

Les performances économiques et boursières à long terme des sociétés introduites en bourse : le cas du marché français (1990-2003)

Hatem MANSALI

*Institut de Recherche en Gestion (IRG) – Université Paris Est, France
LIFE, FSEG Tunis, Tunisie*

Florence LABEGORRE

Lille Economie et Management (LEM) – UMR CNRS

Classification JEL : G14, G30 – Réception : novembre 2009 ; Acceptation : juin 2010.

Correspondance : mansali@univ-paris12.fr

Résumé : Cette étude analyse l'évolution des performances opérationnelles et boursières d'un échantillon de 379 introductions en bourse réalisées en France entre 1990 et 2003 sur les second et nouveau marchés. Les résultats montrent que les performances opérationnelles des entreprises françaises s'améliorent avant l'introduction en bourse puis se dégradent les cinq années post introduction. Par ailleurs, la diminution des performances opérationnelles dans les 3 ans (respectivement 5 ans) post introduction apparaît déterminer significativement la sous-performance boursière à 36 mois (respectivement à 60 mois). Ce résultat semble corroborer le modèle comportemental du *timing*.

Mots clés : introduction en bourse – performances économiques – performances boursières.

Abstract : This study analyzes the long-run operating and stock market performance of a sample of 379 initial public offerings (IPOs) on the French Second Marché and Nouveau Marché between 1990 and 2003. Our results suggest that companies going public experience substantial improvements in operating performance prior to the offering, while the tendency is reversed after the offering has taken place. We also study the link between operating performance and long-run returns. The results suggest that IPOs with poor subsequent operating performance exhibit poor stock performance.

Key words: initial public offering – operating performance – stock market performance.

Une société s'introduit en bourse pour financer sa croissance, améliorer sa structure financière et/ou rendre ses titres négociables à un prix de référence. L'introduction en bourse augure donc des perspectives attrayantes, saluées par les investisseurs : des rentabilités anormales positives sont observées de manière récurrente les premiers jours de cotation. Sur le marché français, Degeorge et Derrien (2001) relèvent une rentabilité anormale moyenne de 17,5%, sur un échantillon de 182 sociétés introduites sur le Second Marché et de 61 sociétés introduites sur le Nouveau Marché, entre janvier 1991 et juillet 1998. L'engouement initial des investisseurs perdure-t-il au-delà de l'introduction ? Se trouve-t-il justifié, *ex post*, par la progression des fondamentaux de l'entreprise ? La réponse à ces questions nécessite d'examiner les parcours économique et boursier des titres nouvellement cotés.

L'évolution des performances économiques et boursières des sociétés introduites en bourse suscite, depuis les années 90, une abondante littérature. Les résultats soulignent globalement la détérioration des rentabilités. Ils apparaissent toutefois contingents aux pays, aux périodes d'introduction et à la méthodologie employée (Ritter et Welch, 2002). Ainsi, sur le marché français, Sentis (2001) rapporte une surperformance des titres nouvellement cotés à un an, Chahine (2004) observe un déclin des performances boursières à deux ans, tandis que Degeorge et Derrien (2001) concluent à l'absence de performances boursières anormales. Ces auteurs estiment les performances boursières par les rentabilités anormales achat-conservation ou par les rentabilités anormales cumulées. Les performances opérationnelles à long terme des admissions à la cote française sont, à notre connaissance, moins étudiées. Sur un échantillon de 61 admissions à la cote du Premier Marché et du Second Marché, Sentis (2001) note une dégradation des performances économiques dans les deux ans post introduction. Serve (2007) suit le parcours économique de 115 sociétés introduites sur le Nouveau Marché. Elle met en évidence un déclin des indicateurs économiques de -6,70% à -10,71% sur l'intervalle [-1 ; +3] autour de l'année de l'introduction.

Notre article s'inscrit dans le prolongement des travaux précédents. Il analyse les rentabilités économiques et boursières à cinq ans des sociétés admises à la cote du Second Marché entre 1990 et 2003, et du Nouveau Marché entre 1996 et 2003. Ses apports sont théoriques et empiriques. Les parcours économique et boursier des sociétés introduites en bourse sont classiquement plutôt analysés séparément. Or, ils

semblent pouvoir être réconciliés dans le cadre du modèle comportemental du *timing*. Le modèle comportemental du *timing* présuppose la rationalité limitée et le désavantage informationnel des investisseurs. Le dirigeant connaîtrait mieux que les investisseurs les réelles perspectives de développement de la société. Il choisirait de s'introduire en bourse quand, au vu de ses informations, son projet aurait une chance de recevoir un accueil boursier favorable. Ce faisant, il maximiserait les fonds levés. Initialement, les titres seraient donc surcotés. Les investisseurs ne réaliseraient leur excès d'optimisme qu'au fur et à mesure de la révélation des résultats économiques. Le modèle comportemental du *timing* prédit donc l'ajustement progressif des cours à la révélation des résultats économiques. Nous testons, pour la première fois à notre connaissance, cette hypothèse sur le marché français. Sur le plan empirique, nous couvrons une période et un nombre d'observations plus larges que les travaux antérieurs. Nous évaluons par ailleurs la sensibilité des résultats aux choix méthodologiques. En l'absence d'une méthode consensuelle, les performances boursières à long terme sont estimées via les rentabilités anormales achat-conservation et les rentabilités anormales cumulées, mais aussi selon le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993).

Le reste de l'article s'organise en trois sections. La section 1 présente une revue de la littérature et les hypothèses tirées du modèle comportemental du *timing*. La section 2 expose la démarche empirique adoptée. La section 3 rapporte et discute les résultats obtenus.

1. Revue de la littérature et hypothèses de l'étude

Les performances à long terme des sociétés introduites en bourse sont analysées au travers de la littérature puis, plus spécifiquement, du modèle comportemental du *timing*.

1.1. Les performances à long terme des sociétés introduites en bourse dans la littérature

Les performances économiques et boursières à long terme sont successivement passées en revue.

1.1.1. Les performances économiques à long terme

La littérature met en évidence un déclin des performances économiques au cours d'une période de trois à cinq ans après l'introduction en bourse. Ce résultat vaut quels que soient le marché et la période d'introduction. Ainsi, sur le marché américain, Mikkelson et *al.* (1997) notent une chute de 8% de la rentabilité économique et de 10% de la profitabilité opérationnelle un an après l'introduction. En Asie, la rentabilité économique des sociétés thaïlandaises diminue de 70% trois ans après l'introduction, après prise en compte de l'évolution des ventes et des dépenses d'investissement (Kim et *al.*, 2002). En France, les performances économiques se détériorent également, de -0,14% à -4,8% deux ans post introduction (Sentis, 2001), et de -11,3% à -15,4% sur l'intervalle [-1 an ; +3 ans] autour de la date d'introduction (Serve, 2007).

Ce déclin des performances économiques a reçu diverses explications. Les coûts d'agence ont tout d'abord été mis en cause. L'introduction en bourse modifie en effet souvent la répartition du pouvoir. Elle pourrait donc accroître le risque de conflits d'intérêts entre actionnaires et dirigeants. Empiriquement, cette hypothèse d'agence n'apparaît cependant pas clairement confirmée. Si post introduction, la participation au capital du dirigeant semble améliorer les résultats économiques (Jain et Kini, 1994 ; Kutsuna et *al.*, 2002), la fraction de capital cédée par le dirigeant lors de l'introduction ne prédit pas significativement le parcours économique des sociétés introduites en bourse (Mikkelson et *al.*, 1994 ; Cai et Wei, 1997). Le déclin des performances économiques a également été attribué au *timing* de l'opération. Il traduirait un retour à la normale après des résultats particulièrement élevés au moment de l'introduction. Le dirigeant attendrait en effet un pic de croissance pour entrer en bourse. Les résultats empiriques sont là encore contrastés. Le niveau de croissance du candidat à l'introduction explique tantôt significativement (Mikkelson et *al.*, 1997 ; Cai et Wei, 1997), tantôt non significativement (Kim et *al.*, 2002) le déclin subséquent des performances économiques. Le tableau 1 rapporte les résultats des principales études empiriques.

1.1.2. Les performances boursières à long terme

Les résultats concernant les performances boursières apparaissent moins consensuels.

Tableau 1 – Les performances économiques à long terme des sociétés introduites en bourse : résultats empiriques

Auteurs	Marché	Période	N	Fenêtre d'étude	Indicateurs de performance	Norme	Médiane de la variation		Explication testée
							non ajustée	ajustée	
Jain et Kini (1994)	Etats-Unis	1976-1988	682	[-1 ; +3]	résultat expl / actif total		-0,0909		
					cash flow expl / total actif	secteur	-0,0644	-0,0681	coûts d'agence
					chiffre d'affaires / total actif	secteur	-0,2344	-0,0472	
	secteur		-0,1998						
Mikkelson et alii (1997)	Etats-Unis	1980-1983	283	[+1 ; +5]	résultat expl / actif total		-0,04		
						secteur		-0,02 (n.s.)	timing
						taille et secteur		0,01 (n.s.)	
	secteur et perf.		0,01 (n.s.)						
				résultat expl / chiffre affaires		-0,03			
					secteur		-0,00 (n.s.)		
					taille et secteur		0,01 (n.s.)		
					secteur et perf.		0,01 (n.s.)		
Sentis (2001)	France	1991-1995	61	[-1 ; +2]	résultat expl / actif total		-0,03		
					chiffre d'affaires / total actif	taille et secteur	-0,027	-0,048	
					résultat expl / chiffre affaires	taille et secteur	-0,018	-0,101	timing
					dettes / actif total	taille et secteur	-0,065	-0,018 (n.s.)	et coûts d'agence
					valeur marché/total actif	taille et secteur	-0,033	-0,069	
					taille et secteur		-0,028		
Serve (2007)	France	1996-2000	115	[-1 ; +3]	EBE/actif total		-0,1071		
					FBF/chiffre d'affaires	taille et secteur	-0,667	-0,113	timing
					chiffre affaires/total actif	taille et secteur	-0,1855	-0,913	et coûts d'agence
					dettes / actif total	taille et secteur	-0,926	-0,152 (n.s.)	
					résultat net/actif total	taille et secteur	-0,887	-0,888(n.s.)	
					taille et secteur		-0,1544		
Cai et Wei (1997)	Japon	1971-1992	180	[-1 ; +5]	résultat expl / actif total		-0,057		
					cash flow expl / total actif	secteur performance	-0,025	-0,033	timing
								-0,014	
					secteur performance		-0,013		
							0,004 (n.s.)		
Wang (2005)	Chine	1994-1999	747	[-3 ; +3]	résultat expl / actif total		-0,03		
					EBE / total actif	secteur	-0,54	-0,04	coûts d'agence
					chiffre d'affaires / total actif	secteur	-0,32	-0,04	
					secteur		-0,26		

Un certain nombre d'études établissent un déclin des performances boursières après l'introduction en bourse. Sur un échantillon de 1 526 sociétés introduites sur le marché américain entre 1975 et 1984, Ritter (1991) trouve une rentabilité anormale cumulée moyenne de -29,10% à 36 mois. Les titres admis à la cote en Europe connaissent également une dégradation de leurs performances à 36 mois, de -21% en Finlande (Keloharju, 1993), de -12,11% en Allemagne (Ljungqvist, 1997) et de -8,31% à -22,96% en Grande-Bretagne (Levis, 1993)¹. En France, Chahine (2004) obtient une sous-performance de -9,94 % dès la deuxième année post introduction. Le déclin des performances boursières concerne également les sociétés asiatiques. Il s'avère toutefois inégalement prononcé selon les places. Par exemple, des rentabilités anormales négatives de -48% sont relevées à Hong-Kong (Agarwal et al., 2008), contre -23% en Chine (Kao et al., 2008).

L'apparente sous-performance à long terme des titres nouvellement cotés appelle deux réserves. D'une part, elle n'est pas systématique. En France par exemple, Sentis (2001) rapporte des rentabilités anormales achat-conservation moyennes de 10,18% à six mois et de 21,87% à un an. En revanche, il ne note pas de performances significativement négatives ou positives à deux ans ou à trois ans. Sur leur échantillon, Degeorge et Derrien (2001) ne mettent pas non plus en évidence de rentabilités anormales par rapport à l'indice MIDCAC, ou à des portefeuilles d'entreprises comparables en termes de taille et de *book-to-market*, et ce quel que soit l'horizon considéré².

