

**JEAN MICHEL CHAPUIS**

**IAE DIJON,**

Communication Affi 13 décembre 2002, Paris

**UNE ANALYSE CONJONCTURELLE DE L'ACTIVITE  
D'EMISSIONS D' ACTIONS ET DE LA REACTION DES COURS A  
LEURS ANNONCES SUR LE MARCHE BOURSIER FRANÇAIS .**

Institut de Gestion, Villa fort Louis  
10 Rue Franck Delmas  
17000 La Rochelle

tel : 05 46 00 31 00

[jean-michel.chapuis@univ-lr.fr](mailto:jean-michel.chapuis@univ-lr.fr)

## Résumé

Cet article propose une modélisation originale et un test macro de la théorie selon laquelle les décisions de financement visent à minimiser les coûts de sélection adverse. En supposant que l'environnement exogène influe sur la rentabilité des entreprises et la valeur de leurs actifs sur les marchés, leurs dirigeants devraient adapter leurs choix de financement aux conditions macro-économiques d'exploitation. En modélisant le coût de sélection adverse selon la conjoncture économique, l'auteur teste l'association entre des conditions d'exploitation favorables et d'une part un recours aux émissions d'actions plus important, d'autre part un effet informationnel à leurs annonces plus faible. Les résultats sont la confirmation (i) de l'augmentation du volume d'activité d'émissions d'actions durant les conjonctures économiquement favorables, censées réduire les coûts de financement pour les entreprises (en corrigeant des variations saisonnières) ; (ii) d'une réaction des investisseurs à l'annonce d'une émission d'actions moins défavorable à l'émetteur durant les périodes de croissance macro-économique. Néanmoins, un surcroît d'activité sur le compartiment primaire du marché boursier ne signifie pas nécessairement que les entreprises privilégient les fonds propres au niveau local dans leur choix de financement.

## INTRODUCTION

La recherche financière dans les théories organisationnelles identifie plusieurs niveaux d'analyse. Par exemple, Charreaux (1999) présente la théorie de l'agence comme une modélisation à deux niveaux d'analyse : la recherche consiste à expliquer le fonctionnement des organisations, défini comme le niveau macro, le système, en étudiant l'interaction des décisions des individus ou des acteurs du système, qui constitue le niveau micro. Coleman (1994, p. 168) suggère qu'une telle théorie, (représentée par la relation 3 dans la figure suivante), nécessite deux autres relations pour être complète : la première identifie l'effet du système sur les individus (relation 1) et la seconde explicite les comportements supposés des individus et leurs combinaisons pour un état donné du système (relation 2). Chapuis (2002) subdivise le système organisationnel des décisions de financement des entreprises, qui résulte des décisions des acteurs, en trois niveaux. Il s'agit du niveau macro correspond à l'activité d'émissions d'actions sur le marché boursier primaire<sup>1</sup>, du niveau meso représente la structure de financement des entreprises<sup>2</sup> et du niveau micro qui s'assimile à chaque décision de titres financiers par les dirigeants.

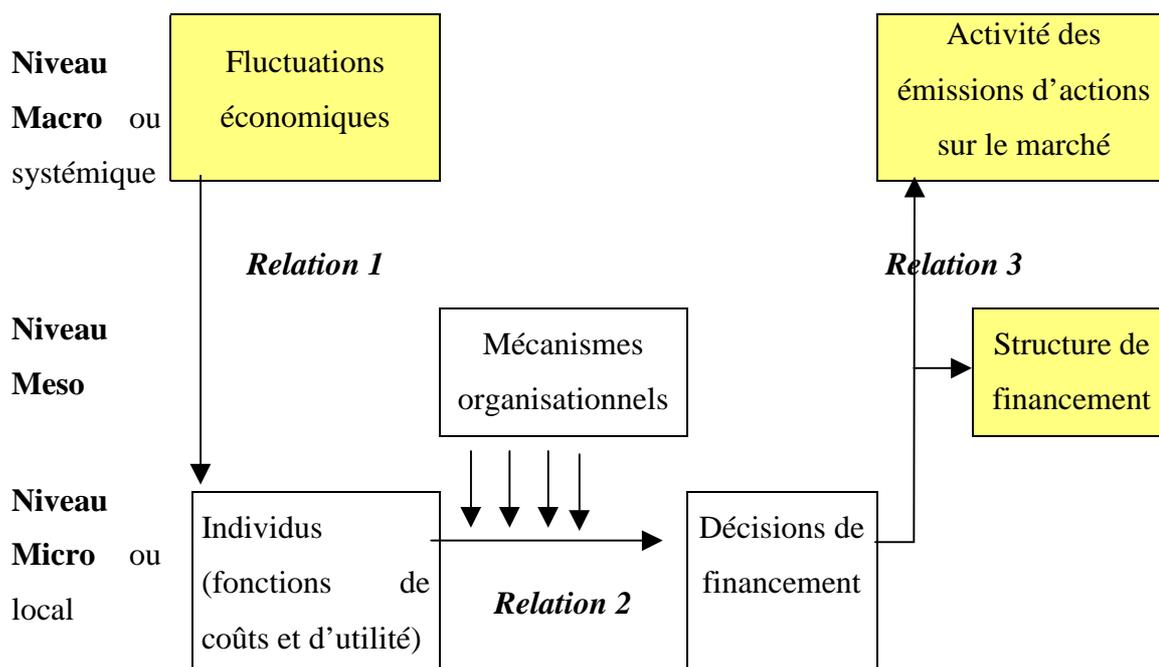
L'étude des décisions de financement selon l'environnement économique offre la possibilité d'éprouver les théories de la finance organisationnelle au niveau macro. En supposant que la plupart des charges contractuelles des entreprises sont fixes, les fluctuations de l'activité macro-économique sont transmises aux flux de trésorerie. De plus, les taux de rentabilité requis par les investisseurs sur les marchés financiers peuvent dépendre du contexte économique (Fama et French, 1989 ; Fama, 1990). En d'autres termes, les fluctuations économiques sont supposées influencer sur la valeur des actifs des entreprises, qui est la pierre angulaire des modèles organisationnels. Cette approche est schématisée ci-dessous dans la Figure n° 1.

---

<sup>1</sup> Pour exprimer ce niveau, Lucas et McDonald (1990) parlent de *bunching*. Choe, Masulis et Nanda (1993) utilisent l'expression de *pattern of issuance activity*. Bayless et Chaplinsky (1996) proposent l'idée d'une *window of opportunity* dans le placement des titres.

<sup>2</sup> Celle-ci est mesurée traditionnellement en comparant, pour chaque année, les flux nets en provenance des actionnaires et ceux des créanciers financiers.

Figure n° 1 : Relations entre niveaux systémique et local dans la théorie des choix de financement.



**Légende :** Ce schéma comporte trois types de relations. La relation 1 représente l'incidence des phénomènes qui surviennent au niveau systémique sur les actions des individus. La relation 2 est associée aux actions des individus considérés comme rationnels. La relation 3 résulte de la combinaison et de l'interaction des actions individuelles dans un environnement défini et qui induisent les résultats du système, soit au niveau meso, soit au niveau macro.

Les relations 2 et 3 reposent toutes deux sur la relation 1, c'est-à-dire sur l'influence des conditions économiques d'exploitation sur les coûts contractuels. Toutefois, la présence de concentrations d'émissions d'actions sur le marché primaire durant les périodes économiquement favorables (relation 3) suppose qu'une hypothèse implicite soit respectée. Au-delà de l'influence des fluctuations économiques sur les coûts de fonctionnement des relations contractuelles entre l'entreprise et ses apporteurs de capitaux, et par extension sur les structures de financement des entreprises, la relation 3 suppose qu'un nombre suffisamment important de dirigeants effectuent les mêmes arbitrages financiers au même moment. *A priori*, seules des influences non spécifiques, comme l'évolution du climat macro-économique, seraient susceptibles de présenter une force suffisante pour créer un effet récurrent et surtout visible globalement sur le marché boursier. Cet article étudie la dimension financière des organisations au niveau macro, du marché boursier à partir de deux questions de recherche. L'activité d'émissions d'actions sur le compartiment primaire du marché boursier français est-elle liée à l'influence des fluctuations économiques sur les coûts contractuels des relations

entre l'entreprise et ses partenaires financiers ? La réaction des investisseurs à l'annonce d'une émission d'actions est-elle moins défavorable lorsque celle-ci est réalisée durant une période de croissance économique ? Cet article est articulé afin de modéliser les comportements de financement des entreprises au niveau macro dans une première section, puis de dédier une section aux tests de chacune de ces questions.

### ***Section 1 : Modélisation de l'activité d'émissions d'actions sur le compartiment primaire et des réactions des cours sur le compartiment secondaire selon la conjoncture économique.***

Le coût de sélection adverse peut dépendre des contextes boursier et économique dans lesquels ont lieu les transactions de financement. L'étude des mouvements des quantités sur un marché boursier est un moyen approprié pour déceler les effets de la sélection adverse entre acheteurs et vendeurs tant sur le plan théorique qu'empirique. Lorsque le coût de sélection adverse est faible, les dirigeants devraient être plus favorables aux augmentations de capital durant la réalisation d'une phase ascendante de l'indice de marché et lorsque la réceptivité des investisseurs aux nouvelles émissions d'actions est plus importante. Pour parvenir à cette hypothèse, Lucas et McDonald (1990, p. 1021) considèrent « une période dans laquelle un nombre de firmes supérieur à la moyenne possèdent des informations privées selon lesquelles elles sont sous-évaluées. ». Ce postulat met en avant la proposition que les fluctuations de l'activité d'émissions de titres sur le compartiment primaire du marché boursier peuvent s'expliquer par les variations agrégées au cours du temps de la valeur des actifs des entreprises, c'est-à-dire par la rentabilité des titres sur le marché secondaire.

Cependant, plusieurs facteurs environnementaux pourraient influencer sur le coût de sélection adverse et les cours boursiers peuvent ne pas être indépendants de ceux-là. Ainsi, Berkovitch et Narayanan (1993), Choe, Masulis et Nanda (1993) suggèrent une association entre le placement de nouvelles actions sur le marché boursier et l'activité macro-économique. En effet, la conjoncture économique est supposée influencer les fluctuations de l'activité sur le compartiment primaire du marché boursier, en considérant les coûts des autres sources de financement indépendants du cycle économique et un coût de sélection adverse corrélé négativement à l'activité économique. Les réactions des investisseurs à l'annonce

d'émissions d'actions devraient être moins défavorables lorsque les débouchés économiques futurs des entreprises sont importants, l'effet de sélection adverse sur le coût de financement externe étant moindre dans ces conditions d'exploitation.

Le problème traité dans cet article est l'influence des conditions macro-économiques au moment de l'émission sur l'évaluation des entreprises par les investisseurs. L'anticipation de celle-ci par la direction de l'entreprise peut conditionner la décision de financement indépendamment d'une quelconque variation du niveau d'asymétrie informationnelle. Les travaux de Choe *et al.* (1993) constituent un apport fondamental de cette approche. Leur modélisation de la sensibilité du coût de sélection adverse aux fluctuations économiques (§A) permet de déduire l'influence de la conjoncture économique sur les décisions de financement (§B), en considérant ces dernières comme le résultat d'une négociation entre anciens et nouveaux actionnaires de l'émetteur.

