

ANALYSE EMPIRIQUE DES ECARTS DE PREVISIONS DE BENEFICES DANS LES PROSPECTUS D'INTRODUCTION : LE CAS FRANCAIS

Alain Schatt et Thierry Roy

Université de Franche-Comté

U.F.R. S.J.E.P.G

Avenue de l'observatoire

25030 BESANCON Cedex

Tél : 03 81 66 67 69

e-mail : alain.schatt@univ-fcomte.fr

Résumé

Sur un échantillon de 151 introductions en bourse en France, nous analysons les biais et la rationalité des prévisions de bénéfices contenues dans les prospectus d'introduction. Nous proposons également un modèle explicatif des écarts de prévisions et vérifions si la performance boursière des actions est fonction des écarts de prévision.

Mots clés : Introduction en bourse – Prévisions de bénéfices – Optimisme – Performance boursière.

Abstract

On a sample of 151 French initial public offerings, we analyse the bias and rationality of earnings forecasts published in IPO prospectuses. We propose a model that explains forecast errors and test the relation between stock returns after 50 weeks and forecast errors.

Keywords : Initial Public Offering - Earnings forecasts - Optimism - Stock return.

Lorsque une entreprise s'introduit en bourse, les dirigeants mettent à disposition des investisseurs un ensemble d'informations, afin de réduire l'incertitude qui entoure l'opération. Ainsi, les investisseurs peuvent se forger une opinion sur la valeur de l'entreprise et apprécier le prix des actions offertes lors de l'opération. Si l'asymétrie d'information et l'incertitude ne peuvent être réduites avant l'introduction, il est peu probable que les investisseurs participent à l'opération, ou alors moyennant une prime de risque élevée. L'existence d'une sous-évaluation à l'introduction, mise en évidence dans de nombreux travaux à travers le monde (Loughran et al., 1994), semble d'ailleurs confirmer l'idée que les dirigeants offrent fréquemment une telle prime aux investisseurs.

Parmi l'ensemble des informations collectées et utilisées par les investisseurs, le prospectus d'introduction occupe une place privilégiée. Il présente l'entreprise (son marché, sa stratégie, sa structure de propriété, des informations financières...), les caractéristiques de l'opération (le

nombre d'actions offertes, la valorisation de l'entreprise, la procédure d'introduction,...) et contient des prévisions de bénéfices dans de nombreux pays¹.

Les bénéfices prévisionnels sont indispensables aux investisseurs pour estimer le prix des actions, que la méthode d'évaluation retenue soit celle de la valeur actuelle des flux de liquidités futurs (que les bénéfices futurs permettent d'approximer) ou celle des multiples, qui consiste à comparer le Price Earning Ratio (PER) ou d'autres ratios à ceux d'entreprises "comparables". Les prévisions de bénéfices publiées dans les prospectus véhiculent de l'information privée des dirigeants (Firth, 1998), puisqu'elles informent notamment les investisseurs sur la modification de la capacité à dégager des bénéfices que peut entraîner l'opération, en raison du développement de nouveaux projets financés par les capitaux levés (Cheng et Firth, 2000).

De nombreux travaux dans la littérature ont déjà mis en évidence l'importance des prévisions fournies par les dirigeants de sociétés cotées en bourse pour les investisseurs, en particulier par rapport aux bénéfices historiques (Waymire, 1986 ; Mc Nichols, 1989), en démontrant qu'elles entraînent une révision des anticipations des investisseurs et une variation anormale des prix des actions (Baginski et al., 1993 ; Pownall et al., 1993).

En France, des prévisions de bénéfices sont incluses dans les prospectus d'introduction depuis 1996, date de création du Nouveau Marché qui est destiné à accueillir des jeunes entreprises disposant de fortes opportunités de croissance. De nombreuses entreprises évoluant dans le secteur des nouvelles technologies d'information et de communication (Internet, réseaux, production de logiciels,...), caractérisées par un fort potentiel de croissance et une forte incertitude, se sont rapidement introduites au Nouveau Marché. En raison des spécificités de ces entreprises, les autorités boursières françaises ont demandé que "des informations prévisionnelles, prenant éventuellement la forme de données chiffrées, soient communiquées par les dirigeants des sociétés concernées dans les prospectus d'émission. Une telle information paraît tout particulièrement nécessaire lors des introductions au Nouveau Marché, dans la mesure où l'appel au marché permet généralement à l'entreprise de financer un projet de développement ou d'acquérir une nouvelle structure financière, les données passées, d'ailleurs fréquemment peu significatives, étant impropres à établir des projections de résultats futurs" (Rapport Annuel de la Commission des Opérations de Bourse, 1998, p.45). Si la publication d'informations prévisionnelles dans les prospectus était exceptionnelle pour les entreprises introduites au Second Marché jusqu'en 1996, ces dernières ont désormais également tendance à divulguer volontairement de telles informations.

