



**REVUE DES ETUDES MULTIDISCIPLINAIRES EN SCIENCES ECONOMIQUES ET SOCIALES**

**Numéro 7**

**Janvier – Juin 2018**

**Les déterminants de l'asymétrie d'information sur les marchés financiers : Etude empirique sur les sociétés cotées à la bourse de Casablanca.**

**The determinants of asymmetric information in financial markets: Empirical Study by panel data on companies listed on the Casablanca stock exchange.**

**NOUR-EDDINE EL BOUAZIZI**

Professeur en Sciences Economiques

Facultés des Sciences Juridiques, Economiques et sociales

Université Cadi Ayyad-Marrakech-

Maroc

Courriel : el\_bouazi76@yahoo.fr

**RESUME**

Dans cette communication, l'auteur examine les déterminants de l'asymétrie d'information sur le marché des actions de Casablanca.

En effet, le rendement du titre, la taille de l'entreprise et le nombre d'enquêtes menées par les autorités de régulation à savoir le conseil déontologique des valeurs mobilières constituent les principales variables qui affectent le niveau de l'asymétrie d'information sur ce marché.

**Mots clés :** Marchés financiers, asymétrie d'information, fourchette de prix.

**ABSTRACT**

In this communication, the author examines the determinants of asymmetric information on the stock market of Casablanca.

In fact, the return the share, the size of firm and the number of investigation carried out by the regularly authority are negative affect the level of asymmetric of information in this market.

**Key words:** Financial market, asymmetric information, Spread.

**1. Introduction**

Le concept de l'asymétrie d'information est relativement récent puisqu'il n'est formalisé qu'à partir des années 1970 et pendant les années 1980. En effet, plusieurs modélisations ont été développées : modèle de Crossman (1970), Crossman et Stiglitz (1976), le modèle de Kyle (1980) et le modèle d'Orlean (1995).

Qu'est-ce que l'asymétrie d'information ? La définition la plus simple préconise que celle-ci intervient lorsque certains individus disposent d'une information privée, inconnue des autres. Dans ce cadre deux types de problèmes peuvent apparaître : l'anti-sélection (sélection adverse) et le risque moral.

- L'anti-sélection désigne une situation dans laquelle sur un marché tous les intervenants n'ont pas la possibilité d'observer toutes les caractéristiques des biens échangés. Dans cette situation certains intervenants ont généralement plus d'informations que d'autres et il est possible que le fonctionnement du marché exclut l'échange des produits de bonne qualité, voir même empêche le déroulement de tous les échanges.

- Le risque moral apparaît dans les situations où une personne « l'agent » dispose d'une information privée sur son action tandis qu'une autre personne chargée de le rémunérer « principal » ne possède pas cette information. Dans cet environnement, il convient de fournir à l'agent qui dispose d'une information privée un ensemble d'incitations l'amenant à prendre des décisions adaptées aux objectifs du principal. On résout, ainsi, le problème du risque moral en cherchant une procédure incitative adéquate.

Il faut souligner que sur le plan empirique, la mise en évidence du concept d'asymétrie d'information demeure difficile à réaliser du fait de l'absence de modèles spécifiques aux mesures de l'asymétrie d'information sur les marchés financiers. Tout ce qui est possible de faire ne sont que des adaptations issues des principales recherches publiées en la matière. En effet, la littérature dans ce domaine envisage plusieurs modalités de mesure de l'asymétrie d'information sur les marchés financiers. La première mesure consiste à considérer, comme mesure du coût d'asymétrie d'information, l'impact permanent des volumes sur le prix. En effet, un agent, en fixant sur le marché d'agence, sa fourchette de prix ainsi que la quantité qu'il souhaite échanger, risque de subir un coût d'asymétrie d'information lorsqu'il effectue des transactions avec des agents mieux informés que lui. Ces transactions véhiculent de l'information et ont alors un impact permanent sur les prix<sup>1</sup>.

La deuxième mesure consiste à estimer les composantes de la fourchette de prix à partir d'une approche fondée sur les auto-corrélations des changements des prix des transactions.

Plusieurs auteurs ont utilisé la deuxième mesure des coûts d'asymétrie d'information : Roll (1984)<sup>2</sup>, Glosten (1987)<sup>3</sup>, Stoll (1989)<sup>4</sup> et George, Kaul et Nimalendran (1991)<sup>5</sup>. Le choix de cette mesure est justifié par les résultats obtenus en l'adoptant par les auteurs que nous venons de citer.

La troisième mesure consiste à calculer la part d'asymétrie d'information contenue dans la fourchette du prix. Sur un marché gouverné par les ordres, comme celui de Casablanca, un donneur d'ordre à cours limité a tendance à modifier son prix (hausse ou baisse) lorsqu'il pense que son ordre risque d'être capturé par un agent mieux informé que lui. Dans ces

---

<sup>1</sup>Voir J. F. Gajewski, « Frictions et asymétrie d'information sur les marchés d'actions », *Economica*, 2000, p. 94.

<sup>2</sup>Roll R., « A simple implicit measure of effective bid-ask spread in an efficient market », *Journal of finance*, 1984, vol. 39, n° 4, p. 1127-1139.

<sup>3</sup>Glosten L.R., « Components of the bid-ask spread and the statistical properties of transaction prices », *Journal of finance*, vol. 42, n° 5, p p. 1293-1307.

<sup>4</sup>Stoll H. R., « Inferring the components of the bid-ask spread: theory and empirical tests », *Journal of finance*, 1989, vol. 44, n° 1, pp. 115-134.

<sup>5</sup>George T.J., Kaul G. et Nimalendran M., « Estimation of the bid-ask spread and its components: a new approach », *Review of financial Studies*, 1991, vol. 4, n° 4, p p. 623-656.

conditions, l'élargissement supplémentaire de la fourchette de prix représente le coût d'asymétrie d'information.

Partant de ce constat, l'auteur tente dans ce papier d'examiner les déterminants de l'asymétrie d'information sur le marché d'actions de Casablanca. Pour ce faire, la première partie de ce travail sera consacrée à une revue de littérature relative au concept d'asymétrie d'information. Dans la seconde partie, il sera question d'estimer empiriquement les déterminants de l'asymétrie d'information sur le marché d'actions de Casablanca.

## 2. Revue de littérature

Les études qui ont tenté de mesurer l'asymétrie d'information sur les marchés financiers sont peu nombreuses comparativement avec les analyses explicatives par exemple de l'efficience des marchés financiers qui sont aujourd'hui très abondantes dans les milieux académiques et universitaires. Une des difficultés provient du fait que l'ensemble des études réalisées dans ce domaine concernent les marchés développés caractérisés par leur forme hybride. Les études relatives aux marchés à économies émergents sont quasi absentes.

Dans la littérature financière, la plupart des études ont mis l'accent sur la relation (corrélation) entre la fourchette de prix et le coût de l'asymétrie d'information. Ceci est justifié par le fait que lorsque la volatilité d'un titre financier augmente, suite à une information nouvelle sur le marché (publique ou privée). La fourchette de prix de l'agent (donneur d'ordre à cours limité dans le cas d'un marché gouverné par les ordres comme celui de Casablanca ou un teneur de marché dans le cas d'un marché dirigé par les prix) s'élargit pour contenir cette nouvelle information. Une relation croissante entre la fourchette de prix et la volatilité est confirmée empiriquement par Benston et Hagerman (1974)<sup>6</sup> et Hamon et Jaquillat (1992)<sup>7</sup>.

Dans la pratique, il existe trois approches pour mesurer le concept d'asymétrie d'information. Une Première approche consiste à choisir une variable proxy qui représente l'asymétrie d'information et régresse la fourchette de prix sur cette variable proxy. Benston et Hagerman (1974)<sup>8</sup> ont utilisé cette démarche méthodologique, Ils ont utilisé le risque diversifiable de l'action comme une variable Proxy du concept d'asymétrie d'information. En outre, ils ont montré que la fraction du capital possédée par les dirigeants détenant des informations privées

---

<sup>6</sup> Benston G.J. et Hagerman R.L., « Determinants of bid-ask spread in the over-the-counter market », Journal of financial Economic, 1974, vol. 4, pp. 353-364.

<sup>7</sup> Hamon J. et Jaquillat B., « Le marché Français des actions : étude empirique 1977-1991 », Presses Universitaires de France, 1992.

<sup>8</sup> Benston G.J. et Hagerman R.L., « Determinants of bid-ask spread in the over-the-counter market », Journal of financial Economic, 1974, vol. 1, n° 4, pp. 353-364.

est positivement corrélée avec le risque<sup>9</sup>. Stoll (1978a)<sup>10</sup> a pris le pourcentage d'actions échangées par rapport au nombre d'actions en circulation comme une variable proxy. Chiang et Venkatesh (1988)<sup>11</sup> ont mis en évidence la relation entre la fourchette de prix et la fraction de capital détenue par les dirigeants. Une seconde approche provient des modèles élaborés à partir de la détermination du prix et de la qualité d'équilibre. Ces modèles incitent à considérer l'impact permanent du volume sur le prix comme mesure du concept d'asymétrie d'information. Un agent (donneur d'ordre à cours limité), en fixant sa fourchette, considère un autre agent mieux informé que lui. Ces transactions, quand elles ont lieu, transmettent de l'information et entraînent alors des chocs sur le prix, qui rapprochent le prix de la valeur fondamentale de l'actif. Dans ces conditions, l'impact du volume sur les prix représente un coût pour l'agent non informé. Les échanges en bourse peuvent être justifiés même en l'absence d'information privée: les besoins de liquidité justifient ainsi, des ajustements dans la composition des portefeuilles en l'absence de toute information privée. Ces transactions peuvent être anticipées et ne sont pas liées à la détention d'informations privées. Donc sur une transaction, seule la part non anticipée du volume contient de l'information privée. Ceci conduit à considérer comme mesure du coût de l'asymétrie d'information l'impact sur le prix provoqué par la fraction non anticipée du volume. En effet le donneur d'ordre ne révisé pas les bornes de sa fourchette de prix seulement lors d'un choc d'information privée sur le volume. En l'absence de transaction, la diffusion d'informations publiques peut également l'inciter à réviser sa fourchette de prix. Dans ce cas, le coût de l'asymétrie d'information correspond à l'impact de la composante innovatrice du volume sur la composante non anticipée du changement de prix.