D'autre part, le déclin des performances boursières apparaît sensible aux choix méthodologiques. Ainsi, Gompers et Lerner (2003) n'observent pas de rentabilités négatives à long terme avec la méthode des rentabilités cumulées, ou une fois les sociétés introduites en bourse appariées à des sociétés cotées de mêmes taille et *book-to-market*³. Pour Schultz (2003), la méthode événementielle biaiserait le calcul de la performance moyenne à long terme car elle n'accorde pas le même poids à chaque période. Avec cette méthode, des performances anormales devraient être observées *ex post* bien que non attendues *ex ante*. Le

¹ Pour un état de l'art complet sur le marché européen des introductions en bourse, le lecteur pourra utilement consulter l'article de Boutron et al. (2007).

² Les auteurs observent des rentabilités anormales négatives et significatives uniquement lorsqu'ils retiennent des indices sectoriels comme *benchmark*

³ Les impétrants sur le marché sont classiquement comparés à des sociétés cotées plus endettées et donc plus risquées. L'absence de contrôle du risque expliquerait alors les rentabilités anormales négatives observées.

raisonnement est le suivant. Si, au début de la période d'étude, les titres nouvellement cotés sous-performent, alors le nombre subséquent d'introductions en bourse devrait diminuer. La performance moyenne reflèterait davantage celle des entreprises introduites en bourse au début de la période de l'étude. Si, au contraire, au début de la période étudiée, les titres admis à la cote surperforment, alors le nombre d'introductions en bourse devrait augmenter. La surperformance des entreprises introduites en bourse au début de la période ne devrait donc pas affecter significativement la performance moyenne. De ce fait, quand les entreprises, et non les périodes, sont équipondérées, elles devraient sous-performer *ex post*, même si en moyenne elles ne sous-performent pas *ex ante*. Schultz parle de « pseudo *market timing* ». D'après Ritter (2003), l'approche calendaire serait moins sujette à ce problème car elle accorde le même poids à chaque période.

Le tableau 2 récapitule les résultats des performances boursières à long terme des sociétés introduites en bourse sur diverses places.

La sous-performance boursière à long terme des introductions en bourse est longtemps restée une « énigme » (Ritter, 1991 ; Ritter et Welch, 2002). En l'état actuel des recherches, elle apparaît désormais de manière plausible comme la correction tardive d'une surévaluation initiale des sociétés introduites. Cette dernière proviendrait soit d'une sous-estimation des coûts d'agence (Zheng, 2007), soit d'un excès d'optimisme des investisseurs (Cornelli et al., 2006 ; Ljungqvist et al., 2008) ou des analystes (Degeorge et Derrien, 2001 ; Michaely et Womack, 1999).

Jusqu'ici, les parcours boursiers et économiques des sociétés introduites en bourse ont été analysés séparément. Or, ils semblent pouvoir être réconciliés au travers du modèle comportemental du *timing*.

1.2. La mise en relation des performances économiques et boursières à long terme : le modèle du timing

Selon l'hypothèse du *timing*, le dirigeant attendrait un contexte boursier favorable pour entrer en bourse (Ritter, 1991 ; Loughran et Ritter, 1995). De temps à autre, en effet, le marché s'engoue pour certains types de projets.

Tableau 2 – Les performances boursières à long terme des sociétés introduites en bourse : résultats empiriques

Auteurs	Marché	Période d'introduction	Taille de l'échantillon	Méthodologie	Horizon	Résultats
Ljungqvist (1997)	Allemagne	1970-1993	180	BHAR	36 mois	Rentabilité moyenne -12,11%
Sopusek (1998)	Allemagne	1983-1993	180	BHAR	36 mois	-20%
Stehle et al. (2000)	Allemagne	1960-1992	187	BHAR	36 mois	-6%
Ritter (1991)	Etats-Unis	1975-1984	1526	CAR	36 mois	-29,10%
Loughran (1993)	Etats-Unis	1967-1987	3656	BHAR	72 mois	-33,30%
Bhabra et Pettway (2003)	Etats-Unis	1987-1991	237	BHAR	36 mois	de -27,88% à -47,00% selon benchmark
Bradley, Chan, Kim et Singh (2007)	Etats-Unis	1993-2003	2 573	BHAR	36 mois	-13,70%
Compers et Lerner (2003)	Etats-Unis	1935-1972	3661	BHAR EW BHAR VW	60 mois	n.s. de -28,9% à -34,8% selon benchmark
Chahine (2004)	France	1996-1998	168	BHAR	24 mois	-9,94%
Chahine et Filatotchev (2008)	France	1996-2002	230	BHAR	12 mois	22,00%
Degeorge et Derrien (2001)	France	1991-1998	243	CAR/BHAR	36 mois	n.s.
Leleux et Muzyska (1997)	France	1987-1991	56	CAR	36 mois	-29,20%
Sentis (2001)	France	1991-1995	61	BHAR	36 mois	n.s.
Keloharju (1993)	Finlande	1984-1989	79	BHAR	36 mois	-21,00%
Levis (1993)	Royaume Uni	1980-1988	712	CAR	36 mois	-8,31% à -22,96% selon l'indice utilisé
Agarwal, Liu et Ree (2008)	Hong-Kong	1993-1997	256	BHAR	36 mois	-48,03%
Kao, Wu et Yang (2008)	Chine	1996-1999	366	CAR	36 mois	-23%

Le modèle de Miller (1977) rend compte de ces phases euphoriques et du déclin boursier subséquent. Il présuppose l'hétérogénéité des anticipations des investisseurs. En période de « *hot market* », les investisseurs optimistes détermineraient pour l'essentiel les cours. Certes, des investisseurs formuleraient des anticipations prudentes, mais ils ne prendraient pas position pour des raisons institutionnelles. Ainsi, les dépôts de garantie exigés, la volatilité et la faible liquidité du marché dissuaderaient de vendre à découvert les titres surcotés. Progressivement, avec la stabilisation des cours et l'augmentation du flottant, les arbitragistes interviendraient. Ce faisant, ils inciteraient les investisseurs optimistes à la modération. Peu à peu, les cours diminueraient et retrouveraient donc le chemin de l'efficience.

Le modèle de Miller (1977) a récemment été prolongé. Dans le modèle de Ljungqvist et *al.* (2008), la société et la banque introductrice profiteraient de l'« exubérance irrationnelle » des petits investisseurs pour surévaluer le prix d'offre. Les investisseurs institutionnels seraient les allocataires privilégiés des titres. Dans un premier temps, ils les conserveraient en portefeuille. La pénurie ainsi organisée contribuerait à l'augmentation artificielle des prix sur le marché secondaire. Les titres introduits seraient alors revendus aux petits investisseurs optimistes avec une confortable plus-value. Par ailleurs, compte tenu de restrictions sur les ventes à découvert, les arbitragistes n'exerceraient pas immédiatement leur force de rappel. Le retour à la normale ne s'opérerait qu'à long terme. Dans le modèle de Cornelli et *al.* (2006), les sociétés profiteraient de l'enthousiasme du marché pour s'introduire en bourse. Elles seraient donc initialement cotées à un prix supérieur à leur valeur fondamentale. Cette sur-cotation ne serait corrigée qu'à long terme. Reste à comprendre la propension perdurable du marché à surévaluer les titres nouvellement cotés. La finance comportementale met en cause la formation des croyances. Les investisseurs surestimeraient leurs capacités, leur jugement et leurs informations privées (Kahneman et Tversky, 1974). Ils sous-réagiraient aux nouvelles informations ou retiendraient uniquement les informations conformes à leurs croyances initiales (Daniel et *al.*, 1998 ; Barberis et *al.*, 1998). Ces biais d'excès de confiance, de conservatisme et d'auto-attribution entraîneraient des erreurs de jugement. Ils pourraient expliquer qu'*ex ante*, les investisseurs extrapolent la croissance passée à un niveau insoutenable puis, *ex post*, tardent à corriger leurs anticipations⁴. Les investisseurs ne réalisent

⁴ Selon Jain et Kini (1994), les investisseurs surestiment la croissance future des candidats à l'introduction, valorisés sur la base de multiples irréalisables.

raient leur excès d'optimisme qu'au fur et à mesure de la révélation des résultats économiques. L'ajustement des cours serait donc progressif. La rationalité du dirigeant serait également limitée. Dans le cadre de la théorie de Kahneman et Lovallo (1993), les individus tendraient naturellement au jugement subjectif (« *the inside view* »)⁵. Tels des parents avec leur enfant, le dirigeant serait enclin à considérer sa société comme la meilleure. Il l'évaluerait de manière absolue et non relativement aux autres entreprises du secteur. Par ailleurs, il reviendrait d'autant moins sur son jugement que ses convictions seraient profondes. Ce biais d'ancrage pourrait rendre compte de la non-adaptation du plan de développement aux premières réalisations. Une société s'introduit en bourse pour financer sa croissance. Mais face à des résultats décevants, le dirigeant poursuivrait le programme d'investissements.

Ainsi, le modèle comportemental du *timing* permet de prédire, d'une part, une sous-performance économique et boursière post introduction, d'autre part, un lien entre les performances économiques et boursières à long terme des sociétés nouvellement cotées. Il conduit aux deux hypothèses suivantes :

H1 : Les performances économiques et boursières des entreprises introduites en bourse déclinent sur le long terme.

H2 : L'évolution des performances économiques post introduction explique, toutes choses égales par ailleurs, les performances boursières à long terme des sociétés introduites en bourse.

2. L'échantillon et la méthodologie

La section 2 présente la formation et les caractéristiques de l'échantillon, la mesure des performances à long terme et enfin l'analyse statistique menée.

2.1. L'échantillon

L'échantillon comporte des sociétés non financières admises à la cote du Second Marché, entre 1990 et 2003, et du Nouveau Marché, entre

⁵ Michaely et Womack (1999, page 681) évoquent cette théorie comme explication possible de l'optimisme des analystes financiers affiliés à la banque introduitrice.

1996 et 2003. Les sociétés introduites sur le Premier Marché n'ont pas été retenues, car elles constituent pour l'essentiel des privatisations ou des transferts et non des premières cotations. Le calcul des performances au cours d'une période de trois à cinq ans post introduction justifie la borne supérieure de la période d'étude. La disponibilité des données a également contraint la constitution de l'échantillon. Les données boursières ont été extraites de la base Datastream. Les informations comptables et financières proviennent de la base Worldscope, mise à jour fin 2006. De ce fait, nous disposons d'un historique respectif de deux ans, de trois ans et de quatre ans post introduction pour les opérations réalisées en 2003, en 2002 et en 2001. Notre étude des performances opérationnelles et boursières à long terme des firmes introduites en bourse s'effectuera donc sur un échantillon non « cylindré ». Ce faisant, le biais du survivant sera évité. Au total, l'échantillon comprend 379 sociétés.

Le panel A du tableau 3 montre que 76% des sociétés de l'échantillon se sont introduites en bourse entre 1997 et 2000, avec un maximum en 1998 (29% des effectifs). La création du Nouveau Marché en 1996, conjugué à l'engouement des investisseurs pour les secteurs des nouvelles technologies et de l'information, a attiré de nombreuses sociétés innovantes en bourse. L'éclatement de la bulle spéculative en 2001 entraîne une certaine désaffection pour la Bourse. Il explique le faible nombre d'observations de 2001 à 2003.

Le panel B du tableau 3 éclaire sur le profil des candidats à l'introduction. Sur notre échantillon, le premier cours s'écarte en moyenne d'environ +7% par rapport au prix d'introduction. La rentabilité initiale ajustée de la composante « marché » est égale à 17%. Faugeton-Crouzet et Ginglinger (2002) trouvent une rentabilité initiale moyenne égale à 18,67%. Sentis (2001) relève une rentabilité initiale moyenne de 9% sur un échantillon d'admissions à la cote du premier ou du Second Marché entre 1991 et 1995. Les sociétés de notre échantillon semblent plutôt en phase de croissance au moment de leur introduction en bourse. Leur chiffre d'affaires croît en moyenne de 34% entre l'année précédant l'opération et l'année de l'introduction. Le marché anticipe la poursuite du développement, puisqu'il est prêt en moyenne à acheter l'entreprise plus de quatre fois sa valeur comptable. Un *Market-To-Book* moyen de 4,77 témoigne de la confiance du marché dans le potentiel de croissance de l'entreprise. La capitalisation boursière s'élève, immédiatement après l'introduction, à 100 millions d'euros en

moyenne et à 50 millions d'euros en médiane. Les candidats à l'introduction sont donc de taille variable.

