

Introduction

Les études théoriques sur les marchés à terme et leur efficience font leur apparition et se développent de manière significative durant les années 80. Une des explications à cela est que de nombreux marchés sont créés à cette période ou arrivent à maturité. On dénote notamment le LIFFE en 1972. Concernant la Bourse de Paris, le MATIF se crée le 20 février 1986, un siècle après la reconnaissance officielle des marchés à terme sur cette place parisienne et 150 ans après les premières opérations pratiquées à terme *ferme*¹.

Pourtant, si la pratique de ces opérations à terme datent de pratiquement un siècle et demi, aucune étude empirique n'a été effectuée pour étudier l'efficience de ces marchés. Il apparaît bien que le développement de travaux de recherche sur l'efficience des marchés à terme s'inscrit dans un contexte d'apparition de marchés « parfaitement » institutionnalisés et d'informatisation des opérations en bourse.

Une étude empirique sur les marchés à terme *ferme* à la Bourse de Paris au 19^{ème} siècle comporte plusieurs intérêts. Tout d'abord, nous voulons adopter la problématique que des travaux de recherche ne doivent pas ou tout du moins ne peuvent pas obligatoirement s'établir en fonction d'un contexte de développement de marchés de bourse sur tels ou tels aspects, tant sur le plan théorique, que pratique. Ensuite, nous avons la possibilité d'utiliser une base de données jusqu'alors inexploitées, construite à partir de documents d'archives de la Cote officielle des Agents de Change de la Bourse de Paris au 19^{ème} siècle. Enfin, le travail que nous présentons permet d'établir un lien étroit entre la Finance et l'Histoire, de telles sortes, que l'Histoire peut être un support illustratif important à la recherche financière, et que toute une série de concepts financiers modernes ou anciens² peuvent se battre sur des études s'appuyant sur de purs faits historiques.

Un fait encourageant à l'intérêt d'une telle démarche est également que les études précédemment effectuées sur les marchés au comptant, des actions parisiennes par Arbulu (1998), des rentes françaises par Vaslin (1999), et sur les marchés à primes par Viaene (1998) ont montré dans des conditions de modélisation précises et lors de certaines périodes historiques, une réelle efficience de marché. Une étude de l'efficience des marchés à terme *ferme* à la Bourse de Paris du 19^{ème} siècle apparaît donc complémentaire et permet d'élargir la vision de ces marchés qui se limitent en général à celle dépeinte dans les romans de Balzac (1832) ou Zola (1906).

Le contexte des marchés à terme à la Bourse de Paris est en effet assez singulier, puisque pendant la majeure partie du 19^{ème} siècle, ils ne seront pas reconnus officiellement mais réellement pratiqués. Sans revenir sur ce paradoxe, il convient de rappeler le cadre théorique nécessaire pour tester l'efficience des marchés à terme, à travers les notions de (non-) stationnarité des séries au comptant et à terme, de cointégration entre ces deux mêmes séries et la définition du terme comme meilleur prédicteur du cours au comptant (section 1). Ensuite, les données de notre étude empirique sont brièvement présentées, en insistant particulièrement sur la nature de la collecte et l'assimilation nécessaire des données (section 2). Enfin, nous

¹ L'expression (terme) *ferme* est employée au 19^{ème} siècle, pour faire une distinction avec les opérations à terme conditionnel, appelées à primes.

² Nous pensons notamment à une série d'apports théoriques originaux datant déjà du 19^{ème} siècle.

appliquons les tests d'efficience sur les marchés à terme de la Bourse de Paris au 19^{ème} siècle et commentons les résultats obtenus (Section 3).

1. La démarche théorique

Les marchés à terme sont efficients lorsque l'on peut montrer leur fonction informative vis à vis du marché.

1.1. Une définition de l'efficience des marchés à terme

L'efficience est définie par le fait que les cours du marché reflètent à tout moment l'information disponible. Un ajustement systématique et instantané de chaque nouvelle information arrivant sur le marché se reflète dans le cours du marché au comptant et aussi dans le cours du marché à terme (en fonction de leur échéance). En conséquence, un marché à terme efficient suppose que la meilleure prévision possible du cours en $t+1$ est le cours négocié en t puisque celui-ci reflète déjà toute l'information passée, présente et anticipée. La différence entre le cours en t et le cours en $t+1$ ne peut provenir que d'éléments fortuits et non prévisibles.

La pratique d'un marché à terme établit une relation entre le cours au comptant et le cours à terme. Toujours dans cette problématique d'efficience d'un marché, les agents économiques aussi naïfs ou sophistiqués soient-ils, peuvent anticiper les cours futurs dans ce processus de formation des cours. Les marchés à terme intègrent toutes les informations nouvellement arrivées, y compris les anticipations de cours effectuées par les agents.

L'existence d'un marché à terme implique une relation entre le cours au comptant et le cours à terme. Autrement dit, lorsque les agents pratiquent une opération à terme, ils effectuent plus qu'un simple pari sur l'évolution des cours futurs, ils établissent également que le cours à terme est un estimateur du futur cours au comptant. L'efficience d'un marché à terme s'explique précisément par le fait que le prix observé sur un marché à terme doit être, à tout moment, un estimateur sans biais du prix au comptant à l'échéance.

Le rapprochement des cours à terme et au comptant permet de montrer l'efficience des marchés à terme, selon deux manières³ :

- « **une manière faible** » : il s'agit de calculer la base qui est la différence entre le cours à terme et le cours au comptant. Ici, le cadre théorique est limité au test de l'écart de cours, ou la base effective (différence entre le cours à terme et le cours au comptant lors d'une échéance t) ;

³ Nous définissons ici les notions de « manière faible » et « manière forte », qui se rapportent à la démonstration de l'efficience des marchés à terme. Cependant, nous employons ces expressions entre guillemets pour ne pas les confondre avec celles employées traditionnellement par Fama (respectivement efficience faible, efficience forte).