Une dernière approche vise à estimer les composantes de la fourchette de prix à partir d'une approche fondée sur les corrélations entre les changements de prix de transaction. L'objectif est de quantifier la part de la fourchette de prix expliquée par l'asymétrie d'information.

Dans le présent papier, l'auteur a opté pour la dernière voie de recherche. Cela est justifié par l'objectif de cette recherche sachant que les autres approches pourront être l'objet d'autres travaux de recherches.

---

<sup>9</sup> Cité in Gajewski J. F., « Frictions et Asymétrie d'Information sur les marchés d'Actions », *Economica*, 2000, p. 95.

<sup>10</sup> Stoll H.R., « The pricing of security dealer services: an empirical study of NASDAQ Stocks », *Journal of Finance*, vol. 33, n° 4, pp. 1153-1172.

<sup>11</sup> Chiang R. et Venkatesh P.C., « Insider holdings and perceptions of information asymmetry: a note », *Journal of Finance*, 1988, vol. 43, n° 4, p. 1041-1048.

Dans le cadre de cette approche, nous proposons la fourchette de prix structurelle comme mesure de l'asymétrie d'information.

Comme nous l'avons vu en haut, la fourchette de prix est la différence à un instant donné, entre les deux meilleures limites de prix proposées par les donneurs d'ordres à cours limites dans un marché gouverné par les ordres. Elle est donnée en terme absolu (fourchette de prix affichée)

Elle est donnée par la formule suivante :  $FA = PA - PV$  (3.1)

Où :

$FA$  est la fourchette de prix affichée ;

$PA$  est le meilleur prix d'achat ;

$PV$  est le meilleur prix de vente.

En terme relatif :  $FR = \frac{PA - PV}{\frac{PA + PV}{2}}$  (3.2)

Avec :

$PA$  est le meilleur prix d'achat pour le marché;

$PV$  est le meilleur prix de vente pour le marché ;

$FR$  est la fourchette de prix relative.

Si la fourchette de prix varie en permanence en fonction des informations disponibles, conformément à l'intuition du modèle de Glosten et Harris (1988), sa composante structurelle est censée être stable.

Selon plusieurs chercheurs, les déterminants de la fourchette de prix sont la volatilité des rendements ; l'activité du titre ; le prix du titre ; la taille ; le nombre d'analystes ; l'informativité des chiffres comptables ; la structure de propriété ; la taille des transactions et l'intensité du contrôle des autorités de marché.

Tinic (1972)<sup>12</sup> a mis l'accent sur la relation positive entre la volatilité des rendements du titre et la fourchette de prix.

---

<sup>12</sup>Tinic S.M, « The Economics of liquidity Services », Quarterly Journal of Economics, 1972, Vol. 88, n° 1, p. 79-85.

Demsetz (1968)<sup>13</sup> et Stoll (1978b)<sup>14</sup> soulignent que lorsque la fréquence de transaction est grande, l'agent trouve facilement une contrepartie à son ordre. D'autant plus, Tinic (1972) a montré qu'un titre actif permet de réduire les coûts de transaction.

Selon Stoll (1978) ou Tripathy et Peterson (1991)<sup>15</sup>, la relation entre le prix et la fourchette est justifiée par les coûts de traitement des ordres.

Welker (1995)<sup>16</sup> et Lang et Lundholm (1993)<sup>17</sup> ont montré que la taille de la firme est inversement liée à la fourchette de prix. Le degré de liquidité des firmes de grande taille est plus important que les firmes de petites tailles.

Arbel et al. (1983), Freeman (19987)<sup>18</sup> et Shores (1990)<sup>19</sup> déclarent que les grandes firmes intéressent généralement un plus grand nombre d'investisseurs que celles relatives aux firmes de plus petite taille.

Le nombre d'analystes peut affecter la fourchette de prix pour deux raisons. D'abord, comme les analystes sont généralement attirés par les firmes suffisamment transparentes. Elles ne les amènent pas à acquérir des informations additionnelles dans le cadre de leurs travaux de prévision. Toutefois, un fort suivi par les analystes reflète une plus grande transparence de la firme et donc une plus faible asymétrie d'information. Par ailleurs, puisque les informations étudiées par les analystes ne sont pas toujours identiques, les signaux qu'ils émettent au marché ne sont pas les mêmes (Dempsey (1989)<sup>20</sup>, Lobo et Mahmoud (1989)<sup>21</sup> et Shores (1990)). Par conséquent, plus le nombre d'analystes financiers est grand, plus la qualité d'informations qu'ils produisent est importante (Roulstone (2003)<sup>22</sup>). Ceci ne peut qu'accroître la visibilité de la firme et réduire l'asymétrie d'information qui la caractérise.

---

<sup>13</sup>Demsetz H., « The Cost of Transacting », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, n° 1, pp. 3-53.

<sup>14</sup>Stoll H., « The Supply of Dealer Services in Securities Markets », *Journal of Finance*, vol. 33, pp. 1133-1151.

<sup>15</sup>Tripathy N. et Peterson R. L., « The Relationship between OTC Bid-Ask Spread and Dealer Size: the Impact of Order-Processing and Diversification Costs », *Journal of Financial Research*, 1991, vol. 13, n° 2, p. 117-127.

<sup>16</sup>Welker M., « Disclosure Policy, Information Asymmetry and liquidity in Equity Market », *Contemporary Accounting Research*, 1995, vol. 11, n° 2, pp. 801-827.

<sup>17</sup>Lang M. et Lundholm R., « Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures », *Journal of Accounting Research*, 1993, vol. 31, n° 2, pp. 246-271.

<sup>18</sup>Freeman R., « The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms », *Journal of Accounting and Economics*, 1987, vol. 9, n° 3, pp. 195-228.

<sup>19</sup>Shores D. « The Association between Interim Information and Security Returns Surrounding Earnings Announcements », *Journal of Accounting Research*, 1990, vol. 28, n° 1, pp. 164-181.

<sup>20</sup>Dempsey S.J., « Predisclosure Information Search Incentives, Analyst Following, and Earning Announcement Price Response », *Accounting Review*, 1989, vol. 64, n° 4, p. 748-757

<sup>21</sup>Lobo G. J. et Mahmoud A.A. W., « Relationship Between Differential Amounts of Prior Information and Security Return Variability », *Journal of Accounting Research*, 1989, vol. 27, n° 1, p. 116-134.

<sup>22</sup>Roustane D.T., « Analyst Following and Market Liquidity », *Contemporary Accounting Research*, 2003, vol. 20, n° 3, p. 551-578.

Tasker (1998)<sup>23</sup>, Frankel et al. (1999)<sup>24</sup>, Debrency et al. (2002)<sup>25</sup> et Bushee et al (2003)<sup>26</sup> montrent que les firmes dont les chiffres comptables sont peu informatifs souffrent d'un déficit informationnel important. En effet, la complexité de leurs actifs et de leurs activités ainsi que les opportunités de croissance qui les caractérisent font que les outils traditionnels de communication comme la comptabilité, sont incapables d'éclairer suffisamment les investisseurs sur leurs situations. Ceci amène les sociétés cotées à accroître leurs divulgations en utilisant les technologies d'information et de communication (*TIC*).

En plus de ces variables qui trouvent leurs justifications dans les apports théoriques des auteurs cités, nous retenons une variable supplémentaire qui est le nombre d'enquêtes menés par les autorités de marché notamment le *CDVM* dans le cas du marché boursier Marocain d'actions. Intuitivement la relation entre le nombre d'enquêtes et la transparence du marché est positive. L'augmentation du nombre d'enquêtes augmente la transparence sur le marché qui réduit l'asymétrie d'information.

### 3. Analyse empirique

#### 3.1 Spécificité des entreprises cotées à la bourse de Casablanca

Les données utilisées dans notre travail de thèse proviennent de la base de données de la société gestionnaire à savoir la Bourse des Valeurs de Casablanca et du Conseil Déontologique des Valeurs Mobilières (*CDVM*). Ces dernières ne disposent pas d'une base de données de type Datasream, exploitable directement par les chercheurs. Il a fallu importer des données intrajournalières vers le logiciel Excel pour effectuer le traitement nécessaire afin d'obtenir les valeurs des variables de notre modèle.

Notre échantillon est constitué de seize sociétés cotées à la bourse de Casablanca. Ce sont les sociétés les plus liquides. Les titres sont sélectionnés sur la base de leurs poids sur le marché boursier marocain, en termes de capitalisation boursière flottante et de liquidité. L'ensemble de ces titres constitue un poids total d'environ de 85,86 % à la date de prélèvement de l'échantillon.

---

<sup>23</sup> Tasker S. C., « Briding the Information Gap: Quarterly Conference Calls as a Medium for Voluntary Disclosure », *Rewiew of Accounting Studies*, 1998, vol. 3, n° 1-2, p. 137-167.

<sup>24</sup> Frank R., Johnson M. et Skinner D., « An Empirical Examination of Conference calls as a Voluntray Medium », *Journal of Accounting and Economics*, 1999, vol. 37, n° 1, p. 133-150.