Tableau 3 – *La répartition annuelle et les caractéristiques de l'échantillon*

Panel A. La répartition annuelle de l'échantillon

Année	Nombre	%
1990	8	2,1
1991	3	0,8
1992	4	1,1
1993	7	1,8
1994	19	5,0
1995	4	1,1
1996	17	4,5
1997	56	14,8
1998	111	29,3
1999	62	16,4
2000	61	16,1
2001	16	4,2
2002	8	2,1
2003	3	0,8
Total	379	100

Panel B. La répartition annuelle de l'échantillon

	Moyenne	Médiane
Rentabilité initiale (%)	6,8	5,40
Rentabilité initiale ajustée (%)	17,00	5,64
Capitalisation boursière (M€)	100,54	49,21
Market-to-Book	4,77	3,47
Taux croissance CA (%)	34,39	10,67

La rentabilité initiale se calcule ainsi : (premier cours coté x 100 / prix d'offre définitif). La rentabilité initiale ajustée correspond à la rentabilité initiale brute ajustée de la rentabilité de l'indice SBF250. La capitalisation boursière équivaut au nombre d'actions dans le capital, post introduction, multiplié par le cours à la fin du mois de l'introduction. Elle est exprimée en millions d'euros. Le *Market-to-Book* rapporte la capitalisation boursière calculée à la fin du mois de l'introduction, à la valeur comptable des capitaux propres l'exercice antérieur à l'introduction. Le taux de croissance du chiffre d'affaires (CA), de l'exercice précédant l'introduction à l'année de l'introduction, est ainsi calculé : $(CA_0 - CA_{-1}) / CA_{-1}$.

2.2. La mesure des performances économiques à long terme

Les performances économiques à long terme des sociétés introduites en bourse ont été évaluées en trois étapes.

La première étape a consisté à choisir des indicateurs de performance économique. La plupart des études retiennent l'EBITDA (*Earnings Before Interest Taxes Depreciation and Amortization*) comme indicateur de la performance économique. Il correspond à l'excédent brut d'exploitation et représente la trésorerie dont disposerait l'entreprise à la fin de l'exercice, grâce à son exploitation, si tous les produits et toutes les charges d'exploitation avaient été encaissés et décaissés. Pour comparer les performances des entreprises, l'EBITDA est normé par la valeur comptable du total des actifs en début de période (les investissements de l'exercice sont implicitement supposés ne pas contribuer à la création de richesse).

Nous utilisons également comme indicateur de performance les flux de trésorerie liés à l'activité⁶ rapportés à l'actif total ($CFO_t / \text{Total actif}_{t-1}$). Nous optons pour cet indicateur car il est moins facilement manipulable. En effet, les travaux de Teoh et *al.* (1998) et Aharony et *al.* (1993) montrent que les entreprises qui s'introduisent en bourse manipulent leurs résultats comptables à la hausse afin d'influer sur le prix d'introduction en bourse⁷. En retenant cet indicateur de performance, nous pouvons juger du bien fondé de l'hypothèse alternative au *timing* : la manipulation comptable. Nous retenons enfin un ratio d'investissement : Dépenses d'investissement / Total actif_{t-1}. Ce ratio mesure l'effort d'investissement de l'entreprise⁸.

Les ratios comptables sont souvent distribués de façon asymétrique. Par conséquent, la médiane a été préférée à la moyenne, comme statistique descriptive des performances économiques, car elle n'est pas biaisée par les observations extrêmes. Les études antérieures procèdent de même (Jain et Kini, 1994 ; Mikkelson et *al.*, 1997 ; McLaughlin et *al.*, 1996, entre autres).

Dans une seconde étape, les performances économiques sont appréciées de manière relative. Premièrement, s'est posé le choix du *ben-*

⁶ Les flux de trésorerie d'exploitation correspondent dans la base de données Worldscope à l'item Net Cash Flow - Operating Activities.

⁷ Nous remercions l'un des rapporteurs pour cette remarque.

⁸ L'item Capital Expenditure dans la base de données Worldscope correspond aux dépenses d'investissement.

chmark. Nous en avons retenu deux : un échantillon de contrôle et la médiane sectorielle.

Conformément aux recommandations de Barber et Lyon (1996), les valeurs annuelles brutes des indicateurs sont tout d'abord ajustées par les performances d'une entreprise de contrôle. Cette dernière est déjà cotée depuis plus de cinq ans, appartient au même secteur d'activité que l'introduction en bourse considérée, et présente une capitalisation boursière – mesurée à la fin du mois de l'introduction en bourse – comparable à celle de l'entreprise de l'échantillon étudié. Ce faisant, les performances économiques des titres nouvellement cotés sont ainsi nettes de leurs composantes sectorielles, temporelles et de l'effet taille.

La médiane sectorielle a également été choisie comme norme. En effet, l'entreprise de contrôle appartient certes au même secteur d'activité que l'entreprise introduite en bourse, mais elle n'est pas nécessairement représentative du secteur d'activité. La médiane sectorielle, calculée à partir de toutes les entreprises du secteur, serait un *benchmark* plus représentatif (Desbrières et Schatt, 2002).

Deuxièmement, les différences suivantes ont été calculées, pour chaque année de l'intervalle $[0, +5]$ autour de l'année de l'introduction en bourse :

$IP_{i,t} - IP_{c,t}$ = indicateur de performance de la société introduite *i* l'année *t* – indicateur de performance de l'entreprise de contrôle *c* l'année *t*

$IP_{i,t} - \text{médiane}_{S(i)}(IP_{j,t})_{j \in S(i)}$ = indicateur de performance de la société introduite *i* l'année *t* – médiane de l'indicateur de performance du secteur *S* de l'entreprise *i* l'année *t*.

Dans un troisième temps, le test des rangs de Wilcoxon a permis de vérifier l'hypothèse d'une distribution identique des ratios pour les sociétés introduites en bourse et les entreprises de contrôle. Ce test suppose l'indépendance des *n* paires d'observations issues de deux échantillons. Une différence positive (négative) en médiane indique que les firmes introduites en bourse surperforment (sous-performent) leurs consœurs.

La troisième étape a consisté à calculer les variations des indicateurs précédents (tableau 4), sur l'échantillon des sociétés introduites en bourse puis sur l'échantillon de contrôle, et sur les fenêtres $[0 ; 3]$, $[0 ; 5]$. Le test des rangs de Wilcoxon permet de déterminer la significativité des variations médianes. Une différence positive (négative), en va-

leur médiane, indique que trois ou cinq ans post introduction, les sociétés connaissent une amélioration (détérioration) de leurs performances économiques brutes ou nettes de celles de leurs consœurs.

2.3. La mesure des performances économiques à long terme

En l'absence d'un consensus dans la littérature sur la mesure de la performance à long terme, nous utilisons plusieurs approches.

2.3.1. L'approche en temps événementiel

Dans une étude en temps événementiel, le temps réel (c'est-à-dire les dates effectives en jours, mois, années) n'existe pas. Pour chaque société de l'échantillon, le temps est redéfini par rapport à un événement, ici l'introduction en bourse, la date origine. Il se termine τ périodes – l'horizon de l'étude – plus tard. Les rentabilités boursières sont calculées selon cette échelle de temps. La performance anormale moyenne de l'échantillon peut être déterminée selon deux méthodes : la rentabilité anormale achat-conservation et la rentabilité anormale cumulée.

La méthode des rentabilités anormales achat-conservation (*Buy and Hold Abnormal Return*, BHAR) est devenue standard pour estimer la rentabilité anormale à long terme (Barber et Lyon, 1997 ; Lyon et al., 1999). Cette méthode consiste à comparer les rentabilités de deux portefeuilles achetés le jour de l'introduction et vendus à l'horizon choisi, l'un composé de titres i introduits en bourse et l'autre dans la norme.

Nous retenons comme *benchmark* la rentabilité des entreprises de contrôle retenues pour l'analyse des performances opérationnelles. La rentabilité anormale achat-conservation moyenne vaut ainsi :

$$\overline{\text{BHAR}} = \sum_{i=1}^n w_i \text{BHAR}_{i\tau}$$

$$\text{avec : } \text{BHAR}_{i\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{ct})$$

R_{it} et R_{ct} désignent respectivement les rentabilités de la société introduite en bourse i et de l'entreprise de contrôle, τ correspond à l'horizon de l'étude : 12, 24, 36 et 60 mois, et n le nombre d'introductions en bourse. Selon que les rentabilités anormales sont équipondérées ou pondérées, le coefficient de pondération w_i est égal à $1/n$ ou à VM_i/VM . VM_i correspond à la capitalisation boursière de

l'impétrant mesurée à la fin du mois de l'introduction en bourse et

$$VM = \sum_{i=1}^n VM_i.$$

Plusieurs études soulignent en effet la sensibilité des résultats au mode de pondération (Loughran et Ritter, 2000 ; Brav et al., 2000). Dans le calcul des rentabilités, la pondération par la capitalisation boursière de l'entreprise considérée, relativement à la capitalisation boursière totale des firmes de l'échantillon, contribue à accorder plus de poids aux entreprises de grande taille, souvent les plus représentées dans les portefeuilles des investisseurs. La méthode BHAR refléterait les stratégies réelles des investisseurs (Barber et Lyon, 1997). Mais elle conduit à des distributions de rentabilités très asymétriques (Lyon et al., 1999). Pour cette raison, nous recourons également à la méthode des rentabilités anormales cumulées, aux propriétés de normalité plus satisfaisantes que la BHAR.

Selon cette deuxième méthode, les rentabilités anormales de chaque titre sont cumulées sur le nombre de mois τ séparant la date d'introduction de l'horizon étudié (12, 24, 36 ou 60 mois) :

$$CAR_{i\tau} = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{it}$$

La rentabilité anormale cumulée moyenne pour l'ensemble des entreprises de l'échantillon est ensuite calculée de la sorte :

$$\overline{CAR}_{\tau} = \sum_{i=1}^n w_i CAR_{i\tau}$$

D'après Fama (1998) et Mitchell et Stafford (2000), la méthode des rentabilités anormales cumulées (CAR) serait préférable à la méthode BHAR. La méthode BHAR donnerait une distribution de rentabilités asymétrique (problème de *skewness*). Elle amplifierait également la sous-performance (même si cette dernière intervient en une seule période). La méthode des CAR de son côté tendrait à accroître toute amélioration temporaire des rentabilités quand les entreprises introduites en bourse sous-performent sur le long terme. Illustrons ce point. Un titre nouvellement coté décline de 100 € à 1 € la première période (soit une rentabilité de -99%) et remonte à 10 € la deuxième période (soit une rentabilité de 90%). La rentabilité achat-conservation est de $(1 - 99\%)(1 + 90\%) - 1 = -98,1\%$. La rentabilité cumulée s'élève à $-99\% + 90\% = -9\%$. Ainsi, les CAR amplifient l'augmentation temporaire des rentabilités.

2.3.2. L'approche en temps calendaire

Utilisée pour la première fois par Jaffe (1974) et Mandelker (1974), l'approche en temps calendaire est vivement recommandée par Fama (1998). Contrairement à la méthode précédente, elle prend en compte, pour chaque société de l'échantillon, la date réelle de l'événement étudié. Dans notre échantillon, la première opération a été réalisée par la société Sopra le 27 mars 1990 et la dernière par la société Afone le 21 novembre 2003. La période calendaire débute donc en avril 1990 et se termine en décembre 2006, soit 36 mois (l'horizon de l'étude) après la date de la dernière opération réalisée. En avril 1990, nous formons notre portefeuille d'introductions en bourse. Nous le rééquilibrions mensuellement : les entreprises dans le portefeuille depuis 36 mois (respectivement 60 mois, selon l'horizon choisi) sont éliminées ; les nouvelles introductions en bourse sont incluses. Nous calculons ainsi les rentabilités mensuelles de notre portefeuille d'introductions en bourse par la moyenne équipondérée sur toute la période calendaire⁹. Afin de vérifier si le portefeuille composé des entreprises introduites en bourse génère des rentabilités anormales à long terme, nous comparons sa performance à celle estimée par le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) aux horizons de 36 et 60 mois. Le modèle de Fama et French (1993) peut se formaliser ainsi :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + \varepsilon_{pt}$$

La variable dépendante, $R_p - R_f$, désigne la rentabilité mensuelle en excès du portefeuille des entreprises introduite en bourse par rapport au placement sans risque (le taux du marché monétaire à un mois).

Le premier facteur ($R_m - R_f$) équivaut à la différence entre les rentabilités du portefeuille de marché¹⁰ et d'un placement sans risque (PIBOR).