- « **une manière forte** » : elle consiste à définir la relation de prédiction entre le cours à terme et le cours au comptant. Le cours du marché à terme, aujourd'hui (noté par exemple t), pour une échéance T est le meilleur prédicteur du cours au comptant qui s'établira lors de cette échéance T . Selon les notations habituelles, on obtient :

$$F_t^T = S_T \quad (1)$$

La démarche de cet article consiste à utiliser la « manière forte » de démontrer l'efficience. Elle s'applique à des données hebdomadaires collectées de 1853 à 1911. Mais auparavant, nous précisons comment formaliser cette idée que le cours à terme est le meilleur prédicteur du cours au comptant.

1.2. Les études empiriques

La régression qui traduit la notion d'efficience au sens de Fama sur les marchés à terme est traduite par l'équation (2). Les notations sont ainsi mentionnées **uniquement** en indice. Elles désignent respectivement t pour l'échéance de liquidation et $t-1$ pour l'échéance à terme précédente.

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Ce test d'efficience d'hypothèse jointe ($\alpha=0$ & $\beta=1$) est qualifié « d'efficience spéculative » par Bilson (1981) et traduit trois idées :

- le marché étudié est concurrentiel ;
- l'information utilisée est rationnelle ;
- les agents sont neutres vis-à-vis du risque, la prime de risque est donc nulle.

Il ressort cependant de la plupart des études empiriques effectuées sur ce thème que les hypothèses jointes ne sont pas respectées telles que ($\alpha>0$ & $\beta<1$). Par exemple, Mac Donald et Hein (1993) utilisent cette méthode sur le marché des Treasury-bills *futures* entre 1976 et 1988 sur des données journalières. Leur étude ne vérifie pas l'hypothèse d'efficience.

Cette méthodologie fait l'objet de nombreuses critiques. Maberly (1985) montre le biais des paramètres α et β par le fait que l'on utilise directement la méthodologie des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Le cours au comptant S_t semble selon cet auteur dépendre du terme aléatoire ε_t qui biaise l'estimation des coefficients. Elam et Dixon (1988) avance une explication différente pour expliquer le non respect des hypothèses jointes. Selon eux, la raison du rejet de l'hypothèse jointe provient de la présence d'une racine unitaire dans les séries financières. Par conséquent, comme ces séries sont non stationnaires, elles n'ont pas de variances finies et l'utilisation des statistiques conventionnelles comme celles de Student (t-stat) et Fischer (F-stat) ne sont plus appropriées.

Chowdury (1991) souligne quant à lui que les problèmes rencontrés sont d'ordres méthodologiques et applique la méthodologie spécifique de la cointégration. En testant quatre

marchés (plomb, zinc, cuivre et étain), il conclut qu'il n'existe pas de relation d'équilibre entre les séries de prix et que par conséquent le prix à terme apparaît être un estimateur biaisé du prix au comptant à l'échéance. Hakkio et Rush (1989) testent l'hypothèse d'efficience sur les marchés de la Livre Sterling et du Deutschmark. L'hypothèse de cointégration est acceptée sur ces deux marchés, mais est distinguée de l'hypothèse d'efficience, et la notion de cointégration apparaît ici être une condition nécessaire mais non suffisante de l'efficience d'un marché à terme.

Après avoir présenté le cadre empirique des marchés à terme se rapportant au concept d'efficience, cette recherche spécifie maintenant le choix du cadre théorique.

1.3. La méthodologie

La revue de la littérature précédente a permis d'établir que les différents échecs pour tester l'efficience étaient principalement attribuables à la violation de l'hypothèse de la stationnarité des processus suivis par les cours. L'utilisation des procédures statistiques conventionnelles basées sur de simples régressions invalident en conséquence dans la majorité des cas les résultats en faveur de l'efficience. La notion centrale introduite par Engle et Granger (1987) est alors celle de cointégration. Des tests basés sur cette notion permettent de travailler sur des séries temporelles non stationnaires. La démarche méthodologique est alors réalisable en trois étapes successives : la vérification de la non stationnarité des séries au comptant et à terme prises séparément, l'application des tests de cointégration, la validation par un modèle théorique.

1.3.1. La vérification préalable de l'ordre d'intégration des séries au comptant et à terme

Ce sont les notions de stationnarité et de racine unitaire qui fondent au préalable celle de la cointégration. La notion de stationnarité des séries financières est présentée avec leurs différents tests respectifs.

Stationnarité et non stationnarité des séries financières

Une série temporelle est intégrée d'ordre d , et est notée $I(d)$, si l'on doit la différencier d fois afin de la rendre stationnaire. Le cas usuel observé pour les séries de cours boursiers et de taux d'intérêts est la non stationnarité d'ordre 1, notée $I(1)$; elles possèdent une racine unitaire. En différenciant ces séries une fois, on les rend donc stationnaire.

Granger (1966) distingue les caractéristiques d'une série stationnaire, d'une série non stationnaire. L'annexe 1 présente comment vérifier le niveau d'intégration d'une série financière.

Les tests de racines unitaires

Pour tester la présence d'une racine unitaire sur une série de données, on utilise usuellement :

- les tests de Dickey-Fuller (DF) (*cf.* annexe 2);
- les tests de Dickey-Fuller Augmentés (DFA) (*cf.* annexe 3) ;
- les tests de Phillips-Perron (PP) (*cf.* annexe 4).

1.3.2. La cointégration et l'efficience des marchés à terme

La cointégration est la notion centrale pour tester l'efficience des marchés à terme. C'est l'étape qui suit les tests préalables de vérification de non stationnarité des séries au comptant et à terme. Elle ne représente que la condition nécessaire de l'efficience. Nous examinons la notion en elle-même, puis les tests de cointégration.

La notion de cointégration

La cointégration est un concept général dont on rappelle le principe.