<sup>25</sup> Debrency R. Gray G. L. et Rahman A., « The Determinants of Internet Financial Reporting », 2002, vol. 21, n° 4-5, p. 371-394.

<sup>26</sup> Bushee B. J, Matsumoto D. A. Miller G. S., « Open Versus Closed Conference Calls: the Determinants and effects of Broadening Access to Disclosure », *Journal of Accounting and Economics*, 2003, vol. 9, n° 2, p. 111-138.



Pour les seize titres formant notre échantillon, nous avons rassemblé pour chaque journée du 1<sup>er</sup> Janvier 2005 au 31 Décembre 2014, les cours de clôture, le volume d'échange, le nombre de titres échangés, le nombre de titres Emis, les dividendes éventuellement versés et les dates de détachement et les capitaux propres de chaque société cotée en bourse. Ces valeurs intermédiaires serviront pour calculer les valeurs des variables du modèle. Pour certaines valeurs dont la cotation a débuté durant la période considérée, nous avons rassemblé les mêmes données à partir du mois qui suit l'introduction en bourse. Certaines études empiriques se limitent aux données de l'année qui suit l'introduction en bourse pour avoir des années complètes de données. Notre rupture par rapport à cette démarche est justifiée par le fait que nous travaillons sur des valeurs moyennes qui tiennent compte la fraction de l'année sans affecter la pertinence des données.

Des années pour lesquelles les valeurs ne sont pas disponibles parce que la société est introduite en bourse durant la période d'étude, sont considérées comme des observations manquantes. Un tel événement s'est produit pour trois titres (ADDOHA, CGI, ALLIANCES) les trois sociétés opèrent dans le secteur de l'immobilier, leurs introduction coïncide avec la performance qu'a connu le secteur durant la deuxième moitié des années 2000 jusqu'à l'année 2008, l'année de déclenchement de la crise économique et financière internationale.

### 3.2 Méthodologie

La mise en évidence des asymétries d'information consiste à examiner l'impact de différentes variables retenues (variables de contrôle) sur la fourchette de prix (variable expliquée).

Pour apprécier cet impact, nous adoptons le modèle suivant :

$$F\_P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RT_{it} + \alpha_2 ACT_{it} + \alpha_3 P_{it} + \alpha_4 Ln\_TAILLE_{it} + \alpha_5 NB\_A_{it} + \alpha_6 M\_B_{it} + \alpha_7 NB\_EQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où :

$F\_P_{it}$  est la fourchette de prix du titre  $i$ , de l'année  $t$  ;

$\alpha_0$  est la constante ;

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7$  ce sont les paramètres à estimer ;

$RT_{it}$  est le rendement de l'action  $i$  à l'année  $t$  ;

$ACT_{it}$  est l'activité de l'action  $i$  à l'année  $t$  ;

$P_{it}$  le prix de l'action  $i$  à l'année  $t$  ;

$TAILLE_{it}$  est la taille de l'action  $i$  à l'année  $t$  ;

$NB\_A_{it}$  est le nombre d'analystes qui suivent le titre  $i$  pour l'année  $t$  ;

$M\_B_{it}$  est le market to book de l'action  $i$  pour l'année  $t$  ;

$NB\_EQ_t$  est nombre d'enquêtes menés par les autorités de marché pour l'année  $t$

En effet, par rapport à notre modèle, nous avons une variable dépendante et des variables indépendantes ou de contrôle.

### 3.2.1 Les variables

Nous distinguons la variable contrôlée qui représente la variable proxy asymétries d'information et des variables de contrôle ou explicatives qui agissent sur la première variable.

#### - La variable expliquée

Pour l'évaluation de la fourchette de prix, appelée aussi la fourchette effective, qui représente la variable à expliquer et qui est une mesure de l'asymétrie d'information sur le marché d'actions marocain, nous avons deux grands courants développés simultanément : l'évaluation directe et l'estimation de la fourchette de prix. L'évaluation directe des fourchettes des prix affichées ou effectives ne peut être effectuée avec précision que si l'on dispose d'une base de données intra-journalière comportant toutes les transactions effectuées et les meilleures limites associées. De plus, la taille de cette base de données s'accroît avec le nombre de titres et la durée considérée.

Pour le cas du marché d'actions marocain, les autorités de marché ne communiquent que le volume échangé de chaque valeur cotée ainsi les cours de clôture de la séance boursière sans savoir les meilleures limites. La société gestionnaire fixe également la fourchette de prix maximale en pourcentage pour chaque valeur cotée<sup>27</sup>. Ceci est lié à la politique de

<sup>27</sup> En vertu du dahir portant loi n° 1-93-21 du 21 septembre 1993, modifié et complété par les lois n° 34-96, 29-00, 52-01 et 45-06 relatif à la bourse des valeurs approuvé par l'arrêté du ministre de l'Economie et des Finances n° 1268-08 du 7 Juillet modifié et complété par l'arrêté du ministre de l'Economie et des Finances n° 1156-10 du 7 avril 2010 et notamment ses articles 3.6.1 et 3.6.2.

Vu les dispositions de la circulaire n° 01/06 du 30 mars 2006 du Conseil Déontologique des Valeurs Mobilières relative à l'animation des actions cotées.

l'anonymat pratiquée par les autorités de marché afin d'atténuer les comportements opportunistes et faire face aux délits d'initié.

Donc, la disponibilité et la qualité des données posent ainsi un problème réel pour l'approche de l'évaluation directe de la fourchette de prix, ce n'est pas uniquement pour les marchés financiers émergents, mais aussi pour les marchés financiers les plus développés.

Plusieurs auteurs ont élaboré des méthodes plutôt que de véritables modèles, pour mettre en évidence les prix offerts et demandés affichés sur les parquets des bourses ou sur les écrans des systèmes électroniques. Le premier modèle d'estimation simple de la fourchette de prix (Spread) est celui de Roll (1984)<sup>28</sup>. Il est établi sur la base de la covariance des rentabilités, puisque les transactions réelles soit à l'offre du meilleur prix, soit à la demande du meilleur prix.

Roll (1984) a montré que dans un marché efficient sur le plan informationnel, si la fourchette est de taille  $(S)$ , la covariance entre deux mouvements de prix successifs est donnée comme suit :

$$\text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) = -\frac{S^2}{4} \quad (5)$$

Où :  $\Delta P_t$  est le mouvement de prix successifs à l'instant  $t$  ;  $\Delta P_{t-1}$  est le mouvement de prix successifs à l'instant  $t-1$  et  $S$  est le Spread ou la fourchette de prix.

Pour obtenir un estimateur de la fourchette de prix effective, on détermine le Spread ( $S$ ) en fonction de la covariance. La fourchette de prix effective est donc donnée par :

$$S_{Roll} = 2\sqrt{-\text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} \quad (6)$$

Il faut toutefois noter que la fourchette de Roll (1984) est supposée stationnaire, chose qui n'est pas généralement vérifiée dans la réalité par les données quotidiennes. Harris (1990) et Lesmond et al. (1999) ont proposé le recours à une nouvelle extension qui tient compte la non stationnarité de la fourchette.

George et al. (1991) ont relâché l'hypothèse de la stationnarité de la fourchette. Pour cela, ils ont calculé la covariance entre les écarts de rentabilité successifs qui est égale à :

<sup>28</sup>Roll R., « A simple implicit measure of effective bid-ask spread in an efficient market », Journal of finance, 1984, vol. 39, n° 4, p. 1127-1139.

$$Cov(RD_t, RD_{t-1}) = -\frac{S^2}{4} \quad (7)$$

$$\text{Avec : } RD_t \text{ est la différence de rentabilité. Elle est donnée par : } RD_t = R_t - RB_t \quad (8)$$

Où :  $R_t$  est la rentabilité du cours et  $RB_t$  est la limite inférieure de la fourchette de prix.

C'est-à-dire la différence de rentabilité (à l'instant  $t$ ) est égale à la rentabilité du cours moins celle de la limite inférieure de la fourchette.

La fourchette de George et al. (1991) notée  $S_{GKN}$  est donnée donc comme suit :

$$S_{GKN} = 2\sqrt{-Cov(RD_t, RD_{t-1})} \quad (9)$$

Où :  $RD_t$  est la différence de rentabilité du cours à l'instant  $t$  et  $RD_{t-1}$  est la différence de rentabilité à l'instant  $t-1$ .

L'estimation de la fourchette de  $GKN$  nécessite donc le recours aux meilleures limites du carnet des ordres qui ne sont pas disponibles.

Une autre méthode proposée bien avant George et al est celle de Thompson et Waller (1988)<sup>29</sup>. Cette méthode permet de calculer les prix offerts et les prix demandés à partir desquels, la fourchette de prix est donnée comme la moyenne en valeur absolue des variations de prix sur un intervalle de temps donné. Donc la fourchette de prix de Thompson et Waller ( $S_{TW}$ ) est donnée par la formule suivante :

$$S_{TW} = \frac{\sum_{t=1}^n |P_t - P_{t-1}|}{n} \quad (10)$$

Où :  $P_t$  est le prix à la date  $t$  ;  $P_{t-1}$  est le prix à la date  $t-1$  et  $n$  est le nombre d'intervalles de temps retenus.

Cette mesure de la fourchette de prix est sans aucun doute la plus répandue et la plus facilement testable. Elle fût utilisée par plusieurs auteurs comme Ma, Peterson et Sears (1992)<sup>30</sup>, et Leng (1996)<sup>31</sup>.

<sup>29</sup> Thompson S. et Waller M. L., « Determinants of Liquidity Costs in Commodity Futures Markets », Review of Futures Markets, 1988, vol. 7, pp. 110-126.

