

**Sous-Evaluation Des Introductions En
Bourse : Application D'une Frontiere
Stochastique Sur Le Nouveau Marche**

Samy Ben Naceur et Mohamed Goäed

Working Paper0319

SOUS-EVALUATION DES INTRODUCTIONS EN BOURSE: APPLICATION D'UNE FRONTIERE STOCHASTIQUE SUR LE NOUVEAU MARCHÉ

Samy Ben Naceur et Mohamed Goaïed

a Doyen de la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université Libre de Tunis, Tunisie. E-mail : sbennaceur@eudoramil.com ERF Research Fellow et chercheur à l'IAE de Paris, Université de Paris I.c Directeur de l'IHEC Carthage, Université de Tunis 7 Novembre. E-mail: m.goaied@planet.tnd ERF Research Fellow et chercheur au sein de l'Unité de Recherche en Econométrie Appliquée, IHEC. Send correspondance to Prof. Sami Ben Naceur, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université Libre de Tunis, 30 avenue Khéreddine Pacha, 1002 Tunis, Tunisie. E-mail : sbennaceur@eudoramil.com

1. Introduction

Depuis l'article séminal de Reilly et Hatfield (1969), de nombreuses études ont montré que les rentabilités initiales des titres nouvellement introduits en bourse étaient significativement positives (pour une description de la littérature empirique sur la sous-évaluation, il convient de se référer à l'article de Loughran et al, 1994). Des études plus récentes, telles que celles de Rock (1986), Allen et Faulhaber (1989), Grinblatt et Hwang (1989) et bien d'autres, attribuent ces rentabilités positives à la présence d'une sous-évaluation. En effet, les théories explicatives de ces rentabilités positives se sont focalisées sur l'existence d'une asymétrie d'information entre les différents agents impliqués par l'introduction en bourse, en l'occurrence l'émetteur, la banque d'investissement et les investisseurs externes.

Baron (1982) suppose que les intermédiaires sont plus informés que les émetteurs et que la sous-évaluation des titres constitue un mécanisme de compensation des intermédiaires afin qu'ils utilisent leur réputation et leur expertise pour signaler la qualité de l'émetteur. La rémunération de l'intermédiaire proviendra d'une rente qu'il pourra capturer auprès de ses clients les plus loyaux.

Benveniste et Spindt (1989) considère la sous-évaluation comme étant une compensation accordée par les banques aux investisseurs afin qu'ils révèlent les informations favorables dont ils sont en possession lors de la période de pré-marketing.

Welch (1992) démontre par sa théorie des « cascades » que la sous-évaluation est utilisée par les intermédiaires pour déclencher un mouvement massif d'achat des titres à l'introduction à travers l'incitation des investisseurs récalcitrants à souscrire à l'offre.

Allen et Faulhaber (1989), Grinblatt et Hwang (1989) et Welch (1989) attribuent à la sous-évaluation un rôle de signalisation qu'utilise les intermédiaires pour discriminer les bonnes entreprises des mauvaises et pour laisser un « goût sucré » aux investisseurs.

Tinic (1988), pour sa part, justifie la sous-évaluation par l'existence d'un risque de poursuite judiciaire pouvant provenir d'une sur-évaluation délibérée des titres à l'introduction.

Toutefois, la sous-évaluation n'est pas la seule explication à la présence d'une rentabilité positive à l'introduction. Aggarwal et Rivoli (1990), et Ritter (1991) ont attribué les rentabilités initiales positives à des erreurs d'évaluation par le marché et /ou à l'existence de bulles spéculatives. L'hypothèse de bulles spéculatives signifie que les rentabilités initiales positives devraient être suivies par des rentabilités anormalement négatives au fur et à mesure que la bulle se dégonfle. Aggarwal et Rivoli (1990), et Ritter (1991) et bien d'autres ont étudié l'efficacité à long terme des titres nouvellement introduits en bourse. Les résultats obtenus indiquent l'existence d'une contre-performance à long terme des titres introduits en bourse. Comme l'indique si bien Ritter (1991) : « Le prix d'émission n'est pas si bas que l'on ne le prétend, mais le premier prix coté est sur-estimé ».

Ruud (1993) justifie les rentabilités initiales positives par la présence d'un soutien des cours par les intermédiaires lors des premiers jours de cotation du titre. L'incidence de cette stabilisation des cours réside dans une réduction significative du nombre de rentabilités négatives qui auraient pu être observées sur le marché des introductions. Cette censure des rentabilités négatives produit une rentabilité moyenne positive même si les titres introduits en bourse sont correctement évalués. Les résultats fournis par Ruud (1993) confirment l'existence d'une politique de soutien des cours.

En résumé, les rentabilités initiales positives constituent une anomalie et seraient vraisemblablement dues à un mélange de sous-évaluation délibérée de l'émetteur, d'une sur-estimation de la valeur des titres par les investisseurs et d'une politique de soutien des cours par les intermédiaires. Il est donc difficile empiriquement de démêler ces trois effets puisque la valeur intrinsèque du titre n'est pas observable.

Cette article vise à réestimer la sous-évaluation des titres à l'introduction dans un souci d'atténuer l'incidence de la stabilisation des cours et des activités spéculatives. Pour ce faire et contrairement aux recherches antérieures, nous allons mesurer la sous-évaluation en utilisant des informations dont la disponibilité est antérieure à l'introduction. L'estimateur de la frontière stochastique (Aigner et al., 1977) est l'outil qui nous permettra de comparer le prix d'émission au prix « efficient », car la frontière stochastique suppose qu'un prix maximum existe et que le prix observé est en deçà de ce prix maximum pour des raisons d'inefficacité économique. Cette déviation du prix efficient se

retrouve dans l'erreur asymétrique. En effet, si aucune sous-évaluation n'est décelée, l'erreur asymétrique n'apparaîtra pas et l'estimation des prix par le maximum de vraisemblance (MV) serait équivalente à l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO).

Ce article sera organisé comme suit. Nous présenterons dans une première section la méthodologie de la frontière stochastique adaptée à l'estimation de la sous-évaluation des introductions en bourse. La seconde section sera consacrée à l'estimation de la sous-évaluation délibérée sur le Nouveau Marché et son association avec le rendement initial. La troisième section conclura l'article.