On considère deux séries X_t et Y_t dont les processus sont intégrés d'ordre 1. Les séries X_t et Y_t sont dites cointégrées, s'il existe une combinaison linéaire unique des deux variables, qui se révèle être stationnaire, c'est à dire notée $I(0)$. Cette relation linéaire se présente sous la forme :

$$Z_t = X_t - a - b Y_t \quad (3)$$

Où a et b sont deux constantes telles que la variable Z_t soit une variable stationnaire de moyenne nulle et un bruit blanc.

Lorsque la cointégration se rapporte aux marchés à terme et leur efficience, on note normalement la combinaison linéaire suivante :

$$Z_t = S_t - a - b F_{t-1} \quad (4)$$

S_t : le cours au comptant. Il suit un processus $I(1)$;

F_{t-1} : le cours à terme établi en $t-1$. Il suit un processus $I(1)$;

Z_t : la relation de cointégration, appelée aussi *résidu*. Elle suit un processus $I(0)$.

La cointégration entre S_t et F_{t-1} représente une condition nécessaire mais non suffisante de l'efficience des marchés à terme. L'hypothèse d'efficience implique, en plus, que F_{t-1} soit un prédictor sans biais de S_t . Cela se traduit dans la relation (4) par $a=0$ et $b=1$ ⁴.

⁴ Nous notons à partir de maintenant les coefficients constants de la relation de cointégration a et b . Nous adoptons ces lettres pour la méthodologie d'Engle et Granger afin de les distinguer des notations de Johansen où α et β désignent des matrices.

La démonstration de l'efficience d'un marché à terme nécessite d'établir la relation de cointégration entre les séries au comptant et à terme. Elle suppose également une condition suffisante qui consiste à faire un test formel de restrictions sur les paramètres intégrés ($a=0$ et $b=1$) à travers l'application d'un modèle spécifique. Avant de préciser le choix d'un tel modèle, voici une présentation des tests de cointégration.

Les tests de cointégration

La cointégration établit une relation linéaire entre les cours au comptant et à terme. A partir de ce constat, il est possible d'appliquer les tests de Dickey-Fuller (DF et DFA) et Phillips-Perron (PP) à cette relation qui lie les deux cours. Il s'agit cependant de prouver que cette relation est stationnaire pour établir une condition nécessaire de l'efficience des marchés à terme. L'annexe 5 détaille cette méthodologie attribuable à Engle et Granger (1987).

Les tests de cointégration vérifient l'hypothèse H_0 de cointégration, c'est à dire si une combinaison linéaire stationnaire existe entre deux séries non stationnaires prises individuellement. La méthodologie d'Engle et Granger, mais également de Johansen (1990) permettent d'obtenir ce résultat. Elles permettent de tester la stationnarité de la relation de cointégration en donnant une valeur normalisée des coefficients a et b dans le cadre de Johansen et une valeur prédéterminée chez Engle et Granger. L'utilisation de la méthodologie de la cointégration nécessite de définir au préalable un modèle de correction d'erreur⁵.

L'emploi d'un modèle sous-jacent permet de tester les coefficients de la régression « dite de cointégration ». Il est usuellement appelé modèle à correction d'erreur.

Le modèle à correction d'erreur

L'hypothèse d'efficience de marché suggère que le cours à terme soit en moyenne un estimateur sans biais du cours au comptant le jour de l'échéance. Si les séries au comptant et les séries à terme ne sont stationnaires qu'à travers une combinaison linéaire, il convient de s'assurer que la régression de cointégration est stable dans le temps. Autrement dit, l'efficience d'un marché à terme sera démontrée par le fait que la relation entre cours à terme et cours au comptant est elle même stable dans le temps⁶.

Le problème est ici que le test de cointégration ne nous assure pas une valeur des paramètres a et b de la régression. Le modèle à correction d'erreur (MCE) permet de tester les hypothèses jointes liées à l'efficience, qui sont traduites par les idées d'une prime de risque nulle ($a=0$) et d'une utilisation rationnelle de l'information ($b=1$).

Soit un modèle MCE où X_t et Y_t sont deux séries dont on a vérifié la cointégration et qui suivent le mécanisme de formation de prix suivant :

$$(X_t - X_{t-1}) = \alpha_1 Z_{t-1} + \beta (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

⁵ Nous présentons brièvement ce modèle à correction d'erreur. On peut également signaler que l'emploi de la méthodologie de Johansen détermine ce modèle de manière sous-jacente.

⁶ Pour le détail de ce modèle, se référer à la thèse de Nadine De La Pallière.

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \alpha_2 Z_{t-1} + \beta (X_{t-1} - X_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

où $Z_{t-1} = X_{t-1} + bY_{t-1}$ est le terme à correction d'erreur issu de l'estimation de la relation de cointégration. ε est un terme d'erreur stationnaire ;

$$|\alpha_1| + |\alpha_2| < 0.$$

Le modèle à correction d'erreur est donc établi conformément au théorème de représentation de Granger (1986). Il existe cependant une méthodologie plus sophistiquée attribuable à Johansen, qui établit un vecteur de cointégration et nécessite également de tester *in fine* les coefficients de la relation de cointégration pour démontrer l'efficience des marchés à terme. Elle est détaillée à présent.

1.3.3. La méthodologie de Cointégration selon Johansen

La méthodologie de Johansen (1991) est fondée sur un modèle à vecteur autorégressif (VAR). Elle permet à la fois d'estimer et de tester les relations d'équilibre parmi des séries non stationnaires. Deux tests de rapport de vraisemblance sont proposés par cet auteur : le test de la trace et le test de la valeur propre maximale. Les distributions asymptotiques des statistiques de ces tests ne sont pas standards et sont tabulées, par simulation, par Johansen et Juselius (1990).⁷

Présentation d'un vecteur autorégressif

La méthodologie du test de Johansen considère un vecteur autorégressif VAR d'ordre p :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

où y_t est un processus de variables non stationnaires I(1) de taille k, x_t est un vecteur déterministe de dimension d et ε_t est un vecteur d'innovations. Le VAR peut se réécrire :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{où } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad ; \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

⁷ *Ibid.* p.134.