<sup>30</sup> Ma C., Sears S. et Peterson R., « Trading Noise, Adverse Selection and Intraday Bid-Ask Spreads in futures Markets », Journal of Futures Markets, 1992, vol. 5, pp. 519-557.

<sup>31</sup> Leng H., « Announcement versus Nonannouncement: A Study of Intraday Transaction Price Paths of Deutsche Mark and Japanese Yen Futures », Journal of Futures Markets, 1996, vol. 16, n° 6, pp. 829-857.

Nous avons utilisé cette méthode pour calculer la fourchette de prix sur le marché d'actions marocain. Cette méthode nous permet de ne pas écarter arbitrairement certains prix de la base de données.

Nous avons calculé les valeurs absolues, et donc notre fourchette de prix, en s'appuyant sur les prix de clôture communiqués par la société gestionnaire du marché boursier marocain.

Cette variable est la fourchette de prix structurelle de la firme  $i$  sur l'année  $t$ , caractérisée dans notre modèle par la variable  $F\_P_{it}$ . Elle est estimée par la moyenne des fourchettes relatives quotidiennes calculées sur une année. La fourchette de la firme  $i$  le jour  $q$  s'exprime

$$FP_{iq} = \frac{PA_{iq} - PV_{iq}}{\frac{PA_{iq} + PV_{iq}}{2}} \quad (11)$$

Où :  $PA$  et  $PV$  correspondent respectivement aux meilleurs prix d'achat et de vente. Comme nous allons le voir dans le prochain paragraphe relatif aux données utilisées. La fourchette de prix ne peut pas être calculée directement. Mais, il faut l'estimer, car les marchés financiers ne fournissent pas les meilleures limites ou le prix d'offre et le prix de demande qui permettent d'appliquer la formule exprimée en haut.

#### - Les variables explicatives

Elles sont au nombre de sept:

«  $ACT_{it}$  »: cette variable représente l'activité de la valeur cotée au marché d'actions marocain. Elle est donnée par la moyenne du rapport entre le nombre de titres échangés quotidiennement et le nombre total de titres émis par la firme  $i$ . Ce rapport nous permet d'observer la liquidité de l'action.

«  $RT_{it}$  »: cette variable qui est le rendement annuel de la firme  $i$ , où le rendement  $R_{it}$  du titre  $i$  l'année  $t$  s'exprime  $RT_{it} = Ln(P_{it} + D_{it}) - Ln(P_{it-1})$ . Le rendement de l'action  $i$  est calculé à partir de l'écart entre le cours ( $P_{it}$ ) à l'instant  $t$  majoré des dividendes ( $D_{it}$ ) distribués et le rendement de la période précédente ( $P_{it-1}$ ). Les valeurs sont exprimées en logarithme népérien.

«  $P_{it}$  »: cette variable représente le cours de l'action  $i$  à la fin de l'année  $t$ .

«  $Ln\_TAILLE_{it}$  »: la variable taille de l'entreprise introduite en bourse est mesurée par le logarithme népérien de la capitalisation boursière de la firme  $i$  à la fin de l'année  $t$ , exprimée en dirhams. Cette mesure a été utilisée par Degeorge et Derrien (2001)<sup>32</sup>.

<sup>32</sup>Degeorge F. ET F. Derrien, « Les déterminants de la performance à long terme des introductions en bourse: le cas français », 2001, Novembre-Décembre, Revue Banque et Marchés.

«  $NB\_A_{it}$  » : cette variable représente le nombre d'analystes financiers qui suivent la firme  $i$  durant l'année  $t$ . Dans le cadre de ce travail de recherche, nous avons pris le nombre de commissaires aux comptes qui suit la situation financière de l'entreprise comme une variable proxy de la variable initiale. Les sociétés sont réticentes en matière de communication de cette information.

«  $M\_B_{it}$  » : cette variable est le ratio de capitalisation des capitaux propres (market-to-book ratio, MB) de la firme  $i$  relatif à l'année  $t$ . il est donné par le rapport entre la capitalisation boursière de la firme  $i$  à l'année  $t$  et les capitaux propres de la même firme et de la même année. Ce ratio est utilisé pour déterminer la valeur d'une entreprise, en comparant sa valeur comptable et sa valeur de marché. La valeur comptable est calculée en recourant au coût historique de l'entreprise. La valeur de marché est déterminée dans le marché boursier grâce à sa capitalisation boursière.

Le ratio de market to book tente d'identifier les titres sous évalués ou surévalués. En effet, si le ration est supérieur à un, alors le titre est sous évalué, s'il est inférieur à un, le titre est surévalué.

«  $NB\_EQ_{it}$  » : cette variable représente le nombre d'enquêtes menés par le *CDVM* à la fin de l'année  $t$ .

En somme, les principales variables de notre modèle sont la fourchette de prix, l'activité du titre ; le rendement annuel du titre ; le cours de l'action ; la taille de la valeur cotée en bourse ; le nombre d'analystes financiers ; le market to book et le nombre d'enquêtes menées par le *CDVM*.

Le tableau ci-dessous donne une description des variables employées dans le modèle, ainsi les variables proxy :

**Tableau 1 : Descriptif des variables du modèle**

Liste des variables	Les variables Proxy
Asymétrie d'information	Fourchette de prix (F_P)
Activité de la valeur cotée	Rapport entre le nombre d'actions échangées et émises (ACT)
Le rendement de l'action	Return annuel (RET)
Le cours de l'action	Le prix de l'action (P)
Taille de la société cotée	Capitalisation boursière (TAILLE)
Nombre d'analystes financiers	Nombre de commissaires aux comptes (NB_A)
Evaluation de l'action	Market to book ratio (M_B)

La surveillance du marché	Nombre d'enquêtes menées par le CDVM (EQ)
---------------------------	---

**Source :** Elaborer par nous même

A partir de ces variables, nous allons entamer l'analyse économétrique sur des données de panel, les déterminants de la fourchette de prix, et répondre à notre question principale à savoir mesurer les asymétries d'information sur le marché d'actions de Casablanca.

### 3.3 Les Résultats:

Une première lecture des résultats de la statistique descriptive des données de panel, montre que le nombre d'observations pour les différentes variables n'est pas identique. Cela est expliqué par le nombre de données manquantes dans la base de données pour les principales variables retenues.

**Tableau 2 : Statistique descriptive**

Variables	Obs.	Mean (moyenne)	Std. Dev. (Ecart Type)	Min (Valeurminimale)	Max (Valeurmaximale)
F_P	105	1.190857	.3737263	.36	2.74
ACT	106	.2265094	.7333018	.01	7.29
RET	102	.0530392	.619506	-2.8	1.88
P	107	1284.054	1008.618	59.62	5178.1
NB_A	112	2.0625	0.4304042	1	3
M_B	107	44.88028	68.09609	.6	299.89
NB_EQ	96	18	3.670652	13	23
Ln_TAILLE	107	23.85004	1.518482	19.10448	27.41743

**Source :** Elaborer par nous même à partir des données de l'échantillon

Les valeurs minimales et maximales pour l'ensemble des variables nous permettent de détecter l'existence d'une hétérogénéité de l'échantillon selon les variables étudiées. Cette hétérogénéité peut être confirmée par le calcul des coefficients de variation pour chaque variable (écart type/moyenne). A titre d'exemple le coefficient de variation de la variable F\_P est 0.31. Ceci indique une hétérogénéité de l'échantillon par rapport à la fourchette de prix. On peut aussi calculer les corrélations possibles avec les différentes variables du modèle afin de détecter le risque de la multicollinéarité<sup>33</sup>.

**Tableau 3: Les coefficients de corrélation prises deux à deux**

<sup>33</sup> Le calcul des coefficients de corrélation entre les variables explicatives prises 2 à 2 permet de tester l'existence de la multicollinéarité à un niveau d'ordre 1.

Variables	F_P	ACT	RET	P	NB_A	M_B	NB_EQ	Ln_TAILLE
F_P	1.0000							
ACT	0.2237	1.0000						
RET	0.0275	0.1780	1.0000					
P	0.1176	-0.2004	0.2484	1.0000				
NB_A	0.1260	0.2780	0.0392	-0.1042	1.0000			
M_B	0.0229	-0.1508	0.1628	<b>0.5138</b>	0.1593	1.0000		
NB_EQ	-0.0306	-0.2300	-0.4376	-0.0006	-0.0902	-0.0943	1.0000	
Ln_TAILLE	-0.2250	-0.3936	-0.0036	0.2304	0.1111	<b>0.7588</b>	0.0308	1.0000

**Source :** Elaborer par nous même

On constate que le coefficient de corrélation le plus élevé (0.7588) se situe entre la variable Ln\_TAILLE et M\_B. L'existence de cette interdépendance entre les variables est expliquée par le mode de calcul de la variable M\_B (market to book ratio)<sup>34</sup>. La deuxième corrélation plus ou moins forte (0.5138) existe entre la variable NB\_A et P. les autres variables sont faiblement corrélées prises deux à deux.

Donc, le problème de la multicolinéarité ne se pose pas pour la plupart des variables du modèle. Comme nous allons le voir par la suite, la décomposition de l'échantillon en deux sous échantillons sera une solution pour remédier au problème de la colinéarité.

### 3.3.1 La décomposition de l'échantillon

La décomposition de la période d'étude (2005-2014), en deux périodes a permis de former deux panels : le premier panel que nous appelons panel A, concerne la période 2005-2008, le second appelé panel B, est lié à la période 2009-2014.