#### ***A) Modélisation de l'incidence des fluctuations économiques sur le coût de sélection adverse.***

Soit  $P(i)$ , la valeur d'une firme 'i' composée des actifs en place évalués à  $V(i) + A(\theta)$  et d'un projet d'investissement dont les flux anticipés sont évalués à  $G(\theta)$ .  $V(i)$  est une fonction croissante de la qualité de la gestion de l'entreprise,  $i \in [0,1]$ , plus  $i$  est élevé plus la qualité est bonne ;  $i$  est distribué suivant une fonction de densité  $f(i)$  et une fonction cumulée  $F(i)$ .  $\theta$  est le niveau de la production industrielle du secteur de l'entreprise ; il est connu de l'ensemble des investisseurs<sup>3</sup>.  $\delta A/\delta \theta$  exprime la sensibilité de la valeur des actifs de l'entreprise aux conditions économiques d'exploitation des entreprises. La valeur des opportunités de croissance  $G(\theta)$  est une fonction croissante des conditions macro-économiques d'exploitation. Les entreprises sont affectées identiquement par les fluctuations de l'activité économique, c'est-à-dire que  $A(\theta)$  et  $G(\theta)$  ne sont pas spécifiques à la qualité 'i' de la gestion des firmes. De plus  $G(\theta) > I$ , le coût de l'investissement, quelle que soit l'activité économique, le taux de rentabilité est positif. L'asymétrie d'information porte

---

<sup>3</sup> Le cycle économique est défini par la succession de phases de croissance et de récession de la production effective. Les variations positives et négatives de  $\theta$  représentent cette succession dans le modèle.

exclusivement sur la valeur des actifs en place  $V(i)$  – provenant du fait que seul le dirigeant connaît la qualité de la firme – et non sur  $G$ .

Le dirigeant doit prendre la décision de financement suivante : quel titre émettre pour financer l'investissement ? Celui-ci peut décider d'émettre de la dette pour le montant de l'investissement. Les créanciers font supporter à la firme un coût de transaction,  $\pi X$ , indépendant de la firme et du niveau d'activité dans l'économie. Le dirigeant peut vendre une partie du capital  $\alpha$  sur le marché financier, au prix  $P_E$  (défini ci-dessous)<sup>4</sup>, tel que  $\alpha.P_E = I$ . Dans ce cas, la firme supporte un coût de sélection adverse. La valeur des actions existantes,  $S$ , de la firme 'i' selon les deux options de financement est représentée par les équations n° 1 et 2. La politique de financement est déterminée par l'arbitrage<sup>5</sup> qu'effectue le dirigeant entre le coût de financement par fonds propres et le coût de financement par dettes afin de maximiser la valeur du patrimoine des anciens actionnaires ( $S$ ).

$$\text{Équation n° 1 : } S = V(i) + A(\theta) + G(\theta) - I - \pi X$$

$$\text{Équation n° 2 : } S = (1-\alpha(\theta)) [V(i) + A(\theta) + G(\theta)]$$

L'entreprise 'i\*' est celle pour qui la valeur des actions anciennes  $S$  est identique quelle que soit la stratégie de financement. Elle est indifférente à la modalité de financement de l'investissement lorsque :

$$\text{Équation n° 3 : } (1-\alpha(\theta)) [V(i^*) + A(\theta) + G(\theta)] = V(i^*) + A(\theta) + G(\theta) - I - \pi X$$

---

<sup>4</sup> Plus précisément afin de tenir compte de l'environnement économique, la formulation est la suivante :  $\alpha(\theta) = I / P_E(\theta)$  est la fraction du capital devant être vendue afin de financer l'investissement  $I$ . De plus,  $\alpha(\theta)$  n'est pas fonction de 'i' car elle est fixée par les entreprises correctement évaluées par le marché qui cherchent à limiter la dilution du capital et le nombre d'actions à émettre. En effet, les firmes sous-évaluées n'émettent pas d'actions dans l'intérêt de leurs actionnaires et les entreprises surévaluées ne peuvent émettre une quantité supérieure d'actions à celle de l'entreprise indifférente ou d'équilibre 'i\*' sous peine de se signaler. Dans ce dernier cas, l'ajustement des cours à la baisse accroît le coût de financement et réduit l'intérêt de l'émission d'actions.

<sup>5</sup> Celui-ci est dans l'intérêt des actionnaires passifs existants. Contrairement au modèle de Myers et Majluf (1984), la valeur du projet n'est pas perdue lorsque le mode financement par émission d'actions n'est pas choisi, puisque par définition  $G-I-\pi X$  est toujours positif et que la firme peut financer ses projets par dettes.

Le prix d'émission des actions  $P_E$  est déterminé par les investisseurs comme la moyenne de la valeur des actions sur le marché. Il est égal à la valeur anticipée des actions des entreprises émettrices afin d'annuler le coût de sélection adverse.  $f(i)$  correspond aux pondérations dans la moyenne des valeurs  $V(i)$ , c'est-à-dire à la probabilité d'acquérir des actions d'une entreprise de qualité 'i'. Le prix moyen est fonction du nombre d'émetteurs potentiels. Le prix d'émission des actions compte tenu de l'environnement économique,  $P_E(\theta)$ , est déterminé par les investisseurs comme la moyenne des actions sur le marché.

$$\text{Équation n° 4 : } P_E(\theta) = \frac{1}{F(i^*)} \int_{i=0}^{i=i^*} V(i) f(i) di + A(\theta) + G = \frac{1}{F(i^*)} \int_{i=0}^{i=i^*} P(i, \theta) f(i) di$$

L'aménagement des termes de l'équation n° 3 permet d'obtenir :

$$\text{Équation n° 5 : } \frac{P(i^*, \theta)}{P_E(\theta)} [I] = I + \pi X$$

- Les termes de droite de l'Équation n° 5 représentent le coût de l'investissement financé par fonds empruntés, et ceux de gauche le coût de l'investissement financé par fonds propres. Le membre de droite ne dépend ni de  $\theta$ , ni de  $i$ .

- Comme  $P(i^*) > P_E$  pour tout  $\theta$ , le coût de l'investissement par financement externe, quelle que soit la forme retenue par le dirigeant, est supérieur au montant nécessaire à l'investissement en raison des imperfections informationnelles.

- Pour  $\theta$  donné, les entreprises de bonne qualité ( $i > i^*$ ) préfèrent se financer par dettes, tandis que les entreprises de mauvaise qualité ( $i < i^*$ ) se financent en émettant des actions.

- La dérivée  $\delta[P(i^* ; \theta) / P_E(\theta)] / \delta\theta$  est négative, ce qui implique qu'une amélioration des conditions économiques réduit le coût de sélection adverse<sup>6</sup>. La qualité d'une entreprise quelconque 'i' est indépendante du cycle économique ( $\theta$ ), mais la qualité des firmes qui recourent aux émissions d'actions (pour lesquelles  $i$  est inférieure à  $i^*$ ) dépend du contexte économique.

---

<sup>6</sup> Pour ' $i^*$ ' donné, le numérateur et le dénominateur varient du même montant  $\Delta[A(\theta) + G(\theta)]$ , *i.e.* la variation de valeur des actifs des entreprises engendrée par la variation du niveau de la production sectorielle. Mais le numérateur – la valeur de la firme neutre – étant plus élevé que le dénominateur – la valeur moyenne –, le ratio se réduit (tant que  $P(i^* ; \theta)$  est supérieur à  $P_E(\theta)$ ).

- La dérivée  $\delta[P(i^* ; \theta) / P_E(\theta)] / \delta i^*$  est positive, ce qui suggère que la dilution de la richesse des actionnaires existants augmente avec l'écart entre la qualité de la firme neutre et la qualité moyenne des émetteurs d'actions. Plus la qualité de la firme émettrice est bonne, plus son cours observé est sous-évalué par le marché, plus le coût de sélection adverse est important.

L'intérêt de la modélisation est de faciliter la déduction des prédictions théoriques en matière de politique de financement des entreprises au niveau macro.

### ***B) Implications sur la politique de financement des entreprises***

Les prédictions du modèle théorique sont de deux ordres : la réaction des cours à l'annonce d'une émission d'actions puis, le nombre et le montant de capitaux émis périodiquement.

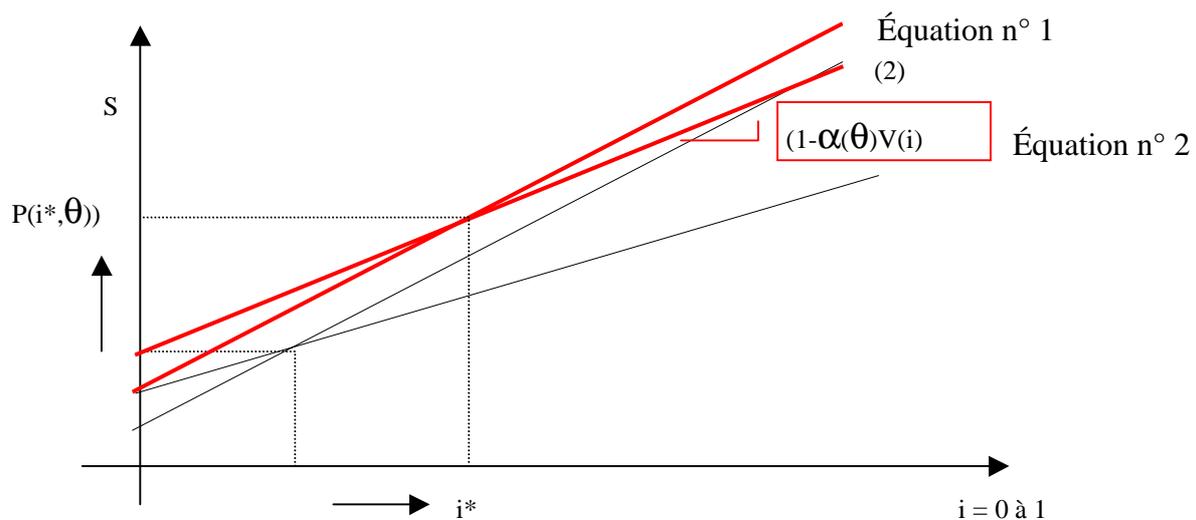
Comme dans le modèle de Myers et Majluf (1984), les investisseurs identifient que la valeur des anciennes actions  $S$  est maximisée en fonction des coûts de financement si le dirigeant émet des obligations lorsque  $i > i^*$  ou s'il émet des actions lorsque  $i < i^*$ . Le marché prend connaissance avec l'annonce d'une émission d'actions que la valeur de la firme émettrice est inférieure à celle de l'entreprise, « d'équilibre » ou indifférente ' $i^*$ '. La décision d'émettre de la firme de qualité ' $i$ ' révèle la surévaluation de ses actifs. Le prix moyen  $P_E$  sur le marché s'ajuste à la baisse ; ce qui tend à accroître le coût de l'investissement après financement.

L'Équation n° 5 traduit que le coût de financement par dette est indépendant du contexte économique. Conséquemment, une firme de qualité ' $i$ ' juste supérieure à celle de l'entreprise neutre  $i^*$ , qui finançait son investissement par fonds empruntés avant la croissance économique, préfère se financer par fonds propres durant la réalisation d'une phase d'expansion du cycle économique. Par rapport à la phase précédente du cycle, une émission d'actions est préférable à l'endettement au vu de la valeur des titres. Qui plus est, ' $i^*$ ' s'accroît lorsque  $\Delta\theta > 0$  afin de rétablir l'équilibre de l'Équation n° 5. Dans le Graphique n° 1, l'amélioration des conditions économiques entraîne qu'un nombre plus important de

firmes ont intérêt à émettre des actions (déplacement de 'i\*' vers la droite<sup>7</sup>). Autrement dit, la proportion des firmes qui choisissent un financement par actions augmente avec la croissance économique en raison d'une réduction du coût de sélection adverse. La réalisation d'une expansion économique conduit à ce que, sur le marché, la qualité de l'entreprise indifférente à la nature du financement soit plus élevée. Dans le modèle, les propositions suivantes sont équivalentes :

- la qualité des émetteurs présents sur le marché s'améliore avec la croissance économique ;
- le nombre d'émetteurs d'actions augmente avec la croissance économique ;
- le coût de la sélection adverse est plus faible durant les phases de croissance économique.