Le théorème de représentation de Granger ⁸ stipule que si les coefficients de la matrice Π (de dimension $d*d$) sont réduits au rang $r < k$, alors il existe $k*r$ matrices α et β , chacune de rang r , telle que $\Pi = \alpha \beta'$ et $\beta' y_t$ soient stationnaires. La lettre r est le nombre de relation de cointégration (le rang de cointégration) et chaque colonne de la matrice de β constitue le vecteur de cointégration. Les éléments de α sont connus comme les paramètres d'ajustement **dans le modèle de vecteur à correction d'erreur**.

La méthodologie

La méthodologie de Johansen consiste à estimer la matrice Π dans sa forme non restrictive, de telle sorte que le test puisse rejeter la restriction impliquée par la réduction du rang de Π . L'analyse du rang r de la matrice Π porte sur trois cas :

- Si $r = 0$, la matrice Π est nulle et y_t doit être écrit sous la forme d'un modèle VAR en différences premières ;
- Si $r = k$, la matrice Π est de plein rang et y_t est stationnaire (hypothèse H_A) ;
- Si $0 \leq r \leq k$, il existe des matrices α et β , de dimension respective $(p*r)$, telles que : $\Pi = \alpha \beta'$ (Hypothèse H_B).

Les colonnes de la matrice β forment les r vecteurs de cointégration. Ainsi, les colonnes de β présentent la particularité de rendre $\beta' Y_t$ stationnaire bien que Y_t ne soit pas stationnaire. Les colonnes de α représentent les coefficients à correction d'erreur qui peuvent plus ou moins s'interpréter comme la vitesse d'ajustement des paramètres.

L'hypothèse H_B constitue l'hypothèse nulle, où la dimension du sous-espace des vecteurs de cointégration est r . L'hypothèse H_A correspond à l'hypothèse H_B pour $r = k$. Sous les différentes hypothèses $H_B(r)$, pour $r = p, \dots, 0$, nous pouvons déterminer les estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres du modèle. Deux statistiques de tests sont proposées. Ce sont des rapports de vraisemblance. La première est la statistique de la trace, soit le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle $H_B(r)$ contre l'hypothèse H_A . La seconde est la statistique de la valeur propre maximale, soit le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle $H_B(r)$ contre l'hypothèse $H_B(r+1)$.

Chacune des colonnes des β matrices donne un estimateur du vecteur de cointégration. Le vecteur de cointégration n'est pas directement identifié, mais certaines hypothèses de normalisation sont imposées. Cette recherche utilise celles proposées par le logiciel Eviews.⁹ Dans ce cas, les r relations de cointégration sont résolues pour les r premières variables dans le vecteur y_t comme une fonction des $k-r$ variables restantes.

En conséquence, EViews présente deux types de résultats : d'une part, des vecteurs non normaux et orthogonaux, et d'autre part, des vecteurs normalisés et non orthogonaux. Nous présentons uniquement les vecteurs dits « normalisés ».

⁸ Ce paragraphe et le suivant présentant la méthodologie en elle-même sont *empruntés* à la thèse de Nadine De La Pallière (p.135). Nous intégrons ses explications *très claires* en adaptant les notations qu'utilisent le logiciel Eviews par la suite.

⁹ Le logiciel EViews est appliqué pour l'ensemble des tests de cet article.

Les modèles théoriques référant

Dans l'application de la méthodologie de Johansen (1995), cinq modèles sont proposés. Ils traduisent l'idée que les séries de données considérées peuvent comporter une moyenne non nulle et un trend déterministe (linéaire) ou même quadratique. La distribution asymptotique des tests statistiques de cointégration ne suit pas la distribution usuelle du χ^2 et dépend des hypothèses effectivement faites sur la constante et le trend des données. Nous n'en présentons ici que deux (les modèles 3 et 4) ¹⁰.

Modèle 3: Les séries ont un trend linéaire et les équations de cointégration ont une constante :

$$\mathbf{H}_1(\Gamma) : \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{Bx}_t = \alpha (\beta' \mathbf{y}_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0$$

Modèle 4 : Les séries et les équations de cointégration comportent un trend linéaire

$$\mathbf{H}^*(\Gamma) : \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{Bx}_t = \alpha (\beta' \mathbf{y}_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} \gamma_0$$

α_{\perp} est la matrice non unique $k^*(k-r)$ telle que $\alpha' \alpha_{\perp} = 0$ et son rang soit $(\begin{bmatrix} \alpha \\ \alpha_{\perp} \end{bmatrix}) = k$. Ces modèle « s'emboîtent » du plus restrictifs au moins restrictifs sur la condition imposée sur le rang de cointégration r tel que :

$$\mathbf{H}_1(\Gamma) \subset \mathbf{H}^*(\Gamma).$$

Dans ce cadre théorique, il est possible de faire varier deux dimensions de paramètres :

- **Dans le premier cas on peut considérer l'un de ces cinq modèles et appliquer un rang de cointégration :** c'est la démarche que nous adoptons et elle nécessite de se référer à des distributions non standards. Pour chacun de ces cas, les tests qui sont appliqués, se basent sur les valeurs critiques données par Osterwald-Lenum (1992), et non celles proposées par Johansen et Julius (1990)¹¹.
- **Alternativement, on peut fixer le rang et tester quel modèle décrit le mieux les données :** ces tests sont standards car ils se rapportent à celui du χ^2 ¹².

En pratique, nous partirons donc d'un modèle donné et utiliserons les tables non standards de Osterwald-Lenum.

2. Les données

Les données relevées originellement sont hebdomadaires et correspondent au cours de la séance du vendredi (avant dernier jour ouvré de la semaine de bourse à Paris au 19^{ème} siècle). Les séries des cours futurs sont alors reconstruites, par échéance précédant la liquidation du contrat et par la méthode dite de l'*assimilation* afin d'obtenir des bases de données mensuelles pour différentes échéances de futur. Sept titres propres à la Bourse de Paris du 19^{ème} siècle sont étudiés.