En effet, cette fragmentation de la période d'étude considérée est justifié par:

- L'analyse des séries des cours<sup>35</sup> des titres formant notre échantillon, depuis l'année 2005, a révélé une grande disparité des prix des actions avant et après l'année 2008. Cela est expliqué à notre avis par l'effet de la crise économique et financière qui a secouée les économies occidentales depuis l'année 2008, sur le comportement des investisseurs locaux, malgré le faible taux d'investissement étranger (ne dépasse pas 2%) dans le marché boursier marocain ;
- L'observation des cours des actions des sociétés introduites en bourse a permis de relever qu'à partir de l'année 2008, certaines sociétés cotées (ATW Bank, ADDOHA, BCP, BMCE),

<sup>34</sup> Voir le paragraphe ci-dessous lié à la définition des variables.



ont procédé à un fractionnement d'actions (stock Split). Cette opération consiste à diviser le nominal d'un titre d'une entreprise cotée en bourse d'un certain nombre, ce qui a pour effet de diminuer son cours en proportion de ce nombre. Une des raisons pour lesquelles les fractionnements sont réalisés, c'est lorsque le prix de l'action de l'entreprise a connu une croissance élevée et donc les actions sont trop chères à l'achat. Les investisseurs vont s'abstenir de les demander.

De plus, le problème de la multicolinéarité évoqué en haut est remédié à travers la décomposition de l'échantillon. Il faut signaler, comme nous allons le voir ci-après, que la colinéarité reste présente dans le panel A, du fait du nombre d'observations manquantes dans l'échantillon. Le problème de la multicolinéarité disparaîtra complètement dans le panel B, car toutes les observations sont renseignées.

Nous procéderons à l'analyse des résultats du panel A et du panel B, afin de tirer des conclusions sur l'effet des variables explicatives sur la fourchette de prix et par conséquent sur des asymétries d'information.

### 3.3.1.1 Analyse des résultats du panel A

Avant de procéder aux régressions linéaires des données de panel, nous proposons d'effectuer une analyse descriptive des variables retenues.

#### - La Statistique descriptive

L'analyse des résultats de la statistique descriptive passe par l'interprétation des moyennes et des variances des différentes variables du modèle. Le tableau ci-après donne les différentes caractéristiques de la statistique descriptive :

**Tableau 4: Les caractéristiques de la statistique descriptive**

Variables		Mean (Moyenne)	Std. Dev. (Ecart type)	Min (valeur minimale)	Max (valeur maximale)
F_P	Overall	1.240702	0.42090	0.36	2.74
	Between		0.4344359	0.8325	2.74
	Within		0.3064223	0.6057017	1.843202
ACT	Overall	0.3487931	0.976812	0.01	7.29
	Between		0.5830568	0.01	2.4575
	Within		0.7731678	-1.958707	5.181293

RT	Overall	0.2901818	0.4238339	-0.9	1.88
	Between		0.1953394	-0.04	0.705
	Within		0.3826338	-0.6073182	1.465182
P	Overall	1527.359	1093.796	59.62	5178.1
	Between		870.5247	134.09	3367.605
	Within		675.5046	71.27436	3337.854
NB_A	Overall	2.0625	0.4318656	1	3
	Between		0.4425306	1	3
	Within		0	2.0625	2.0625
M_B	Overall	65.48186	85.7528	0.6	299.89
	Between		74.41176	3.885	206.815
	Within		42.87733	-53.78314	187.6069
NB_EQ	Overall	16	2.760262	13	20
	Between		0	16	16
	Within		2.760262	13	20
Ln_TAILLE	Overall	24.03461	1.83437	19.10448	27.41743
	Between		1.712327	21.93994	26.75031
	Within		0.6448435	21.00082	25.23143

**Source :** Elaborer par nous même

Pour la variable dépendante, la fourchette des prix moyenne sur l'échantillon (panel A) est 1,24. Cette valeur est interprétable par rapport à une autre moyenne de la fourchette de prix dans un marché boursier qui représente moins d'asymétries d'information ou par rapport à une standard fixée par les organismes internationaux spécialisés comme par exemple les agences de notation. Pour le cas du marché boursier marocain, les autorités de marché révisent et fixent une fourchette de prix annuelle maximale pour chaque société introduite en bourse. D'après le décret fixant les fourchettes de prix, généralement, la fourchette de prix

tourne autour de 4 % selon les entreprises. Si on compare notre moyenne avec la fourchette de prix officielle, nous allons constater qu'il y a un grand écart entre les deux fourchettes. La moyenne calculée est plus importante. Ce qui explique que la fourchette de prix est élargie et par conséquent la volatilité est grande. Cette volatilité peut être mesurée par la variance (Ecart type).

En effet, la variance interindividuelle (Between) de la variable fourchette de prix (F\_P) est 0.19, alors que la variance intra individuelle (temporelle) est égale à 0.10, sur une variance totale de 0.18, soit 56 % de la variance totale. Ceci s'explique par la prédominance de la dimension temporelle dans l'échantillon (57 observations) par rapport à la dimension individuelle (uniquement 16 sociétés cotées). Le même raisonnement peut être appliqué pour les variables explicatives.

On peut aussi calculer les coefficients de corrélation des variables retenues, prises deux à deux. Le tableau suivant donne l'ensemble des coefficients de corrélation du panel A :

**Tableau 5: La matrice des coefficients de corrélation**

Variables	F_P	ACT	RET	P	NB_A	M_B	NB_EQ	Ln_TAILLE
F_P	1.0000							
ACT	0.2219	1.0000						
RET	0.2516	0.2132	1.0000					
P	0.1566	-0.2851	0.0091	1.0000				
NB_A	0.0947	0.3699	0.1877	-	1.0000			
				0.1186				
M_B	-0.0311	-0.2176	0.0532	0.5218	0.1764	1.0000		
NB_EQ	0.1603	-0.1754	-0.0196	0.4308	-0.0194	0.2820	1.0000	
Ln_TAILLE	-0.2208	-0.4524	0.0217	0.3199	0.0828	0.8055	0.2550	1.0000

**Source :** Elaborer par nous même

D'après le tableau (3.6), l'ensemble des variables explicatives prises deux à deux présentent des coefficients de corrélation faibles, sauf celui qui existe entre la variable Ln\_TAILLE et la variable M\_B (0.80) et celui qui se situe entre la variable M\_B et P (0.53). Cette interdépendance trouve son explication dans les valeurs manquantes dans la base de données, ainsi le mode de calcul du market to book ratio. La régression linéaire de panel confirmera cette constatation.

#### - Les résultats de la régression

L'utilisation du test de Hausman (1978)<sup>36</sup>, qui est un test de spécification en économétrie permet de tester la présence éventuelle d'une corrélation ou un défaut de spécification, c'est à dire, il nous permet de retenir le modèle de panel adéquat (modèle d'effets fixes ou modèle d'effets aléatoires). En effet, le test de Hausman réfute l'hypothèse d'absence de corrélation entre le terme aléatoire et les variables explicatives du modèle. P-value = 0.07 % < 5 %.

Donc, il faut retenir les estimateurs du modèle à effets fixes. Les résultats de la régression du panel A sont donnés donc dans le tableau suivant :

**Tableau 6: Les coefficients estimateurs du modèle**

Number of obs = 55		Number of groups = 15				
		Prob>F = 0.0033				
F_P	Coef.	Std. Err.	t	P> t	95% Conf.	Interval
ACT	.3661039	.1104019	3.32	0.002	.1417402	.5904676
Ln_TAILLE	.5924087	.1858596	3.19	0.003	.2146965	.9701209
NB_EQ	-.0517158	.0248147	-2.08	0.045	-.1021454	-.0012862
RT	.0844484	.1104895	0.76	0.450	-.1400932	.30899
M_B	-.0001008	.001356	-0.07	0.941	-.0028564	.0026549
P	7.84e-06	.0001179	0.07	0.947	-.0002318	.0002475
CONS	-12.33964	4.210194	-2.93	0.006	-20.89579	-3.7835

**Source : Elaborer par nous même**

Les résultats de l'estimation montrent que les coefficients associés à l'activité du titre, le nombre d'enquêtes menés par le *CDVM* et la taille de l'entreprise sont statistiquement significatifs, car leur P-value respectives inférieures à 5 % (P-value < 5 %). En outre, les coefficients associés à la rentabilité de l'action, le cours de l'action et le market to book ratio sont statistiquement non significatifs, car leur P-value est supérieures à 5 % (P-value > 5%).

Pour les coefficients estimateurs de la variable cours de l'action (P) et la variable rentabilité de l'action (RT) sont non significatifs, car le marché boursier marocain n'est pas efficient. En effet, les études sur l'efficacité du marché de Casablanca contredisent l'hypothèse de l'efficacité quelque soit sa forme (forte, semi forte ou faible).

L'estimateur de la variable market to book ratio (M\_B) est non significatif. Toutes les valeurs prises par cette variable sont supérieures à un, ce qui signifie que le titre est surestimé. Cette valeur surestimée ne permet pas d'expliquer une réaction du cours vis-à-vis une nouvelle information sur le marché.

<sup>36</sup> J.A. Hausman, « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 1978, Vol. 46, n° 6, p. 1251-1271.

La variable nombre d'analystes (NB\_A) est exclue de la régression du fait de l'existence de la multicolinéarité.

Afin de donner plus de rigueur à cette régression, nous allons effectuer le test de la normalité des résidus et le test de l'effet individuel aléatoires proposés par Breusch et Pagan (1979).

Le test de la normalité des résidus: le test de Jarque-Bera détermine si les résidus de notre régression linéaire suivent une distribution normale. Ce test est donné comme suit :

Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	Adj chi2 (2)	Prob>chi2
residu	55	0.2419	0.7695	1.52	0.4680

La probabilité du test est 0.468 qui est supérieur à 0.05, donc, on accepte l'hypothèse nulle H0 de normalité des résidus.