Ce travail a pour objet, en premier lieu, de vérifier si les prévisions de bénéfices figurant dans les prospectus d'entreprises françaises introduites en bourse sont fiables. Il complète la littérature internationale sur les écarts de prévisions de bénéfices. Ces derniers apparaissent relativement conséquents en Nouvelle-Zélande (Firth et Smith, 1992), en Australie (Lee et al., 1993) et au Canada (Pedwell et al., 1994), comparativement à ceux mesurés en Malaisie (Jelic et al., 1998), à Singapour (Firth et al., 1995) ou à Honk-Kong (Cheng et al., 2001). Cette problématique est pertinente, parce que les prévisions de bénéfices ne présentent un certain

¹ Aux Etats-Unis, l'autorité de marché (la SEC) dissuade les émetteurs de publier des prévisions de bénéfices dans les prospectus d'introduction, en raison du risque de litige ultérieur qui peut en découler. Parmi les pays où des prévisions sont publiées, nous pouvons notamment citer l'Angleterre (Keasey et McGuinness, 1991), l'Australie (Lee et al., 1993), le Canada (Pedwell et al., 1994), Hong-Kong (Chen et al., 2001), la Malaisie (Jelic et al., 1998), la Nouvelle-Zélande (Mak, 1989 ; Firth et Smith, 1992) et Singapour (Firth et al., 1995).

intérêt pour les investisseurs qu'à condition d'être fiables (c'est-à-dire précises) et de reposer sur des hypothèses clairement définies et justifiées (Broye et Schatt, 2001). Par ailleurs, à l'aide d'un modèle en coupe instantanée, nous testons un modèle explicatif des écarts de prévisions. Enfin, nous cherchons à valider l'idée selon laquelle la performance boursière des entreprises introduites en bourse est fonction des écarts de prévisions.

Ce travail s'organise de la façon suivante. Dans la première section, nous exposons notre méthodologie. Nous présentons et discutons les divers résultats dans une seconde section. Enfin, nous synthétisons nos résultats et concluons dans une dernière section.

1 La méthodologie

1.1 L'échantillon

Pour construire notre échantillon, nous avons exploité les listes des sociétés introduites en bourse publiées par la COB et par Euronext. Nous avons retenu toutes les entreprises introduites au Second et au Nouveau Marché entre janvier 1996 et décembre 2000. Les introductions d'entreprises étrangères et les opérations de transfert de marché de cotation n'ont pas été prises en compte. L'échantillon final comprend 151 entreprises qui ont publié des prévisions de bénéfices pour l'exercice comptable de l'introduction² et pour lesquelles nous avons pu collecter toutes les données définies dans les sections suivantes.

Pour la période de cinq ans : 1996, 1997, 1998, 1999 et 2000, le nombre d'opérations est respectivement de 15, 23, 33, 39 et 41. Le déséquilibre entre 1996 et 2000 reflète l'évolution du nombre d'introductions en bourse au cours des dernières années. Notre échantillon est d'une taille comparable à ceux utilisés dans les études similaires. Par exemple, Chen et al. (2001) analysent les écarts de prévisions de 162 opérations réalisées à Hong-Kong entre 1993 et 1996. Jelic et al. (1998) retiennent 124 prospectus en Malaisie entre 1984 et 1995. Enfin, l'échantillon de Keasey et McGuinness (1991) comprend 121 introductions anglaises entre 1984 et 1986.

1.2 Fiabilité des prévisions, supériorité et rationalité des émetteurs

Pour apprécier la fiabilité des prévisions, nous définissons les deux variables suivantes : BPit, le bénéfice prévu par l'entreprise *i* pour l'exercice *t* et BRit, le bénéfice réalisé pour l'exercice *t*, afin de calculer les deux écarts de prévisions suivants :

- l'écart moyen de prévision (ERRMOY), égal à : $(BRit - BPit) / |BPit|$, qui fournit une indication sur le " pessimisme " ($BRit > BPit$) ou " l'optimisme " ($BPit > BRit$) de l'émetteur ;

² Il faut préciser qu'une pratique de place s'est rapidement développée en France, qui consiste à ne pas inclure d'éléments prévisionnels dans les notes d'information visées par la COB, s'inspirant des pratiques anglo-saxonnes liées à la multiplication des contentieux. La diffusion du prospectus qui ne contient aucune donnée prévisionnelle s'accompagne le plus souvent d'une note de recherche d'un analyste financier, généralement lié à la banque introduitrice. Ces documents contiennent des éléments d'appréciation du prix des titres offerts au public en terme de multiples des résultats prévisionnels. Les projections sont cependant si détaillées qu'elles ne paraissent pas avoir pu être établies sans données fournies par la société. Interrogées par la COB, ces sociétés reconnaissent avoir communiqué leurs états financiers prévisionnels aux analystes financiers. Ainsi, les entreprises retenues dans cette étude sont celles qui ont fourni des prévisions en provenance des dirigeants, soit directement, soit indirectement via un analyste financier affilié.

- l'écart absolu de prévision (ERRABS), égal à : $|BR_{it}-BP_{it}| / |BP_{jt}|$, qui fournit une indication sur la précision des prévisions (prévision proche ou éloignée des réalisations).

Si les prévisions sont fiables, alors les deux écarts sont nuls. Nous testons donc les deux hypothèses suivantes :

$$H1 : ERRMOY = 0$$

$$H2 : ERRABS = 0$$

Plusieurs auteurs ont proposé de comparer la fiabilité de ces prévisions à celles obtenues à l'aide d'un modèle « naïf ». Leur motivation est la suivante : même si les écarts ne sont pas nuls, les investisseurs peuvent cependant trouver ces prévisions utiles, à condition qu'elles soient plus précises que celles qu'ils auraient pu formuler seuls. En se fondant sur les travaux de Brown et al. (1987), Cheng et Firth (2000) utilisent la mesure suivante :

$$SUP = \ln \left[\left(\frac{BR_{it} - BR_{it-1}}{BR_{it} - BP_{it}} \right)^2 \right]$$

Sachant que BR_{it-1} est le bénéfice réalisé en $t-1$ par l'entreprise i , le numérateur peut s'interpréter comme l'erreur de prévision d'un modèle temporel de prévision, dans lequel le bénéfice en $t-1$ (BR_{it-1}) suit une marche aléatoire . Si SUP est supérieur à 0, alors les prévisions fournies par l'émetteur sont plus fiables que celles obtenues à l'aide d'un modèle "naïf" de prévision (ou modèle de marche aléatoire des bénéfices).