2. Méthodologie de recherche

Dans la prochaine section, nous présentons le modèle de la frontière stochastique, puis nous décrivons la méthode d'estimation de la frontière des prix et enfin, nous proposons un modèle permettant d'associer les rentabilités initiales et la sous-évaluation ex-ante.

2.1 : Le modèle de la frontière stochastique

Le modèle de la frontière stochastique de Aigner, Lovell et Schmidt (1977) est estimé à partir de la méthode du maximum de vraisemblance. La frontière et les hypothèses de distribution peuvent être exprimées comme suit¹ :

$$\begin{aligned}
 P_i &= f(X_i, \beta) + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \\
 e_i &= v_i + \mu_i \\
 v_i &\sim N(0, \sigma_v^2) \\
 \mu_i &\sim N\left[\left(\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\sigma_\mu}\right), \sigma_\mu^2\right] \\
 \mu_i &= \min(\mu_i, 0)
 \end{aligned} \tag{1}$$

où P_i est le prix d'émission ; X est la matrice des caractéristiques de l'entreprise introduite en bourse ; β est un vecteur de coefficients associés aux caractéristiques ; v_i représente la composante erreur symétrique ; μ_i correspond à la composante erreur asymétrique et elle est tronquée à 0, puisque la décote prend comme valeur maximale 0 et par hypothèse, elle est indépendante de v_i ; e_i est l'erreur composite.

Le terme négatif μ_i indique que le prix réel peut se situer sur ou en dessous de la frontière alors que le terme aléatoire v_i suppose que le prix réel peut être au-dessus ou en dessous de la frontière.

Aigner, Lovell et Schmidt (1977) ont estimé le modèle de la frontière stochastique en montrant que la densité de la fonction de l'erreur composite s'écrit comme suit :

$$f(e_i) = (2/\sigma) f(e_i/\sigma) [1 - F(e_i/\sigma)]$$

$$\text{où } \sigma = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 ; \lambda = \sigma_\mu / \sigma_v ; -\infty < e_i < +\infty ; \text{ et } f(e_i/\sigma) \text{ et } F(e_i/\sigma) \tag{2}$$

sont, respectivement, la densité et la fonction de répartition d'une distribution normale standard.

En effet, si les P_i sont indépendamment distribués et la partie non stochastique de P_i est expliquée par une série de variables exogènes X , la fonction de vraisemblance logarithmique s'écrit comme suit :

$$\ln L(P, \beta, \mathbf{1}, \mathbf{s}^2) = N \ln \left(\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \right) + N \ln s^{-1} + \sum_i \ln [1 - F(e_i/\sigma)] - \left(1/2s^2 \right) \sum_i e_i^2 \tag{3}$$

¹ Nous adopterons comme distribution de référence celle développée par Hunt-McCool (1996) et Chen et al. (1999) c'est-à-dire la distribution normale tronquée à 0.

² Dans le cas où la distribution des μ_i suivait une loi exponentielle, la fonction log-vraisemblance de la distribution s'écrit comme suit : $\ln L_i = \ln \theta + 1/2 \theta^2 \sigma + \theta e_i + \ln \Phi[-(e_i/\sigma + \theta^2 \sigma)]$

Aigner, Lovell et Schmidt fournissent une technique d'estimation des valeurs optimales de σ^2 , λ et β . En effet, en prenant les dérivés de la fonction de vraisemblance logarithmique, il est facile d'obtenir :

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} &= 0 = -\frac{N}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^N (y_i - \beta' x_i)^2 + \frac{\lambda}{2\sigma^3} \sum_{i=1}^N \frac{f_i^*}{1 - F_i^*} (y_i - \beta' x_i), \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \lambda} &= 0 = -\frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^N \frac{f_i^*}{1 - f_i^*} (y_i - \beta' x_i), \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= 0 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N (y_i - \beta' x_i) x_i + \frac{\lambda}{\sigma} \sum_{i=1}^N \left(\frac{f_i^*}{1 - F_i^*} \right) x_i\end{aligned}\quad (4)$$

où x_i est un vecteur ($K \times 1$) contenant des éléments de la i ème colonne de X , et ϕ et F indiquent, respectivement, la densité de la loi normale standard et la fonction de répartition correspondante.

Cette approche, contrairement à celle des MCO, permet d'identifier le placement de la frontière efficiente des prix des titres introduits en bourse. En effet, l'estimation de la constante par les MCO est biaisée puisque la moyenne de l'erreur composite est différente de zéro. L'estimateur des MCO de la constante serait, par conséquent, moins efficace que l'estimateur du ML, car ce dernier traite l'erreur composite comme étant asymétrique. De plus, l'estimation de λ est particulièrement utile, car elle permet la comparaison de l'estimation ML à celle des MCO de la frontière de prix. Plus précisément, λ est déterminé par le rapport $\lambda = \frac{\text{ML}}{\text{MCO}}$ et il mesure le gain d'efficacité statistique de l'estimateur du ML par rapport à celui obtenu par les MCO. L'estimation de λ permet également de se prononcer sur l'existence d'une sous-évaluation délibérée. En effet, si $\lambda < 1$ tend vers zéro, les déviations des prix d'introduction de la frontière sont simplement dues à du bruit statistique (l'estimation ML est similaire à celle des MCO). D'un autre côté, si $\lambda > 1$ est supérieur à zéro, les déviations de la frontière sont en partie dues à la présence d'une sous-évaluation délibérée (l'estimation ML est préférée à celle des MCO).

2.1.1 Le modèle d'estimation de la frontière des prix

Hunt-McCool et al. (1996) montrent que la valeur comptable de la firme, le risque et les conditions du marché sont les facteurs majeurs de fixation du prix d'émission des titres.

Le modèle de base repose sur le modèle classique d'évaluation des entreprises qui repose sur le principe que la valeur de l'entreprise est la valeur actuelle des dividendes futurs :

$$p_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \quad (5)$$

où p_t indique le prix de l'action à l'instant t , d_t le dividende par action à l'instant t , r le taux d'actualisation ou taux de rendement exigé les actionnaires, et $E_t[\cdot]$ des prévisions à l'instant t .