Graphique n° 1 : Fluctuations macro-économiques, valeur des actions et mode de financement.



Le modèle présenté éclaire sensiblement la compréhension des choix financiers selon le contexte économique tant au niveau micro que macro, en apportant plusieurs hypothèses testables sur le marché français. **Selon ses prédictions, l'activité sur le compartiment primaire du marché boursier s'accroît avec le rythme de la croissance économique en raison d'un coût de la sélection adverse plus faible qu'en période de récession**

<sup>7</sup> Visuellement sur le Graphique n° 1, la pente de l'équation n° 2 se modifie. Comme  $\alpha(\theta) = I / P_E(\theta)$ , pour  $I$  donné, la pente  $(1-\alpha(\theta))$  varie dans le sens de  $\theta$ . En effet, la fraction du capital à vendre est une fonction négative du prix de vente, lequel est une fonction positive du niveau d'activité économique - i.e.  $\delta P_E(\theta) / \delta \theta = \delta [A(\theta) + G(\theta)] / \delta \theta > 0$ .

**économique (H1)<sup>8</sup>. La réaction des cours à l'annonce d'une émission d'actions est moins défavorable (plus favorable si elle est positive) à l'émetteur lorsque les débouchés économiques sont importants car le coût de sélection est plus faible (H2)<sup>9</sup>. Choe *et al.* (1993) soutiennent qu'au fil du cycle d'affaires, les taux de rentabilité à l'annonce d'une émission sont associés positivement au volume d'activité d'émissions d'actions, si les effets prix et quantité de la sélection adverse sont liés (H3).**

L'étude de Bayless et Chaplinsky (1996) portant sur l'effet du volume d'activité d'émissions sur le marché primaire sur la réaction des cours à l'annonce d'une émission d'actions permet d'élargir le débat en interrogeant l'autonomie des fluctuations de l'activité d'émissions. Dans ce cas, la réaction des cours à l'annonce est négativement corrélée au volume de capitaux émis mensuellement, si celui-ci appréhende la réceptivité du marché des nouvelles émissions d'actions, indépendamment du niveau d'activité macro-économique. La nature de la concentration de l'activité est un autre point de divergence entre les analyses de Choe *et al.* (1993) et celles de Bayless et Chaplinsky (1996). Pour les premiers, c'est le nombre d'émetteur qui augmente. Pour les seconds, la fenêtre d'opportunité concerne l'ensemble des entreprises ; le coût est plus faible pour toutes les entreprises. La réaction des investisseurs aux annonces d'augmentation de capital devrait être indépendante des caractéristiques des émetteurs si les concentrations sont autonomes ; c'est-à-dire au niveau macro et non plus de l'émetteur, compte tenu de la définition de la fenêtre d'opportunité<sup>10</sup>. Dans quelle mesure la relation supposée par l'hypothèse 3 est-elle liée aux fluctuations économiques ou aux facteurs organisationnels (les caractéristiques de l'émetteur et de l'émission) ? Au total, la Figure n° 2 retrace les hypothèses et les concepts impliqués dans ce chapitre.

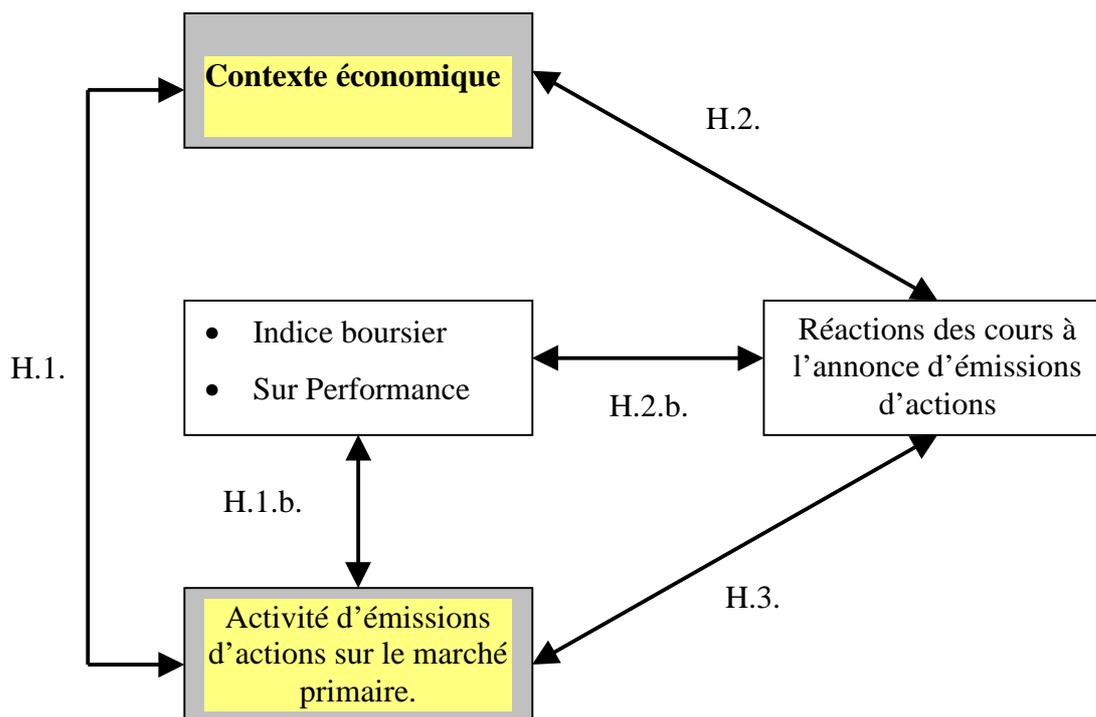
---

<sup>8</sup> Une corrélation positive est anticipée entre l'activité primaire du marché boursier et l'indice des prix des actions indépendamment du niveau de l'asymétrie d'information entre dirigeants et investisseurs en supposant que le coût de sélection adverse est moindre durant les marchés haussiers. Cependant, cette hypothèse ne peut être différenciée empiriquement de H1 si le marché boursier anticipe le contexte économique à court terme.

<sup>9</sup> La réaction des cours à l'annonce est positivement associée à l'indice des prix des actions en supposant que les marchés haussiers caractérisent des coûts de sélection adverse plus faibles.

<sup>10</sup> P. 255 : « *we define windows of opportunity to be time periods when information costs are reduced for all firms* ».

Figure n° 2 : Relations entre les hypothèses H.1 à H.3



La suite de cet article est dédiée en premier lieu à la mesure de l'activité d'émissions d'actions sur le compartiment primaire du marché boursier en France entre 1982 et 1997 conjointement aux fluctuations économiques. En second lieu, l'article présente l'étude du comportement des cours à l'annonce d'émissions d'actions durant les phases du cycle économique et en fonction du niveau d'activité d'émissions entre 1990 et 1996.

## **Section 2 : L'activité sur le marché primaire français est-elle conditionnée à la conjoncture économique ?**

Cette section poursuit l'objectif d'éprouver empiriquement l'hypothèse selon laquelle l'augmentation de l'activité d'émissions d'actions sur le compartiment primaire du marché boursier est liée à la simultanéité de l'appel public à l'épargne des entreprises lorsque le coût de sélection adverse est faible durant les périodes économiquement favorables. Cette hypothèse a été testée sur le marché américain par Choe *et al.* (1993) sur la période 1971 à 1991, puis par Bayless et Chaplinsky (1996) entre 1968 à 1991. En France, Dereeper (1999) a réalisé une étude sur un échantillon composé de 308 augmentations de capital par émissions d'actions entre 1989 et 1997, dans laquelle il effectue plusieurs tests liés au volume mensuel

d'émissions. Cependant, les conclusions empiriques ne sont pas clairement identifiées en raison, semble-t-il, des diverses modalités de mesure du volume d'activité sur le compartiment primaire. Choe *et al.* (1993) expliquent 35 % d'une mesure des émissions d'actions relative aux émissions de titres, notamment à partir des estimateurs du cycle d'affaires. Ils notent aussi la faiblesse de la relation avec les performances boursières et les taux d'intérêt. Bayless et Chaplinsky (1996) proposent une mesure qualitative de l'activité d'émissions sur le compartiment primaire américain. Cependant, ils observent que la conjoncture économique n'est pas suffisamment différente entre les périodes pour expliquer la chaleur du marché primaire, au contraire de la rentabilité des cours boursiers. Aucune des variables économiques et boursières sélectionnées par Dereeper (1999) n'explique le volume d'activité primaire sur le marché français entre 1989 et 1997.

Après avoir proposé une mesure de l'activité d'émissions d'actions sur le compartiment du marché primaire français (§A), cette section présente les résultats de nouvelles spécifications de tests sur la période 1982 – 1997 (§B).

### ***A) Une mesure empirique de l'activité d'émissions d'actions.***

L'activité d'émissions de nouveaux titres sur le compartiment primaire du marché boursier est appréciée grâce à une mesure quantitative : le nombre d'émissions et le volume des produits bruts de chaque émission<sup>11</sup>. Néanmoins, les recherches antérieures de Manuel, Brooks et Schadler (1993) soulignent l'importance des saisons sur l'interprétation des tests sur les données américaines<sup>12</sup>. Dereeper (1999) aboutit à des conclusions similaires sur des

---

<sup>11</sup> D'autres estimations sont disponibles. Choe *et al.* (1993) mesurent une fréquence mensuelle relative des émissions d'actions par rapport aux émissions de dettes afin d'éviter un effet taille. Pour chaque mois  $t$ , ce ratio est construit en rapportant la valeur de marché des émissions d'actions mensuelles à la valeur des nouveaux capitaux propres, des obligations convertibles et des autres dettes financières émises pour l'ensemble de l'échantillon. Bayless et Chaplinsky (1996) mesurent le volume d'activité sur le marché primaire, soit par le montant nominal des émissions d'actions, soit par le montant réel (en transformant par l'indice des prix à la consommation), soit selon une mesure relative. Cette dernière est obtenue en rapportant le volume mensuel nominal à la valeur (en fin de mois) des actions en circulation, afin de contrôler les changements de prix du marché boursier et la croissance du secteur industriel au fil du temps. Dereeper (1999, p. 450) mesure, à partir de 308 augmentations de capital réalisées sur les marchés boursiers français entre 1989 et 1997, le nombre mensuel d'opérations ainsi que le volume mensuel déflaté de capitaux collectés par émissions d'actions. Les volumes peuvent être appréhendés qualitativement à partir de la « chaleur » du marché selon Chapuis (2002).