Nous utilisons également cette mesure et testons l'hypothèse d'une précision plus importante des prévisions fournies dans les prospectus, ce qui se traduit par :

$$H3 : SUP > 0$$

Enfin, nous nous attachons également à comprendre quelle est la rationalité des investisseurs, en reprenant la méthodologie développée et utilisée par DeBondt et Thaler (1990), et utilisée notamment par Capstaff et al. (1995) et Jelic et al. (1998). Elle consiste à effectuer la régression suivante :

$$\frac{BR_t - BR_{t-1}}{BR_{t-1}} = \alpha + \beta \frac{BP_t - BR_{t-1}}{BR_{t-1}}$$

Le coefficient α donne une idée de l'optimisme (si le coefficient est négatif) ou du pessimisme ($\alpha > 0$) des émetteurs. Le coefficient β donne une indication de la sur-réaction (si le coefficient est négatif) ou la sous-réaction ($\beta > 0$) à l'information disponible (en l'occurrence appréhendée par le bénéfice de l'année $t-1$). Si $\alpha = 0$ et $\beta = 1$, alors les prévisions sont supposées " parfaites ". Nous testons donc l'hypothèse suivante :

$$H4 : \alpha=0 \text{ et } \beta=1$$

1.3 Les facteurs explicatifs des écarts de prévisions

Dans la mesure où les écarts de prévisions sont généralement dispersés, il est opportun de proposer un modèle explicatif de ces écarts. Dans la littérature, de nombreux facteurs explicatifs ont été identifiés, mais aucun d'entre eux n'est systématiquement significatif dans les études réalisées à travers le monde. Des éléments culturels ou institutionnels (tel que le système comptable,...), ainsi que les spécificités des entreprises peuvent être à l'origine de la diversité des résultats. Dans ce travail, nous retenons les huit facteurs suivants.

- L'âge des entreprises (AGE)

L'écart devrait décroître avec l'âge des entreprises, parce que les entreprises plus âgées ont une meilleure maîtrise de leur marché. Les résultats fournis dans le tableau 1 montrent que les entreprises de notre échantillon ont un âge moyen de 12 ans (médiane : 10 ans), ce qui est relativement jeune comparativement aux autres études relatives aux introductions en bourse en France (Ginglinger et Faugeron-Crouzet, 2001) ou dans d'autres pays européens tel que l'Italie (Pagano et al., 1998). L'explication réside dans la prise en compte dans notre étude du Nouveau Marché, où s'introduisent de très jeunes entreprises.

- La taille des entreprises (TAILLE)

L'écart de prévision devrait décroître avec la taille des entreprises, parce que les grandes entreprises sont supposées avoir une meilleure connaissance de leur marché et, par ailleurs, elles sont capables d'affecter des ressources plus importantes pour effectuer les prévisions. La mesure de taille retenue est le total du passif de l'entreprise avant l'introduction. Celui-ci est proche de 40 millions d'euros, mais il existe une forte dispersion.

- L'endettement des entreprises (ENDET)

Puisque la variabilité des rentabilités est plus forte quand les entreprises sont plus fortement endettées, l'écart de prévisions devrait croître avec l'endettement. Ce dernier est mesuré par le ratio « Total Passif / Capitaux propres » après introduction (c'est-à-dire en augmentant le numérateur et le dénominateur du montant des capitaux levés lors de l'opération). L'endettement moyen et médian s'élèvent à plus de 2.

- L'augmentation de capital (AUGCAP)

L'écart de prévision devrait croître avec l'augmentation de capital, parce que les flux relatifs aux nouveaux projets, financés à l'aide des capitaux levés lors de l'introduction, sont plus difficiles à estimer précisément. Nous retenons le ratio " Augmentation de capital / Total passif " pour apprécier l'incidence de l'émission d'actions nouvelles sur l'écart de prévision. Le ratio moyen est proche de 95%, mais le ratio médian n'est que de 24%, ce qui met en évidence une forte dispersion.

- La croissance des entreprises (CROIS)

L'écart de prévision est en principe lié positivement à la croissance des entreprises, parce que les entreprises à maturité (faible croissance) maîtrisent mieux les gains et les coûts de leur activité. Pour notre échantillon, la croissance moyenne espérée est proche de 80%, mais la croissance médiane n'est que de 23%. La mesure retenue est le taux de variation du chiffre d'affaires. Il est égal au chiffre d'affaires prévu pour l'année d'introduction moins le chiffre d'affaires antérieur à l'opération, divisé par le chiffre d'affaires antérieur à l'opération.

- Le secteur d'activité (SECT)

Les prévisions sont plus difficiles à établir dans certains secteurs d'activité, soit parce qu'ils sont plus sensibles à la conjoncture, soit parce qu'il s'agit de secteurs en forte croissance. Parmi ces derniers, on trouve notamment le secteur des nouvelles technologies de

l'information et de la communication (NTIC : Internet, réseaux, production de logiciels,...). Les écarts de prévisions devraient être plus importants pour les entreprises évoluant dans le secteur des NTIC, dont la vitesse et l'importance du développement sont plus incertains, comparativement à celles des entreprises évoluant dans d'autres secteurs d'activité. Au total, 60 entreprises (soit 40% des cas) de notre échantillon appartiennent au secteur des NTIC.

- La structure de propriété (RET)

L'écart devrait être plus faible dans les entreprises où les actionnaires d'origine retiennent une fraction élevée d'actions. Ces derniers sont plus sensibles aux corrections du marché (baisse des cours) en cas de mauvaises prévisions et sont donc incités à consacrer plus de ressources pour établir des prévisions de bénéfices fiables. En France, les actionnaires d'origine ont conservé plus de 75% des actions de leur entreprise, ce qui est très élevé comparativement aux taux de rétention mesurés dans les entreprises américaines.