En imposant à l'équation cidessus l'identité comptable du « clean surplus », celle-ci peut être reformulée comme suit :

$$p_t = b v_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[x_{t+\tau} - r \cdot b v_{t+\tau-1}] \quad (6)$$

où x_t représente le résultat net prévu de la période t (« clean surplus earning »), $b v_t$ la valeur comptable des fonds propres à l'instant t , et $b v_t = b v_{t-1} + x_t - d_t$. Cette dernière formule exprime la valeur d'une action comme étant la somme de la valeur comptable des fonds propres et de la valeur

actuelle de résultats « anormaux ». Il est également possible de reformuler l'équation précédente pour décomposer le résultat anormal en ses constituants :

$$p_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}] - \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[r.bv_{t+\tau-1}] \quad (7)$$

Rees (1997) « opérationnalise » cette formule en empruntant des hypothèses simplificatrices à Ohlson (1995). Cette formule simplifiée peut s'écrire comme suit :

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 BV_t + \alpha_2 E_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

où P_t indique le prix de l'action à l'instant t , bv_t la valeur comptable des fonds propres à l'instant t , E_t le résultat net observé à l'instant t , et ε_t un terme d'erreur aléatoire.

Nous avons assisté ces dernières années à un développement important de la théorie et des tests empiriques des modèles d'évaluation comptable où le prix d'un titre est fonction de la valeur comptable des fonds propres et du résultat net actuel ou futur (à ce sujet, voir les travaux d'Ohlson 1995, 1999 ; Feltham et Ohlson, 1995 et bien d'autres). L'estimation de ces différents modèles s'est faite à partir d'une régression multiple par les MCO appliquée aussi bien à des données déflatées et non déflatées (les déflateurs souvent utilisés sont le nombre d'actions, la valeur comptable des fonds propres et la valeur comptable de l'actif). La régression log-linéaire est utilisée puisque le prix d'un titre est une fonction multiplicative de la valeur comptable des fonds propres et du résultat net. En effet, si l'on prend le logarithme de chaque variable (indépendante et dépendante), on aboutit à une relation log-linéaire entre le prix d'un titre, et la valeur comptable des fonds propres et le résultat net. Les coefficients α_1 et α_2 de l'équation ci-dessous sont interprétés comme étant des élasticités :

$$\ln P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BV_t + \alpha_2 \ln E_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

où $\ln P_t$ est le log népérien du prix d'introduction à l'instant t , $\ln BV_t$ est le log népérien de la valeur comptable des actions à l'instant t , $\ln E_t$ est le log népérien du bénéfice par action de l'exercice précédent l'introduction, et ε_t est un terme d'erreur aléatoire.

Pour cette raison, nous allons privilégier la version logarithmique à l'instar de Hunt-McCool et al. (1996) et Chen et al. (1999). Premièrement, les modèles log-linéaires réduisent l'incidence des anomalies ou des observations aberrantes dans les données financières³. Deuxièmement, les modèles log-linéaires permettent d'assurer une meilleure homoscedasticité des résidus.

En plus des deux variables comptables d'évaluation (résultat net et valeur comptable des fonds propres), nous allons inclure d'autres variables pour tenir compte de la spécificité des entreprises de l'échantillon et de la période d'introduction.

Le risque financier doit jouer un rôle fondamental dans la valorisation de l'entreprise. Beatty et Ritter (1986) ont montré que le risque de l'entreprise qui s'introduit est négativement associé au prix d'émission. Généralement, le risque est mesuré dans la littérature financière par la taille, l'âge, le nombre de facteurs de risque dans le prospectus d'introduction, l'endettement et la volatilité des titres ex-post. Nous allons choisir la volatilité des titres ex-post (E-Type) et l'endettement (L) puisque ce sont les deux mesures les plus fréquemment utilisées et celles qui cadrent le mieux avec les développements théoriques de la finance. En accord avec Beatty et Ritter (1986), la relation entre le prix d'émission et la volatilité ex-post des titres introduits en bourse devrait être négative. En outre, le risque de défaut est mesuré par le degré d'endettement de l'entreprise et selon Koop et Li (2000), « plus une entreprise est endettée, plus elle est susceptible de tomber en faillite, et par conséquent, toute chose étant égale par ailleurs, la valeur de marché d'une entreprise est négativement associée à son niveau d'endettement ».

Par ailleurs, Downes et Heinkel (1982) et Grinblatt et Hwang (1989), parmi d'autres, soutiennent que le pourcentage du capital retenu par les dirigeants signalent aux investisseurs des informations privées

³ Les utilisateurs des régressions MCO à variables non logarithmiques identifient souvent les observations aberrantes soit pour les corriger par des variables instrumentales, soit pour les éliminer purement et simplement. Les modèles log-linéaires évitent pratiquement ce genre d'opération puisque les valeurs des observations extrêmes sont significativement réduites.

détenues par les « insiders ». Cela signifie que les dirigeants détenant des informations favorables seraient incités à retenir une part plus importante du capital de l'entreprise alors que ceux qui sont en possession d'informations défavorables céderaient une part plus importante des titres de la société lors de l'introduction en bourse. Par conséquent, plus le pourcentage de titres retenus par les actionnaires (AA) est élevé, plus le prix d'émission est proche de la frontière.

Tinic (1988) souligne que les petites émissions sont offertes par des petites start-up qui sont considérées être de nature spéculative. A l'inverse, les grosses émissions sont généralement réalisées par de grandes entreprises. Par conséquent, on devrait s'attendre à une association positive entre la taille de l'émission (LNCE) et le prix d'offre potentiel (LNPI).