⁹ Pour calculer les rentabilités mensuelles du portefeuille sur la période calendaire d'avril 1990 à décembre 2006, le nombre d'introductions en bourse varie d'un minimum de 1 au début de la période calendaire à un maximum de 292 en septembre et en octobre 2001. Ainsi, la rentabilité du mois de septembre 2001 du portefeuille correspond à la moyenne équipondérée de 292 rentabilités (observées en septembre 2001) d'entreprises introduites en bourse à moins de 60 mois.

¹⁰ R_m désigne la rentabilité mensuelle pondérée par la capitalisation boursière du portefeuille de marché. Ce dernier inclut tous les titres cotés aux premier, second et nouveau marchés, dont les données étaient disponibles dans Datastream. Le coefficient de corrélation de Pearson entre le portefeuille de marché et l'indice SBF250 (respectivement l'indice CAC40) vaut 0,986 (respectivement 0,981).

Le deuxième facteur, appelé SMB par Fama et French, désigne l'écart mensuel entre les rentabilités moyennes des petites et des grandes capitalisations. Il nécessite des calculs préliminaires. Ainsi, à la fin du mois de juin de chaque année, l'ensemble des titres cotés sur le premier, second et nouveau marchés – les entreprises introduites en bourse à moins de cinq ans étant exclues¹¹ –, sont classés en deux groupes, S (pour *Small*) et B (pour *Big*), selon que leur capitalisation boursière en juin est inférieure ou supérieure à la capitalisation médiane de l'ensemble des titres. Indépendamment, tous les mois de décembre, les titres sont affectés, selon leur ratio valeur comptable/valeur de marché, dans l'un des trois groupes suivants : L (pour *Low*), M (pour *Medium*) et H (pour *High*), correspondant respectivement aux trois premiers déciles, aux quatre déciles médians et aux trois derniers déciles. Six portefeuilles (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H) sont constitués à l'intersection des deux répartitions précédentes. Les rentabilités sont calculées de juillet t à juin t+1. Le portefeuille SMB correspond à la différence, calculée mensuellement, entre la rentabilité moyenne des trois portefeuilles de valeur de marché faible (S/L, S/M, S/H) et la rentabilité moyenne des trois portefeuilles de valeur de marché élevée (B/L, B/M, S/H), soit encore :

$$R_{\text{SMB}} = \frac{1}{3}(R_{\text{S/L}} + R_{\text{S/M}} + R_{\text{S/H}}) - \frac{1}{3}(R_{\text{B/L}} + R_{\text{B/M}} + R_{\text{B/H}})$$

Le troisième facteur HML résulte de la différence, calculée mensuellement, entre la rentabilité moyenne des deux portefeuilles à ratios VC/VM élevés (S/H, B/H) et la rentabilité moyenne des deux portefeuilles à ratios VC/VM faibles (S/L, B/L).

$$R_{\text{HML}} = \frac{1}{2}(R_{\text{S/H}} + R_{\text{B/H}}) - \frac{1}{2}(R_{\text{S/L}} + R_{\text{B/L}})$$

La constante du modèle s'interprète comme la mesure de la performance anormale moyenne par mois.

¹¹ Selon Loughran et Ritter (2000), inclure les introductions en bourse dans les portefeuilles du modèle de Fama et French pourrait annuler les rentabilités anormales. Ce biais est qualifié de « *benchmark contamination* ».

3. L'étude empirique des performances à long terme des admissions à la cote française

3.1. La mesure des performances économiques à long terme

3.1.1. L'analyse univariée des niveaux médians de performance opérationnelle

Le tableau 4 rapporte les résultats sur les données statiques. La médiane de chaque indicateur de performance opérationnelle (rentabilité économique, marge économique, $CFO_t/\text{Total actif}_{t-1}$, etc.) est calculée sur l'échantillon des entreprises introduites en bourse, sur l'échantillon de contrôle et sur les secteurs d'activité des entreprises introduites en bourse. L'indicateur est également ajusté par la médiane sectorielle et par celui des entreprises de contrôle. Enfin, dans le tableau 4 figurent les résultats du test de Wilcoxon.

Un an avant l'introduction en bourse, la rentabilité économique des candidats est significativement plus élevée que celle des entreprises de contrôle ou du secteur. Puis elle accuse une baisse significative après l'introduction. La même tendance est observée pour la marge économique. La rentabilité économique ajustée par celle de l'entreprise de contrôle passe ainsi de 2,65% l'année antérieure à l'introduction, à 0,86%, -0,15%, -0,35%, -2,34% et -2,75% les cinq années post opération. Toutefois, cette baisse n'est significative aux seuils conventionnels que pendant les trois dernières années (+3, +4 et +5). Jusqu'à la clôture de l'exercice de l'introduction, le ratio $CFO_t/\text{Total actif}_{t-1}$ des impétrants est significativement plus élevé que celui des entreprises cotées comparables, ou que celle des entreprises du même secteur d'activité. En revanche, il accuse une baisse ultérieure significative les années 3, 4 et 5 comparé à la médiane sectorielle, ou par rapport aux entreprises de contrôle. Par construction, la rentabilité économique et les flux de trésorerie rapportés à l'actif total varient avec le niveau des actifs. Leur diminution pourrait donc procéder d'un récent effort d'investissement : le dénominateur augmenterait plus rapidement que le numérateur, le temps que les investissements portent leurs fruits. Pour contrôler cet effet, nous utilisons comme dénominateur le chiffre d'affaires. Or, pour les cinq années subséquentes à l'introduction, les marges économiques des sociétés nouvellement cotées accusent un recul significatif par rapport à celles de leurs consœurs. La dégradation de la rentabilité économique résulte donc d'une diminution des marges. En revanche, l'année précédant l'entrée sur le marché, les sociétés de

l'échantillon présentent des marges économiques significativement plus élevées que celles de leurs homologues déjà cotées ou du même secteur d'activité. Par ailleurs, la diminution de la rentabilité économique accompagne celle des flux de trésorerie. Elle ne peut donc provenir d'un renversement des *accruals* post-introduction. Ainsi, nos résultats ne semblent pas corroborer l'hypothèse de la gestion des résultats.

Enfin, au vu du ratio Investissement / Total actif, les entreprises introduites en bourse mènent une politique d'investissement plus volontariste que les entreprises de contrôle ou du même secteur d'activité, de l'année -1 à l'année +2. Elles continuent d'investir massivement les deux années post introduction, quand bien même leurs performances opérationnelles se détériorent. Les dirigeants semblent donc manifester le même excès d'optimisme que les investisseurs quant à l'existence d'opportunités d'investissement à valeur actuelle nette positive. En revanche, les troisième et quatrième années post introduction, les firmes paraissent ralentir leurs dépenses d'investissement.

3.1.2. L'analyse univariée de la variation des indicateurs de performance économique

Cette sous-section analyse la variation des indicateurs de performance économique sur les deux fenêtres suivantes : [0, 3] et [0, 5]. La variation est d'abord calculée sur l'échantillon des sociétés introduites en bourse, selon la formule : $IP_{IB,k} - IP_{IB,0}$, où IP désigne l'indicateur de performance considéré, les indices IB et c correspondent respectivement aux entreprises introduites en bourse et aux entreprises de contrôle, et k indique l'horizon de temps (3 ou 5 ans post introduction). Cette variation est ensuite ajustée par la variation des mêmes indicateurs sur l'échantillon de contrôle, selon l'expression : $(IP_{IB,k} - IP_{IB,0}) - (IP_{c,k} - IP_{c,0})$, où l'indice 0 équivaut à l'année de l'introduction en bourse. Nous ajustons également les variations des indicateurs par la variation de la médiane sectorielle sur la fenêtre [0, k]. Le tableau 5 rapporte les résultats des variations médianes brutes et ajustées.

La rentabilité économique des actifs diminue de -3,97% trois ans après l'introduction et de -4,53% cinq ans post introduction. Quand elle est ajustée par la rentabilité économique des entreprises de contrôle, la variation s'élève respectivement à -2,85% et à -5,81% trois ans et cinq ans après l'introduction.

Tableau 4 – Les performances opérationnelles des entreprises introduites en bourse

Année	-1	0	1	2	3	4	5
Rentabilité économique (EBITDA_t / Total Actif_{t-1}) non ajustée (%)							
Firme introduite en bourse	18,88	19,52	16,40	14,52	12,40	11,23	10,87
Firme de contrôle	13,46	14,08	13,83	14,85	15,23	15,65	16,14
Médiane sectorielle	15,68	15,22	14,93	14,19	14,17	15,50	15,05
Rentabilité économique ajustée par la médiane sectorielle (%)							
	3,44 ^a	3,76 ^a	1,34 ^b	0,12	-0,54 ^a	-1,23 ^a	-1,84 ^a
	(5,56)	(6,01)	(2,23)	(0,46)	(-2,65)	(-3,54)	(-3,77)
Rentabilité économique ajustée par celle de l'entreprise de contrôle (%)							
	2,65 ^a	1,45 ^a	0,86 ^b	-0,15	-0,35 ^b	-2,34 ^a	-2,75 ^a
	(3,23)	(2,87)	(2,14)	(-0,32)	(-2,14)	(-3,97)	(-3,12)
Marge économique (EBITDA_t / Chiffre d'affaires_{t-1}) non ajustée (%)							
Firme introduite en bourse	16,43	17,17	13,35	13,86	11,95	10,78	9,89
Firme de contrôle	13,93	13,98	13,37	13,30	14,10	13,02	13,73
Médiane sectorielle	13,96	13,96	13,92	13,86	13,68	12,62	12,63
Marge économique ajustée par la médiane sectorielle (%)							
	3,43 ^a	2,04 ^a	-0,16	0,02	-1,91 ^a	-1,80 ^b	-2,05 ^a
	(3,75)	(3,54)	(0,12)	(0,02)	(-2,78)	(-2,46)	(-3,05)
Marge économique ajustée par celle de l'entreprise de contrôle (%)							
	4,45 ^a	3,44 ^a	-0,12	-0,01	-1,01 ^b	-2,68 ^a	-2,98 ^a
	(4,85)	(3,76)	(0,09)	(-0,22)	(-2,01)	(-3,56)	(-3,36)
(CFO_t / Total Actif_{t-1}) non ajustée (%)							
Firme introduite en bourse	9,51	9,07	5,66	7,39	6,23	6,15	5,03
Firme de contrôle	7,67	7,07	6,89	7,66	7,13	7,86	8,79
Médiane sectorielle	7,54	7,51	7,43	7,14	7,06	8,83	8,75
(CFO_t / Total Actif_{t-1}) ajustée par la médiane sectorielle (%)							
	1,24 ^a	0,96 ^a	-0,61 ^b	0,10	-0,38 ^b	-0,87 ^a	-1,23 ^c
	(3,12)	(2,56)	(-1,97)	(0,13)	(-2,24)	(-2,82)	(-3,45)
(CFO_t / Total Actif_{t-1}) ajustée par celle de l'entreprise de contrôle (%)							
	1,42 ^a	1,12 ^a	-0,43	0,25	-0,32 ^b	-1,56 ^a	-2,07 ^a
	(3,67)	(2,98)	(-1,34)	(0,21)	(-1,98)	(-2,74)	(-3,45)
(CFO_t / Chiffre d'affaires_{t-1}) non ajustée (%)							
Firme introduite en bourse	8,69	7,97	5,18	5,27	4,24	4,91	4,09
Firme de contrôle	6,44	6,03	5,99	5,55	6,30	5,82	5,98
Médiane sectorielle	6,83	6,11	6,09	6,10	6,12	5,95	5,96
(CFO_t / Chiffre d'affaires_{t-1}) ajustée par la médiane sectorielle (%)							
	3,02 ^a	0,93 ^c	-0,41	-0,28	-0,33	-1,32 ^a	-0,88 ^a
	(3,38)	(1,85)	(-0,60)	(-0,97)	(-1,54)	(-2,67)	(-2,70)
(CFO_t / Chiffre d'affaires_{t-1}) ajustée par celle de l'entreprise de contrôle (%)							
	2,03 ^a	0,18	-0,13	-1,34 ^c	-1,69 ^b	-0,96 ^c	-1,11 ^b
	(2,83)	(0,90)	(-0,11)	(-1,78)	(-1,99)	(-1,89)	(-2,11)
N	252	379	367	343	322	297	251

Année	-1	0	1	2	3	4	5
Taux d'investissement (Investissement / Total Actif) standardisé non ajusté (%)							
Firme introduite en bourse	5,44	6,82	5,11	4,77	3,76	3,50	2,80
Firme de contrôle	4,64	4,85	4,55	4,17	4,15	4,02	3,87
Médiane sectorielle	4,68	5,41	4,70	4,37	3,89	2,95	2,95
Taux d'investissement standardisé ajusté par la médiane sectorielle (%)							
	0,54 ^a	1,82 ^a	0,12 ^a	0,29 ^a	-0,06 ^a	-0,10 ^c	-0,17
	(4,27)	(8,65)	(4,22)	(4,44)	(-2,83)	(-1,67)	(0,67)
Taux d'investissement standardisé ajusté par celui de l'entreprise de contrôle (%)							
	0,87 ^b	1,37 ^a	1,97 ^a	1,01 ^a	-1,14 ^a	-0,29 ^a	-0,85 ^a
	(2,11)	(3,73)	(4,97)	(2,99)	(-2,57)	(-2,64)	(-2,88)
N	226	341	337	326	313	289	237

a, b et c indiquent des tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5 % et 10 %.