- L'horizon de prévision (HORIZ)

L'écart de prévision devrait être croissant avec l'horizon de prévision, dans la mesure où les dirigeants éprouvent plus de difficultés à maîtriser les événements survenant plus tardivement. Pour les prévisions faites pour l'exercice de l'année d'introduction, nous trouvons des délais moyen et médian de 164 et 182 jours (soit environ 6 mois).

	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Intervalle Interquartile
AGE (en années)	12,32	10,00	11,01	11,00
TAILLE (en MEuros)	39,88	17,60	65,13	30,85
ENDET (en %)	2,50	2,11	1,40	1,61
AUGCAP (en %)	94,95	24,01	192,65	65,72
CROIS (en %)	79,49	23,41	333,69	37,11
RET (en %)	76,89	78,07	9,98	12,82
HORIZ (en jours)	164,17	182,00	94,94	167,00
Résultat net comptable (en MEuros)				
- réalisé en t-1	1,91	1,22	2,99	1,74
- prévu en t0	2,38	1,73	3,48	2,19
- réalisé en t0	2,14	1,54	5,15	2,53
ERRMOY	-12,10%	3,13%	104,83%	33,71%
<i>ERRMOY différent de 0</i>				
<i>t</i>	1,42			
<i>p</i>	0,16			
<i>z</i>	0,522			
<i>p</i>	0,60			
ERRABS	42,58%	17,42%	96,49%	38,16%
<i>ERRABS différent de zéro</i>				
<i>t</i>	5,42			
<i>p</i>	0,00			
<i>z</i>	10,66			
<i>p</i>	0,00			

Tab 1 : Caractéristiques des entreprises et des écarts de prévision

La prise en compte des diverses variables explicatives des écarts de prévisions de bénéfices nous amène à tester les deux modèles suivants, à l'aide d'une régression linéaire multiple :

$$(eq.1) \text{ ERRABSBN} = \beta_0 + \beta_1.AGE + \beta_2.TAIL + \beta_3.ENDET + \beta_4.AUGCAP \\ + \beta_5.CROIS + \beta_6.SECT + \beta_7.RET + \beta_8.HORIZ$$

$$(eq.2) \text{ ERRMOYBN} = \beta_0 + \beta_1.AGE + \beta_2.TAIL + \beta_3.ENDET + \beta_4.AUGCAP \\ + \beta_5.CROIS + \beta_6.SECT + \beta_7.RET + \beta_8.HORIZ$$

Conformément aux prédictions formulées précédemment, nous testons l'hypothèse suivante pour la première équation :

$$H5 : \beta_1 < 0 ; \beta_2 < 0 ; \beta_3 > 0 ; \beta_4 > 0 ; \beta_5 > 0 ; \beta_6 > 0 ; \beta_7 < 0 ; \beta_8 > 0 ;$$

1.4 Rentabilité des actions et écarts de prévisions

En publiant des bénéfices prévisionnels dans les prospectus d'introduction, les dirigeants s'exposent à deux principales sanctions si les prévisions s'avèrent significativement optimistes. Il peut s'agir d'une part de sanctions juridiques, si les investisseurs intentent des procès aux dirigeants pour publication d'informations " mensongères ". D'autre part, il peut s'agir de sanctions par le marché financier, liées à une perte de confiance. Les investisseurs lésés peuvent céder les titres dont les prévisions de bénéfices s'avèreraient optimistes, c'est-à-dire supérieures aux réalisations. Ainsi, la rentabilité des actions devrait être plus faible au cours de la période post-introduction. En revanche, les dirigeants prudents, qui publient des prévisions inférieures aux réalisations, peuvent se forger une bonne réputation auprès des investisseurs et la rentabilité des actions devrait en être affectée positivement.

En France, pour des raisons institutionnelles et culturelles, le risque de sanctions juridiques apparaît relativement faible. Ainsi, la principale sanction pour les émetteurs, qui publient des prévisions optimistes, est celle infligée par le marché financier. Par conséquent, nous devrions enregistrer des performances boursières différentes selon que les dirigeants aient publié des prévisions de bénéfices optimistes ou pessimistes.

Pour vérifier cette hypothèse, nous utilisons comme mesure de performance boursière les rentabilités anormales cumulées (CAR) des entreprises au cours des 50 premières semaines (soit environ un an) postérieures à l'introduction :

$$CAR_i = \sum_1^{50} AR_{it}$$

Avec :

CAR_i : les rentabilités anormales cumulées pour l'entreprise i au cours des 50 semaines ;

AR_{it} : la rentabilité anormale de l'entreprise i en période t, égale à RR_{it} – RN_{it} ;

RR_{it} : la rentabilité réalisée par l'entreprise i en période t ;

RN_{it} : la rentabilité « normale » de l'entreprise i en période t, obtenue à l'aide de l'un des deux modèles suivants :

- le modèle simplifié, qui consiste à retenir la rentabilité du marché comme la rentabilité « normale » de l'entreprise ;

- le modèle avec bêta, qui consiste à retenir la rentabilité du marché multipliée par le bêta (mesure du risque systématique) de l'entreprise. Le coefficient bêta est estimé sur la période de 50 semaines postérieures à l'introduction.