<sup>12</sup> Cette hypothèse est déduite du modèle de Lucas et McDonald (1990)

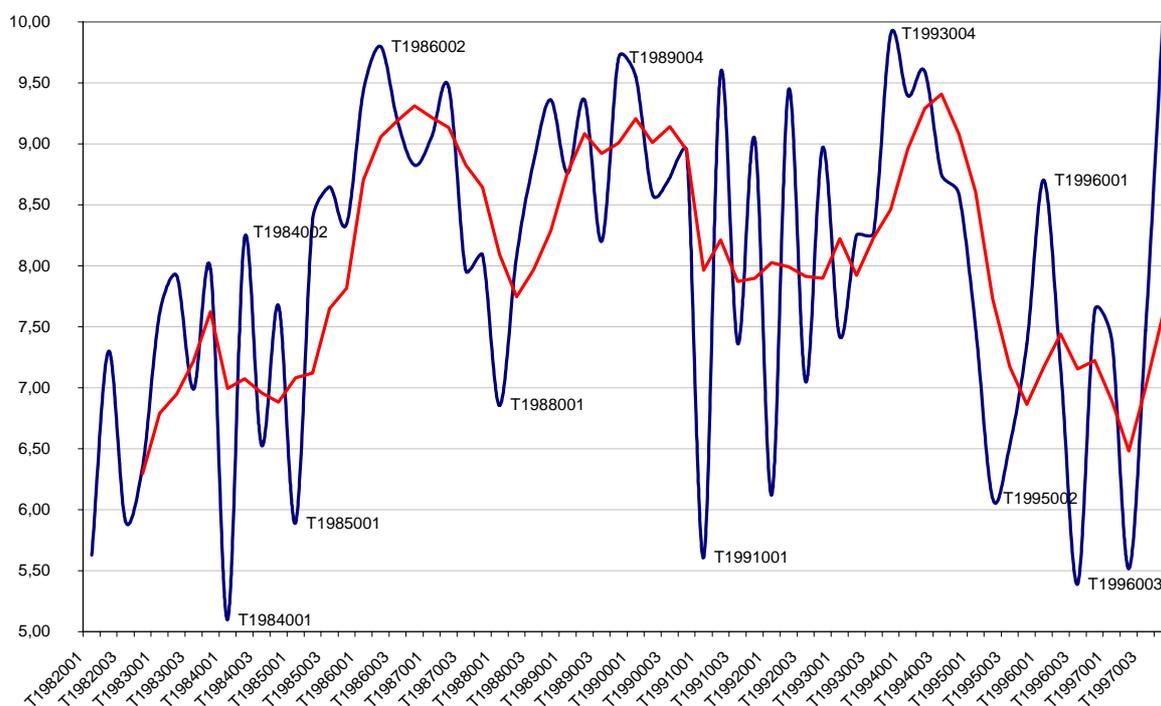
données françaises. Leurs travaux suggèrent que l'activité est influencée par des phénomènes saisonniers *infra* annuels.

Entre 1982 et 1997, une base de données a été constituée à partir de l'inventaire dans l'Année Boursière éditée par la SBF, de 830 émissions de titres donnant accès au capital social des entreprises cotées. Les valeurs exprimées en millions de francs sont systématiquement transformées par l'indice des prix à la consommation afin d'éliminer l'effet de l'inflation. Plusieurs périodicités peuvent être retenues pour mesurer l'activité primaire dans les hypothèses à tester. Pour la première hypothèse H1, une périodicité trimestrielle semble mieux adaptée car celle-ci correspond à la fréquence des variables macro-économiques. La deuxième hypothèse H2 nécessite de recourir à une périodicité mensuelle, censée appréhender le comportement des investisseurs au moment où les opérations sont réalisées. Les statistiques descriptives sont indiquées dans le Tableau n° 1 et présentées dans le Graphique n° 2 sous la forme d'une série trimestrielle transformée par le logarithme et lissée selon un processus de moyenne mobile d'ordre 4 (dans le but d'éliminer la saisonnalité).

Tableau n° 1 : Statistiques descriptives de l'activité mensuelle sur le compartiment primaire du marché boursier français entre 1982 et 1997 (en millions de F).

Montants collectés	355 597,44	Nombre d'émetteurs	524
Moyenne mensuelle	1 852,07	Premier quartile	179,36
Minimum	0,00	Médiane	827,44
Maximum	18 897,67	Troisième quartile	2 539,75

Graphique n° 2 : Évolution de l'activité trimestrielle d'émissions d'actions nouvelles sur le compartiment primaire du marché boursier français entre 1982 et 1997 (en produits bruts d'émissions).



**Légende :** Le graphique représente la somme trimestrielle des produits bruts des émissions réalisées par les entreprises cotées sur le compartiment primaire du marché boursier parisien de 1982 à 1997 ainsi que la moyenne mobile sur 4 périodes (échelle logarithmique).

La saisonnalité de l'activité sur le compartiment primaire est testée sur la série des produits bruts et du nombre d'émissions à partir de l'échantillon de 830 émissions réalisées entre 1982 et 1997. Dereeper (1999) a testé cette hypothèse sur le marché français avec un échantillon ( $n = 308$ ) partiellement identique à celui utilisé ici ( $n = 830$ ). Il indique (p. 452) la présence d'un cycle annuel pour les augmentations de capital sur le marché français durant la période de 1989 à 1997.

Tableau n° 2 : Les valeurs moyennes du volume de capitaux émis et du nombre d'opérations pour chaque mois durant la période 1982 à 1997 (n = 830).

Mois	Volume mensuel moyen de capitaux émis en MF	Nombre mensuel moyen d'opérations
Janvier	1271,56	3,66
Février	1595,98	3,23
Mars	1442,96	3,84
Avril	1463,60	3,93
Mai	1748,93	5,31
Juin	3742,08 ***	9,43 ***
Juillet	1651,16	4,66
Août	216,04 ***	1,91 ***
Septembre	1444,97	4,31
Octobre	3490,21	5,37
Novembre	1900,16	4,43
Décembre	2124,51	5,00

**Légende :** Le volume mensuel moyen de capitaux émis est déflaté par l'indice mensuel des prix à la consommation. La significativité des données est mesurée à partir du test de Wilcoxon qui compare les rangs des observations d'un mois précis par rapport aux rangs des observations de la totalité des autres mois. Une probabilité de 1 % de rejeter à tort l'absence de différence est signalée par \*\*\*.

Au vu des résultats, le mois de juin est le plus actif en volume de capitaux émis et en nombre d'opérations. À l'inverse, le mois d'août est le plus calme<sup>13</sup>. Les statistiques confirment les résultats de Dereeper (1999), à l'exception du mois d'octobre qui ne semble pas particulièrement plus actif sur l'échantillon le plus grand. Afin de réduire l'influence des variations saisonnières, la mesure (mensuelle) de l'activité sur le marché primaire retenue est obtenue en lissant la somme mensuelle des produits bruts des émissions d'actions par un processus de moyenne mobile d'ordre 6. Les résultats conduisent à la nécessité de considérer systématiquement un effet temporel dans les tests d'hypothèses.

---

<sup>13</sup> Les tests sont reproduits selon la périodicité adaptée à chaque hypothèse. Pour la mesure trimestrielle constituée en additionnant et en déflatant les produits des émissions, les tests de Kruskal-Wallis, permettant d'éprouver globalement l'hypothèse de saisonnalité, n'est pas significatif au seuil de 5 % ( $\chi_3^2 = 6,996$  ; p = 7,2 %).

***B) Les niveaux d'activité sur le compartiment primaire en France sont liés aux fluctuations macro-économiques.***

Les augmentations de capital, effectuées par les entreprises cotées sous forme d'émissions d'actions nouvelles, devraient être réalisées le plus souvent durant les phases de croissance du cycle économique de la production industrielle, et à l'approche des pics du cycle boursier si les dirigeants maximisent la valeur des titres des actionnaires dans la firme. Les résultats empiriques de Choe *et al.* (1993), qui confirment cette hypothèse, sont remis en cause par ceux de Bayless et Chaplinsky (1996), qui tendent à montrer l'absence d'évidence empirique forte. De même sur le marché français, les résultats de Dereeper (1999) soulignent l'absence de relation. Cependant, les particularités de l'économie française (peu de récession) et la taille de l'échantillon pourraient influencer les conclusions des tests de cette hypothèse. L'environnement économique est appréhendé à partir de l'indice de la production industrielle et de ses indicateurs avancés, censés décrire quantitativement les fluctuations économiques. Les tests sont réalisés en contrôlant si la hausse des cours boursiers est corrélée aux volumes d'activité

L'évolution de l'activité macro-économique est mesurée par le taux de croissance trimestriel du PIB brut (sans les variations de prix). Un coefficient positif confirmera la théorie testée. La structure à terme des taux, représentée par l'écart logarithmique entre le taux long terme et le taux à court terme à la fin du trimestre  $t$ , est utilisée pour appréhender les fluctuations macro-économiques. L'hypothèse testée suggère que le coefficient de régression du volume mensuel d'émissions d'actions sur la structure à terme de taux est négatif – signalant que l'activité primaire s'accroît jusqu'au point de retournement haut conjoncturel. L'écart de qualité de signature mesure, pour une échéance donnée, la différence entre le taux actuariel des emprunts des entreprises privées et le taux actuariel des bons du trésor public. L'hypothèse en question implique que le coefficient de régression entre l'écart de qualité de signature et l'activité d'émissions d'actions sur le compartiment primaire est négatif – signalant que les émissions sont peu nombreuses lorsque le risque macro-économique augmente. Le contexte sur le compartiment secondaire du marché boursier pourrait interférer avec les décisions des agents sur le compartiment primaire. La théorie soutient une relation positive entre le volume d'activité et la croissance des cours, appréhendée à partir du taux de rentabilité trimestriel de l'indice SBF 250 à la fin du trimestre considéré. Dans la mesure où

les conditions environnementales sont censées persister d'une période à l'autre, une variable décalée du volume a été introduite.

Le tableau suivant présente les résultats de plusieurs spécifications empiriques à propos du volume d'activité mesuré mensuellement par le produit brut des émissions, puis par le nombre d'émissions. Ces résultats seront alors mis en relief avec ceux des recherches antérieures.

Tableau n° 3 : Régressions du volume trimestriel d'activité sur le compartiment primaire du marché boursier français entre 1982 et 1997 selon la conjoncture économique.

<b>VOLUME : PRODUITS BRUTS D'EMISSIONS D' ACTIONS (EN LOGARITHME)</b>				
Nombre de trimestres observés	64			
R-deux ajusté	0,157 **	0,173 ***	0,232 ***	0,207 ***
Durbin Watson	1,734	1,698	2,273	2,155
Test Belsey Kuh Welsch <sup>14</sup>	2,616	2,661	16,489	2,655
Trimestre ( $F_{(3,57)}$ de Fisher)	3,086 **	3,326 **	4,515 ***	4,096 **
Croissance du PIB en volume (t)	55,895 **	50,525 **	38,002	43,375
Structure à terme des taux d'intérêt (t-1)	- 1,741 **	- 1,503 **	- 1,248	- 1,637 **
Risque de signature en (t-1)	- 7,317			
Taux de rentabilité sur le trimestre (t)		- 7,316		-7,482
Volume du trimestre précédent (t-1)			0,322 **	
Erreur <sup>15</sup> de prévision du trimestre (t-1)				0,283 **
<b>VOLUME : NOMBRE D'EMISSIONS D' ACTIONS</b>				
Nombre de trimestres observés	64			
R-deux ajusté	0,321 ***	0,367 ***	0,421 ***	0,444 ***
Durbin Watson	2,019	2,140	2,211	2,126
Test Belsey Kuh Welsch	2,625	2,687	3,588	6,354
Trimestre ( $F_{(3,57)}$ de Fisher)	7,289 ***	7,987 ***	11,825 ***	11,567 ***
Croissance du PIB en volume	41,546 ***	37,011 **	29,930	27,885
Structure à terme des taux d'intérêt	-11,03 ***	- 9,019 **	- 7,621 **	- 6,515 **
Risque de signature en (t-1)	-29,45			
Taux de rentabilité sur le trimestre (t)		- 6,179 **		- 4,563
Nombre d'émissions du trimestre (t-1)			0,398 ***	0,355 ***

<sup>14</sup> La statistique de ce test correspond à la racine carrée du rapport de la première à la dernière valeur propre de la matrice de variance covariance. Une valeur inférieure à 15 (supérieure à 30) permet d'accepter (de rejeter) l'absence de colinéarité des variables explicatives.