Le test d'effets individuels aléatoires : Le test de Breuch-Pagan appelé aussi le test du multiplicateur de Lagrange permet de valider le choix d'une structure à erreur composée. Il se présente ainsi :

Estimated resultats	Var	Sd = sqrt (var)
F_P	0.1335325	0.3654209
e	0.0840309	0.2898808
u	0.00203356	0.0451175

Chi2 (01) = 0.16  
Prob>chibar (2) = 0.3442

La probabilité du test est  $0.3442 > 5\%$ , on rejette l'hypothèse nulle. Le test valide la spécification d'une structure à erreurs composées, ce qui confirme le choix d'un modèle de panel à effets fixes.

Par rapport au panel A, on conclut que les principales variables du modèle à savoir l'activité du titre, la taille de l'entreprise, le nombre d'enquêtes de surveillance et de contrôle à l'égard des intervenants sur le marché, ont un effet sur la fourchette de prix et donc sur les asymétries d'information, abstraction faite des formes de cette asymétrie.

Les résultats du deuxième panel (panel B) seront plus consistants, car il n'y aura pas de valeurs manquantes dans la base de données.

### 3.3.1.2 Analyse des résultats du panel B

Avant de procéder aux régressions linéaires des données en panel, nous proposons d'effectuer une analyse descriptive des variables retenus.

#### - La Statistique descriptive

Nous analysons les moyennes et les variances des différentes variables du modèle.

Le tableau ci-dessous donne les différentes caractéristiques de la statistique descriptive :

**Tableau 7 : Les caractéristiques de la statistique descriptive**

Variables		Mean (Moyenne)	Std. Dev. (Ecart type)	Min (valeur minimale)	Max (valeur maximale)
F_P	Overall	1.131667	0.3022985	0.62	1.97
	Between		0.23919	0.6666667	1.626667
	Within		0.1913298	0.7616667	1.521667
ACT	Overall	0.07875	0.0582228	0.02	0.28
	Between		0.0561067	0.0233333	0.23
	Within		0.0193878	0.03875	0.12875
RT	Overall	-0.2197917	0.6903452	-2.8	0.91
	Between		0.352984	-1.013333	0.3033333
	Within		0.5977297	-2.006458	0.7235417
P	Overall	984.9915	807.657	92.38	3124.17
	Between		795.6812	107.93	2484.247
	Within		214.8073	361.1449	1624.915
NB_A	Overall	2.0625	0.4330127	1	3
	Between		0.4425306	1	3
	Within		0	2.0625	2.0625
M_B	Overall	19.5575	13.95238	2.31	64.4
	Between		13.91589	3.33	56.82667
	Within		3.04259	11.50083	27.13083
NB_EQ	Overall	14.66667	10.51308	0	23
	Between		0	14.66667	14.66667
	Within		10.51308	0	23

Ln_TAILLE	Overall	23.62316	0.9759664	21.47419	25.61278
	Between		0.9759664	22.21151	25.59468
	Within		0.2084442	22.88584	24.4407

**Source :** Elaborer par nous même

Par rapport aux caractéristiques de la statistique descriptive du panel A, on constate que les moyennes et les variances (Ecart type) des différentes variables du modèle du panel B, sont moins importantes. D'une part la baisse des cours des titres pendant la période de la crise financière internationale, d'autre part la politique de fractionnement des actions menée par certaines entreprises cotées en bourse a contribué à la baisse des cours des différentes variables. Les variances ont baissé elles aussi, ce qui signifie une diminution de la dispersion par rapport aux moyennes des variables.

Pour la variable dépendante, la fourchette des prix, la moyenne sur l'échantillon (panel B) est 1.13 dirhams, sa variance est 0.09, le coefficient de variance est égale 0.26. Ce coefficient de variation montre la grande volatilité de la fourchette de prix, et donc la présence du phénomène des asymétries d'information.

Comme nous avons mentionné plus haut, ses valeurs sont interprétables par rapport aux autres valeurs de la fourchette de prix dans un marché boursier qui représente moins d'asymétries d'information ou par rapport à une norme fixée par les organismes internationaux spécialisés comme les agences de notation.

Pour les variables explicatives, nous prenons par exemple la variable cours de l'action (P). Le cours moyen de l'ensemble des sociétés introduites en bourse est 984,99 dirhams, alors l'Ecart-type et le coefficient de variation sont successivement 807.657 dirhams et 0.81.

Le même raisonnement peut être généralisé à l'ensemble des variables explicatives.

On peut aussi calculer les coefficients de corrélation des variables retenues, prises deux à deux. Le tableau suivant donne l'ensemble des coefficients de corrélation du panel B :

**Tableau 8 : La matrice des coefficients de corrélation**

Variables	F_P	ACT	RET	P	NB_A	M_B	NB_EQ	Ln_TAILLE
F_P	1.0000							
ACT	0.3664	1.0000						
RET	-0.2793	0.0164	1.0000					
P	-0.0913	-0.2317	0.2892	1.0000				
NB_A	0.2544	-0.2078	-0.1139	-0.1870	1.0000			
M_B	-0.1700	-0.1197	-0.0869	0.2387	-0.0931	1.0000		
NB_EQ	-0.1844	0.0205	-0.2810	-0.0195	-0.000	-0.0265	1.0000	
Ln_TAILLE	-0.4141	-0.3346	-0.2039	-0.3504	0.1783	0.4902	-0.0399	1.0000

**Source : Elaborer par nous même**

D'après le tableau (3.9), l'ensemble des variables explicatives prises deux à deux présentent des coefficients de corrélation faibles. Le problème de la multicolinéarité n'existe pas. Ceci permet de passer directement à la régression linéaire de panel.

#### - Les résultats de la régression

L'utilisation du test de Hausman (1978), qui est un test de spécification en économétrie permet de tester la présence éventuelle d'une corrélation ou un défaut de spécification, c'est à dire, il nous permet de retenir le modèle de panel adéquat (modèle d'effets fixes ou modèle d'effets aléatoires). En effet, le test de Hausman accepte l'hypothèse d'absence de corrélation entre le terme aléatoire et les variables explicatives du modèle. P-value = 49.76 % > 5 %. Donc, il faut retenir les estimateurs du modèle à effets aléatoires. Les résultats de la régression du panel B sont donnés donc dans le tableau suivant :

**Tableau 9: Les coefficients des estimateurs du modèle**

Number of obs	=	48				
Number of groups	=	16				
Prob>F	=	0.0000				
F_P	Coef.	Std. Err.	Z	P> Z	95% Conf.	Interval
RT	-0.1869303	0.0434059	-4.31	0.000	-0.2720042	-0.1018564
NB_EQ	-0.0095077	0.0025117	-3.79	0.000	-0.0144306	-0.0045847
Ln_TAILLE	-0.1927054	0.0621035	-3.10	0.002	-0.3144261	-0.0709848
NB_A	0.2160959	0.110737	1.97	0.051	-0.0009446	0.4331363
ACT	0.7791516	0.7785556	1.00	0.317	-0.7467893	2.305093
M_B	0.0033397	0.0042538	0.79	0.432	-0.0049975	0.0116769
P	-0.000048	0.0000687	-0.70	0.485	-0.0001826	0.000866
CONS	5.25722	1.502573	3.50	0.000	2.312231	8.202208



Source : Elaborer par nous même

Les résultats de l'estimation montrent que les coefficients associés au rendement du titre (RT), au nombre d'enquêtes (NB\_EQ) menés par le *CDVM*, à la taille de l'entreprise (Ln\_TAILLE) et au nombre d'analystes (NB\_A) qui suivent l'entreprise cotée, sont statistiquement significatifs, car leurs P-value respectives sont inférieures à 5 % (P-value < 5 %). En outre, les coefficients associés à l'activité du titre, le cours de l'action et le « market to book ratio » sont statistiquement non significatifs, car leurs P-value sont supérieures à 5 % (P-value > 5%).

On constate une nette amélioration du degré de signification des deux derniers coefficients (cours de l'action et MB) comparativement au panel A. Mais l'inefficience du marché boursier de Casablanca demeure l'explication majeure du non signification de ces coefficients.

Le coefficient associé à l'activité du titre (ACT) devient moins significatif ce qui est normal, parce que, probablement, avec la crise financière durant la période d'étude considérée, les investisseurs ont devenu plus en plus réticents et le recours au marché boursier devient de moins en moins important.

A l'instar de la première régression (panel A), et afin de donner plus de rigueur à cette régression, nous allons effectuer le test de la normalité des résidus et le test de l'effet individuels aléatoires proposés par Breusch et Pagan (1979).

Le test de la normalité des résidus: Le test de Jarque-Bera détermine si les résidus de notre régression linéaire suivent une distribution normale. Ce test est donné comme suit :

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr (Kurtosis)	Adj chi2 (2)	Prob>chi2
residu	48	0.7630	0.9715	0.09	0.9550

La probabilité du test est 0.95 qui est supérieur à 0.05, donc, on accepte l'hypothèse nulle H0 de normalité des résidus.

Le test d'effets individuels aléatoires : Le test de Breuch-Pagan appelé aussi le test du multiplicateur de Lagrange permet de valider le choix d'une structure à erreur composée. Il se présente ainsi :

Estimated results	Var	Sd = sqrt (var)
F_P	0.913844	0.3022985
e	0.0297484	0.1724773
u	0.0229741	0.1515722

Chi2 (01) = 3.05

Prob>chibar (2) = 0.0405

La probabilité du test est  $0.04 < 5 \%$ , on accepte l'hypothèse nulle. Le test ne valide pas la spécification d'une structure à erreurs composées, ce qui confirme le choix d'un modèle de panel à effets aléatoires.