Dans un premier temps, nous comparons les rentabilités anormales du groupe d'entreprises (GROPTI) ayant publié des prévisions optimistes (prévisions supérieures aux réalisations) avec celles du groupe d'entreprises (GRPESSI) ayant publié des prévisions pessimistes (prévisions inférieures aux réalisations). L'hypothèse d'une sanction négative par le marché financier (correction des cours) des entreprises ayant fait preuve d'optimisme se traduit par :

$$H6 : CAR (GROPTI) < CAR (GRPESSI)$$

Dans un second temps, à l'aide d'une régression multiple, nous testons l'hypothèse d'une relation entre les rentabilités anormales cumulées des entreprises et les écarts de prévisions. Cette analyse s'avère nécessaire, car la performance boursière à moyen terme peut être liée à d'autres effets (Brav et Gompers, 1997). Le modèle testé, qui est une version inspirée (et très simplifiée) du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993), prend la forme suivante :

$$CAR = \beta_0 + \beta_1.TAIL + \beta_2.BM + \beta_3.ERRMOY$$

Avec les variables suivantes :

BM : le " book to market ", égal aux fonds propres comptables (y compris l'augmentation de capital) divisés par la valeur de marché des fonds propres le jour de l'introduction ;

TAIL : la taille de l'entreprise, égale à la capitalisation boursière de l'entreprise le jour de l'introduction (en dizaine de millions d'euros) ;

ERRMOY_i : l'erreur moyenne de prévisions de bénéfices, égale à $(BR_{it} - BP_{it}) / |BP_{it}|$,

Puisque nous anticipons une rentabilité plus faible pour les entreprises ayant fait preuve d'optimisme, nous testons l'hypothèse suivante :

$$H7 : \beta_3 > 0$$

2 Les résultats

2.1 Fiabilité des prévisions, supériorité et rationalité des émetteurs

- Fiabilité des prévisions

Les statistiques descriptives des écarts de prévisions dans le tableau 1 montrent que les prévisions de bénéfices excèdent en moyenne de 12,1 % les bénéfices réalisés, ce qui permet de conclure à un certain optimisme. Cependant, la médiane est positive (3,13%), puisque 89 entreprises (59% des cas) de notre échantillon ont publié des prévisions pessimistes. Ces résultats divergents traduisent une distribution asymétrique des écarts de prévisions. Les tests de différence de moyenne montrent que les écarts moyens ne sont pas significativement différents de zéro, contrairement aux écarts absolus. L'hypothèse 1 est donc confirmée mais l'hypothèse 2 est rejetée.

Enfin, il faut noter que l'écart moyen (-12,10%) et l'écart absolu (42,58%) apparaissent plus faibles que ceux obtenus dans d'autres pays, tels que le Canada, l'Angleterre ou la Nouvelle-Zélande.

- Supériorité des prévisions contenues dans les prospectus

La comparaison des prévisions fournies par l'émetteur avec celles obtenues à l'aide d'un modèle naïf met en évidence un résultat (SUP) négatif dans 56 entreprises sur 151 (soit 37,1% des cas). Les moyennes, médianes, écart-type et intervalle interquartile de SUP s'élèvent respectivement à 1,71 ; 1,70 ; 2,98 et 3,58. Nous en déduisons donc que les prévisions fournies par l'émetteur sont significativement plus précises que celles obtenues par un investisseur " naïf ". L'hypothèse H3 est confirmée et nous conduit à conclure que les prévisions de bénéfices présentent une certaine utilité pour les investisseurs.

- Biais et rationalité des émetteurs.

Les résultats des régressions effectuées sur les 151 entreprises de notre échantillon, pour analyser la rationalité des émetteurs, sont les suivants :

$$\alpha = 0,145 \text{ (} t = 0,92 \text{ ; } p = 0,36 \text{)}$$

$$\beta = 0,462 \text{ (} t = 18,33 \text{ ; } p = 0,000 \text{)}$$

$$r^2 \text{ ajusté} = 69,07\%$$

Les émetteurs français font preuve d'un léger pessimisme, mais a n'est pas statistiquement différent de zéro. En revanche, ils sous-réagissent significativement à l'information disponible ($b > 0$). Ce résultat diffère très significativement de celui obtenu par Cheng et Firth (2001), sur un échantillon de 198 introductions à Hong-Kong entre 1992 et 1995. Dans leur régression, le coefficient a est positif, traduisant un certain pessimisme des émetteurs et le coefficient b est proche, mais légèrement supérieur à 1, ce qui permet de conclure que l'information disponible est correctement incorporée par les émetteurs à Hong-Kong. Des raisons économiques, institutionnelles ou culturelles peuvent expliquer la divergence de résultats entre la France et Hong-Kong.

2.2 Les facteurs explicatifs des erreurs de prévision

La matrice de corrélation (tableau 2) montre que l'écart absolu :

- décroît significativement avec l'âge des entreprises et avec la fraction d'actions retenues par les actionnaires d'origine, ce qui est conforme à nos hypothèses ;

- croît significativement avec le secteur d'activité et avec l'augmentation de capital, ce qui valide également nos hypothèses.

- n'est pas significativement lié à la taille des entreprises, ni à l'horizon, ni à la croissance des entreprises, et il décroît significativement avec l'endettement. Ces résultats infirment nos hypothèses.

Quant à l'écart moyen de prévision, nous constatons qu'il croît significativement avec la rétention d'actions. Ce résultat confirme l'hypothèse d'une plus grande prudence lorsque les actionnaires d'origine conservent une fraction plus élevée d'actions.