<sup>15</sup> Il apparaît une forte corrélation entre les variables explicatives (colinéarité), qu'il convient de corriger en estimant un résidu de prévision. La première étape consiste à estimer une prévision du volume sur un indicateur avancé de l'économie (la structure à terme des taux d'intérêt) et sur le taux de croissance trimestriel du PIB. En comparant cette prévision au volume réalisé, le résidu est indépendant des autres variables explicatives et il conserve son pouvoir explicatif. Cette variable traduit le nombre plus ou moins important d'émissions d'actions attendues compte tenu des informations économiques disponibles. Un coefficient négatif traduit un retour à la moyenne et un coefficient positif, la persistance des phases d'un cycle.

**Légende :** La variable dépendante est, soit le logarithme des produits bruts d'émissions d'actions par trimestre, soit le nombre d'émissions d'actions par trimestre. Le facteur explicatif est la conjoncture économique appréhendée par les indicateurs du cycle économique (taux de variation du PIB et structures des taux). Les régressions sont contrôlées par la croissance des cours boursiers et un effet temporel (cet effet testé par une statistique F de Fisher, est toujours significatif). Une probabilité inférieure à 1 % (5 %) de rejeter à tort l'hypothèse testée est signalée par <sup>\*\*\*</sup>(<sup>\*\*</sup>).

Globalement, la théorie éprouvée n'est pas empiriquement rejetée, même si les deux mesures n'aboutissent pas à des conclusions strictement identiques. L'explication du volume des produits bruts par la théorie proposée est faible, même si cette dernière n'est pas contredite par les faits observés. Les conditions de la régression linéaire sont respectées. Dans le détail de l'étude des produits bruts trimestriels des émissions, les périodes de croissance du PIB traduisent un volume plus important. Cependant, le contrôle dans les régressions de facteurs liés au contexte boursier accroît la probabilité de rejet à tort de cette hypothèse au-delà du seuil de 5 % (entre 6 et 13 %). L'influence de la structure à terme des taux d'intérêt est probablement négative, mais extrêmement ténue puisque le niveau de signification varie entre 5 et 11 %. Le contexte boursier sur le marché secondaire censé influencer l'activité primaire, ne semble pas affecter le montant de fonds collectés par les entreprises. En raison d'une probable autocorrélation d'ordre un du volume trimestriel ( $p = 7,4\%$ ), l'erreur de prévision du volume à partir des informations économiques permet de prévoir l'activité du trimestre suivant. Le coefficient traduit une persistance dans le temps du volume.

La qualité de la théorie proposée pour étudier le volume à partir du nombre d'opérations réalisées trimestriellement est de meilleure qualité. Le  $R^2$  varie de 28 à 44 %. Les variables économiques présentent le signe anticipé ; alors que les variables boursières (la croissance des cours) pourraient présenter un signe opposé à celui prévu. Le nombre moyen d'émissions est supérieur lorsque le rythme de croissance est soutenu. Les variables économiques sont capturées aussi partiellement par le climat boursier. Plus l'écart de taux à terme est faible (traduisant le retournement conjoncturel haut d'un cycle), plus le nombre d'opérations est important. La croissance des cours influe négativement sur le nombre d'émissions d'actions, lorsque aucune variable retardée est introduite. Ce résultat est différent du volume en valeur et tend à infirmer la théorie de la sélection adverse selon laquelle les entreprises favorisent les émissions d'actions lorsque le marché a été récemment haussier. Enfin, aucune autocorrélation n'apparaît dans les spécifications estimées à propos de l'introduction de la variable retardée. Cette mesure de l'activité d'émissions de nouveaux

titres présente aussi une certaine persistance (autocorrélation d'ordre 1 significativement positive) ; le nombre d'émissions d'actions est important lorsqu'il l'était récemment.

Ces résultats sont comparables à ceux de la littérature. Choe *et al.* (1993) obtiennent un  $R^2$  de 35 %, avec des niveaux de signification des variables économiques plus importants. Ils estiment que, ni la performance des cours, ni les variations de taux d'intérêt n'ont un pouvoir explicatif significatif, lorsque les variables économiques sont introduites (p. 18). Les  $R^2$  ajustés obtenus ici sont plus importants que ceux de Dereeper (1999), vraisemblablement en raison de la forme de l'introduction du phénomène saisonnier. Il ne distingue aucun changement de l'activité d'émissions d'actions selon la croissance du PNB ou de la FBCF. Aucune des variables boursières (taux de rentabilité et variance de l'indice) n'est significative selon son tableau n° 14 (*op. cit.* p. 458).

Au total, quelle que soit la mesure retenue (les produits bruts des émissions ou le nombre périodique d'émissions), les conclusions conduisent à accepter identiquement l'hypothèse 1, à l'exception de l'influence négative des cours boursiers. En outre, la persistance temporelle du volume suscite un intérêt à l'analyse qualitative de l'activité primaire réalisée dans Chapuis (2002).

### **Section 3 : Les réactions des cours à l'annonce d'une émission d'actions en France sont-elles liées à la conjoncture macro-économique et à l'activité sur le compartiment primaire ?**

Dans un contexte d'asymétrie informationnelle entre partenaires financiers, les réactions des actionnaires à l'annonce d'opérations de financement peuvent se porter sur les prix d'équilibre sur le marché boursier. La réaction des cours à l'annonce d'une émission de titres correspond au taux de rentabilité anormal moyen de l'action autour de la date d'annonce de l'opération de capital par rapport au taux de rentabilité espéré grâce à un modèle d'évaluation des actifs financiers. Dans la plupart des études françaises, les déterminants des réactions des cours sont propres à l'émetteur et aux caractéristiques de leurs émissions. Les conclusions des tests réalisés ne sont pas clairement établies dans les études de Hamon et Jachquillat (1992), Hachette (1994) et Gajewski et Ginglinger (1996) par exemple. Dereeper

(1999) trouve des réactions significativement négatives à la date du conseil d'administration autorisant l'augmentation de capital et l'émission d'actions.

Cependant, le schéma développé dans l'étude de l'influence des fluctuations économiques sur les décisions de financement sous-tend que la réaction des partenaires financiers à l'annonce d'une opération d'augmentation de capital dépend du contexte économique dans lequel elle se déroule. Le débat se déplace vers la question de l'influence sur la réaction des investisseurs sur le marché secondaire à l'annonce d'une émission d'actions nouvelles selon, respectivement, l'environnement non spécifique et les informations spécifiques. Quelle est la réaction moyenne du marché selon la conjoncture économique ? Par une approche empirique originale, la méthode retenue pour résoudre ce problème consiste à évaluer si la réduction des taux de rentabilité anormaux durant les périodes de croissance économique est liée aux effets de la sélection adverse sur le marché boursier, qui sont moindres durant ces périodes, en contrôlant les facteurs traditionnels (H2). Les résultats empiriques des études antérieures militent faiblement en faveur de cette hypothèse. Les travaux pionniers de Choe *et al.* (1993) soulignent le manque d'évidence empirique ( $R^2 < 10\%$ ) ; leurs résultats dépendent de l'échantillon sélectionné et des estimateurs retenus. Bayless et Chaplinsky (1996) ne concluent à une relation entre la réaction des cours et les facteurs économiques que si l'émission est réalisée sur un marché primaire particulièrement actif. Qui plus est, la théorie de Choe *et al.* (1993) prédit que le nombre d'émissions d'actions réalisées est plus important durant les périodes où la réaction des investisseurs à l'annonce est moindre, dans la mesure où celle-ci représente le coût de sélection adverse (H3). Cependant, les travaux sur le marché français de Dereeper (1999), qui conclut à l'absence de relation, vont à l'encontre des résultats empiriques américains.

Cette section s'articule autour de l'extraction de la réaction des cours à l'annonce d'une émission d'actions sur le marché français à partir de la méthode des études d'événements (§A). Les résultats ainsi produits sont contrôlés en fonction des facteurs spécifiques à l'émission et à l'émetteur, puis des estimateurs macro-économiques et des estimateurs du volume d'activité sur le marché boursier primaire (§B).

## ***A) La méthodologie de l'étude d'événements et de l'extraction des taux de rentabilité anormaux***

Une méthodologie des études d'événements (Hamon et Jacquillat, 1992 ; Hachette, 1994) est mise en œuvre sur un échantillon français d'augmentations de capital afin d'extraire les taux de rentabilité anormaux moyens à l'annonce de ces opérations et de tester leur significativité. La réalisation de l'étude réside dans les choix d'une date d'événement, du modèle théorique et de l'échantillon.

L'étude d'événements consiste à mesurer la réaction des cours à la date d'événement  $t = 0$  lors de la publication de l'autorisation de la COB, donnée à l'émetteur pour augmenter son capital social en numéraire. Les études menées par Hamon et Jacquillat (1992), Hachette (1994), Cotillard (1996), Chollet et Ginglinger (1996), Gajewski et Ginglinger (1998) et Dereeper (1999) mettent en évidence la sensibilité des résultats au choix d'une date d'événement, à la nature du titre émis (actions sèches, ABSA, OC, OBSA), et au mode d'émission (directe ou avec DPS, avec ou sans garantie bancaire de bonne fin). La fenêtre de l'étude retenue est de  $[-10 ; +10]$  séances de bourse autour de la date de parution du visa de la COB autorisant l'émission d'actions ( $t = 0$ ). Ce choix permet éventuellement de laisser apparaître les réactions des investisseurs aux autres dates importantes de la réalisation d'une augmentation de capital.

Le modèle appliqué afin d'obtenir le taux de rentabilité espéré sur la fenêtre entourant l'événement est le modèle de marché à un facteur sur la période d'observation  $t = -160$  à  $t = -11$  séances. L'indice de marché utilisé est le SBF 250 en rentabilité globale. Les taux de rentabilité des titres des émetteurs sont mesurés quotidiennement à partir du dernier cours coté corrigé des opérations sur le capital. Tous les intervenants du marché boursier sont censés prendre simultanément connaissance de l'information à la date du visa de la COB et l'asynchronisme des données est ignoré. Seuls sont retenus les titres dont les cours sont disponibles dans la base de données AFFI-SBF. S'il manque des données durant la période d'événement, l'émission n'est pas comptabilisée dans l'échantillon. S'il manque moins de 5 données durant la période d'observation, les cours sont lissés (par interpolation linéaire).

L'échantillon est constitué de 77 émissions d'actions réalisées en France entre mai 1990 et octobre 1996, établi à partir du rapport annuel de la COB et de l'Année Boursière.

L'ensemble des émissions d'actions réalisées durant cette période sur le marché français représente 239 opérations (tous marchés confondus), sélectionnées en raison de la disponibilité des cours des émetteurs et de la significativité du coefficient *bêta* du modèle de marché durant la période d'observation<sup>16</sup>.