¹⁰ Nous présentons l'ensemble des modèles dans notre thèse de doctorat.

¹¹ Cette pratique est adoptée par le logiciel EViews.

¹² Nous ne détaillons pas ici les statistiques mentionnées, mais on peut les trouver dans la notice du logiciel EViews.

2.1. L'assimilation des dates

La méthode de l'*assimilation* des données par échéance de terme comporte l'avantage d'utiliser les cours du vendredi qui ont été relevés. Ce relevé (plus facile à effectuer) permet de constituer une base de données utilisées dans le cadre des tests du cours à terme comme prédicteur du cours au comptant.

Le fait de collecter les cours du futur chaque vendredi oblige à assimiler le cours collecté au jour théorique le plus proche. Ceci entraîne un biais dans la mesure de notre phénomène et l'intervalle de temps théorique (un jour, une semaine, ..., quatre semaine avant l'échéance) n'est pas toujours respecté. Le problème est spécialement aigu dans le cas où le futur « à moins un jour » correspond à une cotation effective allant jusqu'à celle « de moins quatre jour ».

Nous présentons deux exemples (tableaux 1 et 2) :

Le relevé des cours à terme du Crédit Foncier durant le mois d'octobre 1873 (*cf.* tableau 1) correspond exactement au nombre de jours précédant l'échéance du contrat. Les cinq cours à terme relevés le vendredi se situent exactement à 1 mois, 3 semaines, 2 semaines, 1 semaine et un jour de l'échéance ¹³.

Tableau 1 : Cas non biaisé d'assimilation des cours à terme relevés par échéance.

Date du relevé de cours	Cours recueilli	Echéance assimilée
Vendredi 3 octobre 1873	825	F_{t-28}^T (un mois)
Vendredi 10 octobre 1873	810	F_{t-21}^T (trois semaines)
Vendredi 17 octobre 1873	810	F_{t-14}^T (deux semaines)
Vendredi 24 octobre 1873	770	F_{t-7}^T (une semaine)
Vendredi 31 octobre 1873	765	F_{t-1}^T (un jour)
Samedi 1er nov.1873 (liquidation)	760	S_T (jour de l'échéance)

Tableau 2 : Cas fortement biaisé d'assimilation des cours à terme relevés par échéance.

Date du relevé de cours	Cours recueilli	Echéance assimilée
Vendredi 6 mai 1853	82,2	F_{t-28}^T (un mois)
Vendredi 6 mai 1853	82,2	F_{t-21}^T (trois semaines)
Vendredi 13 mai 1853	81,85	F_{t-14}^T (deux semaines)
Vendredi 20 mai 1853	81,25	F_{t-7}^T (une semaine)
Vendredi 27 mai 1853	80,55	F_{t-1}^T (un jour)
Mercredi 1 ^{er} juin (liquidation)	79,5	S_T (jour de l'échéance)

¹³ Lorsque l'on raisonne en jours ouvrés de bourse (6 par semaine), ceci n'est pas exactement vrai. Les termes à un jour, et une semaine correspondent exactement aux cours relevés, au delà, un décalage d'un jour s'opère.

Le relevé des cours à terme de la rente 3% lors du mois de mai 1853 (*cf.* tableau 2) comporte un décalage de jours important et donc un biais. Le nombre de vendredi par mois n'est pas de cinq, mais seulement de quatre. En conséquence, les cours du premier vendredi du mois (dans l'exemple : le 6 mai 1853) sont *assimilés* aux deux échéances les plus lointaines (un mois et trois semaines). Pour le terme, le plus court, F_{t-1}^T , le cours du vendredi précède l'échéance de quatre jours, soit un biais maximum.

Cette méthode de l'assimilation permet donc de construire 5 séries de cours futurs (respectivement un jour, une semaine, deux semaines, trois semaines et un mois avant l'échéance), que l'on rapproche à la série de cours de liquidation (cours au comptant relevés mensuellement). Le tableau 3 rassemble le nombre de données collectés sur 7 titres étudiés.

Tableau 3 : Nombre de données collectées des cours à terme et des cours de liquidation à travers le 19^{ème} siècle

Titres	Période de collecte	Nombre de données des cours à terme	Nombre de données des cours de liquidation
Rente 3%	1853-1911	3067	704
SG Crédit Mobilier	1853-1911	2724	704
Crédit Foncier France	1853-1909 (août)	2616	679
Orléans	1853-1908	2520	671
Nord	1853-1908	2742	671
Crédit Lyonnais	1972 (mai) – 1911	2005	476
Suez	1885-1909	1285	300
Total	1853-1911	16959	4205

On obtient alors des séries sur l'ensemble des deux périodes historiques étudiées.

2.2. La présentation des séries

Les deux périodes d'étude sont délimitées par l'année 1870. Ces périodes sont totalement exhaustives.

2.2.1. La période 1853-1869

La période 1853-1869 comporte cinq titres :

- la rente 3 % : un titre représentant le secteur des fonds publics ;
- la Société Générale du Crédit Mobilier et le Crédit Foncier de France : deux titres financiers ;
- les compagnies de chemins de fer du Nord et d'Orléans : deux titres du secteur des chemins de fer.

Comme le montre le tableau 4, chaque titre est testé sur 204 mois de janvier 1853 à décembre 1869. Six séries de cours sont obtenues (respectivement une au comptant et cinq à

terme). Cependant, la totalité des cours retenus ¹⁴ est sélectionnée par le logiciel EViews qui effectue l'ensemble des tests d'intégration et de cointégration des séries.