En termes de résultats de la régression, ce second panel B offre des résultats plus consistants, du fait de l'absence des valeurs manquantes dans la base de données.

#### 4. Conclusion

En guise de conclusion nous constatons que le rendement du titre, la taille de l'entreprise et le nombre d'enquêtes émanant des autorités de surveillance et de contrôle, affecte négativement la fourchette de prix, ce qui est conforme à la théorie économique.

En effet, l'augmentation du rendement du titre conduit à l'accroissement de la fréquence des transactions du titre sur le marché qui provoque une hausse de la capitalisation boursière de l'entreprise. Cette élévation de la capitalisation engendre une montée de la taille de l'entreprise introduite en bourse. Ce qui atténue le phénomène des asymétries d'information sur le marché Casablancais. On rejoint ici la proposition de Demsetz (1968) et Stoll (1978b) qui soulignent que lorsque la fréquence de transaction est grande, l'agent trouve facilement une contrepartie à son ordre qui permet de réduire les coûts de transaction.

Par contre, l'augmentation de la fréquence des enquêtes menées par les autorités de surveillance et de contrôle, notamment le *CDVM* à l'égard des interventions sur le marché des actions permet de relever de plus en plus d'irrégularités de fonctionnement en terme de non-respect des lois en vigueur liées à la communication financière, en terme de qualité d'information publiée ou de point de vue délits d'initié. L'adoption d'une approche conjointe de sensibilisation et de sanction conduit les intervenants sur la marché boursier marocain notamment les sociétés de bourse et les teneurs de comptes des investisseurs en bourse de converger vers la bonne conduite, c'est-à-dire vers plus de transparence et moins d'asymétrie d'information.

Par ailleurs, les autres variables du modèle peuvent donner des résultats intéressants, si on a la possibilité d'augmenter le nombre d'observations, en agissant aussi bien sur la dimension temporelle (le nombre des années) et la dimension individuelle (le nombre de sociétés).

Les résultats obtenus permettent d'apporter quelques propositions d'aménagements afin de réduire le phénomène d'asymétrie d'information et donc d'augmenter la qualité de l'information dispensée aux investisseurs.

Dans ce qui suit et à la lumière de ces résultats empiriques, nous déclinerons les mesures d'aménagements en trois niveaux intimement liés : La structure et l'organisation du marché, le système de régulation et le dispositif de la communication financière. Ces trois aspects fondamentaux conduisent à l'amélioration des normes de la transparence sur le marché.

Le premier aspect vise à améliorer la structure et l'organisation du marché. A ce titre, nous efforcerons d'une part, de revoir la structure du marché et redéfinir la relation entre la société gestionnaire et les sociétés de bourse qui sont les principales intermédiaires, d'autre part, la stimulation de l'offre et la demande sur le marché qui demeure un facteur capital de la liquidité du marché.

Le second aspect vise à renforcer le système de régulation mis en place. En effet, le *CDVM* et les commissaires aux comptes nous paraissent les deux principaux régulateurs du marché.

Le dernier aspect portera sur l'amélioration du dispositif de la communication financière. Nous proposerons à cet effet, d'appliquer les normes internationales en matière comptable et de combattre l'opacité de l'information fournie au public.

Notons toutefois que ce travail de recherche présente certaines limites notamment le nombre réduit de données, l'aspect statique du modèle utilisé, mais aussi la négligence d'autres variables susceptibles d'expliquer l'asymétrie d'information. Dans les recherches futures, il serait utile de travailler sur l'ensemble des sociétés cotées à la bourse de Casablanca dans le cadre d'un modèle dynamique enrichi par d'autres variables pouvant expliquer le phénomène d'asymétrie d'information.

**BIBLIOGRAPHIE:**

- Akerlof G. « The Market for Lemons: Quality Uncertainty and Market Mechanism», the Quarterly Journal of Economics, Vol. 84, n° 3, 1970, pp. 488-500.
- Allais M., « Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Américaine », Econometrica, 1953, vol. 21, n°4, pp. 503-546.
- Allen H., J. Hawkins, and S. Sato, «Electronic Trading and its Implications for Financial Systems, Bank of International Settlements», Bern Switzerland, 2001, Papers n° 7, pp. 30-52.
- Allport G. W., « The study of the undivided personality», Journal of Abnormal and Social Psychology, 1924, vol. 19, pp. 132-141.
- Arrow J. K., « De la rationalité – de l'individu et des autres – dans un système Economique », Revue Française d'Economie, 1987, vol. 2, n° 1, pp. 22-47.
- Arrow K., « The Economics of Information», Basil Blackwell, 1984,
- Augier L. et Mokrane M., “Asymétrie d'information, marchés financiers et pays émergents d'Asie du Sud-Est », 1998, Revue économique, vol. 49, n° 1, pp. 181-194.
- Bartov, Goldberg et Kim (2002) « comparative value relevance among perspective », working paper, New York University, Grand Valley State University, University of Missouri-Columbia, (2002), in [http://papers.ssrn.com/Sol3/papers.cfm?abstract\\_id=316525](http://papers.ssrn.com/Sol3/papers.cfm?abstract_id=316525).
- Baudry B., « L'économie des relations interentreprises», La découverte, 1995.
- Benston G.J. et Hagerman R.L., « Determinants of bid-ask spread in the over-the-counter market », Journal of financial Economic, 1974, vol. 4, pp. 353-364.
- Bernet-Rollande, Luc, Chanoine, Philippe, « Pratique des marchés des capitaux », Dunod, 2010.
- Biais B., Foucault T. et Hillion P., « Microstructure des marchés financiers : Institutions modèles et tests empiriques », Presses Universitaires de France –PUF, 1997, pp. 13.
- Bossu S. et Henrotte P., « Finance des marchés : Techniques quantitatives et applications pratiques », Dunod, 2008.
- Bouhadi A. « Microstructure et efficience du marché boursier Marocain», Thèse pour l'obtention du doctorat en sciences économiques, Université Sidi Mohamed Ben Abdellah, faculté des SJES, Fès, 2002.

- Bourguinat H. et Briys E., « Marchés des dupes : Pourquoi la crise se prolonge », Maxima, 2010.
- Breusch, T.S., Pagan, A.R., « Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation », *Econometrica*, the Econometric Society, 1979, vol. 47, pp. 1287–1294.
- Cahuc P., Zylberberg A., « Economie de travail, la formation des salaires et les déterminants du chômage », De Boeck Université, 1996.
- Crawford V. et Sobel J., « Strategic Information Transmission », *Econometrica*, 1982, vol. 50, n° 6, pp. 1431-1451.
- Champsaur P. and Rochet J.C., « Multiproduct Duopolists », *Econometrica*, 1989, Vol. 57, pp. 533-557.
- Chang, R.P Hsu, S., Huang, N. et Rhee, S.G., « The Effects of trading methods on volatility and liquidity: evidence from Taiwan Stock Exchange », *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 26, pp. 137-170.
- Charreaux et Pilot- Belin, « La théorie contractuelle des organisations : une application au conseil d'administration », *Economies et Sociétés*, Presses Universitaires de Grenoble, vol. 16, n° 6, pp. 149-181.
- Charreaux G., « Le Gouvernement des Entreprises », *Economie*, 1997.
- Charreaux G., « Vers une théorie du gouvernement des Entreprises », *cahier de recherche*, n° 9603, CREGO-IAE, Université de Bourgogne, Dijon, 1996.
- Charreaux G., « De Nouvelles Théories pour gérer l'entreprise », *Economica*, 1987, pp. 23-25.
- Chiang R. et Venkatesh P.C., « Insider holdings and perceptions of information asymmetry: a note », *Journal of Finance*, 1988, vol. 43, n° 4, pp. 1041-1048.
- Coase R., « The nature of the firm », *Economica*, 1937.
- Crawford V. P. and Sobel J., « Strategic information transmission », *Econometrica*, vol. 50, n° 6, 1982, PP. 1431-1451.
- Daske (2006), « Economic Benefits of adopting IFRS or US GAAP – have the Expected cost of Equity capital Really decreases? », *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 33, n° 3 et 4, pp. 329-373.
- Degeorge F. ET F. Derrien, « Les déterminants de la performance à long terme des introductions en bourse: le cas français », *Revue Banque et Marchés*, 2001, n° 55, pp. 8-18.
- Demsetz H., « The Cost of Transacting », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, n° 1, pp. 3-53.

- Depoers F., « A cost benefit study of voluntary disclosure: some empirical evidence from French listed companies” European Accounting Review, 2000, vol. 9, pp. 245-263.
- Dernier B., Védié H., « Initiation à la microéconomie », Dunod, 2009.
- Domovitzet Wang, « Auctions as algorithm, computerized trade execution and price discovery », Journal of Economic Dynamics and control, 1994, vol. 18, pp. 29-60.
- Domowitz, «Trading Patters and Prices in the Interbank Foreign Exchange Market», Journal of finance, vol. 48, pp. 1421-1443.
- Eisenhardt K. M., « Agency Theory: An Assessment and Review», Academy of Management Review, Vol. 14, n° 1, 1989, pp. 57-74.
- Freeman R., « The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms », Journal of Accounting and Economics, 1987, vol. 9, n° 3, pp. 195-228.
- Gajewski J. F., « Frictions et Asymétrie d’Information sur les marchés d’Actions », Economica, 2000.
- George T.J., Kaul G. et Nimalendran M., « Estimation of the bid-ask spread and its components: a new approach», Review of financial Studies, 1991, vol. 4, n° 4, pp. 623-656
- Gillet P., « Efficience des marchés financiers », Economica, 1999.
- Glosten L.R., « Components of the bid-ask spread and the statistical properties of transaction prices », Journal of finance, vol. 42, n° 5, pp. 1293-1307.
- Grammig, SchierecketTheissen, «Knowing me, knowing you: Trader anonymity and informed trading in parallel markets», Journal of Financial Markets, Elsevier, 2001, vol. 4, n°4, pp. 385-412.
- Grossman S.J. and Stiglitz J.E., « On the Impossibility of informationally Efficient Markets », American Economic Review, Vol. 70, n° 3, 1980, pp. 393-408.
- Hamon J. et Jacquillat B., « Le marché Français des actions : étude empirique 1977-1991 », Presses Universitaires de France, 1992.
- Hamon J., « Fourchette et frais de transaction à la bourse de Paris », CEREG, Université Paris -Dauphine, 1996.
- Harris L., « Statistical Properties of the Roll Serial Covariance Bid-Ask Spread Estimator», Journal of Finance, 1990, vol. 45, n° 2, pp. 579-590.
- Hausman J.A., « Specification Tests in Econometrics», Econometrica, 1978, Vol. 46, n° 6, pp. 1251-1271.