La technique des études d'événements consiste à étudier l'évolution des cours des titres à la date de réalisation d'un événement. La mesure utilisée, le taux de rentabilité anormal  $RA_{it}$ , est la différence entre le taux de rentabilité observé par un titre  $i$  à la date  $t$ ,  $R_{it}$ , et son taux de rentabilité anticipé par le modèle de marché  $E(R_{it})$  (cf. Équation n° 7). Ce dernier taux est obtenu en deux temps. Il s'agit en premier de réaliser une régression linéaire des (160-11) taux de rentabilité observés du titre  $i$  sur le taux de rentabilité de l'indice retenu afin d'estimer les coefficients du modèle spécifié. En second, ces coefficients sont utilisés pour établir, grâce au taux de rentabilité de l'indice durant la fenêtre  $R_{mt}$ , la prévision des 21 taux de rentabilité du titre  $i$  durant la fenêtre entourant l'événement (cf. Équation n° 6). Le taux de rentabilité anormal moyen à la date  $t$ ,  $RAM_t$ , est la moyenne des  $RA_{it}$  à cette date. Sous l'hypothèse nulle  $H_0$  selon laquelle les cours ne réagissent pas à la réalisation de l'événement étudié, le taux de rentabilité anormal est distribué selon une loi de Student T ; il est obtenu de la manière suivante :

$$\text{Équation n° 6 :} \quad E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt}$$

$$\text{Équation n° 7 :} \quad RA_{it} = R_{it} - E(R_{it})$$

En coupes instantanées : sous  $H_0$ .

$$\text{Équation n° 8 :} \quad RAM_t = \frac{1}{N} \sum_i RA_{it}$$

$$\text{Équation n° 9 :} \quad \sigma(RAM_t) = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_i (RA_{it} - RAM_t)^2}$$

---

<sup>16</sup> Chapuis (2002) distingue la nature des titres en constituant un second échantillon de 59 émissions sèches et de 18 ABSA, sans parvenir à des conclusions divergentes.

Équation n° 10 :

$$T_{RAM} = \frac{RAM_t}{\frac{\sigma(RAM_t)}{\sqrt{N}}} \rightarrow T_{N-1}.$$

Ces tests paramétriques de moyenne nulle supposent que la distribution des  $RA_{it}$  suive une loi de Laplace-Gauss et donc que les  $RAM_t$  soient également distribués normalement. En outre, par hypothèse les  $RA_{it}$  sont indépendamment et identiquement distribués<sup>17</sup>. Afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité des variances entre les résidus de la régression (voir Armitage, 1998), les tests sont réalisés en standardisant les  $RA_{it}$  de la manière suivante.

Équation n° 11 :

$$SRA_{it} = RA_{it} / \sigma(RA_{it})$$

Équation n° 12 :

$$\sigma(RA_{it}) = \sqrt{\frac{1}{T-2} \sum_{t=-160}^{-11} RA_{it}^2}$$

La statistique de test Z, estimée à la date t en calculant la moyenne des  $SRA_{it}$ , suit une loi normale centrée réduite sous l'hypothèse nulle.

Équation n° 13 :

$$SRAM_t = \frac{1}{N} \sum_i SRA_{it}$$

Équation n° 14 :

$$Z_t = SRAM_t / \sqrt{N} \rightarrow N(0,1)$$

Les résumés statistiques des taux de rentabilité anormaux moyens pour chaque date t autour de la date d'événement sont indiqués dans le tableau suivant. Les taux de rentabilité anormaux des titres des émetteurs à la date de publication du visa de la COB sont négatifs et statistiquement significatifs au seuil habituel.

---

<sup>17</sup> La normalité des résidus a été testée avec un test de Béra-Jarque (1980) sur le *skewness* et le *kurtosis*. L'hypothèse nulle de normalité des résidus ne peut être rejetée au seuil de 1% sur la période d'observation ( $\chi^2 = 2,88$ ). Pour l'échantillon composé uniquement des émissions sèches, le  $\chi^2 = 1,16$ . Un test du signe et un test de Kolmogorov-Smirnov (Pupion et Pupion, 1998) ont été réalisés sur l'échantillon afin de tenir compte d'une modification probable de la variance des  $RA_{it}$  lors de la réalisation de l'événement. Les résultats ne sont pas présentés car l'hypothèse de normalité n'est pas rejetée. De plus, ces derniers sont sensiblement identiques à ceux des tests paramétriques.

Tableau n° 4 : Taux de rentabilité moyens en % en excès par rapport au modèle de marché lors de la publication du visa de la COB autorisant une augmentation de capital par émission d'actions.

t	N= 77 actions sèches et ABSA		
	RAM	T <sub>RAM</sub>	Z
-10	- 0,15	- 0,66	- 0,70
-9	- 0,02	- 0,12	0,36
-8	- 0,20	- 0,82	- 0,71
-7	- 0,33	- 1,35	- 0,79
-6	- 0,13	- 0,62	- 0,90
-5	- 0,20	- 0,97	- 0,82
-4	0,13	0,44	0,98
-3	0,02	0,07	- 0,33
-2	- 0,26	- 1,19	- 1,05
-1	- 0,30	- 1,44	- 1,13
<b>0</b>	<b>- 0,73</b>	<b>- 3,07</b> ***	<b>- 5,27</b> ***
1	0,32	0,94	0,72
2	- 0,35	- 1,11	- 2,00
3	- 0,14	- 0,50	- 1,01
4	- 0,21	- 0,79	- 0,61
5	- 0,55	- 1,11	- 2,38
<b>6</b>	<b>- 0,99</b>	<b>- 2,80</b> ***	<b>- 4,47</b> ***
7	- 0,61	- 1,54	- 3,28
8	- 0,63	- 1,70	- 2,29
9	- 0,08	- 0,36	- 0,13
10	- 0,78	- 2,76	- 3,01

**Légende :** Les tests portent sur un échantillon composé des 77 émissions d'actions satisfaisant les critères de sélection. Pour chaque séance autour de la date de publication du visa de la COB, la colonne RAM désigne les taux de rentabilité anormaux moyens. Les colonnes suivantes informent sur les statistiques de test, respectivement un test de Student et un test de la loi normale. Une probabilité inférieure à 1 % (5 %) de rejeter à tort l'hypothèse de l'absence de réaction est signalée par \*\*\* (\*\*). La réaction des cours à la date t = 10 est propre aux émissions d'ABSA, car elle n'apparaît pas dans l'échantillon restreint d'émission sèches.

Le taux de rentabilité anormal moyen est de - 0,73 % sur l'échantillon de 77 émissions à la date (t = 0) du visa de la COB. Il est significativement différent de zéro au seuil de 5%, quelle que soit la statistique utilisée pour les deux échantillons. Il en est de même à la date (t = 6) correspondant à la réalisation de l'opération ; date à laquelle le taux de rentabilité anormal peut s'expliquer par les coûts de transaction liés au détachement des DPS. Par ailleurs, aucun taux de rentabilité en excès de la norme du marché n'est statistiquement décelé avant la date d'événement.

En conclusion, l'hypothèse nulle d'absence d'impacts informationnels à la date d'événement est rejetée compte tenu du faible niveau de probabilité de rejet à tort. La théorie de la sélection adverse n'est pas infirmée sur l'échantillon sélectionné.

***B) Une explication des réactions des cours à l'annonce d'une émission d'actions par la conjoncture macro-économique et l'activité sur le compartiment primaire, contrôlée par les facteurs traditionnels***

Cette réaction des cours à l'annonce est supposée représenter un coût (informationnel) de financement (externe) pour l'entreprise que les dirigeants sont censés réduire. La problématique de cette sous-section consiste à contrôler les facteurs spécifiques à l'opération afin d'appréhender dans quelle mesure les réactions des investisseurs sont liés à l'environnement économique<sup>18</sup>. Cette tâche est organisée en deux étapes : d'abord en discutant des variables empiriques, ensuite en interprétant les estimations statistiques réalisées.

Les variables indépendantes sont les mesures spécifiques à l'émission, puis les mesures quantitatives de l'environnement économique et de l'activité sur le compartiment primaire du marché boursier

L'importance d'une émission peut influencer sur la réaction des cours à l'annonce de celle-ci dans la mesure où elle est censée transmettre de l'information au marché (Myers et Majluf, 1984 ; Lucas et McDonald, 1990). Plus la taille de la transaction est importante, plus la probabilité qu'elle soit motivée par la détention d'informations privées est élevée, plus le risque de sélection adverse est important. La taille est appréhendée à l'instar de Gajewski et Ginglinger (1998), par le logarithme du produit brut de l'émission. Un coefficient négatif est anticipé entre celui-ci et le taux de rentabilité en excès. La mesure de la sur performance boursière du titre de l'émetteur vise à appréhender la dépendance de l'évaluation de la société

---

<sup>18</sup> Peu d'études empiriques sur les données françaises contrôlent les réactions des cours à l'annonce des émissions d'actions par les variables macro-économiques. Par exemple, les régressions sur la sous-évaluation des bons de souscriptions d'actions de Chollet et Ginglinger (1996) tiennent compte de l'année de réalisation de l'opération, ce qui peut rendre compte de la tendance de la production industrielle sur la période d'étude.

à l'annonce de l'opération à sa rentabilité boursière antérieure. Dans le modèle de Lucas et McDonald (1990, p. 1027), plus la performance de la firme a été supérieure à celle du marché précédemment à l'événement, plus le taux de rentabilité anormal du titre est négatif en  $t = 0$ , à l'annonce de l'événement, car la sous-évaluation est supposée être plus prononcée. Le coefficient de régression de ce dernier sur la variable sur performance devrait donc être négatif. Le ratio Q de Tobin mesuré au début de l'année d'émission – rapport de la capitalisation boursière et des dettes financières sur la valeur comptable des capitaux propres et des dettes financières – est utilisé comme estimateur des options d'investissement. La détention d'opportunités d'investissement dans le portefeuille d'actifs de l'émetteur est censée réduire la réaction des investisseurs à l'annonce d'une émission de titres. Les tests réalisés par Denis (1994) décrivent une corrélation positive et significative entre l'effet d'annonce d'une émission d'actions et les diverses variables *ex ante* de mesures de la rentabilité des investissements. Pilotte (1992) note que les réactions ne sont pas sensibles à la mesure de celles-ci. Le coefficient de régression entre le ratio Q de Tobin et le taux de rentabilité anormal à la date d'annonce devrait être positif.

L'environnement économique est quantitativement décrit par le taux de croissance de la production industrielle (éventuellement sectorielle) et par les indicateurs avancés traditionnels (structure à terme des taux d'intérêt et écart de risque de signature). Le taux de croissance annuel de la production intérieure brute est supposé être positivement associé à la réaction anormale des cours à l'annonce d'une émission d'actions. L'hypothèse à tester suggère que le coefficient de régression entre la structure à terme de taux, représentant les anticipations des agents économiques à propos de l'activité économique à court et moyen terme, et les taux de rentabilité anormaux estimés devrait être négatif. Cette hypothèse implique aussi que le coefficient de régression entre l'écart de qualité de signature et les taux de rentabilité anormaux est négatif. Plus l'écart est important, plus les investisseurs jugent l'exploitation future de l'entreprise risquée, plus ils réagissent négativement et fortement à une émission d'actions. Un écart de qualité faible signifie que les investisseurs considèrent la situation d'exploitation des entreprises peu risquée c'est-à-dire économiquement favorable, et réagissent moins défavorablement aux émissions d'actions. Le volume d'activité sur le compartiment primaire est appréhendé grâce à la mesure empirique présentée précédemment.