L'intermédiaire et le commissaire aux comptes sont supposés refléter la qualité de l'information sur l'entreprise introduite en bourse. L'intermédiaire est chargé de deux fonctions principales lors de l'introduction d'une société en bourse : le marketing des titres et la fixation du prix d'offre. Il s'engage à écouler l'intégralité des titres et garantir la réussite de l'introduction en bourse. Par conséquent, l'intermédiaire réputé devrait fixer le prix d'émission des titres à introduire en bourse de façon à ce qu'il soit le plus proche du prix d'offre potentiel⁴. Contrairement aux Etats-Unis, une hiérarchie établie entre les intermédiaires n'existe pas sur le Nouveau Marché à l'exception d'un classement récent publié par la Société du Nouveau Marché (le critère utilisé est le volume des transactions par intermédiaire). Nous adopterons, pour notre part, un classement reposant sur la part de marché détenue par intermédiaire de 1996 à 2000. Trois intermédiaires dominent largement le marché des introductions sur le Nouveau Marché : Pinatton, Oddo et le Crédit Lyonnais. Ils seront considérés comme les intermédiaires réputés⁵. La réputation de l'intermédiaire (ITM) est mesurée par une variable dichotomique, prenant la valeur 1 si l'intermédiaire est réputé, et 0 sinon. D'un autre côté, le rôle principal d'un commissaire aux comptes est de certifier les informations financières présentées dans le prospectus d'introduction. En vérifiant et en garantissant l'information produite dans le prospectus, les commissaires aux comptes ainsi que les intermédiaires réduisent le risque informationnel subi par les investisseurs, défini comme étant un risque provenant d'une utilisation d'information peu précise. Sous ce scénario, la réputation d'un commissaire aux comptes choisi par l'émetteur signale la qualité de l'entreprise à introduire en bourse (Titman et Trueman, 1988). La réputation du commissaire aux comptes est mesurée par une variable dichotomique prenant la valeur 1 si le commissaire appartient aux six plus grands cabinets d'audit anglo-saxons⁶ (« Big Six »)⁷ et 0 sinon. En définitive, plus la réputation du commissaire aux comptes (CB6) est forte, plus le prix d'émission serait proche du prix d'offre maximal.

Le phénomène du « marché d'introduction chaud » a été pour la première fois remarqué par Ibbotson et Jaffe (1975). Ces deux auteurs, ainsi que Ibbotson, Sindelar et Ritter (1988), ont montré l'existence de cycle en matière du nombre mensuel d'introductions en bourse et du niveau de rentabilité initiale des titres introduits. Lowry (1999) explique que les fluctuations du nombre d'introductions par mois sont liées à trois facteurs distincts, à savoir le changement dans les besoins de financement des entreprises non cotées, la modification des coûts de sélection adverse liés à l'émission des titres sur le marché et la variation de l'optimisme des investisseurs. Premièrement, plus la demande en capitaux des firmes non cotées est élevée, plus le nombre d'entreprises incitées à lever du capital sur le marché financier s'accroît. Deuxièmement, la baisse de l'asymétrie informationnelle sur le marché financier entraîne une diminution des coûts de sélection adverse inhérents à l'émission des titres et par la même occasion, contribue à augmenter le nombre d'entreprises candidates à l'introduction en bourse. Bayless et Chaplinsky (1996) et Choe, Masulis et Nanda (1993) ont montré également que les coûts de sélection adverse affectent le nombre d'augmentations de capital réalisé par les sociétés cotées en bourse. Enfin, lorsque les investisseurs sont optimistes, ils sont plus enclins à sur-payer les titres nouvellement introduits en bourse et par conséquent, plus d'entreprises seront incitées à s'introduire

4 McDonald et Fisher (1972), Logue (1973), Block et Stanley (1980) et Beatty et Ritter (1986) ont montré empiriquement que les intermédiaires réputés sous-évaluent moins que les intermédiaires peu réputés.

5 Cette classification repose sur le paradigme du « capital réputation » où des entreprises fortement réputées ont plus de clients car leurs clients actuels apprécient la qualité des services offerts et ne les quitteront pas pour d'autres firmes.

6 Les Big Six détiennent les parts de marché (nombre de sociétés introduites sur le Nouveau Marché) les plus élevées sur le Nouveau Marché.

7 En 2001, ils ne sont plus que les « Big Five ».

en Bourse. Rajan et Servaes (1997), Lee, Shleifer et Thaler (1991), et Helwege et Liang (1996) ont montré que le volume des introductions en bourse est positivement associé au moral des investisseurs. Par ailleurs, et compte tenu des remarques précédentes, il est donc probable que lors de période d'introduction massive en bourse, l'information sur les entreprises est abondante et le coût d'obtention d'information sur chaque nouvelle introduction est faible. On devrait alors s'attendre à ce que le prix d'émission soit le plus proche possible du prix maximal lorsque les titres nouvellement introduits en bourse sont précédés par un volume important d'introductions. La variable décrivant le caractère cyclique des introductions (LHC) est mesurée par le logarithme népérien du nombre d'introductions réalisées pendant les trois mois qui précèdent l'introduction à l'étude.

De plus, la fixation du prix d'introduction dépend directement des conditions du marché des nouvelles émissions, qui dépend lui-même de l'état général du marché. Nous allons donc, décomposer l'échantillon en deux sous-périodes : l'euphorie boursière (de 03/96 à 03/2000) et l'après krach (de 04/2000 à 12/2000). On s'attend alors à ce que le prix d'émission des titres introduits sur le Nouveau Marché lors de la période euphorique soit plus proche du prix d'offre maximal que les titres émis après le krach boursier de mars 2000. La variable décrivant l'état général du marché (KRASH) est mesurée par une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'introduction est effectuée avant le crash boursier de mars 2000, et 0 sinon.

Enfin, Ritter (1991) et Hunt-MacCool (1996) ont montré que l'appartenance sectorielle affecte significativement la fixation du prix d'émission des titres nouvellement introduits en bourse. Nous allons donc inclure dans notre modèle trois variables dichotomiques permettant de prendre en compte l'incidence sectorielle sur la fixation du prix d'introduction.

La présentation des facteurs explicatifs de la fixation du prix d'émission des titres nouvellement introduits en bourse nous conduit à formuler le modèle suivant :

$$\text{LNPI}_i = b_1 + b_2 \text{LNRNET}_i + b_3 \text{LNFP}_i + b_4 \text{AA}_i + b_5 \text{ITM}_i + b_6 \text{CB6}_i + b_7 \text{L}_i + b_8 \text{ETYP}_i + b_9 \text{LHC}_i + b_{10} \text{KRASH}_i + b_{11} \text{LNCE}_i + b_{12} \text{DINTMM}_i + b_{13} \text{DSI}_i + b_{14} \text{DA}_i + \epsilon_i \quad i=1, \dots, n$$

La définition des variables explicatives et les signes attendus figurent dans le tableau n°1 :

2.1.2. Association entre rentabilité initiale et sous-évaluation ex-ante

L'estimation de la frontière par le ML permet d'obtenir facilement des résidus pour chaque observation c'est-à-dire $\hat{\epsilon}_i = P_i - \beta'X_i$, mais elle n'est pas en mesure de fournir directement une décomposition de ϵ_i en v_i et μ_i . L'intérêt d'une décomposition par observation des v_i et μ_i réside dans le fait que μ_i correspond à l'inefficience technique en général et dans notre étude à la sous-évaluation par titre introduit en bourse. Jandrow et al. (1982) sont les premiers à fournir une solution à ce problème en estimant μ conditionnellement à $(v-\mu)$.