Ajustée par la médiane sectorielle, la variation s'élève à -2,87% trois ans post introduction et à -4,76% cinq ans après l'opération. De même, la marge économique et les flux de trésorerie liés à l'activité connaissent un recul significatif dans les trois ou cinq premières années de cotation, non imputable à un effet sectoriel ou taille. Le rythme des investissements se décélère, trois à cinq ans après l'opération. Au total, les résultats établissent une dégradation significative des performances opérationnelles post introduction, non assimilable à un effet sectoriel ou un effet taille.

3.2. Les résultats des performances boursières à long terme

3.2.1. Les résultats de l'approche événementielle

Les résultats des rentabilités anormales cumulées et achat-conservation, moyennes et médianes, à 12, 24, 36 et 60 mois post introduction, sont présentés dans le tableau 6. Ils concernent trois périodes : 1990-2003 (panel A), 1999-2000 (panel B), 1990-1998 et 2001-2003 (panel C).

Nous avons, à l'instar des travaux antérieurs, éliminé le poids des observations extrêmes dans le calcul des performances boursières à long terme. Pour ce faire, le premier percentile de la distribution des BHAR (respectivement des CAR) remplace les valeurs extrêmes négatives et le 99ème percentile les observations extrêmes positives.

Sur toute la période étudiée (panel A), nous observons des rentabilités anormales cumulées équipondérées négatives et significatives aux horizons de 24, 36 et 60 mois. Pondérées par la capitalisation boursière, les CAR sont également négatives et significatives à 24, à 36 et à 60

mois. La CAR équilibrée médiane est négative et significative à 36 et à 60 mois.

Tableau 5 – *Les variations des performances opérationnelles des entreprises introduites en bourse*

Année	[0 ; 3]	[0 ; 5]
Rentabilité économique (EBITDA_t / Total Actif_{t-1}) (%)		
Firme introduite en bourse	-3,97 ^a	-4,53 ^a
	(-4,58)	(-5,42)
Ajustée par la firme de contrôle	-2,85 ^a	-5,81 ^a
	(-2,90)	(-3,45)
Ajustée par la médiane sectorielle	-2,87 ^a	-4,76 ^a
	(-3,83)	(-3,98)
Marge économique (EBITDA_t / Chiffre d'affaires_{t-1}) (%)		
Firme introduite en bourse	-2,31 ^a	-3,38 ^a
	(-3,43)	(-3,78)
Ajustée par la firme de contrôle	-2,49 ^b	-2,29 ^b
	(-2,23)	(-2,15)
Ajustée par la médiane sectorielle	-2,23	-2,56
	(-2,76)	(-2,43)
(CFO_t / Total Actif_{t-1}) (%)		
Firme introduite en bourse	-3,74 ^b	-5,43 ^a
	(-2,07)	(-3,54)
Ajustée par la firme de contrôle	-2,23 ^a	-3,87 ^a
	(-2,71)	(-3,20)
Ajustée par la médiane sectorielle	-3,01 ^b	-4,73 ^a
	(-2,07)	(-3,76)
(CFO_t / Chiffre d'affaires_{t-1}) non ajustée (%)		
Firme introduite en bourse	-2,03 ^b	-2,80 ^a
	(-2,34)	(-2,75)
Ajustée par la firme de contrôle	-1,86 ^c	-1,96 ^b
	(-1,93)	(-2,03)
Ajustée par la médiane sectorielle	-2,37 ^b	-2,64 ^a
	(-2,12)	(-2,83)
Taux d'investissement (Investissements_t / Total actif_{t-1}) (%)		
Firme introduite en bourse	-2,21 ^a	-3,09 ^a
	(-6,96)	(-8,21)
Ajusté par la firme de contrôle	-1,76 ^a	-1,43 ^b
	(-4,81)	(-3,99)
Ajusté par la médiane sectorielle	-1,23 ^a	-1,51 ^a
	(-5,12)	(-5,31)

a, b et c indiquent des tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5 % et 10 %.

Les BHAR conduisent à une sous-performance plus prononcée que les CAR. La BHAR médiane est négative et significative à 24, 36 et 60 mois. Ainsi, la sous-performance à long terme des entreprises introduites en bourse ne serait pas due aux observations extrêmes.

Durant la bulle d'internet (panel B), les entreprises affichent des rentabilités anormales positives et significatives à un horizon de 12 mois. Le marché semble optimiste quant aux perspectives futures des sociétés un an après leur introduction en bourse. En revanche, la tendance semble s'inverser aux horizons de 36 et 60 mois. La baisse de la performance apparaît accentuée. La BHAR équipondérée à 24, 36 et 60 mois s'élève respectivement à -25,31% et à -60,48% avec un *t* de Student respectivement de -2,16 et de -3,66. Les rentabilités équipondérées s'élèvent respectivement à -22,24% et -61,71% aux horizons de 36 et 60 mois. Elles sont significatives aux seuils conventionnels. Les CAR confirment ces résultats mais dans une moindre mesure.

Les résultats valent-ils en dehors de la bulle internet (panel C) ? Les CAR diminuent significativement à 24, 36 et à 60 mois (36 et 60 mois), quand elles sont équipondérées (pondérées par la capitalisation boursière). Les BHAR déclinent significativement à 60 mois quels que soient la méthode de calcul, le mode de pondération et le test statistique utilisés.

En somme, les admissions à la cote des second et nouveau marchés voient leurs performances boursières significativement décliner sur le long terme. La sous-performance est d'autant plus marquée que les sociétés se sont introduites en bourse pendant la bulle. Nos résultats ne vont pas dans le même sens que les travaux antérieurs sur le marché français. Par exemple, Sentis (2001) relève des rentabilités anormales achat-conservation moyennes, calculées à partir de l'indice SBF 250 et du dixième jour de bourse, de 16,5% à 12 mois, de 15,8% à 24 mois et de 10,8% à 36 mois. Mais seules les rentabilités à 12 mois sont statistiquement différentes de 0. Degeorge et Derrien (2001) calculent les rentabilités d'un échantillon de 243 sociétés introduites sur le second marché et le nouveau marché entre janvier 1991 et juillet 1998. Sur la fenêtre [date d'introduction + 10 jours, date d'introduction +36 mois], ils n'obtiennent pas de rentabilités anormales. Nos résultats divergents semblent imputables à la période et au benchmark utilisés. En effet, les études antérieures ne recouvrent pas la période de la bulle internet, notamment les années 1999 et 2000. Les résultats sont également sensibles à la méthodologie : le déclin est moindre avec les CAR qu'avec les BHAR.

Tableau 6 – Les performances boursières à 12, 24, 36 et 60 mois des entreprises introduites en bourse

	Rentabilité anormale cumulée (CAR)				Rentabilité anormale achat-conservation (BHAR)			
	12 mois	24 mois	36 mois	60 mois	12 mois	24 mois	36 mois	60 mois
Panel A. La période 1990-2003								
<i>Equi-pondérée</i>								
Moyenne (%)	3,96	-13,04 ^c	-15,61 ^a	-18,61 ^b	21,28 ^a	3,07	-12,53 ^a	-48,54 ^a
<i>t</i> -stat	(0,84)	(-1,94)	(-2,70)	(-2,60)	(3,63)	(0,41)	(-2,77)	(-3,29)
<i>Pondérée</i>								
Moyenne (%)	6,16	-21,71 ^a	-12,42 ^b	-15,60 ^c	13,29 ^b	0,49	-12,96 ^c	-34,77 ^a
<i>t</i> -stat	(1,42)	(-3,33)	(-2,00)	(-1,94)	(2,43)	(0,07)	(-1,68)	(-4,24)
Médiane (%)	-3,99	-12,31	-17,73 ^a	-18,86 ^b	-11,95	-26,22 ^a	-21,94 ^a	-36,70 ^a
Z _w	(-0,2)	(-0,94)	(-2,58)	(-2,01)	(0,05)	(-2,69)	(-4,79)	(-5,18)
N	359	346	333	273	359	346	333	273
Panel B. La période de la bulle : 1999-2000								
<i>Equi-pondérée</i>								
Moyenne (%)	24,6 ^b	-2,14	-25,22 ^b	-36,56 ^a	50,40 ^a	3,17	-25,31 ^b	-60,48 ^a
<i>t</i> -stat	(2,53)	(-0,17)	(-2,40)	(-2,85)	(4,05)	(0,27)	(-2,16)	(-3,66)
<i>Pondérée</i>								
Moyenne (%)	12,07	-40,99 ^a	-18,15 ^b	-31,91 ^b	28,49 ^b	-10,40	-22,24 ^b	-61,71 ^a
<i>t</i> -stat	(1,31)	(-3,31)	(-2,05)	(-2,23)	(2,56)	(-1,13)	(-2,15)	(-4,28)
Médiane (%)	15,6 ^b	-7,82	-33,94 ^b	-23,72 ^a	14,69 ^b	-26,17 ^c	-38,45 ^a	-52,22 ^a
Z _w	(2,21)	(-0,16)	(-2,45)	(-2,81)	(2,18)	(-1,74)	(-3,90)	(-3,86)
N	114	111	104	86	114	111	104	86
Panel C. Les périodes 1990-1998 et 2001-2003								
<i>Equi-pondérée</i>								
Moyenne (%)	-7,06	-19,08 ^b	-18,40 ^b	-23,83 ^b	8,51	6,51	-19,14	-57,44 ^a
<i>t</i> stat	(-1,47)	(-2,43)	(-2,14)	(-2,02)	(1,38)	(0,63)	(-1,56)	(-3,93)
<i>Pondérée</i>								
Moyenne (%)	1,70	-6,43	-15,24 ^b	-22,18 ^b	10,72 ^b	13,56	-11,45	-31,70 ^b
<i>t</i> -stat	(0,42)	(-0,92)	(-2,10)	(-2,13)	(2,00)	(1,38)	(-0,12)	(-2,16)
Médiane (%)	-11,95 ^b	-19,21 ^b	-23,93 ^a	-22,32 ^b	-21,91 ^b	-23,06	-28,31 ^a	-47,37 ^a
Z _w	(-2,11)	(-2,33)	(-2,80)	(-2,32)	(-2,12)	(-1,57)	(-2,71)	(-3,68)
N	245	235	229	187	245	235	229	187

a, b et c indiquent des tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5 % et 10 %.

L'existence de grappes d'introductions (« *clustering* ») est toutefois susceptible de biaiser les résultats de l'approche en temps événementiel. En effet, les entreprises ne décident pas de s'introduire en bourse indépendamment du comportement de leurs concurrents ou des conditions du marché. Certaines périodes connaissent ainsi un nombre élevé d'introductions d'entreprises similaires, en termes de taille, de secteur ou autre. Dans le calcul des rentabilités, le nombre d'observations indépendantes est alors surestimé et la significativité des résultats devient contestable (Mitchell et Stafford, 2000). Pour pallier le risque de corrélation des rentabilités, Fama (1998) recommande d'utiliser l'approche en temps calendaire.

3.2.2. Les résultats de l'approche calendaire

Le tableau 7 estime, pour différentes périodes, les paramètres du modèle de Fama et French (1993) sur le portefeuille équilibré des entreprises introduites en bourse, aux horizons de 36 mois et de 60 mois. La constante résulte de la régression en série temporelle du portefeuille des entreprises introduites en bourse par les facteurs de Fama et French (1993). Elle mesure la performance ajustée du risque.

