques modèles économétriques testés sur données de panel ayant fait l'objet d'une publication (Jeng et Wells [2000], Schertler [2003], Romain et de la Potterie [2004], Felix *et al.* [2007]) diffèrent par les variables explicatives, mais l'idée commune à ces travaux est d'étudier si un certain nombre de facteurs conjoncturels et institutionnels tels que la croissance économique, les caractéristiques du marché financier, la qualité du capital humain, la réglementation du marché du travail sont susceptibles d'affecter la dynamique du capital-risque¹. Pour mieux gérer cette limite nous avons choisi dans ce travail d'expliquer l'investissement en capital-risque en nous inspirant d'une spécification de type accélérateur-profit, qui retient comme principaux déterminants la demande et le profit espéré. Nous introduisons également le taux d'intérêt réel ainsi que deux facteurs qui tentent de capter l'effet de l'environnement légal et fiscal et l'effet de l'environnement scientifique et technologique sur la dynamique du capital-risque.

5.3.1 La pression de la demande

Selon l'hypothèse « *demand pull* » de Schmookler [1966], c'est la manifestation d'un besoin et l'existence d'une demande qui stimulent l'innovation. Et comme l'innovation est principalement financée par un investissement en capital-risque, nous pouvons donc supposer que la dynamique du capital-risque dépend de la pression de la demande. En effet, c'est pour répondre à un besoin perçu ou latent en produits innovants que les investisseurs en capital-risque décident de soutenir les *start-ups* qui tentent de

1. Nous n'en ferons pas une présentation détaillée ici (voir chapitre précédent).

développer ces produits². La littérature insiste sur le rôle déterminant de la demande. Gompers et Lerner [1998] approximent ce facteur par le taux de croissance du PIB. Ils considèrent que les économies caractérisées par une forte croissance économique offrent aux entrepreneurs de meilleures opportunités d'investissement et augmente ainsi la demande du capital-risque. D'autres travaux empiriques introduisent également la variable « taux de croissance du PIB » pour expliquer la dynamique du capital-risque mais sans faire référence de façon explicite à la demande (Jeng et Wells [2000], Felix *et al.* [2007], Romain et de la Potterie [2004]).

5.3.2 La performance espérée

Selon la formulation accélérateur-profit, le profit espéré est un facteur qui joue un rôle déterminant dans la décision d'investir. Le profit espéré par définition est le profit attendu de l'investissement au cours des périodes futures, et donc non mesurable directement. Il convient dès lors d'estimer les profits attendus par une autre variable mesurable, mais suffisamment représentative des profits attendus. La littérature retient le plus souvent les profits *ex-post*, estimant que ceux-ci constituent une bonne proxy des profits futurs. Dans le cas d'un investissement en capital-risque, la prise en considération par les capital-risqueurs de l'influence de la performance espérée dans leurs décisions d'investissement est une supposition qui nous semble très intuitive. Toutefois, cette décision peut être également affectée par les rendements anticipés des actifs alternatifs (Gompers et Lerner [1998]), en l'occurrence les actions cotées. Pour mesurer l'effet de la performance anti-

2. Nous pouvons citer l'exemple du Fonds d'Investissement Multilatéral (FIM), créée en 1993 et administré par la banque interaméricaine de développement (BID). Ce fonds a joué un rôle déterminant dans la mise en place de plusieurs fonds de capital-risque qui assurent le financement de projets d'énergies propres portés par des petites et moyennes entreprises qui visent à améliorer l'accès des populations aux services de base dont l'énergie propre en Amérique latine et dans les Caraïbes.

cipée, la littérature des déterminants du dynamisme du capital-risque retient les introductions en Bourse (IPO, *Initial Public Offering*) et la capitalisation boursière (Gompers et Lerner [1998], Jeng et Wells [2000], Bonini et Senem [2009], Armour et Comming [2006]).

5.3.3 Le taux d'intérêt

Ce facteur a été introduit dans certaines études (Gompers et Lerner [1998], Bonini et Senem [2009]) pour tester l'hypothèse selon laquelle une baisse du taux d'intérêt pourrait pénaliser les placements obligataires en incitant les investisseurs à rechercher un supplément de rendement sur les actifs « alternatifs », comme les parts des fonds du capital-risque. Ils anticipent ainsi un effet négatif du taux intérêt sur l'offre du capital-risque. Néanmoins, nous considérons que du côté de l'offre, les exigences des investisseurs institutionnels et des capital-risqueurs, en termes de performances, compte tenu de la nature très risquée de cette activité, sont supérieures à celles formulées par les détenteurs des obligations. Donc, on peut supposer que le placement obligataire ne constitue pas une stratégie d'investissement alternative pour les organismes du capital-risque, qui préféreraient plutôt un investissement en actions cotées. Cette intuition peut être également justifiée par les faits observés aux États-Unis, où le capital-risque s'est fortement développé durant les années 1990 alors que les taux d'intérêt étaient à un niveau historiquement bas.

Romain et de la Potterie [2004], Felix *et al.* [2007], quant à eux, supposent que le taux d'intérêt affecte différemment l'offre et la demande du capital-risque. En effet, comme Gompers et Lerner [1998], ils anticipent un effet négatif du taux d'intérêt sur l'offre du capital-risque et un effet positif sur la demande du capital-risque du fait du coût du financement bancaire,

qui devient moins avantageux en cas de hausse des taux d'intérêt et qui incite les entrepreneurs à se tourner vers un financement par capital-risque. Au final, à l'équilibre, ils considèrent que l'effet du taux d'intérêt sur le capital-risque dépendra de l'effet dominant. Toutefois, anticiper un effet positif du côté de la demande, comme c'est le cas dans les travaux qui viennent d'être cités, revient à supposer que les entreprises soutenues par un financement en capital-risque peuvent être également financées par des crédits bancaires. Cette situation est peu probable pour les *start-ups*, mais peut être considérée pour les entreprises qui sont dans une phase plus avancée (la phase d'expansion). Dans ce cas, une augmentation du taux d'intérêt entraîne un renchérissement du coût du crédit et oriente les entrepreneurs vers le capital-risque.

5.3.4 L'environnement légal et fiscal

La revue de littérature sur les déterminants du dynamisme du capital-risque suggère qu'un environnement légal et fiscal favorable est un facteur très important qui permet d'attirer les capitaux vers l'activité de capital-risque. Certaines études économétriques testent l'effet d'un certain nombre de facteurs juridiques et fiscaux comme la réglementation concernant les fonds de pension (Gompers et Lerner [1998], Jeng et Wells [2000]), la taxe sur les gains en capitaux (Poterba [1998], Gompers et Lerner [1998] et Da Rin, Nicodano et Sembenelli [2005]) et la rigidité sur le marché du travail (Jeng et Wells [2000], Schertler [2003], Bonini et Senem [2009]).

D'autres études (Armour et Cumming [2004], Guilhon et Montchaud [2006]) utilisent l'étude « *Benchmarking European Tax and Legal Environments* » de l'EVCA³ avec la collaboration de KPMG⁴ qui calcule un indice composite

3. *European Venture Capital Association* : Association européenne du capital-investissement.

4. KPMG est un cabinet d'audit et d'expertise comptable pour les activités réglementées.

prenant en considération l'environnement légal et fiscal propre aux investisseurs institutionnels, aux gestionnaires des fonds et aux *start-ups*. Cet indice vise à mettre en évidence les mesures positives qui ont été prises dans certains pays européens mais aussi les domaines où des améliorations peuvent encore être accomplis. Il permet de classer les pays selon le caractère plus ou moins favorable de leur environnement légal et fiscal pour l'activité de capital-investissement et de capital-risque. Une échelle d'évaluation allant de 1 à 3 est utilisée (1 pour l'environnement le plus favorable, 3 pour l'environnement le moins favorable).

5.3.5 L'environnement scientifique et technologique

La forte présence du capital-risque dans des pays hautement développés sur le plan technologique (États-Unis, Suède, Israël) nous amène à supposer qu'il existe un lien étroit entre l'environnement technologique et l'activité du capital-risque. La littérature considère qu'un environnement technologique favorable favorise cette activité. [Gompers et Lerner \[1998\]](#), [Bonini et Senem \[2009\]](#) choisissent d'utiliser les dépenses en R&D pour rendre compte de l'effet des opportunités technologiques sur la dynamique de capital-risque. D'autres variables proxies ont été retenues, comme le nombre de personnes travaillant dans les unités de R&D et le nombre de brevets déposés ([Schertler \[2003\]](#)). [Romain et de la Potterie \[2004\]](#) utilisent, quant à eux, deux indicateurs d'opportunité technologique, à savoir le stock de connaissance et le nombre de brevets déposés.

5.4 Les données : source et description

Les données utilisées proviennent de différentes sources (tableaux 5.5 et 5.6, annexe C.1). Il s'agit de données trimestrielles de onze pays européens (Allemagne, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grande Bretagne, Ir-

lande, Italie, Pays Bas, Suisse, Suède) auxquels s'ajoutent les États-Unis et Israël, couvrant la période allant du premier trimestre 2001 au deuxième trimestre 2010. Nous avons également souhaité introduire d'autres pays de l'OCDE comme le Japon, le Canada, la Chine, l'Australie, l'Inde et la Corée mais l'indisponibilité de certaines données nous a contraints à retenir les pays pour lesquelles l'ensemble des informations est disponible.

Le modèle que nous proposons d'estimer explique l'investissement en capital-risque, c'est à dire les investissements relatifs aux phases d'amorçage, de démarrage et d'expansion. Nous détaillons ci-dessous les variables explicatives introduites dans l'équation de l'investissement en capital-risque et leurs effets attendus.

Nous utilisons le PIB réel⁵ comme proxy de la pression de la demande et nous anticipons un effet positif pour cette variable sur l'investissement en capital-risque. La performance anticipée par les capital-risqueurs est approximée par la variable *EXCESS* qui correspond à la prime de risque (*excess return*), calculée comme la différence entre le taux de rendement interne d'un investissement en capital-risque et le rendement de l'indice boursier Nasdaq-Composite⁶ :

$$EXCESS = TRI - Rdt$$

avec Rdt est le rendement du Nasdaq-Composite :

$$Rdt = \ln Nascomp_t - \ln Nascomp_{t-1}$$

5. Nous avons souhaité utiliser la composante du PIB correspondant aux ventes à prix constant des ordinateurs, proxy utilisée dans le chapitre précédent (pour les États-Unis) et que nous considérons comme plus représentative de la demande adressée à l'activité du capital-risque. Mais la non-disponibilité de ce type de données pour les pays européens nous a contraints à utiliser le PIB réel global.

6. Indice boursier constitué de toutes les sociétés américaines et étrangères cotées sur le Nasdaq (National Association of Securities Dealers Automated Quotations)

Calculée ainsi, la prime de risque nous renseigne sur l'excès de rentabilité espéré par les investisseurs pour investir dans des fonds de capital-risque plutôt que dans des actions cotées, supposée comme la stratégie d'investissement alternative (Hege, Palomino et Schwienbacher [2006]). Des anticipations favorables où l'on prévoit une hausse de la prime de risque favorisent l'investissement en capital-risque, tandis que les anticipations défavorables, qui prévoient une stagnation ou une baisse de cette dernière, peuvent conduire à privilégier les actions cotées sur le NASDAQ et donc à délaisser l'activité du capital-risque. La représentation graphique de cette variable (Figure 5.5) montre l'écart très important entre la prime de risque de la majorité des pays européens et celle des États-Unis. En effet, à l'exception de la Suède, de la Suisse et des Pays Bas, la prime de risque dans les autres pays européens et sur la période considérée est souvent négative.