Dans cette partie, nous allons adapter les développements de Jandrow et al. (1982) à l'estimation de la sous-évaluation par titre, puisque ces auteurs ont formulé leur approche dans le cadre de l'estimation de l'inefficience des entreprises. Nous présentons l'estimation en fonction de deux distributions de μ_i , une semi-normale tronquée à zéro et l'autre exponentielle. Puis, nous proposons un modèle permettant d'associer les rentabilités initiales et la sous-évaluation ex-ante.

2.1.2a Approche de Jandrow et al (1982) et sous-évaluation individuelle

- Distribution semi-normale tronquée à zéro :

Nous considérons deux erreurs v_i et μ_i avec $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ et v_i et $\mu_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$. De plus, sachant que $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$, $u_* = -\sigma_u^2 \epsilon / \sigma^2$ et $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$ et que la distribution de μ conditionnellement à ϵ est celle d'une loi semi-normale $N(\mu^*, \sigma_*^2)$ tronquée à zéro. En utilisant la formule modale proposée par Jandrow et al. (1982), le niveau de sous-évaluation d'un titre introduit en bourse peut s'écrire comme suit :

- Distribution exponentielle :

Ce cas est identique à celui de la distribution semi-normale tronquée à zéro, sauf que l'erreur asymétrique μ est supposée suivre une distribution exponentielle de densité $f(u)=\exp(-\mu/\sigma_\mu)/\sigma_\mu$. En utilisant la formule modale proposée par Jandrow et al. (1982), le niveau de sous-évaluation d'un titre introduit en bourse peut s'écrire comme suit :

$$u_i^* = M(u_i \setminus \varepsilon) = -e_i - \left(\frac{\sigma_v^2}{\sigma_u}\right) \text{ si } \varepsilon \leq -\frac{\sigma_v^2}{\sigma_u},$$

$$= 0 \quad \text{si } \varepsilon > -\frac{\sigma_v^2}{\sigma_u}. \quad (6)$$

2.1.2bde l'association entre rentabilité initiale et sous-évaluation ex-ante

Après avoir décrit la méthode de détermination de la sous-évaluation par titre, il serait judicieux, à l'instar de Hunt-McCool et al. (1996), d'associer le rendement initial des titres à l'introduction au degré de sous-évaluation délibérée. Si les rentabilités initiales positives ne sont que le reflet de la sous-évaluation délibérée, l'association entre ces deux mesures devrait être positive et parfaite. Toutefois, si ces rendements positifs existent indépendamment de la sous-évaluation délibérée, la corrélation entre ces deux variables devrait être proche de zéro. Pour tester cette hypothèse, il convient d'effectuer la régression suivante :

$$SE_i = \alpha + \beta (\mu_i^* / P_i^*) + \varepsilon_i \quad (11)$$

où SE_i correspond à la rentabilité initiale du titre i , μ_i^* correspond à la sous-évaluation ex-ante en valeur, P_i^* correspond au prix d'émission maximum prédit pour chaque introduction, et μ_i^* / P_i^* correspond au degré de sous-évaluation en pourcentage.

Etant donné que la variable dépendante de la frontière est exprimée en logarithme, μ_i^* / P_i^* serait égale à $1 - \exp(-M(\mu_i \setminus e_i))$.

3 Résultats de l'étude

Dans cette partie, nous commençons par décrire l'échantillon de l'étude. Puis, les statistiques descriptives de l'étude sont présentées. Enfin, les résultats de l'étude sont commentés.

3.1 Echantillon de l'étude

Les informations constituant l'échantillon de l'étude ont été collectées auprès de la Société du Nouveau Marché (Prospectus d'introduction et données boursières et comptables sur les sociétés introduites sur le Nouveau Marché), de la Commission d'Opérations Boursières (Prospectus non disponibles sur le site internet du Nouveau Marché) et des sociétés cotées elle-mêmes (pour des informations complémentaires).

L'échantillon de l'étude couvre la période [1996-2000]. Il comprend 135 entreprises, soit 86% de l'ensemble des introductions réalisées durant la période retenue. Les entreprises qui ont été exclues sont celles qui appartiennent au secteur financier (le comportement et la structure financière est très différente de celle des autres secteurs) et celles qui ont été transférées d'un autre marché⁸ (aucune cession de titres, ni augmentation du capital).

3.2 Statistiques descriptives

Le tableau n°2 présente la moyenne et l'écart type des variables dépendantes et indépendantes du modèle à tester. Deux constats sont à faire à la lecture de ce tableau :

- Les entreprises introduites sur le Nouveau Marché sont faiblement endettées (les dettes financières représentent moins de 20 % du total actif), ce qui est particulier au secteur des nouvelles technologies.
- Les entreprises de l'internet et du secteur informatique représentent à elles seules plus des 2/3 de l'échantillon de l'étude (67 %).

⁸ Le transfert se fait généralement du Marché Libre et exceptionnellement du Second Marché au Nouveau Marché.

3.3 *Estimation de la sous-évaluation sur le Nouveau Marché*

Les résultats de l'estimation de la frontière des prix pour les distributions semi-normale tronquée à 0 et exponentielle sont fournis dans le tableau n°3. Globalement, le modèle « tronquée » semble être légèrement mieux spécifié que le modèle « exponentielle », le log-vraisemblance du 1er modèle est de -95,02133 supérieur en valeur absolue à celui du 2nd modèle qui n'est que de -94,56861. De plus, les deux modèles semblent converger en matière de variables explicatives significatives ; seules quatre variables expliquent la différence de prix d'émission des introductions réalisées sur le Nouveau Marché. Il s'agit des variables décrivant l'état du marché avant l'introduction (LHC), la valeur des fonds propres (LNFP), le pourcentage des titres retenus par les actionnaires (AA) et la taille de l'émission (LNCE).