Le panel A présente les paramètres du modèle pour le portefeuille équilibré à l'horizon de 36 mois. La première période étudiée concerne toutes les sociétés introduites en bourse de 1990 à 2003. L'ordonnée à l'origine est négative et significativement différente de zéro. La rentabilité anormale moyenne mensuelle s'élève à -0,83%, soit une rentabilité anormale ajustée du risque à 36 mois de -25,92% (soit : $(1 - 0,83\%)^{36} - 1$). La deuxième période correspond aux années 1999 et 2000. Les introductions en bourse réalisées pendant la bulle internet accusent une sous-performance significative à long terme. L'ordonnée à l'origine s'élève à -2,71%, soit une rentabilité anormale ajustée du risque à 36 mois de -62,80% (soit : $(1 - 2,71\%)^{36} - 1$). La troisième période comprend les sociétés introduites en bourse entre 1990 et 1998. La constante est négative mais non statistiquement significative. Les entreprises introduites en bourse pendant cette période n'affichent donc pas de performances anormales significativement négatives à 36 mois. Nos résultats rejoignent ceux des études antérieures menées sur le marché français. Enfin, la dernière période regroupe les admissions à la cote post bulle (de 2001 à 2003). Elle fait apparaître une rentabilité

anormale composée ajustée du risque sur un horizon de 36 mois de -8,94% (soit : $(1 - 0,26\%)^{36} - 1$), significative au seuil de 1%.

Tableau 7 – *L'estimation du modèle de Fama et French (1993) pour les entreprises introduites en bourse*

	α	β	s	h	R ² ajust. (%)	F	P- Value
Panel A: horizon de 36 mois							
Avr 1990– Déc 2006	-0,83 ^b	1,02 ^a	0,45 ^a	-0,4 ^a	65,78	120,82	0,000
	(-2,21)	-17,98	-5,91	(-6,81)			
Mar 1999– Déc 2003	-2,71 ^a	1,34 ^a	0,56 ^a	-0,55 ^a	70,9	47,29	0,000
	(-3,24)	-8,17	-2,96	(-4,50)			
Mar 1990– Déc 2001	-0,18	1,01 ^a	0,45 ^a	-0,35 ^a	63,86	82,86	0,000
	(-0,38)	-14,5	-4,83	(-4,93)			
Fév 2001– Déc 2006	-0,26 ^a	1,23 ^a	0,76 ^a	-0,55 ^a	57,77	27,44	0,000
	(-3,23)	-8,67	-3,92	(-4,14)			
Panel A: horizon de 60 mois							
Avr 1990– Déc 2006	-0,28 ^b	1,02 ^a	0,5 ^a	-0,39 ^a	72,22	163,05	0,000
	(-2,13)	-21,11	-7,7	(-7,71)			
Mar 1999– Déc 2006	-1,99 ^a	1,43 ^a	0,6 ^a	-0,52 ^a	72,08	70,71	0,000
	(-3,14)	-12,83	-4,77	(-6,04)			
Mar 1990– Déc 2003	-0,89 ^b	1,04 ^a	0,52 ^a	-0,2 ^a	67,88	105,95	0,000
	(-2,35)	-16,96	-6,52	(-3,33)			
Fév 200– Déc 2006	-0,24 ^a	1,2 ^a	0,5 ^a	-0,55 ^a	68,15	37,32	0,000
	(-3,59)	-10,1	-5,25	(-4,92)			

a, b et c indiquent des tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5 % et 10 %.

Le panel B estime le modèle de Fama et French (1993) sur le portefeuille équipondéré des entreprises introduites en bourse à l'horizon de

60 mois¹². Exceptés pour les sociétés introduites en bourse avant la bulle, les résultats confirment globalement ceux obtenus à 36 mois.

3.3. Le lien entre les performances opérationnelles et les rentabilités à long terme

Cette section analyse la relation entre les performances opérationnelles et les performances boursières à long terme des entreprises introduites en bourse. Pour ce faire, l'échantillon a été scindé en deux sous-échantillons selon que les performances opérationnelles s'améliorent ou non entre les années 0 et 3 et entre les années 0 et 5. Nous calculons les performances boursières à partir du quatrième mois suivant la clôture de l'exercice. À ce moment, les investisseurs peuvent raisonnablement être supposés informés des résultats réalisés. Le régulateur enjoint en effet les sociétés françaises cotées sur un marché réglementé, de publier des comptes annuels provisoires dans les 4 mois de la clôture de l'exercice¹³.

Le tableau 8 rapporte les résultats. Il fait apparaître une sous-performance significative des entreprises introduites en bourse ayant connu une baisse des performances opérationnelles sur les deux fenêtres [0 ; 3] et [0 ; 5]. Considérons tout d'abord le sous-échantillon dont la rentabilité économique diminue sur la fenêtre [0 ; 3]. La BHAR (respectivement CAR) moyenne vaut -20,45% (-52,86%) avec un t de Student de -2,13 (-3,27). L'ordonnée à l'origine (α) s'élève à -0,58% avec un t de Student -2,45, soit une rentabilité anormale composée ajustée du risque sur un horizon de 36 mois de -18,89% (soit : $1 - 0,58\%$)³⁶ - 1). Sur la fenêtre [0 ; 5], la BHAR (respectivement CAR) moyenne est de -59,45% (-48,02%) avec un t de Student de -4,62 (-2,34). L'ordonnée à l'origine (α) vaut -0,79% avec un t de Student égal à -1,97, soit une rentabilité anormale composée ajustée du risque sur un horizon de 60 mois de $(1 - 0,79\%)^{60} - 1 = -24,83\%$.

Pour le sous-échantillon dont la rentabilité économique augmente, la sous-performance paraît moins significative. Les résultats tiennent lorsque $CFO_t / \text{Total actif}_{t-1}$ mesure la performance opérationnelle. Ainsi, le déclin des performances opérationnelles s'accompagne de rentabilités

¹² Les cours mensuels sont extraits de la base de données Datastream jusque fin décembre 2006. De ce fait, nous ne disposons pas d'un historique de 60 mois pour les introductions en bourse réalisées après décembre 2001.

anormales négatives à 36 et à 60 mois. Autrement dit, elle ne semble pas anticipée par les investisseurs. Le marché paraît réviser ses anticipations à la baisse au fur et à mesure que les entreprises introduites en bourse publient post introduction des résultats décevants. Ces résultats confortent les prédictions du modèle comportemental de Barberis et *al.* (1998) : les investisseurs tendraient à extrapoler les bonnes performances passées ; ils escompteraient une évolution future des résultats identique au passé.

Tableau 8 – *Le lien entre les performances opérationnelles et boursières à long terme*

		CAR		BHAR		α	
		36 mois	60 mois	36 mois	60 mois	36 mois	60 mois
Δ EBITDA <0	Moyenne	-52,86 ^a	-48,02 ^b	-20,45 ^b	-59,45 ^a	-0,58 ^b	-0,79 ^b
	t-stat	(-3,27)	(-2,34)	(-2,13)	(-4,62)	(-2,45)	(-1,97)
	Médiane	-31,56 ^a	-74,35 ^a	-44,66 ^b	-58,55 ^a		
	Z _w	(-3,53)	(-3,29)	(-2,39)	(-2,82)		
Δ EBITDA >0	Moyenne	-1,24	8,57	-6,76	5,18	-0,02	0,01
	t-stat	(-0,27)	(1,08)	(-0,95)	(0,34)	(0,34)	(0,15)
	Médiane	-2,49	7,38	-1,80	5,09		
	Z _w	(-0,94)	(0,76)	(-0,36)	(0,89)		
Δ CFO <0	Moyenne	-30,47 ^a	38,65 ^b	-45,08 ^a	-60,10 ^a	-0,87 ^b	-0,72 ^b
	t-stat	(-3,88)	2,49	(-6,38)	(-5,46)	(-2,76)	(-2,25)
	Médiane	-34,87 ^a	-21,31 ^b	-49,34 ^a	63,92 ^a		
	Z _w	(-3,71)	(-2,26)	(-6,85)	4,24		
Δ CFO >0	Moyenne	-3,47	8,65	-5,08	-3,10	-0,01	-0,03
	t-stat	(-0,88)	(1,49)	(-1,38)	(-1,46)	(-0,56)	(-0,85)
	Médiane	-4,87	11,31	-9,34 ^c	-2,92		
	Z _w	(-0,71)	(1,26)	(-1,85)	(-0,24)		

¹³ Voir le bulletin COB n° 339 d'octobre 1999. Nous remercions l'un des rapporteurs pour cette remarque.

3.4. L'analyse multivariée des performances boursières à long terme

3.4.1. Le modèle explicatif testé

Pour mieux appréhender les relations entre les performances économiques et boursières à long terme des sociétés introduites en bourse, le modèle explicatif suivant est testé :

$$\text{CAR}_{i\tau}, \text{BHAR}_{i\tau} \text{ ou } \alpha_{i\tau} = \varphi_0 + \varphi_1 \Delta\text{EBITDA_NEG (ou } \Delta\text{CFO_NEG)} + \varphi_2 \text{RIAi} + \varphi_3 \text{DLTi} + \varphi_4 \text{IMMi} + \varphi_5 \text{TAILLEi} + \varphi_6 \text{BTMi} + \varphi_7 \text{AGEi} + \varphi_8 \text{BULLEi} + \varphi_9 \text{MARCHEi} + \varphi_{10} \text{COND_MARCHEi} + \varepsilon_i$$

où les rentabilités anormales cumulées ($\text{CAR}_{i\tau}$), ou les rentabilités anormales achat-conservation ($\text{BHAR}_{i\tau}$), ou $\alpha_{i\tau}$ constituent les variables dépendantes. Nous calculons les performances boursières ($\text{CAR}_{i\tau}$, $\text{BHAR}_{i\tau}$ et $\alpha_{i\tau}$) à partir du quatrième mois qui suit la date de clôture de l'exercice de l'introduction en bourse. Les caractéristiques de l'émetteur et de l'opération ressortent dans la littérature comme déterminants des performances boursières à long terme. Par ailleurs, le modèle comportemental du *timing* prédit un impact des performances économiques sur les rentabilités boursières à long terme. Les variables explicatives du modèle sont donc les suivantes :

$\Delta\text{EBITDA_NEG}$: variable dichotomique égale à 1 si la rentabilité économique diminue les trois premières (respectivement les cinq premières) années de cotation, les performances boursières étant calculées à 36 mois (respectivement à 60 mois). La distribution asymétrique (*skewness*) des ratios comptables explique le choix d'une variable binaire pour mesurer la baisse des performances économiques post introduction. Le modèle comportemental du *timing* prédit une prise en compte boursière tardive des mauvais résultats économiques. La variable $\Delta\text{EBITDA_NEG}$ devrait donc être reliée négativement aux performances boursières à long terme. Autrement dit, le coefficient φ_1 est escompté négatif. Afin de contrôler la robustesse de nos résultats, nous retenons également $\Delta\text{CFO_NEG}$ qui prend la valeur 1 si les flux de trésorerie liés à l'activité rapportés à l'actif total diminuent les trois premières années (respectivement les cinq premières) années de cotation, les performances boursières étant calculées à 36 mois (respectivement à 60 mois).

Les variables de contrôle retenues dans l'analyse sont les suivantes :

RIA : les rentabilités initiales anormales, ainsi calculées : [(premier cours coté / prix d'offre définitif) - (cours de clôture de l'indice SBF 250 le jour de l'introduction / cours de clôture de l'indice SBF 250 le jour précédant l'introduction)]. Plus les rentabilités initiales seraient positives, plus la société introduite tendrait à être surévaluée. Les investisseurs corrigerait ultérieurement leur excès d'optimisme (Ljungqvist et al., 2008 ; Cornelli et al., 2006). Nous nous attendons donc à un coefficient ϕ_2 négatif.

DLT : la valeur comptable des dettes à long terme l'année de l'introduction en bourse rapportée à l'actif total l'année précédente. La dette oblige à des décaissements de trésorerie. Elle inciterait donc le dirigeant à choisir les projets d'investissement les plus rentables pour un niveau de risque donné. Elle garantirait donc une création de valeur à long terme, toutes choses égales par ailleurs. Le coefficient ϕ_3 serait positif.

IMM : la valeur comptable des immobilisations corporelles l'année de l'introduction en bourse rapportée à l'actif total de l'année précédente. Plus l'entreprise présenterait des garanties corporelles, moins ses résultats seraient volatils (Marsh, 1982 ; Titman et Wessels, 1988). La variable IMM limiterait donc les erreurs d'anticipation. Elle serait reliée positivement aux rentabilités boursières à long terme. Le coefficient ϕ_4 devrait être positif.