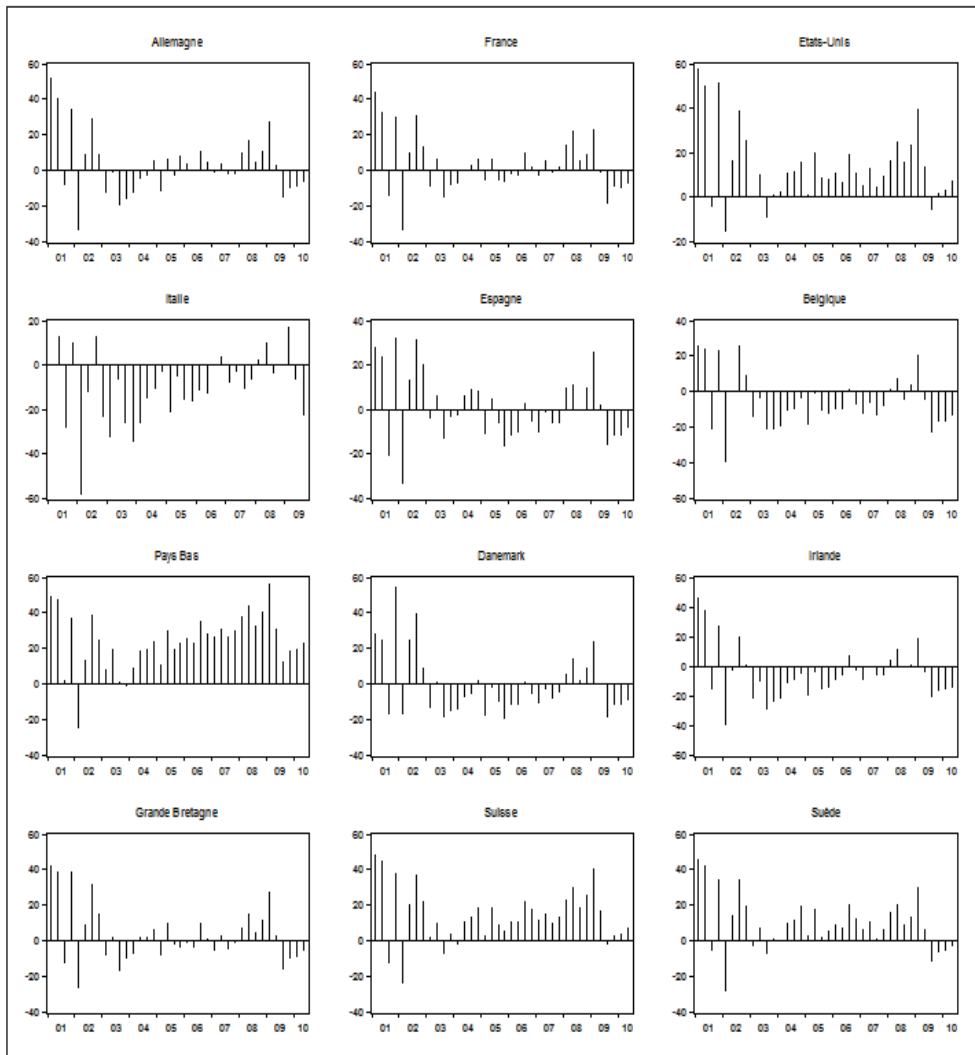


Figure 5.5 – Représentation graphique de la prime de risque. *Source* : calculs de l’auteur à partir des données Thomson Reuters.

Le taux d’intérêt réel de long terme (TINR) a été calculé en appliquant l’équation de Fisher, avec TINLT le taux d’intérêt nominal de long terme et TINF le taux d’inflation :

$$TINR = ((1 + TINLT)/(1 + TINF)) - 1$$

L’effet anticipé pour cette variable est ambigu et dépend de l’hypothèse considérée. Du côté de l’offre, l’effet peut être nul si les capital-risqu岸

et les investisseurs institutionnels, étant données leurs exigences en termes de rendements, ne subissent aucun coût d'opportunité par rapport à un placement sans risque. Dans le cas contraire, si les investisseurs institutionnels et les capital-risqueurs considèrent le placement obligataire comme une stratégie alternative, le taux d'intérêt peut alors affecter négativement l'investissement en capital-risque. Du côté de la demande, l'effet anticipé est positif mais uniquement en se basant sur l'hypothèse selon laquelle certaines entreprises peuvent accéder au marché bancaire mais se tournent vers un financement en capital-risque car les taux d'intérêt sont très élevés. Au final, l'effet anticipé pour cette variable à l'équilibre dépend de l'effet dominant. On peut également considérer la situation où l'effet négatif du côté de l'offre et l'effet positif du côté de la demande se compensent et donne un effet nul à l'équilibre.

À l'instar d'Armour et Cumming [2004], Guilhon et Montchaud [2006], nous utilisons l'étude de l'EVCA pour tester l'effet de l'environnement légal et fiscal sur les investissements en capital-risque. Selon la dernière version de cette étude (version 2008), la France présente de loin l'environnement le plus favorable au développement de ce mode de financement en Europe (Figure 5.6). Avec un indice de 1,23, elle occupe la première position devant l'Irlande, la Belgique puis le Royaume Uni. La Suède, qui se positionne dans la catégorie des pays à la traîne avec l'Allemagne et l'Italie, ne semble pas avoir un environnement particulièrement favorable à cette activité (indice = 2,02). Pourtant, son dynamisme dans cette activité ne peut être ignoré.

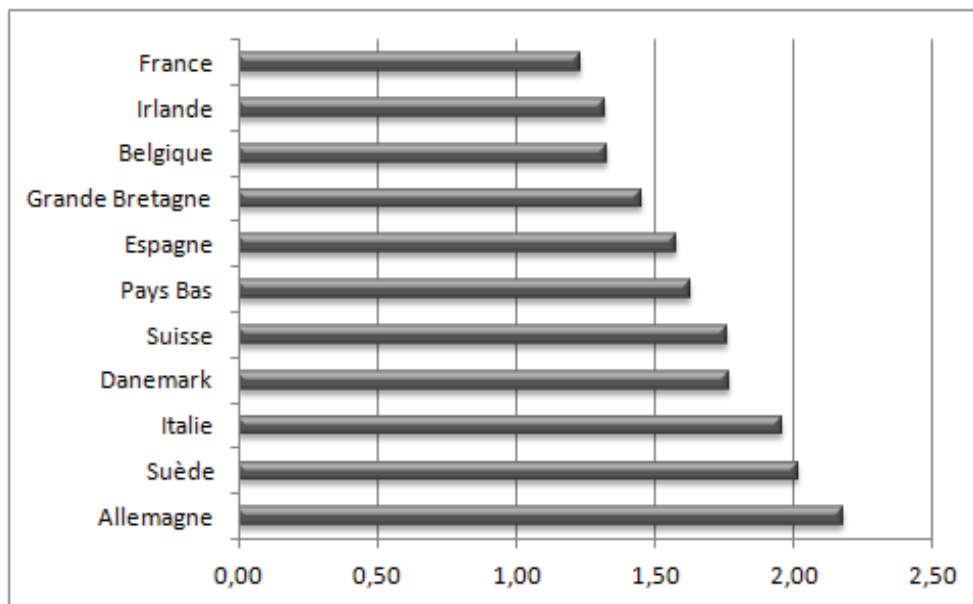


Figure 5.6 – Classement des onze pays européens considérés en fonction de l'indice calculé par l'EVCA (2008). *Source* : calculs de l'auteur à partir des données de l'EVCA.

En se basant sur ce classement, nous définissons trois groupes de pays. Pour chaque groupe, on définit une variable dummy qui sera utilisée pour capter l'effet de l'environnement légal et fiscal propre à chaque groupe sur les investissements en capital-risque.

- La variable ELF1 est associée au groupe 1 (groupe des pays « Leaders ») composé des pays suivants : France, Irlande, Belgique, Grande Bretagne. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 1, la valeur 0 sinon.
- La variable ELF2 est associée au groupe 2 (groupe des pays « Sui-veurs ») composé par les pays suivants : Espagne, Pays Bas, Suisse, Danemark. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 2, la valeur 0 sinon.
- La variable ELF3 est associée au groupe 3 (groupe des pays « À la

traîne ») composé par les pays suivants : Italie, Suède et Allemagne. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 3, la valeur 0 sinon.

Cette étude n'inclut pas les États-Unis et l'Israël. Nous choisissons ainsi de classer les États-Unis dans le groupe des leaders (groupe 1) compte tenu des différentes politiques légales et fiscales incitatives entreprises dans ce pays et Israël dans le groupe 2.

Pour mesurer l'effet de l'environnement technologique sur les investissements en capital-risque, nous avons retenu également une variable qualitative, à savoir l'intensité en R&D (IRD). Pour la construction de cette variable, nous avons calculé la moyenne de l'intensité en R&D sur la période 2001-2008 et nous avons ensuite classé les pays en quatre groupes, en fonction du niveau moyen de leur l'intensité en R&D.

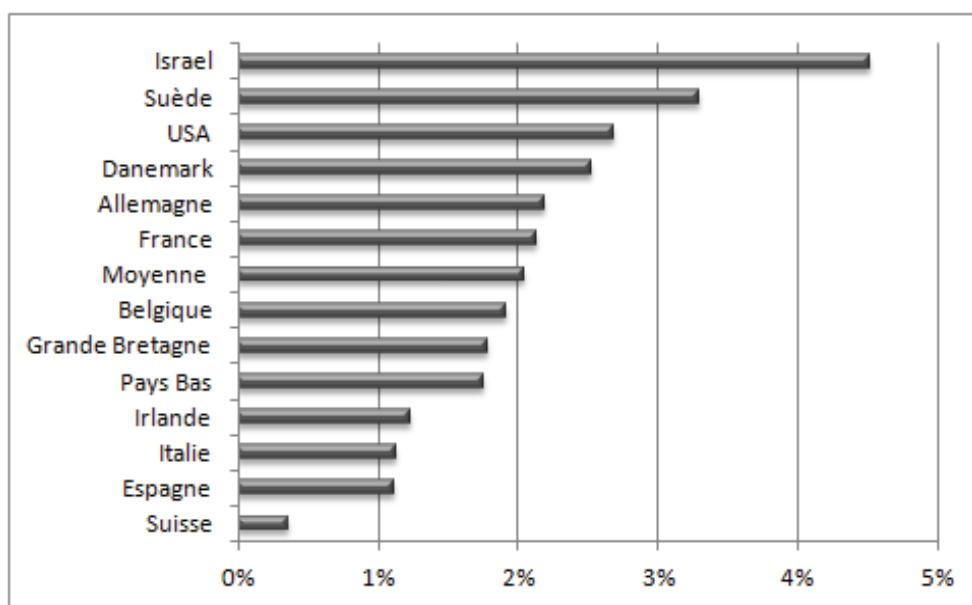


Figure 5.7 – Intensité en recherche et développement (moyenne 2001-2008).
Source : calculs de l'auteur à partir des données Datasteam.

- La variable *IRD1* est associée au groupe 1 (groupe des pays « Leaders ») composé par les pays suivants : Israël, États-Unis et Suède. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 1, la valeur 0 sinon.
- La variable *IRD2* est associée au groupe 2 (groupe des pays « Sui-veurs ») composé par les pays suivants : Allemagne, Danemark, et France. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 2, la valeur 0 sinon.
- La variable *IRD3* est associée au groupe 3 (groupe des pays « En voie de rattrapage ») composé par les pays suivants : Belgique, Pays Bas et Grande Bretagne. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 3, la valeur 0 sinon.
- La variable *IRD4* est associée au groupe 4 (groupe des pays « À la traîne ») composé par les pays suivants : Irlande, Italie, Espagne et Suisse. Cette variable prend la valeur 1 si le pays appartient au groupe 4, la valeur 0 sinon.

Toutes les variables quantitatives ont fait l'objet d'une transformation logarithmique, sauf les variables *TRI*, *TINR* et *EXCESS* qui comportent des valeurs négatives.

5.5 Approche méthodologique et résultats

La première étape de notre démarche empirique consiste à tester la stationnarité des séries considérées. En effet, depuis les travaux de Nelson et Plosser [1982], nous savons que la plupart des séries macroéconomiques ne sont pas stationnaires. Travailler avec des méthodes d'estimation qui supposent la stationnarité des données conduit aux problèmes de régression fallacieuse soulevé par Granger [1998].

5.5.1 Les tests de racine unitaire

La littérature concernant les tests de racine unitaire a connu d'importants développements ces dernières années et distingue les tests de la première génération reposant sur l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle des individus de panel des tests de la seconde génération, intégrant l'hypothèse de dépendances inter-individuelles. Il est aujourd'hui bien connu que l'ajout de la dimension individuelle à la dimension temporelle usuelle présente un intérêt important pour l'analyse des séries non stationnaires. Les tests de racine unitaire et de cointégration sur données de panel temporelles sont en effet plus puissants que leurs analogues sur séries temporelles individuelles en petit échantillon (Hurlin et Mignon [2005]). Pour déterminer l'ordre d'intégration des séries étudiées ($\ln INV$, $\ln PIB$, $EXCESS$, $TINR$), nous retenons les tests de racine unitaire les plus utilisés, à savoir les tests de première génération Levin, Lin et Chu (LLC [2002]), Breitung [2000], le test IPS [2003] de Im Pesaran et Shin et le test de seconde génération de Pesaran [2003]. Du tableau 5.1, il ressort que pour toutes les variables l'hypothèse nulle de non-stationnarité ne peut être rejetée, à l'exception de la série $EXCESS$ pour laquelle tous les tests rejettent l'hypothèse H_0 de non stationnarité. Les tests effectués sur les séries en différences premières indiquent qu'elles sont stationnaires. On peut alors conclure que les trois variables ($\ln INV$, $\ln PIB$, $TINR$) sont intégrées d'ordre un.