- Hill C. W. et Jones T. M. « Stakeholder-agency Theory», *Journal of Management Studies*, Vol. 29, n° 2, pp. 131-154.
- Jacquillat B. et B. Solnik, « Marchés financiers : gestion de portefeuille et des risques », Dunod, 2002.
- Jaggiet Li (2002), «Value Relevance of Earnings based on international Accounting standards», working paper, Rutgers University, pace university.
- Jensen M. C. et Meckling W. H. « Theory of the firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure», *Journal of Financial Economics*, 1976, Vol. 3, n° 4, pp. 305-360.
- Jensen M. C. et Meckling W. H. «Right and Production Functions: An Application to Labor-Managed Firm and Codetermination», *Journal of Business*, Vol. 52, N° 4, pp. 469-506.
- Jones T. M., « Instrumental Stakeholder Theory: A Synthesis of Ethics and Economics», *Academy of Management Review*, 1995, vol. 20, N° 2, pp. 404-437.
- Karyotis C., « L'essentiel des marchés de capitaux Français », Gualino, 2007.
- Kyle S. A., « Continuous Auctions and Insider Trading», *Econometrica*, 1985, vol. 53, n° 6. pp. 1335-1355.
- Laffite M., «Economie digitale et services financiers », RB Edition, 2002.
- Laffont J.J., « Cours de théorie Micro Economique », Economica, 1985.
- Lang M. et Lundholm R., « Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures», *Journal of Accounting Research*, 1993, vol. 31, n° 2, pp. 246-271.
- Lefeuvre E., « Marchés financiers- la logique du hasard: Rapprocher les marchés et l'économie pour ne plus subir l'imprévisible », Editions d'Organisation, 2010.
- Léger J.-Y., « la communication financière bâtir et mettre en oeuvre une stratégie de communication financière », Dunod, 2003.
- Lehmann P.J., «Bourse et marchés financiers», Dunod, 2008.
- Leng H., « Announcement versus Nonannouncement: A Study of Intraday Transaction Price Paths of Deutsche Mark and Japanese Yen Futures», *Journal of Futures Markets*, 1996, vol. 16, n° 6, pp. 829-857.
- Lesmond D. A., Ogden J. P. et Trcinka C. A., « A New Estimate of Transaction Costs », *Review of Financial Studies*, 1999, vol. 12, n° 5, pp. 1113-1141.

- Ma C., Sears S. et Peterson R., « Trading Noise, Adverse Selection and Intraday Bid-Ask Spreads in futures Markets », *Journal of Futures Markets*, 1992, vol. 5, pp. 519-557.
- Madhavan, A. « Consolidation, Fragmentation, and the Disclosure of Trading Information », *The Review of Financial Studies*, 1995, vol. 8, n° 3, pp. 579-603.
- Malinvaud, « Leçons de théorie microéconomique », Dunot, 1986.
- Manin F., « Les investissements institutionnels », thèse de doctorat soutenue à l'université Paris I, 1997.
- MC Kinnon, « Money and capital in economic development », The Brookings Institution, 1973.
- Miller N.E. et Dollard, J., « Social Learning and Imitation », Yale University Press, 1941.
- Minguet A., « La microstructure des Marchés des Actions : Une approche empirique », *Economica*, 2003.
- Mishkin F., « Monnaie, banque et marchés financiers », Nouveaux Horizons, 2010.
- Moschetto B. L., « Mimétisme et marchés financiers », *Economica*, 1998.
- Moughil N., « L'amélioration de la qualité de l'information financière des sociétés cotées au Maroc », mémoire pour l'obtention du diplôme national d'expertise comptable, ISCAE, 2005.
- Ogien D., « Pratique des marchés financiers », Dunod, 2010.
- Ohanessian R., « Cahier de recherche n° 01-2006 : Les marchés financiers émergents des pays araboméditerranéens : Enjeux et défis », Euromed Management, 2006.
- Orléan A. et Y. Tadjjedine, « Efficacité informationnelle et marchés financiers », *La découverte*, 1998, pp. 153-181.
- Orléan A., « Influences informationnelles et efficacité : un dilemme », CREAT, rapport n° 9519, juin 1995.
- Orléan A., « Les marchés financiers sont-ils rationnels ? », *La recherche*, n° 364, mai 2003.
- Orléan A., « Mimétisme et anticipations rationnelles : une perspective Keynésienne », *Recherches Economiques de Louvain*, mars 1986, vol. 52, n°1, pp. 45-66.
- Orléan A., « Le rôle des influences interpersonnelles dans la détermination des cours boursiers », in *Revue Economique*, 1990, n° 5, pp. 839-863.



- Pagano, M., et Röell A., « Transparency and Liquidity: A Comparison of Auction and Dealer Markets with Informed Trading », *The Journal of Finance*, 1996, vol. 51, n° 2, pp. 579-611.
- Patrick S., « Les marchés financiers », e-theque, 2004.
- Roll R., « A simple implicit measure of effective bid-ask spread in an efficient market », *Journal of finance*, 1984, vol. 39, n° 4, pp. 1127-1139.
- Rousseau P.L. et Wachtel P., « Equity Markets and Growth: Cross-country evidence on Timing and Outcomes, 1980-1995 », *Journal of Banking & Finance*, 2000, vol. n° 24, pp. 1935-1957.
- Salanie B., « Théorie des Contrats », *Economica*, 1994.
- Sangare A., « Efficience des marchés : un siècle après Bachelier », *Revue d'Economie Financière*, 2005, n° 81, pp. 107-132.
- Sauvage T., « Vers une conceptualisation de la relation d'agence entre les institutions du canal de distribution : Application à la relation prestataire logistique – Client », Thèse de Doctorat sous la direction de Pache G., 1997.
- Shannon C. et Weaver W., « théorie mathématique de communication », Rotz, 1949.
- Sharpe W. F., « A simplified model of portfolio analysis », *Management Science*, 1963.
- Shaw, « Financial Deepening in economic Development », Oxford University, 1973.
- Shores D. « The Association between Interim Information and Security Returns Surrounding Earnings Announcements », *Journal of Accounting Research*, 1990, vol. 28, n° 1, pp. 164-181.
- Simon H. A., « Administrative Behavior. A study of Decision-Making Processes », *Administrative Organization*, traduction Française par Dauzat P. E., *Economica*, 1983.
- Spence M. « Job Market Signalling », *the Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, n° 3, 1973, pp. 355-374.
- Spence M. « Market Signalling Informational transfer in hiring and related screening process Cambridge, MA Harvard University Press, cité par Cahuc P., « La nouvelle microéconomie », la découverte, 1998.
- Spieser P., « Information Economique et Marchés Financiers », *Economica*, 2000.
- Stoll H. R., « Inferring the components of the bid-ask spread: theory and empirical tests », *Journal of finance*, 1989, vol. 44, n° 1, pp. 115-134.
- Stoll H., « The Supply of Dealer Services in Securities Markets », *Journal of Finance*, 1978, vol. 33, pp. 1133-1151.

- Stoll H.R., « The pricing of security dealer services: an empirical study of NASDAQ Stocks », *Journal of Finance*, vol. 33, n° 4, pp. 1153-1172.
- Thompson S. et Waller M. L., « Determinants of Liquidity Costs in Commodity Futures Markets », *Review of Futures Markets*, 1988, vol. 7, pp. 110-126.
- Tinic S.M, « The Economics of liquidity Services », *Quarterly Journal of Economics*, 1972, Vol. 88, n° 1, pp. 79-85.
- Tripathy N. et Peterson R. L., « The Relationship between OTC Bid-Ask Spread and Dealer Size: the Impact of Order-Processing and Diversification Costs », *Journal of Financial Research*, 1991, vol. 13, n° 2, pp. 117-127.
- Varian H. R., « Introduction à la microéconomie », DE Boeck University, 2000.
- Welker M., « Disclosure Policy, Information Asymmetry and liquidity in Equity Market », *Contemporary Accounting Research*, 1995, vol. 11, n° 2, pp. 801-827.
- Williamson O. « The Economic institutions of capitalism », Free Press, 1985.
- Zaidi L., « La liquidité des marchés boursiers », thèse de doctorat, université Lumière Lyon 2, 2001.
- Rapports annuels 2004-2011 du BAM
- Rapports annuels 2004-2011 du CDVM
- Rapport d'activité 2009 et 2010 d'Axa assurance Maroc et la fédération marocaine des sociétés d'assurances et de réassurance- mars 2007.
- <http://www.cdvm.gov.ma>
- <http://www.fmsar.org.ma>
- <http://www.casablanca-bourse.com>
- <http://www.fmsar.org.ma>