	AGE	SECT	RET	TAILLE	ENDET	AUGCAP	HORIZ	CROIS	ERRMOY	ERRABS
AGE	1,000	-0,231	0,038	0,120	0,095	-0,234	-0,084	-0,134	0,084	-0,173
		0,004	0,645	0,143	0,248	0,004	0,305	0,102	0,306	0,033
SECT		1,000	-0,138	-0,192	-0,356	0,447	0,129	0,210	-0,101	0,207
			0,092	0,018	0,000	0,000	0,114	0,010	0,219	0,011
RET			1,000	0,128	0,248	-0,218	-0,014	-0,036	0,155	-0,191
				0,119	0,002	0,007	0,866	0,659	0,058	0,019
TAILLE				1,000	0,551	-0,220	0,073	-0,080	-0,006	-0,035
					0,000	0,007	0,374	0,326	0,943	0,669
ENDET					1,000	-0,418	-0,109	-0,168	0,056	-0,176
						0,000	0,182	0,040	0,492	0,030
AUGCAP						1,000	0,060	0,491	0,027	0,227
							0,463	0,000	0,745	0,005
HORIZ							1,000	0,109	-0,073	0,082
								0,184	0,377	0,317
CROIS								1,000	-0,072	0,100
									0,377	0,224
ERRMOY									1,000	-0,803
										0,000
ERRABS										1,000

Tab 2 : Matrice de corrélation.

Par ailleurs, nous constatons que de nombreuses variables explicatives sont fortement corrélées. En particulier, il apparaît que les entreprises appartenant au secteur des NTIC sont significativement plus jeunes, plus petites et anticipent une croissance plus importante. Par ailleurs, elles sont moins endettées après l'introduction en raison d'une plus forte augmentation de capital, mais les actionnaires d'origine détiennent une fraction d'actions plus faible après l'introduction dans ces entreprises.

L'existence d'un problème de multicolinéarité ne nous permet pas de tester les modèles proposés précédemment. Nous sommes donc amenés à tester deux modèles "réduits", pour chacune des variables expliquées (ERRMOYBN et ERRABSBN).

Les résultats des régressions sont présentés dans le tableau 3. Ils mettent en évidence l'importance de l'âge des entreprises et du secteur d'activité. Quand les entreprises sont plus jeunes, ou quand elles évoluent dans le secteur des nouvelles technologies de l'information et de la communication, les écarts absolus sont plus importants (la fiabilité est moindre). Par ailleurs, la rétention des actions détenues par les actionnaires d'origine joue également un rôle important. Les écarts absolus de prévision décroissent avec la fraction d'actions retenues par les actionnaires d'origine. Ce résultat confirme l'hypothèse selon laquelle l'émetteur consacre plus de moyens à établir des prévisions fiables lorsque les actionnaires d'origine conservent une fraction élevée d'actions. Par ailleurs, plus la fraction retenue est élevée, plus les prévisions sont pessimistes, ce qui traduit l'idée d'une crainte de coûts ultérieurs liés à des prévisions optimistes, en raison de litiges ou d'une chute du prix des actions.

Comme dans les études similaires effectuées dans d'autres pays, le pouvoir explicatif des modèles testés est faible (les r^2 varient entre 3,5% et 6,9%). Ainsi, d'autres facteurs doivent être identifiés pour expliquer les écarts de prévisions de bénéfices dans les prospectus.

Variable expliquée	ERRMOYBN	ERRABSBN	ERRMOYBN	ERRABSBN
Constante	-132,893	186,057	6,740	17,618
t	-1,933	2,992	0,378	1,093
p	0,055	0,003	0,706	0,276
AGE	0,729	-1,413		
t	0,930	-1,995		
p	0,354	0,048		
SECT			-19,827	39,204
t			-1,128	2,464
p			0,261	0,015
RET	1,625	-1,785		
t	1,887	-2,291		
p	0,061	0,023		
TAILLE	-0,046	0,006		
t	-0,366	0,037		
p	0,715	0,971		
HORIZ	-0,068	0,067	-0,067	0,057
t	-0,753	0,817	-0,734	0,695
p	0,453	0,415	0,464	0,488
r ²	0,035	0,069	0,046	0,046
F	1,323	2,685	3,556	3,556
p	0,264	0,034	0,031	0,031

Tab 3 : Régressions linéaires des écarts de prévision.

2.2 Rentabilité des actions et écarts de prévisions

Les derniers résultats de cette étude sont relatifs à la performance boursière après l'introduction. Les résultats fournis dans le tableau 4 mettent en évidence une rentabilité anormale cumulée sur 50 semaines proche de 20% (18,60% avec le premier modèle et 25,22% avec le second modèle), significativement différente de zéro.

Cette bonne performance est essentiellement liée au phénomène de sous-évaluation à l'introduction. Conformément aux nombreux résultats mis en évidence à travers le monde (Loughran et al., 1994), le prix de marché des actions des entreprises françaises introduites en bourse est rapidement et significativement plus élevé que le prix d'offre (Ginglinger et Faugeron-Crouzet, 2001 ; Schatt et Roy, 2001). Dans notre échantillon, la sous-évaluation appréciée par la rentabilité anormale de l'action au cours de la première semaine de cotation est supérieure à 14% (avec les deux modèles) et significativement différente de zéro.

Ainsi, si nous négligeons la sous-évaluation à l'introduction, la rentabilité anormale cumulée n'est plus significativement différente de zéro. Elle est égale à 4,05% avec le premier modèle et à 10,78% avec le second modèle.

Lorsque nous distinguons le groupe des entreprises optimistes (prévisions de bénéfices supérieures aux réalisations) et le groupe d'entreprises pessimistes (réalisations supérieures aux prévisions), nous obtenons des différences significatives de performances boursières. Notre hypothèse H6 est validée puisque les CAR des entreprises optimistes sont

significativement inférieures à celles des entreprises pessimistes (avec ou sans prise en compte du phénomène de sous-évaluation).