Tableau 5-1 – Tests de racine unitaire

Variabes ^a	Breitung	LLC	IPS	Pesaran
lnINV	0,262 (0,603) ^b	1,176 (0,880)	0,385 (0,650)	0,315 (0,624)
Δ lnINV ^c	-2,548 (0,005)	-4,285 (0,000)	-15,095 (0,000)	-3,683 (0,000)
lnPIB	1,487 (0,931)	5,136 (1,000)	0,955 (0,830)	2,718 (0,997)
Δ lnPIB	-2,455 (0,007)	-2,305 (0,001)	-6,360 (0,000)	-8,972 (0,000)
EXCESS	-6,302 (0,000)	-4,330 (0,000)	-8,649 (0,000)	-4,856 (0,000)
TINR	1,202 (0,885)	12,888 (1,000)	0,587 (0,721)	2,715 (0,997)
Δ TINR	-3,965 (0,000)	-2,731 (0,003)	-5,746 (0,000)	-5,470 (0,000)

a. Les résultats reportés sont ceux obtenus avec la spécification la plus générale avec constantes et tendances.

b. P-value entre parenthèses. Un chiffre inférieur à 0,05 indique que l'hypothèse nulle de non stationnarité est rejetée au seuil retenu de 5%.

c. Δ est l'opérateur de différences premières.

5.5.2 Les tests de cointégration

Les séries lnINV, lnPIB et TINR étant intégrées d'ordre 1, la deuxième étape de notre démarche empirique consiste à tester l'existence d'une éventuelle relation de cointégration entre l'investissement en capital-risque et ses principaux fondamentaux. Le premier test de cointégration utilisé est celui proposé par Pedroni [2004]. Ce test tient compte de l'hétérogénéité des individus à travers des paramètres spécifiques pour chaque pays de l'échantillon. Pedroni propose sept statistiques pour tester la cointégration sur données de panel; quatre sont basés sur la dimension *within* (intra) et trois sont basés sur la dimension *between* (inter). Ces deux catégories reposent sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (non stationnarité des résidus

estimés). Pedroni a montré que sous des normalisations appropriées basées sur des fonctions de mouvements browniens, chacune des sept statistiques suit une loi normale centrée réduite pour N et T suffisamment importants. Par conséquent, au seuil considéré, une statistique calculée plus grande que la valeur critique tabulée (1,65 au seuil de 5%) conduira au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Nous avons également utilisé le test de cointégration de Kao [1999]. Il s'agit d'un test du type ADF de non stationnarité des résidus de la relation de cointégration, mais qui suppose l'homogénéité de la relation de cointégration.

Contrairement à ces deux tests, basés sur les résidus de la relation de cointégration, Westerlund [2007] a développé un test basé, non pas sur les résidus, mais sur la dynamique structurelle de modèle à correction d'erreur. L'idée est de tester l'hypothèse nulle de non cointégration en vérifiant à travers quatre statistiques si le terme à correction d'erreur est significativement égal à zéro. Les quatre statistiques sont normalement distribuées et accommodent assez bien les tendances, les paramètres spécifiques aux individus et les dépendances intra-individuelles. Les deux premiers tests associés aux deux statistiques Gt et Ga permettent de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle le panel dans son ensemble est cointégré alors que les deux derniers tests associés aux statistiques Pt et Pa testent l'alternative d'existence d'au moins un individu pour lequel les variables sont cointégrées.

Les trois tests de cointégration ont été réalisés dans un premier temps en considérant uniquement les variables $I(1)$. Les résultats obtenus pour les trois tests nous permettent de rejeter l'hypothèse H_0 d'absence de relation de cointégration. Nous avons ensuite introduit la variable EXCESS. Nous

obtenons alors le même résultat, à savoir une relation de cointégration entre les variables considérées (Tableau 5.2)⁷. En effet, les résultats des tests de cointégration de Pedroni montrent que toutes les statistiques à l'exception de la statistique *Panel V* rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Le test de Kao nous permet également de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Les résultats du test de Westerlund suggèrent que l'hypothèse nulle d'absence cointégration peut être rejetée au seuil de 1% pour toutes les statistiques de Westerlund. Par conséquent, nous pouvons conclure qu'il existe une relation de cointégration entre l'investissement en capital-risque et ses fondamentaux. Cette relation peut être estimée à l'aide de la méthode DOLS.

7. On trouve une explication à ce résultat dans Lubrano [2008] : toute combinaison linéaire entre une variable $I(1)$ et une variable $I(0)$ est une variable $I(1)$ mais comme il faut au moins deux variables $I(1)$ dans une relation pour avoir une relation de cointégration, à partir du moment où l'on a cointégration, l'ajout d'une ou plusieurs variables stationnaires ne modifie pas la propriété de cointégration.

Tableau 5-2 – Tests de cointégration en données de panel

Tests	Statistiques	p-value ^a
Tests de cointégration de Pedroni :		
dimension within		
Panel V	-2,09	0,98
Panel rho	-6,21	0,00
Panel PP	-14,43	0,00
Panel ADF	-12,87	0,00
Tests de cointégration de Pedroni :		
dimension between		
Group rho	-4,10	0,00
Group PP	-16,40	0,00
Group ADF	-11,66	0,00
Tests cointégration de Kao :		
cointégration homogène		
Kao	-4,78	0,00
Test de cointégration de Westerlund		
Gt	-3,257	0,000
Ga	-12,492	0,003
Pt	-12,250	0,000
Pa	-14,383	0,000

a. Un chiffre inférieur à 0,05 indique que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée au seuil retenu de 5%.

5.5.3 La dynamique de long terme

L'économétrie de panels non stationnaires comprend des méthodes semi-paramétriques comme les moindres carrés ordinaires modifiés (FM-OLS, *Fully Modified Ordinary Least Squares*) de Pedroni [2000] et des méthodes paramétriques telles que les moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS, *Dynamic Ordinary Least Squares*) initialement proposée par Saikkonen [1991] et Stock et Watson [1993] dans le cas des séries temporelles, puis adaptée par Kao et Chiang [2000] et Mark et Sul [2003] au cas de données de panel. Kao et Chiang [2000] se sont intéressés aux propriétés en échantillon fini des estimateurs des MCO, FM-OLS et DOLS. Ils affirment que l'estimation de la relation de cointégration par la méthode des MCO, en échantillon fini, présente un problème de biais et les tests statistiques correspondants ne suivent pas une loi de Student usuelle. Ils proposent ainsi de retenir la méthode FM-OLS initialement formulée par Phillips et Hansen [1990] et la méthode des DOLS. Toutefois, à partir de simulations de Monte Carlo, Kao et Chiang [2000] démontrent que l'estimateur DOLS est plus performant que le FM-OLS et les MCO pour l'estimation de la relation de cointégration.

C'est pourquoi nous utilisons l'estimateur DOLS. Cette technique consiste à inclure des valeurs avancées et retardées des variables explicatives dans la relation de cointégration, afin d'éliminer la corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur.

$$\begin{aligned}
\ln INV_{it} &= \alpha_i + \alpha_1 \ln PIB_{it} + \alpha_2 TINR_{it} + \alpha_3 EXCESS_{it} \\
&+ \sum_{j=-q}^q \beta_{ij} \Delta \ln PIB_{i,t+j} + \sum_{j=-q}^q \kappa_{ij} \Delta TINR_{i,t+j} \\
&+ \lambda_1 ELF1 + \lambda_2 ELF3 + \lambda_3 IRD1 \\
&+ \lambda_4 IRD3 + \lambda_5 IRD4 + \mu_{it}
\end{aligned} \tag{5.5.1}$$

avec : $i = 1 \dots N$ et $t = 1 \dots T$

\ln désignant le logarithme népérien, le coefficient α_1 correspond à une élasticité et les coefficients α_2 et α_3 à des semi-élasticités.

Afin d'obtenir des résidus d'estimation indépendants les uns des autres, la dynamique de la relation estimée est spécifiée en introduisant les valeurs retardées et avancées des variables explicatives en différence. Nous n'introduisons ni retards, ni avances pour la variable stationnaire *EXCESS*.

Les résultats de l'estimation de la relation de long terme (équation 5.5.1) sont présentés dans le tableau 5.3. Le choix du nombre de retards et d'avances ($q = 4$) est basé sur le critère d'information bayésien de Schwarz (BIC), comme suggéré par [Westerlund \[2005\]](#). Le résidu de cette relation étant stationnaire (voir résultats des tests en annexe C.6), cette relation est bien une relation d'équilibre de long terme⁸.

8. Nous avons également introduit dans la régression une variable dummy (subcrise) qui tente de capter l'effet de la crise des *subprimes* et qui prend la valeur 1 pour les quatre trimestres de l'année 2008 et des variables dummies qui croisent les différentes modalités de la variable ELF avec les modalités de la variable IRD, les coefficients de ces variables n'étant pas significatifs, nous avons choisi de les omettre.

Tableau 5-3 – Résultats de l'estimation de la relation de long terme par les DOLS

Variable	Coefficient	(Écart-type)
lnPIB	0.771*** ^a	(0.048) ^b
EXCESS	1.031**	(0.487)
TINR	3.217	(6.047)
ELF1	0.501***	(0.167)
ELF3	-0.999***	(0.143)
IRD1	1.108***	(0.139)
IRD3	-0.721***	(0.167)
IRD4	-0.667***	(0.153)
Constante	-6.057***	(0.662)

N	374
R ² ajusté	0.679
F _(26,347)	87.794
P-Value(stat F)	0.000

a : niveaux de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

b : les écart-types sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité

Les résultats obtenus avec la méthode des DOLS confirment l'existence d'une relation de long terme entre les investissements en capital-risque et ses principaux déterminants, à savoir le PIB réel et la prime de risque. Des résultats significatifs sont également obtenus pour les variables qualitatives ELF et IRD qui captent l'effet de l'environnement légal et fiscal et de l'environnement scientifique et technologique. L'élasticité des investisse-

ments en capital-risque par rapport au PIB est estimée à 0,77, soutenant ainsi l'hypothèse selon laquelle la dynamique de capital-risque dépend fortement de la pression de la demande. Une augmentation de 1 % du PIB réel entraîne une hausse de l'investissement en capital-risque de 0,77%. La demande est donc un moteur puissant pour la dynamique de long terme du capital-risque. La prime de risque joue également un rôle très important : la semi-élasticité de l'investissement en capital-risque par rapport à la prime de risque est estimée à 1,03. Une augmentation de la prime de risque d'un point de pourcentage entraîne une augmentation de l'investissement en capital-risque de 1,03%. Quant à la semi élasticité de l'investissement en capital-risque au taux d'intérêt réel, elle n'est pas significative. Ce résultat peut être expliqué en se basant sur deux hypothèses. D'une part, on peut supposer que les capital-risqueurs et les investisseurs institutionnels ne tiennent pas compte de l'évolution du taux d'intérêt réel dans leur décision d'investissement. D'autre part, on peut supposer que l'effet négatif du côté de l'offre se compense avec l'effet positif du côté de la demande et donne un effet nul à l'équilibre.

Les résultats économétriques confirment également le rôle positif de l'environnement scientifique et technologique sur l'investissement en capital-risque. Le coefficient de la modalité (*IRD1*) est positif et significatif, ce qui signifie que l'appartenance au groupe des pays leaders caractérisé par un environnement scientifique et technologique très favorable génère un surplus d'investissement en capital-risque par rapport au groupe des « Suiveurs »⁹. Alors que, l'appartenance au groupe des pays « À la traîne » (Irlande, Italie, Espagne, Suisse) entraîne un écart d'investissement négatif par rapport au groupe des « Suiveurs » (le coefficient de la modalité *IRD4* est significatif

9. Le groupe de référence est le groupe des « Suiveurs ». La modalité *IRD2* n'a pas été incluse

et négatif). On retrouve le même résultat pour la dummy *IRD3*, mais avec un effet plus intense. Ce résultat a attiré notre attention dans la mesure où nous nous attendions à avoir un effet négatif plus intense pour la modalité *IRD4*. Pour l'environnement légal et fiscal, les coefficients des deux modalités de la variable *ELF* sont significatifs et avec le signe attendu : l'appartenance à un environnement légal et fiscal très favorable génère un surplus d'investissement par rapport au groupe des pays « Suiveurs », alors que l'appartenance au groupe des pays « À la traîne » entraîne un écart d'investissement négatif par rapport au groupe des « Suiveurs »¹⁰. Les résultats économétriques confirment ainsi l'importance d'un environnement légal et fiscal très favorable pour la dynamique du capital-risque même si l'effet de ce facteur sur la dynamique du capital-risque apparaît moins intense que l'effet d'un environnement scientifique et technologique très favorable. En effet, le surplus d'investissement constaté pour le groupe de pays caractérisé par un environnement scientifique et technologique très favorable est plus important que le surplus d'investissement lié à l'appartenance au groupe de pays caractérisé par un environnement légal et fiscal très favorable.

5.5.4 La dynamique de court terme

Les résultats de l'estimation de l'équation à correction d'erreur ci-dessous sont présentés dans le tableau 5.4.