TAILLE : le logarithme népérien de la capitalisation boursière à la fin du mois de l'introduction en bourse. Il mesure la taille de l'entreprise. Les entreprises de grande taille seraient plus aisées à évaluer car leur environnement informationnel serait plus riche. La taille serait donc associée à un moindre risque de sélection adverse et, partant, à de meilleures performances boursières à long terme. Le coefficient ϕ_5 devrait être positif.

BTM : rapport entre la valeur comptable des capitaux propres l'année précédant l'introduction en bourse et la valeur boursière des capitaux propres à la fin du mois de l'introduction en bourse. Le *Book-To-Market* mesure le potentiel de croissance de l'entreprise, tel que perçu par le marché. Selon Brav et Gompers (1997), la sous-performance à long terme concernerait surtout les sociétés de croissance, avec un faible *book-to-market*. En conséquence, un coefficient ϕ_6 positif est attendu.

AGE : le logarithme népérien de l'âge du candidat à l'introduction. Il sert classiquement à approcher le risque (Ritter, 1991 ; Jegadeesh et

al., 1993 ; Degeorge et Derrien, 2001). Le risque de faillite est en effet supposé diminuer avec l'âge de l'entreprise. Le coefficient ϕ_7 devrait donc être positif.

BULLE : variable dichotomique égale à 1 si la société s'est introduite en bourse en 1999 ou en 2000, et à 0 sinon. Les investisseurs auraient surévalué les entreprises introduites en bourse pendant la bulle (Ljungqvist et *al.*, 2008 ; Cornelli et *al.*, 2006). Ils n'auraient révisé que tardivement leurs anticipations (Ofek et Richardson, 2003). La variable BULLE devrait donc être reliée négativement aux performances boursières à long terme ($\phi_8 < 0$).

MARCHE : variable binaire égale à 1 si la société s'est introduite sur le Second Marché et à 0 pour une admission à la cote du Nouveau Marché. Les admissions à la cote du Second Marché sont en moyenne plus matures et mieux connues des investisseurs que les impétrants sur le Nouveau Marché. Plus faciles à évaluer, le risque de sélection adverse serait plus faible. La variable MARCHE devrait être associée positivement aux rentabilités boursières à long terme. Le coefficient ϕ_9 est escompté positif.

COND_MARCHE : les rentabilités achat-conservation de l'indice SBF250 sur les 12 mois précédant l'introduction en bourse. Elles mesurent les conditions de marché. S'introduire en bourse en période euphorique (*hot market*) accroît le risque de sélection adverse et de correction boursière ultérieure (Loughran et Ritter, 1995). La variable COND_MARCHE est supposée reliée négativement aux rentabilités boursières à long terme. Le coefficient ϕ_{10} devrait donc être négatif.

3.4.2. Les résultats des régressions multivariées

La méthode des moindres carrés ordinaire permet d'estimer les paramètres du modèle explicatif des performances boursières à long terme. Le tableau 9 rapporte les résultats des régressions multivariées. Conformément à nos hypothèses, la dégradation des performances opérationnelles post introduction explique la sous-performance boursière à long terme. Le coefficient ϕ_1 est négatif et significatif, quel que soit l'indicateur de performance retenu (Δ EBITDA dans le panel A, ou Δ CFO dans le panel B). La variable RIA apparaît reliée négativement et significativement au seuil de 1% aux rentabilités boursières à long terme. Autrement dit, plus les rentabilités initiales sont élevées, plus les rentabilités à long terme déclinent. Ofek et Richardson (2003) obtiennent un résultat similaire sur le marché américain. La sous-performance

à long terme semble corriger la surévaluation initiale des titres introduits en bourse. L'endettement ne semble pas avoir un impact positif sur les rentabilités boursières à long terme. La part des immobilisations corporelles dans l'actif est liée négativement et significativement aux rentabilités boursières à long terme à l'horizon de 36 mois. Nous escomptions un coefficient positif. En revanche, sur un horizon de 60 mois, le coefficient associé à la variable IMM n'est pas significativement différent de zéro. Le coefficient de la variable TAILLE n'apparaît pas significatif aux seuils conventionnels. Il en va de même pour la variable BTM. Nos résultats ne semblent pas corroborer ceux obtenus par les études américaines (Brav et Gompers, 1997) qui mettent en évidence une sous-performance importante pour les entreprises de croissance et de petite taille.

Tableau 9 – *Les régressions en coupe instantanée des rentabilités anormales à long terme*

Panel A	CAR		BHAR		α	
	36 mois	60 mois	36 mois	60 mois	36 mois	60 mois
Δ EBITDA	-0,56 ^a	-0,44 ^b	-0,65 ^a	-0,50 ^c	-0,03 ^b	-0,02 ^c
_NEG	(-3,43)	(-1,98)	(-3,61)	(-1,84)	(-1,97)	(-1,85)
RIA	-0,69 ^a	-0,58 ^a	-0,76 ^a	-0,68 ^a	-0,02 ^c	-0,02 ^c
	(-4,61)	(-3,25)	(-4,56)	(-3,07)	(-1,69)	(-1,78)
DLT	-0,01	0,35	-0,15	0,06	0,03	0,01
	(-0,06)	(0,80)	(-0,48)	(0,12)	(1,14)	(0,79)
IMM	-0,24 ^c	-0,45	-0,16	-0,22	-0,03 ^c	-0,01
	(-1,72)	(-1,42)	(-1,05)	(-0,56)	(-1,95)	(-1,45)
TAILLE	-0,01	0,02	-0,02	-0,06	0,01	0,004
	(-0,02)	(0,34)	(-0,35)	(-0,56)	(1,34)	(0,83)
BTM	-0,25	-0,29	-0,42	-0,16	-0,04	-0,02
	(-0,70)	(-0,66)	(-1,06)	(-0,29)	(-1,07)	(-0,75)
AGE	-0,08	0,07	0,02	0,19	-0,007	-0,007
	(-0,68)	(0,50)	(0,14)	(1,05)	(-0,55)	(-0,86)
BULLE	-0,70 ^a	-0,87 ^a	-0,46 ^a	-0,49 ^c	-0,03 ^b	-0,02 ^b
	(-4,48)	(-4,26)	(-2,61)	(-1,93)	(-2,11)	(-2,22)
MARCHE	-0,04	-0,38 ^c	0,17	0,18	-0,01	0,01
	(-0,29)	(-1,85)	(0,92)	(0,72)	(-0,90)	(1,59)
COND_M	-0,73 ^a	-0,72 ^b	-0,55 ^c	-0,93 ^b	-0,10 ^a	-0,05 ^a
ARCHE	(-2,60)	(-2,02)	(-1,76)	(-2,11)	(-3,48)	(-2,96)
Constante	0,83	0,20	0,70	0,09	-0,04	0,003
	(1,07)	(0,22)	(0,14)	(0,08)	(-0,55)	(0,07)

R2 ajusté	0,20	0,16	0,17	0,12	0,11	0,10
F	8,96	4,92	7,29	3,62	3,20	3,08
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
N	297	212	297	212	297	212

a, b et c indiquent des tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5 % et 10 %.

Panel B	CAR		BHAR		α	
	36 mois	60 mois	36 mois	60 mois	36 mois	60 mois
Δ CFO	-0,56 ^a	-0,64 ^a	-0,65 ^a	-0,51 ^b	-0,04 ^c	-0,06 ^b
_NEG	(-3,43)	(-3,22)	(-3,61)	(-2,06)	(-1,95)	(-2,05)
RIA	-0,72 ^a	-0,54 ^b	-0,81 ^a	-0,65 ^a	-0,02 ^c	-0,03 ^c
	(-4,82)	(-3,03)	(-4,82)	(-2,92)	(-1,67)	(-1,88)
DLT	-0,03	0,28	-0,18	0,005	0,03	0,01
	(-0,13)	(0,66)	(-0,58)	(0,01)	(1,15)	(0,80)
IMM	-0,26 ^c	-0,42	-0,19	-0,20	-0,03 ^c	-0,01
	(-1,82)	(-1,36)	(-1,19)	(-0,52)	(-1,94)	(-1,45)
TAILLE	-0,02	0,007	-0,01	-0,07	0,01	0,004
	(-0,17)	(0,09)	(-0,17)	(-0,71)	(1,33)	(0,81)
BTM	-0,19	-0,41	-0,36	-0,24	-0,04	-0,01
	(-0,53)	(-0,94)	(-0,90)	(-0,45)	(-1,10)	(-0,75)
AGE	-0,02	0,07	0,09	0,19	-0,008	-0,007
	(-0,17)	(0,50)	(0,69)	(1,07)	(-0,62)	(-0,86)
BULLE	-0,75 ^a	-0,82 ^a	-0,54 ^a	-0,48 ^c	-0,03 ^b	-0,02 ^b
	(-4,65)	(-4,05)	(-3,00)	(-1,89)	(-2,13)	(-2,27)
MARCHE	-0,07	-0,32	0,13	0,22	-0,01	0,01
	(-0,46)	(-1,59)	(0,73)	(0,87)	(-0,88)	(1,57)
COND_M	-0,90 ^a	-0,70 ^b	-0,78 ^b	-0,98 ^b	-0,10 ^a	-0,05 ^a
ARCHE	(-3,26)	(-2,03)	(-2,51)	(-2,28)	(-3,50)	(-2,97)
Constante	0,38	0,55	0,08	0,22	-0,04	0,006
	(0,50)	(0,59)	(0,10)	(0,19)	(-0,50)	(0,12)
R2 ajusté	0,18	0,15	0,14	0,09	0,08	0,09
F	7,95	5,68	5,96	3,72	3,19	3,08
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
N	297	212	297	212	297	212

a, b et c indiquent des tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5 % et 10 %.

L'âge de l'entreprise introduite en bourse ne semble pas déterminer les performances boursières à long terme. Sur le marché américain, Ritter (1991) met en évidence une relation monotone entre l'âge de l'entreprise et sa performance post-introduction. Ceci s'explique vrai-

semblablement par le fait que les entreprises françaises candidates à l'introduction en bourse sont plus matures. En effet, sur notre échantillon, les sociétés ont en moyenne (en médiane) 34 ans (24 ans) lors de leur mise sur le marché, alors que sur l'échantillon de Ritter (1991) l'âge moyen (médian) est d'environ 12 ans (6 ans). En revanche, conformément à nos conjectures, les sociétés introduites en bourse durant la bulle internet accusent une correction boursière à 3 ans ou à 5 ans. Les régressions confortent les résultats des tests univariés. La variable MARCHE ne ressort pas significativement excepté pour l'horizon de 60 mois et lorsqu'on retient les CAR comme mesure de performance. Ainsi, au vu des CAR, la baisse des performances boursières semble concerner davantage les entreprises introduites sur le second marché. Les conditions du marché au moment de l'introduction influencent par contre significativement les rentabilités boursières à long terme. Les titres émis pendant des conditions favorables du marché enregistrent des performances défavorables sur le long terme. Ce résultat valide l'hypothèse d'une gestion stratégique de la date d'introduction : les dirigeants attendraient un marché favorable (une « fenêtre d'opportunité ») pour entrer en bourse.

Conclusion

Cette étude analyse les performances opérationnelles et boursières à cinq ans des sociétés introduites en bourse en France entre 1990 et 2003, sur le Second Marché et sur le Nouveau Marché. Les performances sont mesurées à partir de plusieurs méthodologies. Les résultats sont les suivants. Un an avant l'entrée en bourse, les sociétés apparaissent plus rentables économiquement que les autres entreprises de leur secteur d'activité ou que des entreprises cotées comparables en termes de taille et d'appartenance sectorielle. Les ratios de rentabilité, de marge, de flux de trésorerie liés à l'activité et d'investissement se dégradent ensuite significativement les cinq années post introduction. Ce déclin demeure, après contrôle d'un possible effet sectoriel ou taille. Il confirme celui observé par ailleurs sur le marché américain (Jain et Kini, 1994 ; Mikkelson et *al.*, 1997). Il s'accompagne d'un déclin des performances boursières à partir du 36 mois de cotation. À douze mois, les rentabilités anormales achat-conservation relevées sont en effet positives, de 21,28% en moyenne. Mais au-delà, elles deviennent négatives : -12,53% à 36 mois et à -48,54% à 60 mois (en moyenne). Pondérées par la capitalisation boursière, les rentabilités anormales achat-

conservation moyennes s'élèvent à -12,96% à 36 et à -34,77% à 60 mois. Sur le sous-échantillon des sociétés introduites en bourse en 1999 ou en 2000, les pourcentages deviennent respectivement -25,31% et -60,48%. Le déclin semble plus prononcé pour les entreprises admises à la cote durant la bulle internet. Les rentabilités anormales cumulées conduisent, dans une moindre mesure, à des conclusions similaires ; l'estimation du modèle de Fama et French (1993) également. Ces résultats ne sont pas conformes aux observations antérieures sur le marché français. Sentis (2001) ou Degeorge et Derrien (2001) ne mettent pas en évidence de rentabilités anormales achat-conservation significatives au-delà de 12 mois.