La différence de moyenne des deux sous-groupes est comprise entre 45% et 50%, lorsque nous tenons compte de la sous-évaluation. Dans la mesure où il n'y a aucune différence significative de sous-évaluation à l'introduction entre les deux sous-groupes, les résultats ne sont pas modifiés lorsqu'on ne tient pas compte de la rentabilité de la première semaine : les CAR sont compris entre 38% et 43% avec les deux modèles.

Les CAR restent significativement positives pour les entreprises pessimistes, mais elles ne sont pas différentes de zéro ou significativement négatives pour les entreprises optimistes, selon que l'on tienne compte ou non de la sous-évaluation à l'introduction.

ECHANTILLON	Modèle simplifié			Modèle avec Bêta		
	CAR S1-50 Moyenne (Ecart-type)	ARS1 Moyenne (Ecart-type)	CAR S2-50 Moyenne (Ecart-type)	CAR S1-50 Moyenne (Ecart-type)	ARS1 Moyenne (Ecart-type)	CAR S2-50 Moyenne (Ecart-type)
TOTAL (124 IPO)	18,60% (80,0%)	14,54% (29,1%)	4,05% (73,2%)	25,22% (75,2%)	14,44% (28,7%)	10,78% (70,0%)
t	2,590	5,570	0,620	3,730	5,590	1,710
p	0,011	0,000	0,539	0,000	0,000	0,089
z	2,005	5,406	0,626	3,484	5,454	0,895
p	0,045	0,000	0,531	0,001	0,000	0,371
OPTIMISTES (44 IPO)	-14,25% (73,4%)	9,61% (17,5%)	-23,86% (66,3%)	-4,85% (69,7%)	9,74% (17,3%)	-13,89% (62,8%)
t	-1,290	3,640	-2,390	-0,390	3,740	-1,470
p	0,205	0,001	0,022	0,695	0,001	0,150
z	-1,984	2,836	-3,478	-0,852	3,081	-2,743
p	0,047	0,005	0,001	0,394	0,002	0,006
PESSIMISTES (80 IPO)	33,66% (78,2%)	17,26% (33,6%)	19,41% (72,6%)	41,38% (73,6%)	17,03% (33,3%)	24,35% (70,5%)
t	4,190	4,590	2,390	5,030	4,580	3,090
p	0,000	0,000	0,019	0,000	0,000	0,003
z	3,871	4,571	1,712	4,6812	4,489	2,801
p	0,000	0,000	0,087	0,000	0,000	0,005
Différences de Moyennes : Optimismes - Pessimistes	-50,91% t = -3,54 p = 0,001 z = -3,92 p = 0,000	-7,64% t = -1,41 p = 0,162 z = -0,75 p = 0,460	-43,27% t = -3,27 p = 0,010 z = -3,99 p = 0,000	-45,53% t = -3,36 p = 0,001 z = -3,62 p = 0,000	-7,29% t = -1,36 p = 0,178 z = -0,58 p = 0,560	-38,24% t = -3,00 p = 0,003 z = -3,63 p = 0,000

Tab 4 : Les rentabilités anormales cumulées (performance boursière sur 50 semaines).

Les régressions présentées dans le tableau 5 confirme le rôle important joué par les écarts de prévisions de bénéfices pour expliquer les différences de performance boursière des entreprises. Le coefficient de la variable ERRMOY est négatif et significatif au seuil de 1% dans toutes les régressions effectuées. L'hypothèse H7 est donc confirmée. La prise en compte

de l'effet taille (capitalisation boursière) et des opportunités de croissance ("book-to-market") de l'entreprise ne permet pas d'expliquer les performances boursières.

Période de calcul des CAR	50 Semaines (S1-50) (avec sous-évaluation S1)		49 semaines (S2-50) (sans la sous-évaluation)	
	CAR Modèle simplifié	CAR Modèle avec BETA	CAR Modèle simplifié	CAR Modèle avec BETA
Constante	45,376	50,887	19,581	25,468
t	2,422	2,881	1,134	1,532
P	0,017	0,005	0,259	0,128
BM	-0,609	-0,570	-0,329	-0,295
t	-1,330	-1,320	-0,778	-0,725
P	0,186	0,189	0,438	0,470
CAPI	-1,732	-1,708	-1,273	-1,266
t	-1,265	-1,323	-1,006	-1,042
p	0,208	0,188	0,316	0,300
ERRMOY	0,825	0,748	0,748	0,672
t	3,466	3,334	3,407	3,179
p	0,001	0,001	0,001	0,002
r ²	0,114	0,108	0,099	0,088
F	5,143	4,862	4,409	3,884
p	0,002	0,003	0,006	0,010

Tab 5 : Régressions linéaires des rentabilités anormales cumulées.

3 Conclusion

Dans ce travail sur données françaises, nous avons vérifié si les prévisions de bénéfices publiées dans les prospectus d'introduction sont fiables et si le marché financier sanctionnait les entreprises qui publiaient des prévisions erronées. Sur la base d'un échantillon de 151 introductions entre 1996 et 2000, nous obtenons les résultats suivants.

Premièrement, bien que l'erreur moyenne de prévision soit négative, signe d'un certain optimisme des émetteurs français, nous trouvons qu'environ 60% des entreprises sont pessimistes. En fait, les tests de rationalité montrent que les émetteurs ont tendance à sous-réagir à l'information disponible (appréhendée par le bénéfice de l'année précédente) et qu'on ne peut conclure à un réel optimisme. Par ailleurs, les prévisions contenues dans les prospectus sont plus fiables que celles obtenues à l'aide d'un modèle de série temporelle.