La valeur des fonds propres, le capital émis lors de l'introduction et le pourcentage des titres retenus par les dirigeants ont des coefficients positifs et significatifs et tirent ainsi la frontière vers le haut. De plus, leurs signes coïncident avec nos attentes (voir à cet effet, le tableau n°1).

Trois autres résultats, quoique surprenants, restent à signaler :

- Le signe négatif et significatif de la variable état du marché (LHC) est contraire à nos attentes. En effet, les titres introduits en bourse après une période euphorique d'introduction devraient bénéficier d'un prix d'émission proche du prix potentiel maximum. Le résultat obtenu est contradictoire et pourrait s'expliquer à notre avis par le fait qu'après une période d'introduction intensive l'offre de capitaux se raréfie et les entreprises qui désirent s'introduire en bourse doivent faire un effort sur les prix pour attirer les investisseurs.

- Le risque, la réputation des intermédiaires et des commissaires aux comptes, l'état du marché et l'appartenance sectorielle de l'entreprise ne semblent avoir aucune incidence sur la fixation du prix d'introduction.

- Le coefficient du résultat net est positif mais non significatif. Koop et Li (2000), Teoh et al. (1998a et 1998b) aboutissent au même constat. Ils justifient cette absence de pertinence du résultat net par la pratique d'une politique de manipulation des comptes et des charges calculées en vue de donner une image plus favorable de l'entreprise lors de la cession des titres à l'introduction. Ce résultat pourrait être davantage expliqué par le fait que les entreprises de l'échantillon sont de jeunes sociétés dont les résultats actuels négatifs ou faiblement positifs sont déconnectés de leurs perspectives futures.

Enfin, on constate que le paramètre γ est significatif, ce qui indique l'existence d'une asymétrie des résidus et un gain substantiel en matière statistique du maximum de vraisemblance par rapport aux MCO. Sur le plan financier, l'existence d'un γ positif et significatif dénote la présence d'une sous-évaluation délibérée des titres nouvellement introduits sur le Nouveau Marché.

3.4 *Etude sur l'association entre les rentabilités initiales et la sous-évaluation ex-ante*

L'existence d'une sous-évaluation délibérée n'est pas suffisante pour justifier l'existence de rentabilités initiales positives des nouveaux titres émis sur le marché financier. Nous allons à présent déterminer si notre estimation de la sous-évaluation délibérée est directement associée aux rentabilités initiales positives observées sur le Nouveau Marché.

Si la relation entre rentabilité initiale et sous-évaluation délibérée est positive et significative (et non parfaite), cela suppose que les rentabilités initiales moyennes sont gonflées et reflètent, en plus de la sous-évaluation, la présence d'une bulle spéculative. Si la corrélation entre les deux mesures est parfaite, nous pouvons soutenir le fait que les rentabilités initiales positives ne sont que le reflet d'une sous-évaluation délibérée.

Les résultats obtenus par la méthodologie de la frontière stochastique indiquent que le degré de sous-évaluation délibérée⁹ est de 14,36 % (distribution normale tronquée à 0 de l'erreur asymétrique) et 10,15 % (distribution exponentielle de l'erreur asymétrique).

Les résultats de l'équation des rentabilités initiales sont présentés dans le tableau n°4. Toutes les rentabilités initiales sont incluses, même celles qui sont négatives afin de ne pas biaiser l'estimation. Le degré de sous-évaluation délibérée est estimé par les deux procédés fournis par Jandrow et al. (1982), c'est-à-dire à partir d'une distribution normale tronquée à zéro et exponentielle.

Les résultats indiquent, quelque soit le mode de distribution des erreurs, une absence d'association significative entre les rentabilités initiales et le degré de sous-évaluation délibérée¹⁰. Les rentabilités initiales positives ne reflètent donc pas l'existence d'une sous-évaluation délibérée, mais ils sont plutôt la conséquence d'activités spéculatives sur le marché des introductions.

4 Conclusion

Nous avons estimé dans cet article le degré de sous-évaluation des titres introduits sur le Nouveau Marché à partir d'une frontière stochastique. Pour ce faire et contrairement aux recherches antérieures, nous avons mesuré la sous-évaluation à partir d'informations disponibles avant l'introduction en bourse. L'estimateur de la frontière stochastique nous a permis de comparer le prix d'introduction au prix « efficient », car la frontière stochastique suppose qu'un prix maximum existe et que le prix observé est en deçà du prix maximum pour des raisons d'inefficience économique (cette déviation du prix efficient se retrouve dans l'erreur asymétrique). En effet, si aucune sous-évaluation n'est décelée, l'erreur asymétrique n'apparaîtra pas et l'estimation des prix par le maximum de vraisemblance serait équivalente à celle des MCO.

Les deux méthodes d'estimation (tronquée à zéro et exponentielle) donnent des résultats similaires en matière de variables explicatives significatives. Seules quatre variables expliquent la différence de prix d'émission des introductions réalisées sur le Nouveau Marché. Il s'agit des variables décrivant l'état du marché avant l'introduction (LHC), la valeur des fonds propres (LNFP), le pourcentage des titres retenus par les actionnaires (AA) et la taille de l'émission (LNCE).

La valeur des fonds propres, le capital émis lors de l'introduction et le pourcentage des titres retenus par les dirigeants ont des coefficients positifs et significatifs et tirent ainsi la frontière vers le haut. De plus, leur signe coïncide avec nos attentes

Par ailleurs, on constate que le paramètre β est significatif suggérant l'existence d'une asymétrie des résidus et un gain substantiel en matière statistique du maximum de vraisemblance par rapport aux MCO. Sur le plan financier, l'existence d'un β positif et significatif dénote la présence d'une sous-évaluation délibérée des titres nouvellement introduits sur le Nouveau Marché.

Enfin, les résultats indiquent que quel que soit le mode de distribution des erreurs, une absence d'association significative entre les rentabilités initiales et le degré de sous-évaluation ex-ante. Les rentabilités initiales positives ne reflètent pas donc l'existence d'une sous-évaluation délibérée, mais ils pourraient être dues à des activités spéculatives sur le marché des introductions.

References bibliographiques :

Aggarwal, R. et Rivoli P. (1990), "Fads in the Initial Public Offering", *Financial Management*, 19, 45-57.

Aigner D., Lovell K. et Schmidt P., (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models", *Journal of Econometrics*, 6, 1977, 21-37.