10. Le groupe de référence est le groupe des « Suiveurs ». La modalité *ELF2* n'a pas été incluse.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln INV_{it} = & \alpha_i + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \ln INV_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta \ln PIB_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta EXCESS_{t-i} + \sum_{i=0}^p \kappa_i \Delta TINR_{t-i} \\
& + \delta_i RES_{t-1} + \lambda_1 ELF1 + \lambda_2 ELF3 + \lambda_3 IRD1 \\
& + \lambda_4 IRD3 + \lambda_5 IRD4 + \lambda_6 subcrise + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{5.5.2}$$

Compte tenu de la taille de l'échantillon (la période d'estimation comporte 38 trimestres), nous avons retenu pour p un nombre maximal égal à quatre retards. Nous avons ensuite contraint tous les coefficients des retards non significatifs à être nuls pour avoir la spécification la plus parcimonieuse possible. La vitesse d'ajustement des investissements en capital-risque à leur niveau de long terme est donnée par le coefficient estimé de la variable RES_{t-1} . Plus cette vitesse d'ajustement, appelée également force de rappel, est négative et significative, plus l'investissement en capital-risque s'ajuste rapidement par rapport à son niveau en $t - 1$ et moins d'éventuels chocs sont durables dans le temps. L'intérêt de cette spécification de court terme, étant donnée la nature même d'un investissement en capital-risque qui est par définition une stratégie d'investissement de moyen et long terme, est dans un premier temps, de valider l'existence d'une relation de long terme entre l'investissement en capital-risque et ses déterminants en validant le mécanisme à correction d'erreur. Et dans un deuxième temps, de mettre en évidence les différents délais d'ajustement du taux d'investissement à ses valeurs retardées, à l'accélération de la demande, à la variation du taux d'intérêt réel et à la variation de la prime de risque.

Tableau 5-4 – Résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur par les MCO

Variable	Coefficient	Écart-type
$\Delta \ln INV_{t-1}$	-0.385*** ^a	(0.082) ^b
$\Delta \ln INV_{t-2}$	-0.278***	(0.067)
$\Delta \ln INV_{t-3}$	-0.158***	(0.055)
$\Delta \ln PIB_{t-3}$	15.082**	(7.296)
$\Delta TINR_{t-1}$	13.981**	(6.708)
$\Delta EXCESS_{t-1}$	-1.403***	(0.366)
RES_{t-1}	-0.395***	(0.073)
ELF1	0.017	(0.109)
ELF3	0.084	(0.141)
IRD1	0.033	(0.120)
IRD3	0.089	(0.137)
IRD4	-0.022	(0.147)
subcrise	0.060	(0.158)
constante	-0.134	(0.129)
<hr/>		
N	374	
R ²	0.412	
F _(13,360)	15.153	
P-Value(stat F)	0.000	

a : niveau de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

b : les écart-types sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité

Les résultats de l'estimation (tableau 5.4) montrent que le coefficient es-

timé associé au terme de correction d'erreur est négatif et significatif, confirmant ainsi la relation d'équilibre de long terme entre l'investissement en capital-risque et ses principaux déterminants. Cette vitesse d'ajustement est estimée à 0,39%, ce qui signifie que les écarts par rapport à l'équilibre seront complètement résorbés au bout de trois trimestres. L'estimation du modèle à correction d'erreur permet également de mettre en évidence les délais d'ajustement du taux de croissance de l'investissement en capital-risque à ses valeurs retardées sur trois périodes. Nous expliquons ce résultat par le nombre limité d'opportunités d'investissement (projets prometteurs) conjugué au caractère cyclique de cette activité qui entraînent des délais d'investissement. En effet, un investissement en t sera suivi par une phase de quête de projets d'investissement pour les périodes futures. Cette phase de sélection freine ainsi le taux de croissance de l'investissement en capital-risque. Par ailleurs, nous constatons que le taux d'intérêt réel affecte positivement et avec retard le taux de croissance de l'investissement en capital-risque. Ce résultat corrobore ceux trouvés par Gompers et Lerner [1998], Romain et de la Potterie [2004] et Felix *et al.* [2007] et conforte ainsi l'hypothèse selon laquelle l'effet « demande » domine à court terme. L'analyse des résultats permet également de vérifier que l'accélération de la demande exerce un impact positif et très significatif sur le taux d'investissement en capital-risque. Ce résultat conforte tous les travaux empiriques qui ont utilisé le taux de croissance du PIB comme proxy de la croissance économique (Gompers et Lerner [1998], Jeng et Wells [2000], Felix *et al.* [2007], Romain et de la Potterie [2004]). Nous avons trouvé qu'à long terme la prime de risque affecte positivement l'investissement en capital-risque. Pour la dynamique de court terme, on trouve un résultat contraire. En effet, la variation de la prime de risque affecte négativement le taux de croissance de l'investissement en capital-risque. Ce résultat, est d'un côté, pas très surprenant étant donnée

la nature même de l'investissement en capital-risque. D'un autre côté, tirer des conclusions sur l'effet de la performance anticipée sur la dynamique du capital-risque à court terme n'est pas très pertinent car pour investir en capital-risque, il faut avoir une vision en termes de rendement à moyen ou à long terme.

5.6 Conclusion et implications de nos résultats

Dans ce chapitre, nous avons modélisé l'investissement en capital-risque de treize pays de l'OCDE en faisant appel aux récents développements de l'économétrie des données de panel non stationnaires. Nous avons eu recours à la méthode DOLS, non utilisée jusqu'ici, pour expliquer la dynamique de long terme de l'investissement en capital-risque. Cinq facteurs explicatifs ont été retenus : le PIB réel comme proxy de la pression de la demande, la prime de risque comme proxy de la performance anticipée, le taux d'intérêt réel ainsi que deux variables qualitatives pour capter l'effet de l'environnement légal et fiscal et de l'environnement scientifique et technologique sur la dynamique du capital-risque. Les estimations révèlent qu'à long terme l'investissement en capital-risque dépend positivement du *PIB* réel et de la prime de risque. La pression de la demande et la performance anticipée constituent donc les principaux déterminants de l'investissement en capital-risque. Par ailleurs, nous trouvons, comme attendu, que l'investissement en capital-risque s'accroît avec la présence d'un environnement scientifique et technologique très favorable. Le groupe des pays « Leaders » en termes d'intensité en R&D, à savoir Israël, la Suède et les États-Unis, dégage un surplus d'investissement par rapport au groupe des pays « Suiveurs » (Danemark, Allemagne et France). Il apparaît aussi que l'environnement légal et fiscal joue un rôle non négligeable sur l'investissement en capital-risque même si

le surplus d'investissement associé à l'environnement légal et fiscal très favorable est moindre. En effet, l'environnement scientifique et technologique très favorable a un effet estimé plus élevé que celui de l'environnement fiscal et légal très favorable.

Compte tenu de ces résultats qui mettent à la fois en évidence l'importance de la pression de la demande, de la performance anticipée, et de la supériorité de l'environnement scientifique et technologique pour la dynamique du capital-risque nous pouvons avancer l'idée selon laquelle le retard européen en termes du capital-risque peut provenir d'une part, d'une insuffisance en termes de performance des fonds du capital-risque européens qui réduit la prime de risque (Figure 5.5) ; d'autre part, d'une insuffisance des efforts européens en matière de R&D (Figure 5.7). Aussi serait-il intéressant pour les pays européens, à l'instar de ce qui a été réalisé en Israël et en Suède, de se focaliser sur l'environnement scientifique et technologique même s'il est extrêmement difficile pour les pouvoirs publics de mettre en place des programmes et politiques efficaces en matière de R&D. La Commission Européenne a lancé en octobre 2010 l'initiative « L'Union pour l'Innovation » pour pallier les faiblesses de l'Union Européenne en la matière. Cette initiative vise à faire de l'Europe un pilier mondial de la science, et à abolir les obstacles à l'innovation. Elle se fixe un objectif de 3% du PIB de dépenses de R&D pour l'Union Européenne, d'ici 2020. Le même objectif, donc, que celui de la précédente stratégie d'innovation, dite de Lisbonne, qui visait déjà les 3% d'intensité de R&D pour tous les pays de l'Union, mais pour 2010. Cet objectif n'a jamais été atteint, l'intensité en R&D en Europe en 2007¹¹ n'est qu'à 1,85%, contre 2,67% aux États-Unis. La mise en place de « l'Union pour l'Innovation » n'est pas simple et le défi est grand. Différentes me-

11. Voir Eurostat, communiqué de presse, 8 septembre 2009.

sures et réformes doivent être engagées pour résoudre le problème de la fragmentation : augmenter les investissements dans l'éducation et la recherche, développer la coopération entre les systèmes de recherche et d'innovation européens ...

De plus, nous pouvons nous demander si un interventionnisme strictement incitatif des pouvoirs public européens suffirait à gommer l'écart par rapport au modèle américain ? Rien ne l'assure, car d'autres facteurs doivent être pris en considération dans la réussite des États-Unis, comme les spécificités culturelles dont l'approche du risque et l'esprit d'entreprise qui sont difficilement reproductibles.

Appendices

C.1 Définition et sources des variables

Tableau 5-5 – Définition et sources des variables

Variables	Définition	Source
<i>PIB</i>	Produit intérieur brut, en millions d'US dollars	OECD.Stat http://stats.oecd.org
<i>TINLT</i>	Taux d'intérêt de long terme	OECD.Stat http://stats.oecd.org
<i>TINF</i>	Taux d'inflation	OECD.Stat http://stats.oecd.org
<i>TINR</i>	Taux d'intérêt réel de long terme	OECD.Stat pour TINLT et TINF http://stats.oecd.org
<i>NASCOMP</i>	Cours boursiers du Nasdaq-Composite	Datastream
<i>Rdt</i>	Rendement du Nasdaq-Composite : $Rdt = \ln Nascomp_t - \ln Nascomp_{t-1}$	
<i>TRI</i>	Taux de rendement Interne des fonds du capital-risque	Thomson One Banker Private Equity (Thomson Reuters)
<i>INV</i>	Investissement des sociétés du capital-risque	Thomson One Banker Private Equity (Thomson Reuters)
<i>IRD</i>	Intensité en R&D données annuelles 2001-2008	Datastream

Tableau 5-6 – Définition et sources des variables (suite)

Variables	Définition
<i>Excess</i>	Prime de risque : $EXCESS = TRI - Rdt$
ELF1	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>France, Irlande, Belgique</i> } ∪ { <i>Grande – Bretagne, Etats – Unis</i> }
ELF2	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>Espagne, PaysBas, Suisse,</i> } ∪ { <i>Danemark, Israel</i> }
ELF3	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>Italie, Suède, Allemagne</i> }
IRD1	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>Israel, Etats – Unis, Suède</i> }
IRD2	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>Allemagne, Danemark, France</i> }
IRD3	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>Belgique, Pays – Bas, Grande – Bretagne</i> }
IRD4	= 1 si <i>pays</i> ∈ { <i>Irlande, Italie, Espagne, Suisse</i> }

C.2 Statistiques descriptives

Tableau 5-7 – Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
lnINV	4,437	1,676	-0,527	9,278
lnPIB	13,391	1,266	11,652	16,287
EXCESS	0,034	0,180	-0,580	0,572
TINR	0,022	0,015	-0,013	0,116

C.3 Matrice de corrélation

Tableau 5-8 – Matrice de corrélation

	lnINV	lnPIB	EXCESS	TINR
lnINV	1			
lnPIB	0,640	1		
EXCESS	0,173	0,108	1	
TINR	0,035	-0,080	-0,101	1

C.4 Présentation synthétique des tests de racine unitaire utilisés

Nous avons utilisé dans ce chapitre trois tests de première génération¹² : le test de Levin, Lin et Chu (LLC) [2002], le test de Breitung [2000] et le test de Im, Pesaran et Shin (IPS) [2003], ainsi que le test de seconde génération de Pesaran [2003]. Pour présenter brièvement ces différents tests, nous reprenons les principales idées développées dans les travaux de Mignon [2004] et Hurlin et Mignon [2005].