Deuxièmement, comme pour la plupart des études similaires, les nombreux facteurs identifiés dans ce travail ne permettent pas d'expliquer une part importante des écarts de prévision. En fait, les jeunes entreprises, qui évoluent généralement dans le secteur des NTIC publient des prévisions moins fiables que les entreprises plus âgées ou évoluant dans d'autres secteurs d'activité. Certes, la rétention d'actions par les actionnaires d'origine semble être un facteur important des écarts de prévision en France. Si la fraction d'actions conservée est élevée, les prévisions sont plus précises et plus pessimistes. Ce résultat confirme l'idée que les

actionnaires d'origine sont plus sensibles aux coûts ultérieurs, liés à l'optimisme, quand la fraction d'actions détenues est importante.

Troisièmement, nos résultats mettent en évidence l'existence d'une sanction négative par le marché financier pour les entreprises optimistes. Celles-ci enregistrent une performance boursière, appréhendée à l'aide des rentabilités anormales cumulées au cours d'une année (50 semaines), significativement plus faible que celle des entreprises ayant publié des prévisions pessimistes.

Les limites classiques relatives à ce type d'études, quant au choix des variables ou aux mesures de ces variables, peuvent être soulignées. Aussi, nous encourageons les chercheurs à effectuer des travaux complémentaires sur ce thème, sur d'autres échantillons et avec divers raffinements méthodologiques, afin de compléter ces premiers résultats.

Références bibliographiques

Baginski S. Conrad E. et Hassell J., 1993, " The effects of management forecast precision on equity pricing and on the assessment of earnings uncertainty ", *The Accounting Review*, 68, 4, octobre, 913-927.

Brown L., Richardson G. et Schwager S. (1987), " An information interpretation of financial analyst superiority in forecasting earnings ", *Journal of Accounting Research*, 25, pp. 49-67.

Brav A. et Gompers P., 1997, "Myth or reality ? The long-run underperformance on initial public offerings : evidence from venture and nonventure capital-backed companies", *Journal of Finance*, 52, 5, pp.1791-1821.

Broye G. et Schatt A., 2001, "Comment réduire la sous-évaluation lors de l'introduction en bourse ?", papier de recherche, Université de Besançon.

Capstaff J., Paudyal K. et Rees W. (1995), "The accuracy and rationality of earnings forecasts by UK analysts", *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, 1, pp. 69-87.

Chen G., Firth M. et Krishnan G. (2001), "Earnings forecast errors in IPO prospectuses and their associations with initial stock returns", *Journal of Multinational Financial Management*, 11, pp. 225-240.

Cheng T. et Firth M. (2000), "An empirical analysis of the bias and rationality of profit forecasts published in new issue prospectuses", *Journal of Business Finance and Accounting*, 27, 3-4, pp. 423-446.

De Bondt W. et Thaler R. (1990), "Do security analysts overreact ?", *American Economic Review*, 80, 2, pp. 52-77.

Fama E. et French K., 1993, "Common risk factors in the return of stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp.3-55.

Firth M. (1998), "IPO profit forecasts and their role in signalling firm value and explaining post-listing returns", *Applied Financial Economics*, 8, 1, pp. 23-39.

Firth M. et Smith A. (1992), "The accuracy of profits forecasts in initial public offering prospectuses", *Accounting and Business Research*, 22, 87, pp. 239-247.

Firth M., Kwok B., Liau-Tan C. et Yeo G. (1995), " Accuracy of profit forecasts contained in IPO prospectuses ", *Accounting and Business Review*, 2, pp. 55-83.

Ginglinger E. et Faureron-Crouzet A.M., 2001, "Introduction en bourse, signal et émission d'actions nouvelles sur le second marché français", *Finance* (à paraître).

Jelic R., Saadouni B. et Briston R. (1998), " The accuracy of earnings forecasts in IPO prospectuses on the Kuala Lumpur Stock Exchange ", *Accounting and Business Research*, 29, 1, pp. 57-72.

Keasey K. et McGuinness P. (1991), "Prospectus earnings forecasts and the pricing of new issues on the Unlisted Securities Market", *Accounting and Business Research*, 21, 82, pp. 133-145.

Lee P., Taylor S., Yee C. et Yee M., 1993, "Prosepectus earnings forecasts : evidence and explanations", *Australian Accounting Review*, mai, 3, pp.21-32.

Loughran T., Ritter J. et Rydqvist K., 1994, "Initial public offerings : international insights", *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, pp. 159-199.

Mak Y. (1996), "Forecast disclosure by initial public offering firms in a low-litigation environment", *Journal of Accounting and Public Policy*, 15, pp. 111-136.

McNichols M., 1989, " Evidence on informational asymmetries from management earnings forecasts and stock returns ", *The Accounting Review*, 64, janvier, 1-27.

Pagano M., Panetta F. et Zingales L., 1998, "Why do companies go public ? An empirical analysis", *Journal of Finance*, 53, pp.27-64.

Pedwell K., Warsame H. et Neu D. (1994), "The accuracy of canadian and New-Zealand earnings forecasts : a comparison of voluntary versus compulsory disclosures", *Journal of International Accounting Auditing and Taxation*, 3, 2, pp. 221-236.

Pownall G., Wasley C. et Waymire G., 1993, " The stock price effects of alternative types of management earnings forecasts ", *The Accounting Review*, 68, 4, octobre, 896-912.

Schatt A. et Roy T., 2001, "Modification de la structure de propriété et valorisation des entreprises introduites en bourse", *Banque & Marchés*, 55, pp.19-29.

Waymire G., 1986, " Earnings volatility and voluntary management forecast disclosure ", *Journal of Accounting Research*, 23, spring, 268-295.