Néanmoins, avant de procéder à la phase d'estimation du test, il convient d'éliminer les risques de colinéarité entre les variables indépendantes. En effet, pour une entreprise

donnée, l'émission d'actions s'insère dans un contexte économique déterminé par le moment choisi par ses dirigeants pour la réaliser. Ainsi, différents liens entre les variables spécifiques et contextuelles pourraient apparaître. La solution proposée pour résoudre ce problème consiste à considérer les facteurs spécifiques selon l'état des variables économiques et boursières. Dans un premier temps, les relations supposées entre les variables explicatives sont spécifiées et estimées. Parmi les variables économiques disponibles, la structure à terme des taux d'intérêt a été privilégiée en raison de sa qualité d'indicateur avancé de la conjoncture macro-économique (en logarithme en fin de mois t). Qui plus est, le test porte aussi sur l'hypothèse selon laquelle les variables individuelles sont associées au volume d'activité sur le compartiment primaire (en logarithme en fin de mois t)<sup>19</sup>. Dans un second temps, les variables spécifiques sont corrigées afin de limiter le risque de colinéarité avec les autres variables indépendantes et assurer la validité des conditions d'application du modèle des moindres carrés. Ce travail a été réalisé dans Chapuis (2002) et n'est pas reporté dans un souci d'économie d'espace.

La seconde étape consiste maintenant à préciser les spécifications des tests à réaliser, puis à interpréter les résultats. La variable à expliquer est le taux de rentabilité en excès des actions de la société émettrice à la date de parution du visa de la COB autorisant l'émission de titres de propriété. Le modèle est spécifié par les équations suivantes :

$$\text{Équation n}^\circ 15 : RA_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_{1a} \text{Produit}_i + \alpha_{2a} \text{Sur Perform.}_i + \alpha_{3a} \text{Q Tobin}_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Équation n}^\circ 16 : \text{Produit}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Structure}_t + \beta_2 \cdot \text{Volume}_t + \varepsilon(p_{i,t})$$

$$\text{Équation n}^\circ 17 : \text{Q de Tobin}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Structure}_t + \beta_2 \cdot \text{Volume}_t + \varepsilon(q_{i,t})$$

$$\text{Équation n}^\circ 18 : \text{Sur performance}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Structure}_t + \beta_2 \cdot \text{Volume}_t + \varepsilon(r_{i,t})$$

$$\text{Équation n}^\circ 19 : RA_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon(p_{i,t}) + \alpha_2 \varepsilon(r_{i,t}) + \alpha_3 \varepsilon(q_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

---

<sup>19</sup> Par exemple, le produit brut d'une émission particulière peut dépendre du contexte économique dans lequel elle a été réalisée dans la mesure où la réalisation d'une phase de croissance économique nécessite des investissements des entreprises et donc des besoins de financement importants (soit un coefficient négatif avec la structure à terme). De plus, un niveau d'activité important sur le marché primaire est supposé faciliter le placement d'opération de grande envergure (coefficient positif). La structure à terme des taux d'intérêt peut être un indicateur des opportunités de croissance des entreprises lorsque la valeur des actifs des entreprises est positivement associée à la croissance économique (soit un coefficient négatif). L'hypothèse 1 (d'une association entre le volume et la rentabilité de l'indice boursier) suggère d'explorer la relation entre le volume d'activité d'émissions d'actions et la sur performance boursière de chaque émetteur – en considérant qu'un volume important est le résultat de décisions d'entreprises qui ont vu croître leur cours et décider d'émettre en même temps (coefficient positif).

$$\text{Équation n}^\circ 20 : RA_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon(p_{i,t}) + \alpha_2 \varepsilon(r_{i,t}) + \alpha_3 \varepsilon(q_{i,t}) + \alpha_4 \text{Economie}_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Équation n}^\circ 21 : RA_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon(p_{i,t}) + \alpha_2 \varepsilon(r_{i,t}) + \alpha_3 \varepsilon(q_{i,t}) + \alpha_5 \text{Volume}_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Équation n}^\circ 22 : RA_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon(p_{i,t}) + \alpha_2 \varepsilon(r_{i,t}) + \alpha_3 \varepsilon(q_{i,t}) + \alpha_4 \text{Econ.}_t + \alpha_5 \text{Vol.}_t + \varepsilon_{i,t}$$

La théorie de la sélection adverse suppose que les coefficients  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  sont négatifs et que  $\alpha_3$  est positif. L'hypothèse 2 sera acceptée si le coefficient  $\alpha_4$  est négatif pour la structure à terme des taux d'intérêt et positif pour les autres estimateurs des fluctuations économiques. Il est anticipé des taux de rentabilité anormaux plus élevés pour les émissions réalisées lorsque le volume d'activité primaire est important ( $\alpha_5$  positif). L'estimation de ces paramètres, réalisée sur l'échantillon composé de 77 émissions d'actions est présentée dans le tableau n° 5.

Tableau n° 5 : Régressions des taux de rentabilité anormaux lors de la publication du visa de la COB autorisant une émission d'actions sur le marché boursier français entre 1990 et 1996 selon la conjoncture économique et l'activité primaire.

<b>TAUX DE RENTABILITE ANORMAUX A L'ANNONCE D'ÉMISSIONS D' ACTIONS (EN %)</b>				
<i>Test sur l'économie</i>				
Nombre d'observations	77			
R-deux ajusté	0,107 ***	0,136 ***	0,174 ***	0,185 ***
Durbin Watson	2,134	2,238	2,239	2,135
Test Belsey Kuh Welsch	7,258	1,378	4,039	16,272
Produit brut	- 0,034			
Q de Tobin	0,014			
Sur Performance	- 2,850 ***			
Résidu de Produit brut		- 0,251	- 0,241	- 0,250
Résidu de Q de Tobin		1,673 **	1,814 **	1,606
Résidu de Sur Performance		- 2,033 **	- 2,034 **	- 2,033 **
Variation trimestrielle du PIB brut (t)			9,947	- 3,253
Structure à terme (fin t)			- 2,316 **	- 1,613
Écart de signature (fin t)			- 3,937	- 2,202
Volume mensuel de capitaux émis				0,310
<i>Test sur le volume</i>				
R-deux ajusté	0,183 ***	0,125 ***	0,206 ***	0,179 ***
Durbin Watson	2,238	2,036	2,314	2,212
Test Belsey Kuh Welsch	11,533	3,854	13,023	4,142
Résidu de Produit brut	- 0,251	- 0,239	- 0,251	- 0,249
Résidu de Q de Tobin	1,673 **	1,657 **	1,673 **	1,670 **
Résidu de Sur Performance	- 2,033 **	- 2,056 **	- 2,033 **	- 2,037 **
Structure à terme (fin t)			- 1,672 **	- 2,166 **
Volume mensuel de capitaux émis	0,439 **		0,316	
Nombre mensuel d'émissions		0,024		0,004

**Légende :** La variable dépendante est le taux de rentabilité en excès des actions de la société émettrice à la date de parution du visa de la COB autorisant l'émission de titres de propriété. Une probabilité inférieure à 1 % (5 %) de rejeter à tort l'absence d'association entre chacune des variables explicatives et la variable dépendante est signalée par \*\*\* (\*\*).

Globalement, les conditions d'estimation sont respectées et les  $R^2$  varient entre 10 et 20 %. Les coefficients de régression font preuve d'une grande stabilité. Le test de Belsey, Kuh et Welsh ne conduit pas à soupçonner une colinéarité des variables indépendantes, à l'exception du modèle complet en raison de l'introduction simultanée de la structure à terme et du volume mensuel d'émissions (acceptation de l'hypothèse H1). En d'autres termes, la substitution des résidus aux variables permet d'éviter de violer les hypothèses du modèle linéaire. L'interprétation proposée des tests commence par les variables traditionnelles et se termine par les variables non spécifiques. Pour ces dernières, les résultats sont interprétés en commençant par l'hypothèse 2, puis 3, avant le test conjoint.

Les liens existants entre les variables spécifiques à l'émetteur passent essentiellement par leurs liens réciproques avec les conditions macro-économiques et l'activité primaire du marché boursier. Le coefficient de produit de l'émission n'est pas significativement négatif, quelles que soient les variables indépendantes de la régression ( $p$  varie entre 11 et 14 %). La variable  $Q$  de Tobin affecte la variable dépendante de manière prévue par la théorie, lorsqu'elle est appréciée nette de l'influence de l'économie. Le coefficient de la surperformance boursière du titre de l'entreprise avant son émission présente le signe anticipé au seuil de 5 %. La théorie de la sélection adverse est confirmée, en considérant les relations des variables avec la structure à terme des taux d'intérêt et le volume d'activité.

L'hypothèse 2, selon laquelle les taux de rentabilité anormaux sont moindres lorsque la conjoncture économique est favorable, est partiellement confirmée par les résultats présentés dans le tableau précédent. Le coefficient de la structure par terme des taux d'intérêt est statistiquement significatif au seuil de 5 % et présente le signe anticipé par la théorie. Les résultats obtenus sont meilleurs que ceux de Choe *et al.* (1993) en termes de  $R^2$ . De surcroît, leurs variables fondées sur les taux d'intérêt et sur les indicateurs du cycle économique sont très faiblement significatives.

L'hypothèse 3, selon laquelle les taux de rentabilité anormaux sont moindres lorsque l'activité sur le marché primaire est importante, est partiellement infirmée par les résultats

présentés dans le tableau précédent. Seul le volume des capitaux émis mensuellement conduit les investisseurs à réagir moins défavorablement au seuil habituel de risque de première espèce. Les autres mesures de l'activité d'émissions d'actions ne permettent pas de soutenir une influence du volume sur les taux de rentabilité anormaux. Ces résultats confirment ceux de Choe *et al.* (1993), obtenant une relation positive entre les taux de rentabilité anormaux et le volume ( $p < 1\%$ ) que si ce dernier est mesuré à partir de la somme mensuelle des produits des émissions. De plus, l'introduction des variables économiques réduit la signification de l'influence précédente ( $p < 5\%$ ) dans leurs estimations.

Enfin, le tableau précédent présente les tests joints des hypothèses 2 et 3. L'économie conserve son pouvoir explicatif tant qu'elle est mesurée par la structure à terme des taux d'intérêt. Dans ces conditions, la probabilité d'accepter à tort l'influence du volume varie entre 10 et 15 % selon la mesure retenue. Les résultats vont à l'encontre de ceux de Bayless et Chaplinsky (1996)<sup>20</sup> car il apparaît que le niveau d'activité sur le marché primaire n'affecte pas la réaction des cours, qui, par contre, dépend fortement de l'écart par terme de taux d'intérêt. La significativité des variables liées au contexte boursier conduit à penser que les informations traitées par les investisseurs pour appréhender l'opportunité d'une firme à se financer par appel public à l'épargne ne se rapportent pas à l'activité d'émissions des titres. Cette conclusion rejoint celle de Dereeper (1999).

Pour finir, l'analyse proposée ici des taux de rentabilité anormaux à l'annonce d'une émission apporte un nouveau test de la controverse entre Bayless et Chaplinsky (1996) et Choe *et al.* (1993) à propos de l'origine et l'estimation du coût de sélection adverse du facteur. Même si l'hypothèse 3 est la suite logique de H1 et H2, autrement dit, que le facteur économique est responsable de la relation entre les taux de rentabilité anormaux et le volume d'activité sur le marché primaire, les premiers soutiennent que cette relation est indépendante du contexte économique. Sur le marché français, le test est le suivant : si les taux de rentabilité anormaux des émissions réalisées durant les périodes où le niveau d'activité primaire est important sont liés à des conditions d'exploitation macro-économiques favorables, alors les conditions sur le marché des biens et services devraient être plus

---

<sup>20</sup> Ces derniers obtiennent aussi des  $R^2$  entre 3 et 7 %. La sur performance de l'indice boursier et les indicateurs macro-économiques influent négativement sur les taux de rentabilité anormaux, mais pas toujours significativement (au seuil de 5 %).

favorables en moyenne durant les périodes de marchés chauds. Or, *primo*, ni les tests réalisés ici, ni ceux de Dereeper (1999) ne confirment une différence de réaction des cours selon la chaleur. *Secundo*, le seul indicateur économique qui soit différent selon la chaleur sur le marché boursier est la structure à terme des taux d'intérêt.