Levin et Lin sont les premiers à avoir proposé un test de racine unitaire en données de panel¹³. Leur travail n'a été publié qu'en 2002 avec la collaboration de Chu. Le test de Levin, Lin et Chu [2002] est inspiré du test ADF de Dickey et Fuller en séries temporelles. Il teste l'hypothèse $H_0 : \rho = 0$ qui correspond à la présence de racine unitaire pour l'ensemble des individus du panel¹⁴ contre l'hypothèse $H_1 : \rho < 0$ l'hypothèse de stationnarité de l'ensemble de panel, dans les trois modèles suivants :

12. Tests qui reposent sur l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle.

13. Le test de Levin, Lin et Chu [2002] a pour origine deux documents de travail de Levin et Lin en 1992 et 1993.

14. Le coefficient ρ_i est supposé homogène pour tous les individus : $\rho_i = \rho$.

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + c_i + B_i.t + \sum_{s=1}^{p_i-1} \lambda_i s \Delta Y_{i,t-s} + v_{it} \quad (\text{C.4.3})$$

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + c_i + \sum_{s=1}^{p_i-1} \lambda_i s \Delta Y_{i,t-s} + v_{it} \quad (\text{C.4.4})$$

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{p_i-1} \lambda_i s \Delta Y_{i,t-s} + v_{it} \quad (\text{C.4.5})$$

où v_{it} i.i.d($0, \sigma_i^2$)

Levin et Lin et Chu [2002] n'estiment pas directement la racine autorégressive à partir des modèles ADF. Ils adoptent une stratégie basée sur l'estimation par MCO de deux régressions auxiliaires individu par individu :

1. Ils régressent ΔY_{it} sur $\Delta Y_{i,t-s}$ en rajoutant une constante dans le cas du modèle 2, une tendance et une constante dans le cas du modèle 3 et ils récupèrent ensuite les résidus $\hat{\epsilon}_{it}$;
2. Ils régressent $Y_{i,t-1}$ sur $\Delta Y_{i,t-s}$ en rajoutant une constante dans le cas du modèle 2, une tendance plus une constante dans le cas du modèle 3 et ils récupèrent ensuite les résidus \hat{v}_{it} .

Ces résidus sont ensuite normalisés afin de contrôler l'hétéroscédasticité inter-individuelle :

$$\tilde{\epsilon}_{it} = \frac{\hat{\epsilon}_{it}}{\hat{\sigma}_{\epsilon_t}}$$

$$\tilde{v}_{i,t-1} = \frac{\hat{v}_{it}}{\hat{\sigma}_{\epsilon_t}}$$

avec σ_{ϵ_t} l'écart type estimé des résidus des équations ADF (équation C.4.3, C.4.4 ou C.4.5 suivant les cas).

Ils obtiennent ensuite une estimation de la racine autoregressive ρ en estimant la régression suivante :

$$\tilde{e}_{it} = \rho \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

Breitung [2000] propose un test très proche du test de LLC. La première étape du test de Breitung est similaire à celle de LLC. Néanmoins, les deux régressions auxiliaires n'intègrent pas dans ce cas une tendance.

1. Pour obtenir les résidus \hat{e}_{it} , on régresse ΔY_{it} sur $\Delta Y_{i,t-s}$;
2. Pour obtenir les résidus \hat{v}_{it} , on régresse $Y_{i,t-1}$ sur $\Delta Y_{i,t-s}$.

Après avoir transformé les résidus \hat{e}_{it} et \hat{v}_{it} par orthogonalisation, on obtient une estimation de la racine autorégressive ρ en estimant la régression suivante :

$$\tilde{e}_{it} = \rho \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

Le test de LLC et celui de Breitung supposent que tous les individus sont identiques en termes de présence ou d'absence de racine unitaire dans la mesure où $\rho = \rho_i$ sous l'hypothèse nulle et $\rho = \rho_i < 0$ sous l'hypothèse alternative. Une telle hypothèse est très restrictive, ce qui a conduit Im, Pesaran et Shin [2003] à introduire un test qui autorise sous l'hypothèse alternative, non seulement une hétérogénéité de la racine autorégressive ($\rho_i = \rho_j$), mais aussi, une hétérogénéité quant à la présence d'une racine unitaire dans le panel. Cette formulation permet à la série de données étudiée, sous l'hypothèse alternative H1, d'être non stationnaire pour un premier groupe d'individus et stationnaire pour un second groupe.

$$H0 : \rho_i < 0 \quad \forall i$$

H1 :

$$\left\{ \begin{array}{l} \rho_i < 0 \quad \forall i=1 \dots N1 \\ \rho_i = 0 \quad \forall i=N1+1 \dots N \end{array} \right.$$

Im, Pesaran et Shin [2003] proposent deux statistiques (Z_{tbar} et W_{tbar}) basées sur la moyenne des statistiques de Dickey-Fuller Augmentées calculée pour chaque individus du panel. Les deux statistiques convergent vers une loi normale centrée et réduite lorsque T et N tendent vers l'infini. Toutefois, la distribution de la statistique Z_{tbar} peut poser problème dans les panels de petite taille, ce qui justifie l'introduction de la statistique W_{tbar} qui possède l'avantage d'être beaucoup plus puissante à distance finie (Hurlin et Mignon [2005]). Il faut également noter que ce test est très sensible aux choix du nombre de retards du processus autorégressif. De plus, il ne permet pas de conclure lors du rejet de l'hypothèse nulle puisqu'on ne peut pas affirmer que toutes les séries individuelles qui composent le panel sont stationnaires mais uniquement l'existence d'au moins une série stationnaire. Ainsi, l'ajout ou le retrait d'un pays dans le panel peut modifier radicalement la conclusion des tests en faveur ou en défaveur de l'hypothèse nulle de racine unitaire. Outre ces limites, le test IPS repose comme tous les tests de première génération sur l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle des résidus. Une hypothèse très peu probable notamment dans les applications macroéconomiques.

Pesaran [2003] introduit un test de seconde génération qui intègre l'hypothèse de dépendances entre les individus du panel. Il augmente le modèle ADF par l'introduction des moyennes individuelles de $y_{i,t-1}$ et des différences premières $\Delta y_{i,t}$. Il obtient alors le modèle augmenté de type CADF (*Cross sectionally augmented Dickey-Fuller*) :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + v_{it} \quad (\text{C.4.6})$$

Pour calculer la statistique du test, ce modèle est estimé pour chaque individu i . Pesaran [2003] construit la statistique associée à l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\rho_i = 0$) appelée *CADF* et notée $t_i(N, T)$. À partir des statistiques CADF individuelles, il propose une statistique moyenne de type IPS appelée CIPS (*Crosssectionally augmented IPS*) :

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$$

Cette statistique ne suivant pas une distribution standard, il faut se rapporter à la tabulation de Pesaran pour conclure le test. En effet, l'hypothèse de dépendance ne permet pas l'application du théorème central limite pour obtenir des distributions normales comme dans le cas des tests de première génération.

C.5 Présentation synthétique des tests de co-intégration utilisés

C.5.1 Les tests de Pedroni

Les tests d'absence de cointégration sur données de Panel proposés par Pedroni (1995, 1997, 1999, 2004) sont des tests résiduels analogues aux tests proposés par Engle et Granger [1987] pour les séries temporelles. L'hypothèse nulle de ces tests correspond à l'absence de cointégration pour l'ensemble des

individus du panel et donc à la non stationnarité des résidus estimés pour l'ensemble des individus du panel.

Les sept tests proposés par Pedroni en 2004 prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres individuels. Ainsi sous l'hypothèse alternative, il existe une relation de cointégration pour chaque individu avec des paramètres qui peuvent différer d'un individu à un autre. La prise en compte d'une telle hétérogénéité constitue un avantage indéniable puisqu'en pratique, il est rare que les vecteurs de cointégration soient identiques d'un individu à l'autre du panel (Hurlin et Mignon [2007]). Chacune de ces sept statistiques suit une loi normale centrée réduite pour T et N suffisamment importants.

La mise en œuvre des différents tests peut se résumer à trois étapes essentielles :

1. On estime une relation de long terme (avec ou sans constantes et tendance).

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{it}t + \beta_{1i}x_{1,it} + \beta_{2i}x_{2,it} + \dots + \beta_{mi}x_{m,it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Où } i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad \text{et} \quad m = 1, \dots, M.$$

2. On récupère les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_{it}$.
3. On construit les sept statistiques des tests associées à l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

On teste donc l'hypothèse H0 :

$$\rho_i = 1 \quad \forall i$$

avec ρ_i le terme autorégressif des résidus estimés tels que :

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \mu_{it}$$

Contre l'hypothèse alternative H1 qui s'écrit $\rho_i = \rho < 1 \quad \forall i$ pour les quatre statistiques basées sur la dimension *within* (intra-individuelle) : (Panel V, Panel rho, Panel PP, Panel ADF). Et s'écrit : $\rho_i < 1 \quad \forall i$ pour les trois statistiques basées sur la dimension *between* (inter-individuelle) : (Group rho, Group PP, Group ADF), ces statistiques sont plus générales car elles autorisent la présence d'hétérogénéité entre les individus sous l'hypothèse alternative.

C.5.2 Le test de Kao

Sur le même principe que le test d'Engle et Granger sur séries temporelles, les tests de Kao [1999] testent la stationnarité des résidus estimés de la relation de long terme, soit le modèle suivant avec effets individuels :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec $i = 1 \dots N$ et $t = 1 \dots T$

Les tests proposés par Kao [1999] sont des tests de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration de type Dickey-Fuller et Dickey-Fuller Augmenté, mais qui supposent des vecteurs de cointégration homogènes entre les individus. Kao propose quatre statistiques du type Dickey-Fuller et une statistique de type Dickey-Fuller Augmenté que nous avons utilisé dans ce chapitre.

Le test ADF est basé sur la régression suivante :

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^P \vartheta_j \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-j} + v_{itp}$$

où t-ADF est la t-statistique de ρ associé à l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Cette statistique suit une loi normale centrée réduite.

C.5.3 Les tests de Westerlund

Contrairement à Kao [1999] et Pedroni [2004], Westerlund [2007] développe quatre tests de cointégration basés, non sur les résidus de la relation de long terme mais, sur la validation d'un mécanisme à correction d'erreur. Considérons le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i(y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{s=1}^{p_i} \delta_{is} \Delta y_{i,t-s} + \sum_{s=0}^{p_i} \lambda_{is} \Delta x_{i,t-s} + \mu_{it}$$

ρ_i est la force de rappel vers l'équilibre de long terme. Si ρ_i est significativement négative, alors le mécanisme à correction d'erreur existe, ce qui valide la relation de cointégration. Sinon, le mécanisme à correction d'erreur est exclu et nous concluons à l'absence d'une relation de cointégration entre les variables considérées.

Les statistiques G_a et G_t testent $H_0 : \rho_i = 0$ pour tout i contre $H_1 : \rho_i < 0$ pour au moins un i . Le rejet de H_0 permet de valider l'existence d'une relation de cointégration pour au moins un individu du panel.

$$G_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\rho}_i}{SE(\hat{\rho}_i)}$$

avec : $SE(\hat{\rho}_i)$ l'écart-type estimé de $\hat{\rho}_i$.

$$G_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\rho}_i}{\hat{\rho}_i(1)}$$

Les statistiques P_a et P_t testent $H_0 : \rho_i = 0$ pour tout i contre $H_1 : \rho_i = \rho < 0$ pour tout i . Le rejet de H_0 permet dans ce cas de valider l'existence d'une relation de cointégration pour l'ensemble du panel.

$$P_t = \frac{\hat{\rho}}{SE(\hat{\rho})}$$

et

$$P_a = T\hat{\rho}$$

C.6 Résultats des tests de racine unitaire pour les résidus de la relation de cointégration

Tableau 5-9 – Tests de racine unitaire

Variables ^a	LLC	IPS	Pesaran
RES	-9,989 (0,000) ^b	-9,450 (0,000)	-5,249 (0,000)

a. Les résultats reportés sont ceux obtenus avec la spécification qui comporte uniquement des constantes.

b. P-value entre parenthèses. Un chiffre inférieur à 0,05 indique que l'hypothèse nulle de non stationnarité est rejetée au seuil retenu de 5%.

Bibliographie

- [1] Armour J. & Cumming D., (2004), « The Legal Road to Replicating Silicon Valley », CBR Working Paper, n° 281.
- [2] Bonini S. & Senem Alkan Aktuccar, (2009), « The macro and political determinants of venture capital investment around the world », disponible sur Social Science Research Network.
- [3] Breitung J., (2000), « The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data », in : B. Baltagi (ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics, (15), JAI : Amsterdam, p. 161-178.
- [4] Da Rin M., Nicodano G. & Sembenelli A., (2005), « Public policy and the creation of active venture capital market », Working Paper, n° 430.
- [5] Engle R.F. & Granger C.W.J, (1987), « Cointegration and Error correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, (55), p. 251-276.
- [6] EVCA (European Venture Capital Association) & KPMG, (2008), « Benchmarking European Tax and Legal Environments ».
- [7] Félix E. Gulamhussen M. A. & Pires C. P., (2007), « The determinants of venture capital in Europe evidence across countries », CEFAGE UE Working Paper.