Des facteurs méthodologiques pourraient expliquer la différence de résultats. D'une part, contrairement aux auteurs précédents, notre étude couvre la période de la bulle internet. D'autre part, nous apparions chaque société introduite en bourse à une entreprise comparable en termes de taille et d'appartenance sectorielle. Enfin, nous relient, pour la première fois à notre connaissance sur le marché français, les performances économiques et boursières à long terme des sociétés introduites en bourse. La baisse des performances économiques dans les 3 ans (respectivement 5 ans) post introduction apparaît déterminer significativement la sous-performance boursière à 36 mois (respectivement à 60 mois). Ces résultats semblent confirmer l'hypothèse comportementale du *timing*. Les sociétés attendraient un contexte boursier favorable pour s'introduire en bourse. Elles annonceraient alors *ex ante* une croissance conforme aux attentes des investisseurs, mais difficilement réalisable *ex post*. Un an après l'introduction, les indicateurs économiques commencent à se dégrader. L'ajustement des cours serait décalé et progressif. Les investisseurs ne réaliseraient leur excès d'optimisme qu'au bout de 36 mois. Ils réviseraient leurs anticipations à la baisse au fur et à mesure de la confirmation de résultats économiques décevants.

Bibliographie

- Agarwal S., Liu C. et Rhee S.G (2008), « Investor Demand for IPOs and Aftermarket Performance: Evidence from the Hong Kong Stock Market », *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 18, n° 2, p. 176-190;
- Aharony J., Lin C.-J., et Loeb M.P. (1993), « Initial Public Offerings, Accounting Choices and Earnings Management », *Contemporary Accounting Research*, vol. 10, n° 1, p. 61-83.
- Barber B.M. et Lyon J.D. (1996), « Detecting Abnormal Operating Performance: the Empirical Power and Specification of Test Statistics », *Journal of Financial Economics*, vol. 41, n° 3, p. 359-399.
- Barber B.M. et Lyon J.D. (1997), « Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: the Empirical Power and Specification of Test Statistics », *Journal of Financial Economics*, vol. 43, n° 3, p. 341-372.
- Barberis N., Shleifer A. et Vishny R. (1998), « A Model of Investor Sentiment », *Journal of Financial Economics*, vol. 49, n° 3, p. 307-343.
- Bhabra H. et Pettway R. (2003), « IPO Prospectus Information and Subsequent Performance », *Financial Review*, vol. 38, n° 3, p. 369-397.
- Boutron E., Gajewski J.-F., Gresse C. et Labégorre F. (2007), « Are IPOs Still a Puzzle? A Survey of the Theory and the Empirical Evidence from Europe », *Finance*, vol. 28, n° 2, p. 5-41.
- Brav A. et Gompers P.A. (1997), « Myth or Reality? The Long-run Underperformance of Initial Public Offerings. Evidence from Venture and non-Venture Capital-backed Companies », *Journal of Finance*, vol. 52, n° 5, p. 1791-1821.
- Brav A., Geczy C. et Gompers P.A. (2000), « Is the Abnormal Return Following Equity Issuances Anomalous? », *Journal of Financial Economics*, vol. 56, n° 2, p. 209-249.
- Cai J. et Wei J. (1997), « The Investment and Operating Performance of Japanese Initial Public Offerings », *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 5, n° 4, p. 389-417.
- Chahine S. (2004), « Long-Run Abnormal Return after IPOs and Optimistic Analysts' Forecasts », *International Review of Financial Analysis*, vol. 13, n°1, p. 83-103.
- Chahine S. et Filatotchev I. (2008), « The Effects of Venture Capitalist Affiliation to Underwriters on Short- and Long-Term Performance in French IPOs », *Global Financial Journal*, vol. 18, n° 3, p. 351-372.
- Cornelli F., Goldreich D. et Ljungqvist A. (2006), « Investor Sentiment and Pre-IPO Markets », *Journal of Finance*, 61, n° 3, p. 1187-1216.

- Daniel K., Hirshleifer D. et Subrahmanyam A. (1998), « Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions », *Journal of Finance*, vol. 53, n° 6, p. 1839-1885.
- Degeorge F. et Derrien F. (2001), « Les déterminants de la performance à long terme des introductions en bourse : le cas français », *Banque & Marchés*, n° 55, p. 8-18.
- Desbrières P. et Schatt A. (2002), « The Impacts of LBOs on Performance of Acquired Firms: the French Case », *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 29, n° 5-6, p. 695-729.
- Fama E.F. et French K. (1992), « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, vol. 47, n° 2, p. 427-465.
- Fama E.F. et French K. (1993), « Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, vol. 43, n° 1, p. 3-56.
- Fama E.F. (1998), « Market Efficiency, Long-term Returns, and Behavioral Finance », *Journal of Financial Economics*, vol. 49, n° 3, p. 283-306.
- Faugeron-Crouzet A.M et Ginglinger E. (2001), « Introduction en bourse, signal et émissions d'actions nouvelles sur le second marché français », *Finance*, vol. 22, n° 2, p. 51-74.
- Gompers P.A. et Lerner J. (2003), « The Really Long-Run Performance of Initial Public Offerings: The Pre-Nasdaq Evidence », *Journal of Finance*, vol. 58, n° 4, p. 1355-1392.
- Jaffe J. (1974), « Special Information and Insider Trading », *Journal of Business*, vol. 47, n° 3, p. 410-428.
- Jain B.H. et Kini O. (1994), « The Post-Issue Operating Performance of IPO Firms », *Journal of Finance*, vol. 49, n° 5, p. 1699-1726.
- Jegadeesh N.M., Weinstein M. et Welch I. (1993), « Initial Public Offerings and Subsequently Equity Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 34, n° 2, p. 153-175.
- Kahneman D. et Tversky A. (1974), « Judgment Under Uncertainty; Heuristics and Biases », *Science*, vol. 185, American Association for the Advancement of Science, p. 1124- 1131. Reprinted in D. Kahneman, P. Slovic, and A. Tversky (Eds.), *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases*, Cambridge University Press, p. 3-20.
- Kahneman D. et Lovallo D. (1993), « Timid Choices and Bold Forecasts: A Cognitive Perspective on Risk Taking », *Management Science*, vol. 39, n° 1, p. 17-31.
- Kao J., Wu D. et Yang Z. (2008), « Regulations, Earnings Management, and Post-IPO Performance: The Chinese Evidence », *Journal of Banking & Finance*, vol. 33, n° 1, p. 63-76.

- Keloharju M. (1993), « The Winner's Curse, Legal Liability, and the Long-Run Price Performance of Initial Public Offerings in Finland », *Journal of Financial Economics*, vol. 34, n° 2, p. 251-277.
- Kim K., Kitsabunnarat P. et Nofsinger J. (2002), « Ownership Control and Operating Performance in an Emerging Market: Evidence from Thai IPO Firms », *Journal of Corporate Finance*, vol. 156, n° 3, p. 1-27.
- Krigman L., Shaw W.H. et Womack K.L. (1999), « The Persistence of IPO Mispricing and the Predictive Power of Flipping », *Journal of Finance*, vol. 54, n° 3, p. 1015-1044.
- Kutsuna K., Okamura H. et Cowling M. (2002), « Ownership Structure Pre- and Post-IPOs and the Operating Performance of JASDAQ Companies », *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 10, n° 2, p. 163-181.
- Leleux B.F. et Muzyka D.F. (1997), « European IPO Markets: The Post-Issue Performance Imperative », *Entrepreneurship Theory and Practice*, vol. 21, n° 4, p. 111-118.
- Levis M. (1993) « The Long-Run Performance of Initial Public Offerings: the UK Experience 1980-1988 », *Financial Management*, vol. 22, n° 1, p. 28-41.
- Ljungqvist A.P. (1997), « Pricing Initial Public Offerings: Further Evidence from Germany », *European Economic Review*, vol. 41 n° 7, p. 1309-1320.
- Ljungqvist A., Nanda V. et Singh R. (2008), « Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing », *Journal of Business*, vol. 79, n° 4, p. 1667-1702.
- Loughran T. (1993), « NYSE vs. NASDAQ: Market Microstructure or the Poor Performance of Initial Public Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 33, n° 2, p. 241-260.
- Loughran T. et Ritter J. (2000), « Uniformly Least Powerful Tests of Market Efficiency », *Journal of Financial Economics*, vol. 55, n° 3, p. 361-389.
- Lyon J.D., Barber B.M. et Tsai C-L. (1999), « Improved Methods for Tests of Long-run Abnormal Stock Returns », *Journal of Finance*, vol. 54, n° 1, p. 165-201
- Mandelker G. (1974), « Risk and Return: the Case of Merging Firms », *Journal of Financial Economics*, vol. 1, n° 4, p. 303-336.
- Marsh P. (1982), « The Choice between Equity and Debt: an Empirical Study », *Journal of Finance*, vol. 37, n° 1, p. 121-144.
- McLaughlin R., Safieddine A. et Vasudevan G.K. (1996), « The Operating Performance of Seasoned Equity Issuers: Free Cash-Flow and Post-Issue Performance », *Financial Management*, vol. 25, n° 4, p. 41-53.
- Michaely R. et Womack K. (1999), « Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations », *Review of Financial Studies*, vol. 12, n° 4, p. 653-686.

- Mikkelson W.H., Partch M.M. et Shah K. (1997), « Ownership and Operating Performance of Companies that Go Public », *Journal of Financial Economics*, vol. 44, n° 3, p. 281-307.
- Miller E.M. (1977), « Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion », *Journal of Finance*, vol. 32, n° 4, p. 1151-1168.
- Mitchell M.L. et Stafford E. (2000), « Managerial Decisions and Long-Term Stock Price performance », *Journal of Business*, vol. 73, n° 3, p. 287-329.
- Ofek E. et Richardson M. (2003), « Dot-Com Mania: the Rise and Fall of Internet Stock Prices », *Journal of Finance*, vol. 58, n° 3, p. 1113-1138.
- Ritter J. (1991), « The Long-Run Performance of Initial Public Offerings », *Journal of Finance*, vol. 47, n° 1, p. 3-27.
- Ritter J. (2003), « Differences between European and American IPO Markets », *European Financial Management*, vol. 9, n° 4, p. 421-434.
- Ritter J. et Welch I. (2002), « A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations », *Journal of Finance*, vol. 57, n° 4, p. 1795-1828.
- Sapusek A. M. (1998), « Empirical Evidence on the Long-Run Performance of Initial Public Offerings in Germany », *Banque & Marchés*, n° 34, p. 38-45.
- Schultz, P. (2003), « Pseudo Market Timing and the Long-Run Underperformance of IPOs », *Journal of Finance*, vol. 58, n° 2, p. 483-518.
- Sentis P. (2001), « Performances opérationnelles et boursières des introductions en bourse : le cas français 1991-1995 », *Finance*, vol. 22, n° 1, p. 87-118.
- Serve S. (2007), « L'impact de l'admission à la cote sur les performances économiques des entreprises », *Finance*, vol. 28, n° 2, p. 79-120.
- Spiess D. et Affleck-Graves J. (1995), « Underperformance in Long-Run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 38, n° 3, p. 243-267.
- Stehle R., Ehrhardt O. et Przyborowsky R. (2000), « Long-Run Stock Performance of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues », *European Financial Management*, vol. 6, n° 2, p. 173-196.
- Teoh S.H., Welch I. et Wong T.J. (1998), « Earnings Management and the Long-Term Market Performance of Initial Public Offerings », *Journal of Finance*, vol. 53, n° 6, p. 1935-1974.
- Titman S. et Wessels R. (1988), « The Determinants of Capital Structure Choice », *Journal of Finance*, vol. 43, n° 1, p. 1-19.
- Wang C. (2005), « Ownership and Operating Performance of Chinese IPOs », *Journal of Banking & Finance*, vol. 29, n° 7, p. 1835-1856.
- Zheng S.X. (2007), « Market Underreaction to Free Cash Flows from IPOs », *Financial Review*, vol. 42, n° 1, p. 75-97.