Tableau 4 : Nombre de données rassemblées pour tester l'efficience des marchés à terme (période 1853-1869)

<i>Titres</i>	Nombre de mois	Nombre d'observations
Rente 3%	204	203 * 6 = 1218
SG Crédit Mobilier	204	203 * 6 = 1218
Crédit Foncier France	204	199 * 6 = 1194
Orléans	204	192 * 6 = 1152
Nord	204	192 * 6 = 1152

2.2.2. La période 1870-1911

Durant cette période, deux titres sont ajoutés :

- le Crédit Lyonnais : un titre supplémentaire représentant le secteur bancaire ;
- le Canal de Suez : représentant le secteur des canaux.

Le tableau 5 montre que chaque titre est testé sur une période allant de 300 à 504 mois. Six séries de cours sont également obtenues. Le nombre d'observations est réduit à l'aide du logiciel Eviews et comportent 6 séries.

Tableau 5 : Nombre de données rassemblées pour tester l'efficience des marchés à terme (période 1870-1911)

Titres	Nombre de mois	Nombre d'observations
Rente 3%	504	499 * 6 = 2994
SG Crédit Mobilier	504	493 * 6 = 2958
Crédit Foncier France	476	471 * 6 = 2826
Orléans	468	463 * 6 = 2778
Nord	468	463 * 6 = 2778
Crédit Lyonnais	476	471 * 6 = 2826
Suez	300	295 * 6 = 1770

3. Les résultats

La « manière forte » de démontrer l'efficience des marchés à terme consiste à étudier la stationnarité des séries au comptant et à terme de façon à établir que le cours à terme est un prédicteur sans biais du cours au comptant.

¹⁴ La méthode de l'*assimilation* supprime en partie les trous de cotations.

La démarche s'effectue en trois étapes :

- 1/ vérifier la **non stationnarité des cours au comptant et à terme** ;
- 2/ tester la **cointégration entre les séries au comptant et à terme** ;
- 3/ établir par un modèle à correction d'erreur que **le futur est un prédicteur sans biais du comptant** ;

Nous appliquons ces trois étapes en utilisant les procédures suivantes :

- 1/ **utilisation des procédures DF, DFA et PP** pour vérifier la présence d'une racine unitaire pour les séries au comptant et à terme ;
- 2/ **application de la méthodologie du vecteur de cointégration de Johansen** pour établir qu'il existe entre les cours à terme et au comptant une relation linéaire avec des coefficients dits *normalisés* (condition nécessaire de l'efficience des marchés à terme) ;
- 3/ **application des tests de cointégration selon Engle et Granger lorsque l'on force les coefficients** de la relation de cointégration entre terme et comptant à être **$a=0$ et $b=1$** . (condition suffisante de l'efficience).

3.1. Tests d'intégration des séries au comptant et à terme

Les tests DF, DFA et PP permettent de vérifier que les séries au comptant et à terme sont non stationnaires et possèdent une racine unitaire. On applique 6 tests : avec respectivement les trois types de tests (DF, DFA et PP) et deux modèles (respectivement sans trend et avec trend, sachant qu'il existe toujours une constante).¹⁵

Les tableaux de résultats sont constitués d'**une série au comptant à l'échéance** (cours de liquidation pour la période 1853-1869 et cours au comptant de clôture pour la période 1870-1911) et **cinq séries à terme par rapport à l'échéance** (*assimilées* respectivement de un jour à un mois). Ces tests sont présentés en détail dans l'annexe 6, mais le tableau 6 résume les caractéristiques de (non-) stationnarité des séries.

- **la période 1853-1869** : elle comporte les cours au comptant et à terme de cinq titres, respectivement, la rente 3%, du Crédit Mobilier (SGCM), le Crédit Foncier de France (CFF), la Compagnie des Chemins de fer d'Orléans (Orléans), et la Compagnie des chemins de fer du Nord (Nord). Aucun résultat ne diffère véritablement selon l'échéance à terme que l'on emploie.¹⁶ Les séries au comptant et à terme par échéance sont soit toutes stationnaires ou non stationnaires « en bloc ». L'ensemble des titres présente des résultats de non stationnarité, à l'exception de la rente 3% (quelque soit le modèle employé) et de la Compagnie du Nord (pour le modèle avec trend), où les séries sont stationnaires. Des tests complémentaires doivent être faits pour vérifier l'ordre d'intégration (intégration d'ordre 1 et non au delà). Ils ne sont pas présentés dans cet article, mais ils ont été effectués et donnent des résultats concluant¹⁷.

¹⁵ Le nombre de retards présenté pour les tests DFA est usuellement de quatre et pour les tests PP, le nombre de retards est déterminé selon la méthode de Newey-West.

¹⁶ Le tableau 6 mentionne uniquement les échéances à terme sous la forme F_{t-i} , soit $i=1,7,14,21$ et 28

¹⁷ Se référer à notre thèse de doctorat, si le lecteur est intéressé.

- **La période 1870-1911** : Le tableau 6 regroupe les résultats de non stationnarité des séries de cours au comptant à l'échéance et à terme par rapport à l'échéance au cours de la période 1870-1911. Cette dernière comporte deux titres supplémentaires respectivement le Crédit Lyonnais et le Canal Maritime de Suez. Les résultats ne diffèrent pas selon l'échéance à terme prise comme référence par rapport au comptant. L'ensemble des titres présente des résultats de non stationnarité, à l'exception du Canal Maritime de Suez lorsque l'on applique le modèle avec un trend temporel.

Tableau 6: La non-stationnarité des séries des cours au comptant à l'échéance et à terme par rapport à l'échéance

Tests		1853-1869	1870-1911
Rente 3%	S_T	Stationnaire	non stationnaire
	F_{t-i}	Stationnaire	non stationnaire
Crédit Mobilier	S_T	non stationnaire	non stationnaire
	F_{t-i}	non stationnaire	non stationnaire
Crédit Foncier	S_T	non stationnaire	non stationnaire
	F_{t-i}	non stationnaire	non stationnaire
Orléans	S_T	non stationnaire	non stationnaire
	F_{t-i}	non stationnaire	non stationnaire
Nord	S_T	Non stationnaire sans trend	non stationnaire
	F_{t-i}	Stationnaire avec trend	non stationnaire
Crédit Lyonnais	S_T		non stationnaire
	F_{t-i}		non stationnaire
Suez	S_T		Non stationnaire sans trend
	F_{t-i}		Stationnaire avec trend

3.2. La condition nécessaire de l'efficience : une relation de cointégration avec coefficients normalisés

La condition nécessaire de l'efficience est démontrée à l'aide la méthodologie de Johansen. Cette recherche applique la méthodologie de Johansen à partir de cinq modèles dont deux sont utilisés (modèles 3 et 4).