- [8] Gompers P. & Lerner J., (1990), « The Determinants of Corporate Venture Capital Success : Organizational Structure, Incentives, and Complementarities », NBER Working Paper, n° 6725.
- [9] Gompers P. & Lerner J., (1998), « What Drives Venture Capital Fundraising ? », *Brooking Papers on Economic Activity, Macroeconomics*, p. 149-192.
- [10] Guilhon B. & Montchaud S., (2006), « The dynamics of venture capital industry in Europe », *International Journal of Technology Management*, (34), p. 146-160.
- [11] Hege, Palomino & Schwiendbacher, (2006), « Venture capital performance : the Disparity Between Europe and the United States », disponible sur SSRN : <http://ssrn.com>, publié en 2009 dans : *Revue Finance*, (30), p. 7-50.
- [12] Hurlin C. et Mignon V., (2005), « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », *Economie et Prévision*, 2005/ 3-4-5, n° 169, p. 253-294.
- [13] Hurlin C. et Mignon V., (2007), « Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel », *Economie et Prévision*, 2007/ 4, n° 180-181, p. 241-265.
- [14] Im K.S., Pesaran H.M. & Shin Y., (2003), « Testing for unit roots in heterogeneous panels », *Journal of Econometrics*, (115), p. 53-74.
- [15] Jeng L. & Wells P., (2000), « The Determinants of Venture Capital Funding : Evidence Across Countries », *Journal of Corporate Finance*, (6) , p. 241-289.
- [16] Kao C., (1999), « Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data », *Journal of Econometrics*, (90), p. 1-44.

- [17] Kao C. & Chiang M.H., (2000), « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, (15), p. 179-222.
- [18] Levin A., Lin C.F. & Chu C.S.J. (2002), « Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties », *Journal of Econometrics*, (108), p. 1-24.
- [19] Lubrano M., (2008), « Modélisation multivariée et Cointégration », note de cours disponible sur <http://www.vcharite.univ-mrs.fr/PP/lubrano/cours/Ch4.pdf>.
- [20] Mark C. N., Sul D., (2003), « Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (65), p. 655-80.
- [21] Pedroni P., (2000), « Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels », *Advances in Econometrics*, (15), p. 93-130.
- [22] Pedroni P., (2004), « Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis », *Econometric Theory*, (20), p. 597-625.
- [23] Pesaran H.M., (2003), « A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence », Mimeo, University of Southern California.
- [24] Poterba J., (1989), « Venture Capital and Capital Gains Taxation », Larry Summers (ed), *Tax Policy and the Economy*, Cambridge, MIT Press, p. 47-67.
- [25] Romain A. & De la Potterie B.V.P, (2004), « The determinants of venture capital : a panel data analysis of 16 OECD countries », Centre Emile Bernheim, Research Institute in Management Science, Working Paper, (04/015), April.

- [26] Saikkonen P., (1991), « Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions », *Econometric Theory*, (58), p. 1-21.
- [27] Schertler A., (2003), « Driving Forces of Venture Capital Investments in Europe : A Dynamic Panel Data Analysis », Working Papers, Kiel Institute for World Economics, n° 1172.
- [28] Schmookler J., (1966), « Invention and Economic Growth », Cambridge, Harvard University Press.
- [29] Stock J.H. & Watson M.W., (1993), « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, (61), p. 783-820.
- [30] Wagner M. & Hlouskova J., (2007), « The Performance of Panel Cointegration Methods : Results from a Large Scale Simulation Study », Institute for Advanced Studies Vienna, Working Paper.
- [31] Westerlund J., (2005), « Data Dependent Endogeneity Correction in Cointegrated », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(5), p. 691-705.
- [32] Westerlund J., (2007), « Testing for Error Correction in Panel Data », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (69), p. 709-748.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Les jeunes entreprises innovantes évoluent dans un environnement caractérisé par une incertitude radicale telle qu'elle a été définie par Knight [1921]. Suivant ce dernier, un état du monde est « risqué », s'il est possible de lui attribuer une distribution de probabilité. Dans ce cas, pour se couvrir, l'investisseur peut choisir de se prémunir en transférant son risque aux assureurs ou en exigeant une prime de risque à la hauteur des risques acceptés. Si le risque est non probabilisable, donc non assurable, alors l'incertitude est radicale. Cette dernière peut être dans le cas de jeunes entreprises innovantes de nature technologique, commerciale et / ou concurrentielle. Dans un tel contexte, l'existence d'intermédiaires compétents dotés de jugement permet, comme le suggère Knight, de gérer l'incertitude. Cet intermédiaire est le capital-risqueur qui, grâce à son expérience et à sa compétence, traite l'incertitude en formulant un jugement sur la viabilité de l'entreprise. Ces qualités lui permettent de sélectionner les entreprises les plus prometteuses et fondent sa légitimité comme financier de l'innovation en incertitude radicale.

L'incertitude sur la qualité et le devenir des jeunes entreprises innovantes est au cœur des difficultés qu'elles rencontrent pour se financer. En effet, les jeunes entreprises étant généralement non cotées, ne peuvent pas se financer sur les marchés financiers et leur capacité d'autofinancement est souvent

nulle. Par ailleurs, elles ne peuvent pas recourir au crédit bancaire pour plusieurs raisons dont l'absence d'actifs corporels qui pourraient servir de garantie et l'inadaptation des méthodes d'évaluation bancaire au traitement de l'incertitude radicale qu'elles subissent. En finançant ces entreprises, le capital-risqueur joue un rôle important dans la réalisation des innovations radicales et représente l'un des déterminants essentiels de l'entrepreneuriat et donc de la croissance économique. Ainsi, malgré son poids très faible dans le PIB, ce mode de financement suscite un grand intérêt et bénéficie d'une importante notoriété auprès des gouvernements des pays occidentaux qui tentent depuis de nombreuses années de stimuler les investissements en capital-risque avec une forte volonté de reproduire le modèle de la Silicon Valley.

L'échec des politiques et les tentatives visant à dupliquer le modèle de la Silicon Valley dans la majorité des pays de l'OCDE peut trouver son explication dans le manque de compréhension du secteur de capital-risque. La Silicon Valley est le résultat d'un réseau complexe de facteurs économiques, technologiques et culturels. Or, les mesures prises pour stimuler le capital-risque dans ces pays, sont principalement fiscales. Et en absence d'un certain nombre de facteurs qui ont joué un rôle déterminant dans le développement de cette activité aux États-Unis, ces politiques n'ont pas eu les résultats souhaités. À la complexité caractérisant l'activité de capital-risque s'ajoute une littérature peu abondante sur les déterminants du capital-risque. De plus, les quelques études empiriques qui se sont intéressées à ce sujet ne convergent pas sur les mêmes déterminants. L'analyse menée dans cette thèse a donc visé à apporter un nouvel éclairage sur cette question, en tentant d'identifier les facteurs qui ont contribué au développement de cette activité aux États-Unis et qui seraient susceptibles d'expliquer le retard des pays imitateurs.

Il est communément admis que l'existence d'un marché financier bien développé, qui permet aux capital-risqueurs de céder leurs participations dans de bonnes conditions, est essentielle pour le développement de l'activité de capital-risque. Pourtant, la relation entre les deux activités ne semble pas être systématique, comme l'illustrent les cas d'Israël et de la Suède, deux pays caractérisés par une forte intensité en capital-risque sans pour autant disposer d'un marché financier national dédié aux valeurs technologiques. Ainsi, nous avons cherché à déterminer dans la première partie de cette thèse s'il existe un lien de dépendance entre le dynamisme du capital-risque appréhendé par le volume des investissements en capital-risque et la phase de sortie, plus précisément ses deux modalités principales, à savoir les introductions en Bourse (IPO) et les fusions-acquisitions (M&A). La littérature se focalise le plus souvent sur le rôle important des introductions en Bourse sur le dynamisme du capital-risque en ignorant la modalité de sortie par fusion-acquisition. L'intégration de cette deuxième modalité de sortie utilisée par les capital-risqueurs constitue la première originalité de cette recherche. La deuxième originalité, consiste dans l'utilisation des techniques économétriques propres aux séries temporelles. En effet, les travaux économétriques sur ce sujet n'ont pas traité, à notre connaissance, le problème de non stationnarité des données.

Les résultats obtenus dans la première partie de cette thèse montrent que la dynamique du capital-risque dépend fortement de l'évolution des sorties par fusion-acquisition. En effet, nous mettons en évidence l'existence d'une relation de cointégration entre les investissements en capital-risque et le nombre de sorties par M&A. Les deux séries peuvent diverger à court terme mais des forces de rappel les obligent à évoluer ensemble à long terme. De

plus, nous vérifions l'existence d'une causalité unidirectionnelle du nombre d'opérations de M&A vers le volume des investissements en capital-risque. La série M&A contient de l'information qui permet l'amélioration de la prévision de la dynamique du capital-risque. En effet, le test de causalité tel que l'avait introduit Granger en 1969 est fondé sur la notion de prévisibilité, une variable « cause » une autre si et seulement si les valeurs passées de la première permettent de mieux prédire les valeurs de la dernière. L'application de cette technique pour tester la causalité entre les investissements en capital-risque et le nombre d'IPO donne des résultats qui nous invitent à ne pas rejeter l'hypothèse d'absence de causalité dans les deux sens. La dynamique du capital-risque semble être indépendante des introductions en Bourse d'entreprises soutenues par des fonds de capital-risque. En d'autres termes, les informations antérieures sur les introductions en Bourse ne permettent pas une meilleure prévision des investissements en capital-risque. Ainsi, une amélioration de l'évolution des IPO ne constitue pas un bon signal pour la dynamique du capital-risque. Ce résultat est cohérent avec celui de [Gompers et Lerner \[1998\]](#) qui ne trouvent aucun effet significatif pour la variable IPO sur la dynamique du capital-risque. On en déduit que l'existence d'un marché financier offrant aux capital-risqueurs la possibilité de sortie par IPO semble être une condition non nécessaire, au dynamisme du capital-risque.

Ces résultats nous amènent à conclure que la littérature et les professionnels du capital-risque, en France notamment, surestiment le rôle des introductions en Bourse et, de ce fait celui des marchés financiers sur la dynamique du capital-risque, au détriment des M&A. Or, depuis les années 1990, la sortie par fusion-acquisition est devenue la modalité de sortie la plus fréquente. Cette modalité a bien résisté à l'éclatement de la bulle internet.

Elle a offert aux capital-risqueurs la possibilité de céder leurs participations et de réaliser des plus-values qui ont permis d'entretenir la dynamique du capital-risque durant cette période de crise. À cet égard, rappelons que l'absence de marché financier national spécialisé dans les valeurs technologiques a été contournée par certains pays pour lesquels l'absence de ce facteur ne s'est pas révélée être un obstacle insurmontable pour le développement du capital-risque.

L'existence du NASDAQ aux États-Unis ne pouvant être considérée comme le principal facteur expliquant l'avantage comparatif de ce pays en termes du capital-risque, d'autres facteurs peuvent expliquer le développement bien plus important de cette activité aux États-Unis que dans les pays européens. Il s'agit de facteurs conjoncturels, institutionnels et législatifs. L'identification de ces principaux facteurs a constitué l'objet de la deuxième partie de cette thèse. En nous inspirant du modèle accélérateur-profit, nous avons tenté d'expliquer le développement de cette activité aux États-Unis et le retard des pays européens. Au départ, nous avons concentré notre recherche sur les données américaines (chapitre 4). Ensuite, nous avons élargi notre champ d'étude en considérant un panel de 13 pays de l'OCDE (chapitre 5). Les principaux résultats de ces deux études empiriques (chapitres 4 et 5) mettent en évidence l'importance de la demande et de la performance anticipée sur le dynamisme du capital-risque. Ces deux facteurs constituent les points forts et la spécificité du capital-risque américain. D'une part, les investissements en capital-risque aux États-Unis génèrent des performances plus importantes. D'autre part, ils répondent à une demande très soutenue. Ces deux facteurs peuvent expliquer la forte croissance de cette activité aux États-Unis et partant, le retard des pays européens. Néanmoins, ils ne peuvent pas faire l'objet d'une politique publique qui vise à promouvoir l'ac-

tivité du capital-risque.

Les résultats de l'étude économétrique appliquée au panel de pays montrent l'effet positif de l'environnement technologique sur la dynamique du capital-risque. Ce résultat peut expliquer le retard des pays européens qui souffrent d'insuffisances en termes de dépenses en R&D. Il peut également rendre compte du succès de deux modèles de capital-risque basés sur la stratégie de R&D : la Suède et Israël. Ces deux pays sont, en effet, caractérisés par une forte intensité en capital-risque, grâce à une politique axée sur l'environnement technologique. Ils ont suivi l'exemple des États-Unis, où le rôle des pouvoirs publics dans la réussite de capital-risque est très souvent mentionné. Les pouvoirs publics restent, aujourd'hui encore, le plus grand pourvoyeur de fonds pour la R&D aux États-Unis. La part fédérale des dépenses de R&D dans le PIB est parmi les plus élevées dans le monde. Il semblerait intéressant pour les pays européens de concentrer les efforts publics sur l'environnement scientifique et technologique. D'ailleurs, avec l'objectif « L'Union pour l'Innovation », l'Europe vise à porter les investissements en R&D de l'Union des 27 à 3% du PIB en 2020 contre 2% du PIB en 2010¹⁵. Toutefois, dans le contexte actuel de déficits et de restrictions budgétaires, il n'est pas possible de se prononcer quant à la réalisation effective de cet objectif.