⁹ Selon Hunt-McCool et al., 1996, le degré de sous-évaluation délibérée est déterminé comme suit : u^*/P^* (P^* = Prix maximal observable). Ce rapport est égal à : $(P^*-P_0)/P^*=1-(P_0/P^*)=1-\exp(-u^*)$ car les prix de l'équation de régression sont logarithmiques (P_0 = Prix d'émission).

¹⁰ Selon Chen et al. (1999), le degré de sous-évaluation délibéré obtenu par la frontière stochastique peut être calculé comme suit : u^*/P_0 au lieu de u^*/P^* . Comme $P_0/P^* = \exp(-u^*)$ et $P^*-P_0 = u^*$, $u^*/P_0 = (P^*-P_0)/P_0 = (P^*/P_0)-1=\exp(u^*)-1$.

- Allen, F. and Faulhaber G. (1989), "Signaling by Underpricing in the IPO Market", *Journal of Financial Economics* 23, 303-324.
- Baron D. (1982), "A Model of the Demand for Investment Banking Advising and Distribution Services for New Issues", *The Journal of Finance* 37, 955-976.
- Bayless M. et Chaplinsky S. (1996), "Is There a Window of Opportunity for Seasoned Equity Issuance?" *The Journal of Finance*, 51, 253-278.
- Beatty R. et Ritter J. (1986), "Investment Banking, Reputation and the Underpricing of Initial Public Offerings", *Journal of Financial Economics* 15, 213-232.
- Benveniste L. et Spindt P. (1989), "How Investment Bankers Determine the Offer Price and Allocate New Issues" *Journal of Financial Economics*, 24, 343-361.
- Block S. et Stanley M. (1980), "The Financial Characteristics and Price Movement Patterns of Companies Approaching the Unseasoned Securities Market in the Late 1970s", *Financial Management*, 9-1, 30-36
- Chen A., Hong G. et Wu C. (1999), "The Underpricing and Excess Returns of Initial Public Offerings Based on the Noisy Trading: A Stochastic Frontier Model" Taiwan University.
- Choe H., Masulis R. et Nanda V. (1993), "Common Stock Offerings Across the Business Cycles: Theory and Evidence" *Journal of Empirical Finance*, 1, 3-33.
- Downes, D. et Heinkel R. (1982), "Signaling and the Valuation of Unseasoned New Issues" *The Journal of Finance*, 37, 1-10.
- Grinblatt M. et Hwang C. (1989), "Signaling and the Pricing of New Issues", *The Journal of Finance* 44, 393-420.
- Helwege J et Liang N. (1996), "Is There a Pecking Order ? Evidence from a Panel of IPO Firms" *Journal of Financial Economics*, 40, 429-458.
- Hunt-McCool J., Koy S.C. and Francis B.B, (1996), "Testing for Deliberate Underpricing in the IPO Premarket : A Stochastic Frontier", *Review of Financial Studies*, 9, 1251-1269.
- Ibbotson R. et Jaffe J. (1975), "Hot Issue' Markets", *The Journal of Finance*, 30, 1027-1042.
- Ibbotson R., Sindelar J. et Ritter J. (1988), "Initial Public Offerings", *Journal of Applied Corporate Finance*, 37-45.
- Jondrow J., Lovell I. et Schmidt P. (1982), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model" *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- Koop G. et Li K. (2001), "The Valuation of IPO and SEO Firms" *Journal of Empirical Finance*, Forthcoming.
- Lee C., Shleifer A. et Thaler R. (1991), « Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle », *The Journal of Finance*, 46, 75-110.
- Leland H.E. et Pyle D.H. (1977), "Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation" *The Journal of Finance*, 32; 371-387.
- Logue D. (1973), "On the Pricing of Unseasoned Equity Offerings: 1965-69" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 91-103.
- Loughran T., Ritter J. et Rydqvist K.(1994), "Initial Public Offerings: International Insights" *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, 165-99.
- Lowry M. (1999), "Determinants of IPO Volume" University of Rochester working paper series.
- McDonald G. et Fisher A.K. (1972), "New Issue Stock Price Behavior" *The Journal of Finance* 17, 97-102.
- Meeusen W. et Van den Broeck J. (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error" *International Economic Review*, 18, 435-444.
- Ohlson J. (1995), "Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation" *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-87.

- Rajan R. et Servaes H. (1997), "Analyst Following of Initial Public Offerings" *The Journal of Finance*, 52, 507-529.
- Rees W.P. (1997), "The Impact of Dividends, Debt and Investment on Valuation Models" *Journal of Business Finance and Accounting*, 24, 1111-1140.
- Reilly F. et Hatfield K. (1969), "Investors' Experience with New Stock Issues" *Financial Analysts Journal*, 5, 73-80.
- Ritter J. (1991), "The long-run Performance of Initial Public Offerings", *The Journal of Finance*, 46-1, 3-27.
- Rock, K. (1986), "Why New Issues are Underpriced", *Journal of Financial Economics* 15-1/2, 187-212.
- Ruud J., (1993), "Underwriter Price Support and the IPO Underpricing Puzzle" *Journal of Financial Economics*, 34, 155-151
- Teoh S., Welch I., et Wong T. (1998a), "Earning Management and the Long-run Market Performance of IPOs" *The Journal of Finance*, 53, 1935-1974.
- Teoh S., Welch I., et Wong T. (1998b), "Earning Management and the Post-issue Performance of Seasoned Equity Offerings" *Journal of Financial Economics*, 50, 163-199.
- Tinic S. (1988), "Anatomy of Initial Public Offerings of Common Stock", *The Journal of Finance*, 43, 789-822.
- Titman S. et Trueman B. (1986), "Information Quality and the Valuation of New Issues", *Journal of Accounting and Economics*, 8, 159-172.
- Welch I. (1992), "Sequential Sales, Learning and Cascades" *The Journal of Finance*, 47, 695-732.
- Welch, I. (1989), "Seasoned Offerings, Imitation Costs and the Underpricing of Initial Public Offerings" *The Journal of Finance*, 44, 421-449.