Tableau 7 : Rappel des caractéristiques des cinq modèles testables dans la méthodologie de Johansen

Tests	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Introduction d'un trend dans les données	Non	Non	linéaire	Linéaire	quadratique
Rang ou caractéristique de l'équation de cointégration	Pas de constante Pas de Trend	Constante et pas de trend	Constante et pas de trend	Constante et Trend	Constante et Trend

L'application de la méthodologie de Johansen est ici contrainte par l'utilisation du logiciel EViews, qui pratique un unique test *de la trace*, (le test de la valeur propre maximale étant écarté)¹⁸. Dans l'application de ce test, le choix du nombre de retards est de respectivement de 1 à 4 pour l'ensemble des tests pratiqués, ce qui est un résultat standard¹⁹.

La première étape pour montrer l'efficience des marchés à terme est d'appliquer les tests de cointégration dont la méthodologie de Johansen propose l'évaluation d'un vecteur. Ces tests précèdent les tests d'efficience en eux même.

3.2.1. La lecture des résultats

Les tests de cointégration sont appliqués à l'aide des modèles 3 et 4 et sur les deux périodes historiques retenues. Les tableaux présentant les résultats sont composés respectivement de quatre à six colonnes selon le modèle employé.

- les deux premières colonnes concernent deux tests de la trace effectués sur le rang de la matrice β définie par Johansen.
 - si $r=0$, **l'hypothèse de cointégration est confirmée** ;
 - si $r \leq 1$, cela implique qu'il n'existe **qu'une seule relation de cointégration**.
- Les colonnes suivantes concernent :
 - l'estimation du coefficient relatif au cours *spot* qui est évalué à 1 dans la matrice ;
 - l'estimation du coefficient $-b$ relatif au cours à terme F_{t+i} . Ce coefficient est normalisé. La valeur de ce coefficient est obtenu lorsque l'on pose dans l'équation de cointégration que le coefficient relatif au spot est égal à 1 ;
 - l'estimation d'une constante dans les modèles 3 et 4 (mais également 2 et 5) ;
 - l'estimation éventuelle d'un trend dans les modèles 4 (mais également 5).

3.2.2. Les résultats

La période 1853-1869

Les tests de cointégration de Johansen sont appliqués sur la période 1853-1869. Les tableaux 8 et 9 présentent le modèle 3 et le modèle 4, qui sont ceux pouvant se comparer avec les tests de stationnarité de la section précédente (modèle sans trend versus modèle avec trend).

Quelque soit le modèle retenu, l'hypothèse qu'il n'existe aucune relation de cointégration est largement rejetée. L'hypothèse qu'il n'existe qu'une seule relation de cointégration est acceptée pour la majorité des titres. Les exceptions constatées concernent les titres qui ne présentaient pas de racine unitaire lors de l'application des tests DF, DFA et PP précédents.

¹⁸ Pour un détail sur les différences entre les tests de la trace et de la valeur propre maximale, se référer à la thèse de Nadine De La Pallière, p.135.

¹⁹ Le nombre de retards qui ici va de un à quatre, peut être établi par les critères d'information BIC de Schwarz (1978) et le critère de Hannan et Quinn (1979).

L'hypothèse $r \leq 1$ est rejetée pour le titre de la rente 3%, et pour la Compagnie des chemins de fer du Nord lorsque cette équation comporte un trend (modèle 4).

Pour l'ensemble des titres qui possèdent une seule relation de cointégration, on constate que le coefficient $-b$ estimé est assez proche de un et que l'estimation de la constante $-a$ est relativement différente de 0. La constante la plus proche de 0, concerne les échéances intermédiaires (14 jours), à l'exception du titre Crédit Foncier de France (l'échéance la plus courte F_{t-1} comporte les constantes les plus proches de 0).

Tableau 8 : Tests de cointégration sans trend selon Johansen de 1853-1869 (modèle 3)

<i>Marché</i>	<i>Modèle</i> 3	<i>Test</i> $r=0$	<i>Test</i> $r \leq 1$	<i>Estimation</i> S	<i>Estimation</i> F_{t-i}	<i>Estimation</i> Constante
Rente 3%	[S, F_{t-1}]	77,8045*	26,2099*	1,0000	-0,9227	-5,3400
	[S, F_{t-7}]	66,8668*	27,5031*	1,0000	-0,9167	-5,6946
	[S, F_{t-14}]	94,5524*	27,6088*	1,0000	-1,0060	0,5576
	[S, F_{t-21}]	58,2667*	25,4493*	1,0000	-1,0541	3,9662
	[S, F_{t-28}]	63,2815*	26,2312*	1,0000	-1,0973	6,9278
Société Générale Du Crédit Mobilier	[S, F_{t-1}]	37,7431*	1,6689	1,0000	-1,0105	4,8003
	[S, F_{t-7}]	48,5756*	1,9702	1,0000	-1,0105	7,1511
	[S, F_{t-14}]	56,9004*	1,5646	1,0000	-1,0094	7,9926
	[S, F_{t-21}]	53,9026*	1,6406	1,0000	-1,0128	10,4697
	[S, F_{t-28}]	64,0638*	1,4141	1,0000	-1,0091	7,4862
Crédit Foncier De France	[S, F_{t-1}]	47,4188*	0,0246	1,0000	-1,0000	0,4861
	[S, F_{t-7}]	37,7683*	0,0156	1,0000	-0,9938	-5,4992
	[S, F_{t-14}]	36,1610*	0,0798	1,0000	-0,9882	-9,6792
	[S, F_{t-21}]	33,8613*	0,0826	1,0000	-0,9893	-7,9972
	[S, F_{t-28}]	38,8822*	0,0842	1,0000	-0,9902	-8,6316
Orléans	[S, F_{t-1}]	39,8401*	1,0201	1,0000	-0,9954	-5,8115
	[S, F_{t-7}]	47,6420*	0,9510	1,0000	-0,9969	-4,7517
	[S, F_{t-14}]	49,6618*	0,8477	1,0000	-1,0017	-1,0580
	[S, F_{t-21}]	53,7651*	0,7577	1,0000	-1,0100	8,4345
	[S, F_{t-28}]	53,3265*	0,6645	1,0000	-1,0148	14,1332
Nord	[S, F_{t-1}]	52,2006*	2,6950	1,0000	-1,0056	5,9613
	[S, F_{t-7}]	50,7463*	3,1055	1,0000	-1,0038	4,4846
	[S, F_{t-14}]	38,5198*	2,7098	1,0000	-1,0032	2,1579
	[S, F_{t-21}]	55,8756*	2,8212	1,0000	-0,9946	-6,4211
	[S, F_{t-28}]	57,3301*	2,3633	1,0000	-0,9831	-17,6180