Nous avons également montré que l'environnement légal et fiscal affecte positivement l'activité du capital risque (chapitre 5). Un résultat qui rejoint celui de [Da Rin et al. \[2005\]](#) qui mettent l'accent sur l'importance des politiques fiscales incitatives pour le développement du capital-risque. Toutefois, il ne nous permet pas de valider l'efficacité des politiques fiscales entreprises

15. Source : Eurostat.

pour promouvoir le capital-risque en Europe. En effet, les pays classés « Leaders » par l'indice de l'EVCA (la France et la Belgique) ne sont pas les plus actifs dans cette activité. De plus, dans le chapitre 4, l'effet positif de la baisse de la taxe sur les gains en capital aux États-Unis, n'a été validé que dans une seule spécification.

Les résultats obtenus dans ce travail de recherche doivent être appréhendés et interprétés en ayant à l'esprit différentes limites d'ordre théorique et méthodologique. Premièrement, notons l'absence de modèle théorique *a priori*. De ce fait, nous avons identifié les variables explicatives pertinentes à considérer pour modéliser les investissements en capital-risque en nous inspirant du principe accélérateur-profit et de la littérature. Deuxièmement, sur le plan méthodologique, les limites proviennent essentiellement de la qualité des données utilisées. Les données concernant les investissements en capital-risque utilisées dans cette thèse sont issues de la base Thomson One Banker Private Equity commercialisée par Thomson Reuters. Certes, cette base est la plus riche en données et la plus utilisée dans les études empiriques sur le capital-risque. Mais étant construite à partir des déclarations des capital-risqueurs et/ou des entreprises dans lesquelles ils investissent, l'information n'est pas exhaustive même si la base est mise à jour régulièrement. De plus, les données concernant le taux de rendement interne (TRI), la mesure de performance des fonds de capital-risque la plus utilisée, peuvent comporter des biais, dans la mesure où en cours de vie du fonds, il n'est possible de calculer le TRI qu'en utilisant des estimations de la valeur liquidative des parts détenues dans le fonds de capital-risque à la date du calcul.

Au final, nous pouvons conclure qu'il est extrêmement difficile voire impossible pour les pays européens de reproduire le modèle américain, un modèle

unique qui résulte de conditions économiques favorables, d'un environnement réglementaire incitatif, d'un environnement scientifique et technologique porteur. La mise en place d'un cadre institutionnel et technologique favorable ne suffit pas à elle seule pour reproduire le modèle de la Silicon Valley. En situation d'insuffisance de demande et de faibles perspectives en termes de performance, ces politiques auront des effets limités. De plus, la culture nationale américaine caractérisée par l'esprit d'entreprise, le goût pour le risque et la tolérance à l'échec sont autant de facteurs essentiels au développement du capital-risque mais ceux-ci demeurent moins développés en Europe. C'est ce qu'explique Felix Mayer¹⁶, fondateur de Sensirion¹⁷ : « Les Européens et les Suisses en particulier ne cherchent pas le grand succès. Ils préfèrent commencer petit et mettre un pied devant l'autre [...]. Les américains suivent plutôt la devise suivante : visons la lune ; si nous la loupons, nous finirons dans les étoiles [...]. Les USA ont une culture du risque et même quand ils échouent, ils ont une deuxième chance. L'Europe est différente. »¹⁸. À cet égard, il peut-être plus intéressant pour les pays européens de profiter de l'expérience de la Suède, un pays plus proche culturellement et dont le modèle est peut être beaucoup plus accessible. Cette question nous amène à réfléchir à une perspective de recherche axée sur l'évaluation des politiques et des programmes en faveur du capital-risque adoptés dans ce pays, dans le but d'identifier les pratiques exemplaires qui peuvent guider les décisions des pouvoirs publics.

16. Chercheur en physique à l'ETHZ (*Eidgenössische Technische Hochschule Zürich* pour École Polytechnique Fédérale de Zurich), université technique de renommée internationale située à Zurich, en Suisse.

17. Entreprise Suisse devenue leader mondial dans les capteurs miniatures qui mesurent l'humidité ainsi que les flux de gaz et d'air dans les climatiseurs ou les systèmes d'aération des voitures.

18. Cité par Hervé Leuret dans son livre « Start-up »[2007], <http://www.startup-book.com>

BIBLIOGRAPHIE

GÉNÉRALE

[1] Armour J. & Cumming D., (2004), « The Legal Road to Replicating Silicon Valley », CBR Working Paper, n° 281.

[2] Artus P. & Muet P., (1986), « *Investissement et Emploi* », *Economica*.

[3] Artus P., (1988), « Une note sur la validité du modèle du Q de Tobin pour la France », *Cahiers économiques et monétaires*, Banque de France, (29), p. 33-48.

[4] Artus P. & Morin P., (1991), « *Macroéconomie appliquée* », Puf, Paris.

[5] Artus P. & Muet P., (1984), « Un panorama des développements récents de l'économétrie de l'investissement », *Revue Économique*, (5), p. 791-830.

[6] Axelrod R., (1984), « *The Evolution of Cooperation* », Basic Books, New York.

[7] Baillie R. & Bollerslev T., (1989), « Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rate », *The Journal of Finance*, (44), p. 167-181.

[8] Baillie R. & Bollerslev T., (1994), « Cointegration, Fractional Cointegration and Exchange Rate Dynamics », *The Journal of Finance*, (49), p. 737-745.

- [9] Barry C.B., Muscarella C.J, Peavy J.W, & Vetsuypens M.R., (1990), « The role of venture capital in the creation of public companies : Evidence from the Going Public Process », *Journal of Financial Economics*, (27), p. 447-471.
- [10] Baudry B., (1995), « *L'économie des relations interentreprises* », Paris, édition La Découverte.
- [11] Black B. & Gilson R., (1998), « Venture Capital and the Structure of Capital Markets : Bank versus Capital Markets », *Journal of Financial Economics*, (47), p. 243-277.
- [12] Black B. & Gilson R., (1999), « Does Venture Capital Require an Active Stock Market ? », *Journal of Applied Corporate Finance*, (11), p. 36-48.
- [13] Berger N., & Udell F., (1990), « The role of venture capital in the creation of public companies : Evidence from the Going Public Process », *Journal of Financial Economics*, (22), p. 613-673.
- [14] Bernard A. & Roy G., (2003), « Etude des distorsions de niveau des tests de Johansen pour la cointégration », Cahier de recherche, 03-08, Département d'économique, Université de Sherbrooke.
- [15] Bonini S. & Senem Alkan Aktuccar., (2009), « The macro and political determinants of venture capital investment around the world », Cahier de recherche disponible sur Social Science Research Network.
- [16] Bourbonnais R., (2005), « *Econométrie* », Dunod.
- [17] Breitung J., (2000), « The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data », in : B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, (15), JAI : Amsterdam, p. 161-178.
- [18] Brousseau E., (2000), « La Gouvernance des Processus de Coopération », B. Bellon, C. Voisin, A. Plunket (eds.), *La coopération industrielle*, Econo-

mica, Paris.

[19] Cable D. & Shane S., (1997), « A prisoners dilemma approach to entrepreneur - venture capitalist relationships », *Academy of Management Review*, (22), n° 1, p. 142-178.

[20] Cumming D. J., & MacIntosh J. G., (2003), « A cross-country comparison of full and partial venture capital exits », *Journal of Banking and Finance*, (27), p. 511-548.

[21] Da Rin M., Nicodano G. & Sembenelli A., (2005), « Public policy and the creation of active venture capital market », Working Paper, n° 430.

[22] De Clercq D., Fried V.H., Lehtonen O., & J.Sapienza H.J., (2006), « An Entrepreneur's Guide to the Venture Capital Galaxy », *Academy of Management Perspectives*, (20), p. 90-112.

[23] Deloitte Finance, (2004), Synthèse sur les SBICs, « Comment s'inspirer des SBIC américaines pour renforcer la capital investissement français ? », disponible sur <http://www.afic.asso.fr>.

[24] Diebold F.X., (2001), « Element of Forecasting », South Western Publishing.

[25] Dubocage E., (2004), Thèse, « *Le capital-risque : un mode de financement dans un contexte d'incertitude* », Prix de thèse André Isoré (Chancellerie de Paris).

[26] Dubocage E. et Rivaud-Danset D., (2006), « *Le capital-risque* », Collection Repères, n° 445, La decouverte.

[27] Engle R.F. & Granger C.W.J., (1987), « Cointegration and Error correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, (55), p. 251-276.

[28] Epaulard A., (1993), « L'apport du Q de Tobin à la modélisation de l'investissement en France », *Economie et Prévision*, (109), p. 1-12.

[29] Fama E., (1980), « Agency problems and the theory of the firm »,

Journal of Political Economy, (88), p. 288-307.

[30] Félix E., Gulamhussen M. A. & Pires C.P., (2007), « The determinants of venture capital in Europe evidence across countries », CEFAGE UE Working Paper.

[31] Ferrary M., (2006), « Apprentissage collaboratif et réseaux d'investisseurs en capital-risque », *Revue française de gestion*, (4), n° 163.

[32] Gompers P. & Lerner J., (1990), « The Determinants of Corporate Venture Capital Success : Organizational Structure, Incentives, and Complementarities », NBER Working Paper, n° 6725.

[33] Gompers P. & Lerner J., (1998), « What Drives Venture Capital Fundraising ? », *Brooking Papers on Economic Activity, Macroeconomics*, p. 149-192.

[34] Gompers P. & Lerner J., (2001), « The Venture Capital Revolution », *Journal of Economic Perspectives*, (15), p. 145-168.

[35] Gompers P., Kovner A., Lerner J. & Scharfstein D., (2005), « Venture Capital Investment Cycles : The Impact of Public Markets », NBER Working Papers publié en 2008 dans *Journal of Financial Economics*, (87), p. 1-23.

[36] Glachant J., Lorenzi JH. & Trainer P., (2008), « Private equity et Capitalisme français », Rapport du Conseil d'Analyse économique.

[37] Granger C.W.J., (1966), « The typical spectral shape of an economic variable », *Econometrica*, (34), p. 150-161.

[38] Guilhon B. & Montchaud S., (2006), « The dynamics of venture capital industry in Europe », *International Journal of Technology Management*, (34), p. 146-160.

[39] Hege U., Palomino F. & Schwienbacher A., (2006), « Venture capital performance : the Disparity Between Europe and the United States », disponible sur SSRN : <http://ssrn.com>, publié en 2009 dans : *Revue Finance*,

(30), p. 7-50.

[40] Hellmann T. & Puri M., (2002), « On the Fundamental Role of Venture Capital », Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, Fourth Quarter, p. 23-27.

[41] Hendry D.F., (1995), « *Dynamic Econometrics* », Oxford University Press.

[42] Hochberg Y., Ljungqvist A. & Lu Y., (2007), « Whom You Know Matters : Venture Capital Networks and Investment Performance », *Journal of Finance*, (62), n° 1, p. 252-302.

[43] Hsu D H. & Kenney M., (2005), « Organizing venture capital : the rise and demise of American Research & Development Corporation, 1946-1973 », *Industrial and Corporate Change*, (14), p. 579-616.

[44] Hurlin C. et Mignon V., (2005), « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », *Economie et Prévision*, 2005/ 3-4-5, n° 169, p. 253-294.

[45] Hurlin C. et Mignon V., (2007), « Une synthèse des tests de cointégration sur données de Panel », *Economie & prévision*, 2007/ 4, n° 180-181, p. 241-265.

[46] Im K.S., Pesaran H.M. & Shin Y., (2003), « Testing for unit roots in heterogeneous panels », *Journal of Econometrics*, (115), p. 53-74.

[47] Jagwani S., (2000), « Supply and demand of venture capital in the US », *The Park Place Economist*, (8), p. 90-98.

[48] Jeng L. & Wells P., (2000), « The Determinants of Venture Capital Funding : Evidence Across Countries », *Journal of Corporate Finance*, (6), p. 241-289.

[49] Jensen M.C., & Meckling W.H., (1976), « Theory of the firm : managerial behavior, agency costs and ownership structure », *Journal of Financial Economics*, (3), p. 305-360.