Tableau n°1: Description des variables exogènes du modèle

Nom de la variable	Description de la variable	Signe attendu
LNRNET	Log népérien du bénéfice net par action de l'exercice précédent l'introduction ¹	+
LNFP	Log népérien des fonds propres ² .	+
AA	$-(a_i + \ln(1 - a_i))$ ³ .	-
ITM	Variable dichotomique = 1 si l'intermédiaire est réputé, 0 sinon.	+
CB6	Variable dichotomique = 1 si le commissaire aux comptes appartient aux Big Six, 0 sinon.	+
L	Rapport entre les dettes financières et l'actif de l'entreprise tiré du bilan de l'année précédant l'introduction en bourse.	-
ETYPE	Ecart type des rendements des titres introduits en bourse sur les 20 premiers jours de cotation excluant le jour de l'introduction	-
LHC	Log népérien du nombre d'introduction sur les trois précédents mois ⁴	+
KRASH	Variable dichotomique = 1 si l'introduction est effectuée avant le krach boursier de mars 2000, 0 sinon	+
LNCE	Log népérien du capital émis lors de l'introduction en bourse	+
DINTMM	Variable muette = 1 si l'entreprise introduite appartient au secteur internet et multimédia, 0 sinon.	?
DSI	Variable muette = 1 si l'entreprise introduite appartient au secteur informatique, 0 sinon.	?
DA	Variable muette = 1 si l'entreprise introduite n'appartient pas aux secteurs internet et informatique, 0 sinon.	?

¹ Les sociétés de notre échantillon sont très jeunes et souvent déficitaires, il est donc impossible de procéder au logarithme du résultat net de ses sociétés. Pour corriger cette défaillance, Hand (2000) propose la méthode suivante: $LNRNET = \ln(RNET + 1)$ si $RNET \geq 0$ et $LNRNET = \ln(-RNET + 1)$ si $RNET < 0$.

² Conformément à Rees (1997), nous excluons des fonds propres le résultat net puisqu'il est inclus dans la variable LNRNET.

³ a_i correspond au pourcentage du capital retenu par les dirigeants de l'entreprise i est il égale à $(1 - \text{flottant})$ en %. AA correspond alors au signal défini par Leland et Pyle (1977) et utilisé dans la littérature financière pour tester l'incidence de la rétention du capital lors de l'introduction en bourse sur la valeur d'une entreprise.

⁴ Cette variable peut prendre la valeur de 0, alors il convient de la corriger à l'instar de la variable LNRNET en prenant que la partie = 0 c'est-à-dire $LHC = \ln(HC + 1)$.

Tableau n°2 : Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Ecart type
LNPI	2,7825	0,6031
L	0,1994	0,1671
ITM	0,3556	0,4805
LHC	3,1296	0,9515
DINTMM	0,2593	0,4399
DSI	0,3185	0,4676
AA	0,6047	0,2989
LNFP	1,4501	0,7462
LNRNET	0,1229	0,3679
CB6	0,6296	0,4847
LNCE	16,3721	0,8680

Tableau n°3 : Estimation de la sous-évaluation délibérée par une frontière stochastique⁵

Variables	M.C.O.	Forme fonctionnelle	
		Modèle	Modèle
		« semi-normale »	« exponentielle »
Constante	-0,580 (1,157)	-0,202 (1,274)	-0,388 (1,190)
L	0,060 (0,326)	0,034 (0,339)	-0,020 (0,314)
ITM	-0,120 (0,102)	-0,128 (0,096)	-0,127 (0,091)
ETYPE	2,134 (2,057)	-0,280 (2,315)	-0,405 (2,132)
LHC	-0,126 (0,056)**	-0,171 (0,048)***	-0,171 (0,048)***
KRASH	0,179 (0,133)	0,178 (0,149)	0,205 (0,132)
AA	0,136 (0,167)	0,388 (0,150)***	0,444 (0,159)***
LNFP	0,280 (0,070)***	0,241 (0,058)***	0,237 (0,054)***
LNRNET	0,234 (0,133)*	0,176 (0,131)	0,188 (0,121)
CB6	-0,158 (0,111)	-0,078 (0,111)	-0,081 (0,104)
LNCE	0,195 (0,068)***	0,208 (0,075)***	0,213 (0,071)***
DINTMM	-0,083 (0,132)	0,010 (0,125)	0,021 (0,119)
DSI	-0,0738 (0,121)	0,016 (0,115)	0,019 (0,107)
N	135	135	135
R ² ajusté	0,185	-	-
?	-	4,124 (2,136)**	-
?	-	-	2,195 (0,355)***
s	-	1,0873	0,535
L	-	-95,021	-94,569

Notes : * résultat significatif au seuil de 10 % ; ** résultat significatif au seuil de 5 % ; *** résultat significatif au seuil de 1 % ;

⁵ Les chiffres entre parenthèses indiquent les écart-types.

Tableau n°4 Association rentabilité initiale et sous-évaluation ex-ante $SE_i = a + b (m_i^*/P_1^*)^6 + e_i$

	Modèle 1	Modèle 2
Constante	0,191 (6,28)***	0,195 (6,218)***
SEFNT	-0,029 (0,850)	-
SEFE	-	-0,024 (-0,692)
R ² ajusté	0,331	0,333
n	135	135

Notes : T-statistique entre parenthèse ; * résultat significatif au seuil de 10 % ; ** résultat significatif au seuil de 5 % ; *** résultat significatif au seuil de 1 % ;

⁶ La sous-évaluation ex-ante est définie par SEFNT (frontière stochastique de forme normale tronquée à 0) et par SEFE (frontière stochastique de forme exponentielle).

The ERF Working Paper Series disseminates the findings of research working progress to promote the exchange of ideas and encourage discussion and comment among researchers for timely revision by the authors

The Working Papers are intended to make preliminary research results available with the least possible delay. They have therefore not been made subject to formal review and ERF accepts no responsibility for errors

The views expressed in the Working Papers are those of the author(s). Unless otherwise stated, copyright is held by the author(s). Requests for permission to quote their contents should be addressed directly to author(s).

As of August 1998, financial support towards the ERF Working Papers Series from the Commission of the European Communities (through the FEMISE Program) is gratefully acknowledged. The views expressed in the Working Papers are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the European Commission.



7 Boulos Hanna St. Dokki, Cairo, Egypt
Tel: (202) 3370810 – (202) 7485553 – (202) 7602882
Fax: (202) 7616042. Email: erf@erf.org.eg Website: <http://www.erf.org.eg>