## Conclusion

Le comportement de financement des entreprises selon les fluctuations économiques peut-il être appréhendé sur le marché boursier primaire ? Les résultats soutiennent la thèse selon laquelle l'environnement économique influe sur les coûts de financement des entreprises, notamment la réaction des cours à l'émission d'actions, les incitant ainsi à adapter leur politique de financement. Les résultats empiriques conduisent à la conclusion représentée dans la Figure n° 3.

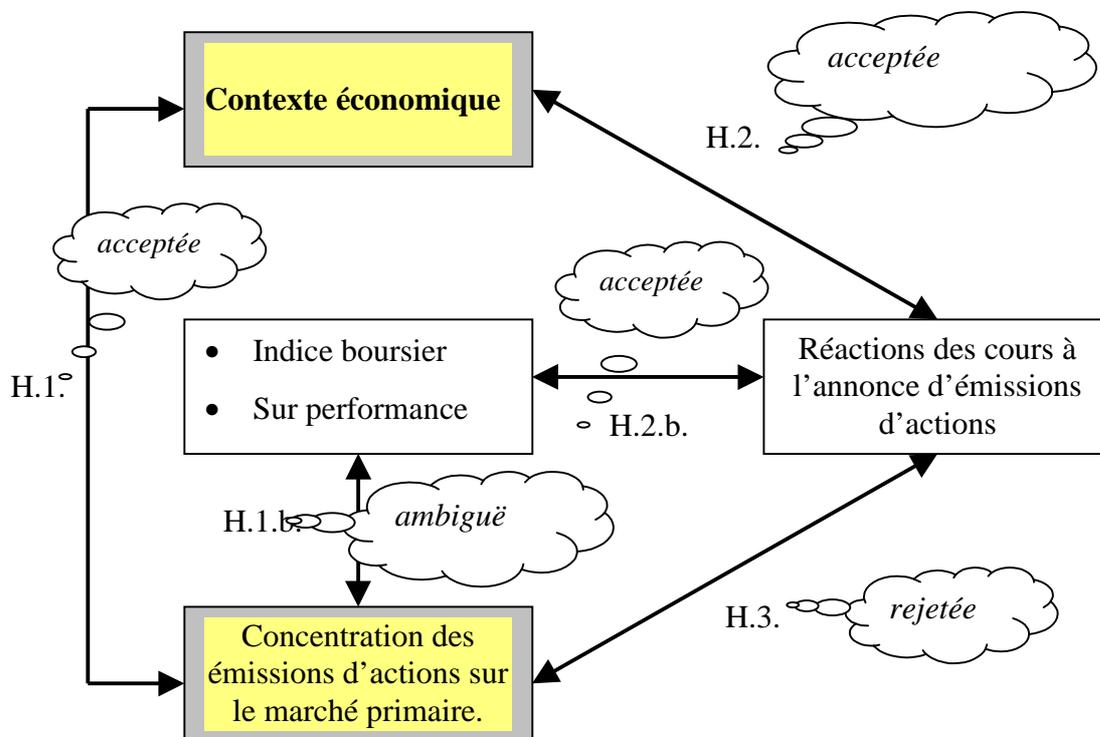


Figure n° 3 : Résultats des hypothèses 1 à 3.

Une augmentation de l'activité d'émissions d'actions sur le marché français apparaît avec l'amélioration de la conjoncture économique, notamment en 1986, 1989, 1990 et 1994. Les émissions d'actions sont peu nombreuses durant 5 périodes, notamment en 1982 et 1983 puis en 1996 et 1997. Par ailleurs, l'attrait de l'étude réalisée des réactions des cours réside dans l'identification de la nature des relations entre les variables spécifiques aux émetteurs et aux émissions, qui dépendent du contexte économique et boursier. En résumé, les tests empiriques concluent que les taux de rentabilité anormaux à l'émission d'actions sont plus élevés lorsque les conditions macro-économiques sont favorables. La conjoncture économique appréhendée par la structure à terme des taux d'intérêt, affecte significativement, dans le sens anticipée par H2, la réaction des cours à l'annonce d'une émission d'actions. Les résultats confirment que le volume d'émissions ne capte pas les variations du coût de sélection adverse, si tant est qu'il soit traduit dans la réaction des cours à l'annonce. À l'instar de Dereeper (1999), les réactions des cours à l'annonce d'émissions d'actions apparaissent pratiquement indépendantes de l'activité primaire (rejet de H3). Ces résultats sont contraires à ceux de Choe *et al.* (1993) et de Bayless et Chaplinsky (1996). Cependant, les entreprises peuvent avoir intérêt, au-delà de la réaction des cours, à concentrer leurs augmentations de capital afin de minimiser leurs coûts (informationnels). Des volumes plus importants pourraient assurer une réceptivité plus forte du marché, permettant aux agents informés de vendre davantage de titres à un prix plus favorable.

Les limites théoriques portent sur la difficulté à extrapoler les résultats à la politique de financement, comme le font les études américaines. La traduction de l'hypothèse macro de concentration des émissions durant les périodes économiquement favorables, à un niveau meso ou micro d'une préférence des entreprises pour les nouveaux fonds propres externes, ne tiendrait pas compte de la possibilité que la réalisation de la croissance de l'activité nécessite des fonds supplémentaires. En effet, les fluctuations de l'activité d'émissions de nouveaux titres sur le compartiment primaire repérées sur le marché boursier pourraient résulter de besoins nouveaux de flux de liquidités (entre autres de fonds propres) plutôt que d'une baisse du coût d'agence des fonds propres. La principale limite de l'analyse de la réaction des cours lors des annonces d'augmentations de capital tient au fait que l'explication en termes de sélection adverse, selon laquelle les périodes de croissance sont associées à la fois à des volumes d'actions émises plus élevés et des réactions plus faibles, n'est pas exclusive d'autres explications dans le paradigme contractuel. La compréhension des comportements de financement des entreprises selon l'environnement économique nécessite d'analyser,

simultanément, leur structure de financement (niveau meso) et les décisions d'émissions de titres de chacune (niveau micro). Ces deux derniers niveaux constituent des voies de recherches prometteuses.

### Bibliographie.

- ARMITAGE S., 1998, « Seasoned Equity Offers and Rights Issues : A Review of the Evidence », *European Journal of Finance*, vol. 4, p. 29-59.
- BAYLESS M. ET CHAPLINSKY S., 1996, « Is there a Window of Opportunity for Seasoned Equity Issuance ? », *Journal of Finance*, vol. 51, n° 1, p. 253-278.
- BELSLEY D., KUH E. ET WELSCH R., 1980, *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Source of co Linearity*, Éd. Wiley, New York.
- BERKOVITCH E. ET NARAYANAN M.P., 1993, « Timing of Investment and Financing Decisions in Imperfectly Competitive Financial Markets », *Journal of Business*, vol. 66, n° 2, p. 219-248.
- CHAPUIS J.M., 2002, *Politique de financement des entreprises et fluctuations économiques : une application des théories organisationnelles au marché français*, Thèse de Doctorat, Université de Bourgogne, 455 p., disponible sur <http://jchapuis.free.fr/recherches/>.
- CHARREAUX G., 1999, « La théorie positive de l'Agence : lectures et relectures », p. 61-141, in KOENIG G. (coord.), *De nouvelles théories pour gérer l'entreprise du XXI<sup>e</sup> siècle*, Ed. Economica, Paris, 255p.
- CHOE H., MASULIS R.W. ET NANDA V., 1993, « Common Stock Offerings across the Business Cycle : Theory and Evidence », *Journal of Empirical Finance*, vol. 1, p. 3-31.
- CHOLLET P. ET GINGLINGER E., 1996, « La Sous-Evaluation des ABSA à l'émission en France », *AFFI-Généve*, 24 p.
- COLEMAN J.S., 1994, « A Rational Choice Perspective on Economic Sociology », p. 166-180, in SMELSER N.J. et SWEDBERG R. (Eds.), *The Handbook of Economic Sociology*, Princeton University Press, 851 p.
- COTILLARD N., 1996, « L'impact informationnel occasioné par l'émission de bons de souscriptions d'actions sur le titre sous-jacent », *Annales des Journées de Finances Rennes*, Septembre, 34 p.
- DENIS D.J., 1994, « Investment Opportunities and the Market Reaction to Equity Offerings », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 30, n° 2, p. 159-173.
- DEREEPER S., 1999, *La préparation à l'augmentation de capital des entreprises cotées sur le marché boursier français*, Thèse de Doctorat, Université de Lille, 557 p.
- FAMA E.F., 1990, « Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity », *Journal of Finance*, vol. 45, n° 4, p. 1089-1108.
- FAMA E.F. ET FRENCH K.R., 1989, « Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, vol. 25, n° 1, p. 23-49.
- GAJEWSKI J-F. ET GINGLINGER E., 1996, « Information asymétrique et choix du mode d'émission d'actions », *FINECO*, vol. 6, n° 1, p. 31-51.

- GAJEWSKI J-F. ET GINGLINGER E., 1998, « Seasoned Equity Issue in a Closely Held Market : Evidence from France », *Cahier de Recherche*, décembre, IGR, ESA, Université Paris 12.
- GINGLINGER E. ET GAJEWSKI J-F., 1994, « La réaction des cours à l'annonce d'une émission d'actions ou d'Absa », *Cahier de Recherche Paris-Val de Marne*, n° 94-13, 23 p.
- HACHETTE I., 1994, *Opérations financières et transferts de richesses*, Presses Universitaires de France - Paris, 197 p.
- HAMON J. ET JACQUILLAT B., 1992, *Le marché français des actions : Etudes empiriques 1977-1991*, Presses Universitaires de France (collection "Finance"), Paris, 457 p.
- KORAJCZYK R.A., LUCAS D.J. ET MC DONALD R.L., 1991, « The Effect of Information Releases on the Pricing and Timing of Equity Issues », *Review of Financial Studies*, vol. 4, n° 4, p. 685-708.
- KORAJCZYK R.A., LUCAS D.J. ET MC DONALD R.L., 1992, « Equity Issues with Time Varying Asymmetric Information », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, n° 3, p. 397-417.
- LUCAS D.J. ET MC DONALD R.L., 1990, « Equity Issues and Stock Prices Dynamics », *Journal of Finance*, vol. 45, n° 4, p. 1019-1043.
- MANUEL T.A., BROOKS L.D. ET SCHADLER F.P., 1993, « Common Stock Price effects of Security Issues conditioned by Current Earnings and Dividend Announcement », *Journal of Business*, vol. 66, n° 4, p. 571-593.
- MYERS S.C. ET MAJLUF N.S., 1984, « Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors Do Not Have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, p. 187-221.
- PILOTTE E., 1992, « Growth Opportunities and the Stock Price response to New Financing », *Journal of Business*, vol. 95, n° 3, p. 371-394.
- PUPION G. ET PUPION P-C., 1998, *Tests non paramétriques avec applications à l'économie et à la gestion*, Ed. Economica, 211 p.