- [50] Johansen S. & Juselius K., (1990), « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52), p. 169-210.
- [51] Johansen S., (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), p. 231-254.
- [52] Johansen S., (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, (59), p. 1551-1580.
- [53] Kao C., (1999), « Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data », *Journal of Econometrics*, (90), p. 1-44.
- [54] Kao C. & Chiang M.H., (2000) « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, (15), p. 179-222.
- [55] Kaplan S. & STROMBERG Strömberg P., (2001), « Venture Capitalists as Principals : Contracting, Screening, and Monitoring », *American Economic Review Papers and Proceedings*, (91), p. 426-430.
- [56] Kortum S. & Lerner J., (2000), « Assessing the Contribution of Venture Capital to Innovation », *Rand Journal of Economics*, (31), p. 674-692.
- [57] Kreps D.M., (1990), « Corporate culture and economic theory » ; in J.E. Alt and K.A. Shepsle, eds., *Perspective on positive political economy*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [58] Kugler P. & Lenz C., (1993), « Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP », *The Review of Economics and Statistics*, (75), p. 180-184.
- [59] Laine M., & Torstila S., (2005), « The Exit Rates of Liquidated Venture Capital Funds », *Journal of Entrepreneurial Finance and Business Venturing*, (10), p. 53-73.

- [60] Lardic S., & Mignon V., (2002), « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », *Economica*.
- [61] Lerner J., (2000), « Patent protection and innovation over 150 years », NBER Working Paper, n° 8977.
- [62] Levin A., Lin C.F. & Chu C.S.J., (2002), « Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties », *Journal of Econometrics*, (108), p. 1-24.
- [63] Lubrano M., (2008), « Modélisation multivariée et Cointégration », note de cours disponible sur www.vcharite.univ-mrs.fr/PP/lubrano/cours/.
- [64] MacDonald R. & Taylor M., (1993), « The Monetary Approach to the Exchange Rate », *IMF Staff Papers*, (40), p. 89-107.
- [65] MacKinnon J.G., Haug A.A., & Michelis L., (1999) « Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration », *Journal of Applied Econometrics*, (14), p. 563-577.
- [66] Mark C. N., Sul D., (2003), « Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (65), p. 655-80.
- [67] Muet P.A., (1979), « Les modèles néoclassiques et l'impact du taux d'intérêt sur l'investissement », *Revue Économique*, (2), p. 244-280.
- [68] Nelson C.R. & Plosser C.I., (1982), « Trends and random walks in macroeconomic time series », *Journal of Monetary Economics*, p. 139-162.
- [69] Pagano M., Panetta F., & Zingales L., (1998), « Why do Companies go Public? An Empirical Analysis », *Journal of Finance*, 53(1), p. 27-64.
- [70] Paulré B., (2003), « Le capital-risque aux Etats-Unis », halshs-00135483.
- [71] Pedroni P., (2000), « Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels », *Advances in Econometrics*, (15), p. 93-130.

[72] Pedroni P., (2004), « Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis », *Econometric Theory*, (20), p. 597-625.

[73] Pesaran H.M., (2003), « A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence », Mimeo, University of Southern California.

[74] Pesaran M. H. et Shin Y., (1999), « An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis », *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, S. Strom (ed.), chapter 11, Cambridge University Press.

[75] Pesaran M. H., Shin Y. et Smith R. J., (2001), « Bounds testing approaches to the analysis of level relationships », *Journal of Applied Econometrics*, (16), p. 289-326.

[76] Pirrotte A., (2004), « L'économétrie des origines aux développements récents », CNRS Economie.

[77] Poterba J., (1989) « Venture Capital and Capital Gains Taxation », Larry Summers (ed.) *Tax Policy and the Economy*, Cambridge, MIT Press, MA, p. 47-67.

[78] Reiffers de Gournay V., (1995), « Une mise en perspective des déterminants de l'investissement : rôle du Q de Tobin sur la période 1972-1981 », *Revue Economique*, (46), p. 1167-87.

[79] Rivaud-Danset D. & Vignes A., (2004), « Le capital-risque et ses deux marchés », *Revue d'économie industrielle*, (107), p. 171-193.

[80] Romain A. & de la Potterie B.V.P., (2004), « The determinants of venture capital : a panel data analysis of 16 OECD countries », Centre Emile Bernheim, Research Institute in Management Science, Working Paper, (04/015), April.

[81] Ross S., (1973), « The economic theory of agency : The principal's

problem », *American Economic Review*, (63), n° 2, p. 134-139.

[82] Rossetto S., (2008), « The price of rapid exit in venture capital-backed IPOs », *Annals of Finance*, (4), p. 29-53.

[83] Sahlman W., 1990, « The Structure and Governance of Venture-Capital Organizations », *Journal of Financial Economics*, (27), p. 473-521.

[84] Saikkonen P., (1991), « Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions », *Econometric Theory*, (58), p. 1-21.

[85] Schertler A., (2003), « Driving Forces of Venture Capital Investments in Europe : A Dynamic Panel Data Analysis », Working Paper, Kiel Institute for World Economics, n° 1172.

[86] Schmookler J., (1966), « Invention and Economic Growth », Cambridge, Harvard University Press.

[87] Schumpeter J., (1912), « The theory of economic development : an inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle », Cambridge : Harvard University Press.

[88] Sorensen M., (2007), « How Smart Is Smart Money? A Two-Sided Matching Model of Venture Capital », *Journal of Finance*, (62), p. 2725-2762.

[89] Stock J.H. & Watson M.W., (1993), « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, (61), p. 783-820.

[90] Tobin J., (1969), « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, (1), p. 15-29.

[91] Wagner M. & Hlouskova J., (2007), « The Performance of Panel Cointegration Methods : Results from a Large Scale Simulation Study », Institute for Advanced Studies Vienna, Working Paper.

[92] Westerlund J., (2005), « Data Dependent Endogeneity Correction in Cointegrated », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (67), p. 691-

705.

[93] Westerlund J., (2007), « Testing for Error Correction in Panel Data », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (69), p. 709-748.

[94] Zarutskie R., (2006), « Do Venture Capitalists Affect Investment Performance ? Evidence from First-time Funds », Miméo Duke University.

Glossaire

Ce glossaire présente les principaux termes nécessaires à la compréhension de l'activité du capital-risque.

1. **Plan d'affaires (*Business Plan*)** : document qui présente tous les éléments de la stratégie d'une entreprise sur une période d'au moins trois années. Ce document synthétise la présentation de l'entreprise, ses perspectives financières et la proposition d'investissement.
2. **Capital d'amorçage (*Seed capital*)** : les capitaux nécessaires à ce stade s'inscrivent dans le cadre d'un financement très risqué. Ils s'adressent aux entreprises qui se situent au tout premier stade de leur existence, lorsque la R&D d'un concept sont entamés et des prototypes de produits mis au point. À cette phase, on cherche à déterminer si une idée mérite davantage de considération.
3. **Capital de démarrage (*start-up capital*)** : à ce stade, les entreprises utilisent les fonds pour développer un produit, tester un prototype ou faire des tests marketing. Il faut également étudier le potentiel de pénétration du marché, réunir l'équipe dirigeante et affiner le *busi-*

ness plan.

4. **Capital développement (*development capital* ou *Later stage*)** : l'entreprise ayant acquis de l'expérience, des moyens financiers lui sont nécessaires pour assurer son expansion, que ce soit au niveau du développement de ses moyens de production, de l'exploration de nouveaux marchés ou de la mise au point de nouveaux produits. Á ce stade l'entreprise peut également avoir besoin d'un financement pour son entrée en Bourse ou sa valorisation en vue d'un rachat.

5. **Intéressement au profit (*Carried interest*)** : part des profits que les GPs reçoivent à titre de rémunération, une fois que le taux de rendement minimum a été atteint. Cette part s'élève habituellement à 20%.

6. **Dilution** ou diminution de la part relative du capital : lorsqu'un actionnaire qui détient un certain pourcentage du capital ne participe pas à une émission d'actions au moins à hauteur de ce pourcentage, sa part dans le capital se trouve diluée.

7. **Dirigeant fondateur ou entrepreneur** : dirigeant de l'entreprise qui sollicite un financement en capital-risque.

8. **Audit (*Due diligence*)** : ensemble des mesures de recherche et de contrôle des informations permettant au capital-risqueur de fonder son jugement sur l'activité, la situation financière, les résultats, les perspectives de développement et l'organisation de l'entreprise.

9. **Fonds du capital-risque** : véhicule d'investissement spécialisé dans les sociétés non cotées en phase d'amorçage, de démarrage et de développement. Ce fonds est créé par les *General Partners* pour recueillir les versements des *limited partners*.

10. **Capital-risqueur (*General partners, GPs*)** : les gestionnaires de fonds du capital-risque. Ils ont la responsabilité de la gestion et de toutes les activités d'investissement du fonds. Ils participent aux profits des investissements dans des proportions préétablies et sont responsables à la fois des opérations et du passif de la société du capital-risque.

11. ***Hurdle rate*** : taux de rendement minimum que les GPs doivent remettre aux LPs avant de pouvoir participer aux profits.

12. **Pourvoyeurs de fonds (*Limited partners, LPs*)** : investisseurs dont la responsabilité est limitée à l'apport de fonds. Ce sont généralement des fonds de pension, des compagnies d'assurance, des fondations (*endowments*, notamment adossées à des universités) ou des organismes publics. Ils n'ont pas d'autorité de gestion.

13. ***Lock-up*** : engagement de conservation qui correspond à une période de verrouillage imposée aux actionnaires d'une entreprise lors de son introduction en Bourse, afin d'éviter un déséquilibre du marché entre l'offre et la demande de titres. Ce blocage, temporaire, porte généralement sur une fraction des titres détenus et se réduit avec le temps. Il est généralement plus long pour les dirigeants de la *start-up*.

14. **Management fees** : frais de gestion exigés par les GPs en contrepartie de la gestion d'un fonds. Ces frais visent à financer les coûts d'installation et le fonctionnement quotidien du fonds et rémunèrent les gestionnaires pour leur temps et leur expertise. Ils correspondent à environ 2% par an du capital engagé dans le fonds.
15. **Staged investment** : investissement graduel ou échelonné dans le temps.
16. **Start-up** : littéralement « société qui démarre », en français jeune-pousse, est une entreprise très innovante à fort potentiel de croissance qui ne s'est pas encore lancée sur le marché.
17. **Stock-option** : options d'achat qui donnent à son détenteur le droit d'acheter des actions de son entreprise à un prix fixé à l'avance (appelé prix d'exercice), avec une décote par rapport au cours de Bourse, du moment de l'attribution et dans un délai déterminé (en général 2 à 5 ans). Si le détenteur décide de lever son option, il achète les actions au prix d'exercice et réalise une plus-value lorsqu'il les revend. Il n'y a pas de risque de perte car si le cours de l'action est plus bas que le prix d'exercice, le détenteur n'exerce pas son option. Les *stock-options* sont attribuées aux dirigeants de la *start-up* pour aligner leurs intérêts sur ceux des capital-risqueurs.
18. **Tour de table** : renvoi à la réunion des différents capital-risqueurs, à la demande du dirigeant, « autour d'une table » pour mettre au point les modalités d'un nouveau financement.

19. *Write-off* : mort de la participation.

Résumé

Cette thèse porte sur les déterminants fondamentaux du dynamisme du capital-risque. Notre démarche de recherche vise essentiellement à identifier les facteurs qui ont conduit au développement phénoménal de cette activité aux États-Unis et qui seraient susceptibles d'expliquer le retard de l'Europe en matière du capital-risque. On peut inférer de ce travail plusieurs conclusions. D'une part, l'existence d'un marché financier national dédié aux valeurs technologique ne peut être considérée comme le principal facteur expliquant l'avantage comparatif des États-Unis en termes du capital-risque. D'autre part, la demande et la performance anticipée constituent les fondements et la spécificité du capital-risque américain. Leur faiblesse dans les pays européens peut expliquer le retard de ces derniers. Nous avons également mis en évidence l'importance de l'environnement scientifique et technologique pour le dynamisme du capital-risque. Un résultat qui peut d'un côté, expliquer le retard des pays européens qui souffrent d'insuffisances en termes de dépenses en R&D. De l'autre, il peut rendre compte du succès de deux modèles de capital-risque basés sur la stratégie de recherche et développement, à savoir la Suède et Israël.

Code JEL : G24, C32, C33.

Mots-clés : ARDL, causalité, capital-risque, cointégration, DOLS, ECM, IPO, M&A.

Summary

The thesis focuses on the determinants of venture capital dynamism. Our approach aims not only at identifying factors that led to the phenomenal development of this activity in the United States, but also at explaining why Europe still cannot catch up in terms of venture capital. Several conclusions can be inferred from this thesis. On the one hand, an active financial market cannot be regarded as the main factor explaining the comparative advantage of the U.S. in terms of venture capital. On the other hand, other more important factors may explain the superiority of U.S. venture capital as well as the European countries delay. Estimates conducted to highlight the importance of demand and of the expected performance for the venture capital dynamism. These two factors represent the strengths and the specificity of the U.S. venture capital. The estimates have also highlighted the role of scientific and technological environment, that can explain the delay of European countries which suffer from shortcomings in R&D spendings and, might illustrate the success of two venture capital models based on the research and development strategy : Sweden and Israël.

JEL code : G24, C32, C33.

Keywords : ARDL, causality, cointegration, DOLS, ECM, IPO, M&A, venture capital.