* Seuil Critique à 5 % : +15,41 (pour $r=0$) et + 3,76 (pour $r \leq 1$)

Tableau 9 : Tests de cointégration avec trend selon Johansen de 1853-1869 (modèle 4)

<i>Marché</i>	<i>Modèle 4</i>	<i>Test r=0</i>	<i>Test r≤1</i>	<i>Estimation S</i>	<i>Estimation F_{t-i}</i>	<i>Estimation Trend</i>	<i>Estimation Constante</i>
Rente 3%	[S, F _{t-1}]	81,3978*	26,4535*	1,0000	-0,9348	-0,0011	-4,3878
	[S, F _{t-7}]	72,0230*	27,8935*	1,0000	-0,9468	-0,0021	-3,4034
	[S, F _{t-14}]	94,5686*	27,6160*	1,0000	-1,0056	0,0001	0,5204
	[S, F _{t-21}]	58,3134*	25,4820*	1,0000	-1,0543	-0,0001	3,9982
	[S, F _{t-28}]	63,6350*	26,3592*	1,0000	-1,0971	-0,0005	6,9705
Société Générale Du Crédit Mobilier	[S, F _{t-1}]	42,2783*	4,7380	1,0000	-1,0155	-0,0498	13,9397
	[S, F _{t-7}]	51,6702*	5,0646	1,0000	-1,0106	-0,0007	7,2746
	[S, F _{t-14}]	60,0857*	4,7038	1,0000	-1,0084	0,0106	6,0676
	[S, F _{t-21}]	57,2884*	4,8739	1,0000	-1,0143	-0,0152	13,2302
	[S, F _{t-28}]	69,1550*	4,3258	1,0000	-1,0050	0,0438	-0,3660
Crédit Foncier De France	[S, F _{t-1}]	59,9098*	11,8424	1,0000	-1,0073	0,0511	2,6118
	[S, F _{t-7}]	49,1195*	11,3294	1,0000	-0,9910	-0,0200	-6,3022
	[S, F _{t-14}]	50,6760*	10,9242	1,0000	-0,9506	-0,2655	-20,4533
	[S, F _{t-21}]	50,3254*	10,4631	1,0000	-0,9460	-0,3028	-20,6086
	[S, F _{t-28}]	53,7735*	10,8833	1,0000	-0,9584	-0,2228	-17,8458
Orléans	[S, F _{t-1}]	44,6244*	5,7214	1,0000	-0,9933	0,0099	-9,1480
	[S, F _{t-7}]	52,4404*	5,7227	1,0000	-0,9958	0,0055	-6,5767
	[S, F _{t-14}]	55,6301*	5,7100	1,0000	-0,9938	0,0394	-14,1202
	[S, F _{t-21}]	60,3896*	5,6368	1,0000	-0,9981	0,0587	-11,0340
	[S, F _{t-28}]	61,1693*	5,3268	1,0000	-0,9994	0,0762	-11,0918
Nord	[S, F _{t-1}]	70,6999*	14,9715*	1,0000	-0,9531	-0,1024	-35,9626
	[S, F _{t-7}]	67,8709*	16,3897*	1,0000	-0,9491	-0,1050	-39,3478
	[S, F _{t-14}]	50,6845*	14,6818*	1,0000	-0,9869	-0,0305	-10,9302
	[S, F _{t-21}]	69,0131*	13,1421*	1,0000	-0,9537	-0,0804	-38,9555
	[S, F _{t-28}]	68,6087*	12,7270*	1,0000	-0,9606	-0,0447	-35,4801

*Seuil Critique à 5 % : +25,32 (pour r=0) et + 12,25 (pour r≤1)

La période 1870-1911

Les tableaux 10 et 11 présentent les résultats obtenus sur la période 1870-1911 pour les modèles sans trend et avec trend. Les tests de cointégration (r=0) et (r≤1) démontrent qu'il existe une seule relation de cointégration pour la majorité des titres. Seul le Canal Maritime de Suez rejette l'hypothèse sur r≤1, lorsqu'il y a un trend temporel (modèle 4). Ce résultat n'est pas surprenant puisque les tests DF, DFA, et PP montraient que les cours au comptant et à terme du Canal Maritime de Suez étaient stationnaires lorsque l'on introduit une constante et un trend dans le modèle théorique.

Concernant l'estimation des coefficients -b et -a, les résultats sont assez significatifs, puisque le coefficient b continue à être très proche de l'unité et la constante a est plus proche de 0 dans plusieurs cas. Au regard du modèle sans trend temporel (tableau 10), ces constantes sont particulièrement proches de zéro, à l'exception du Crédit Foncier et des titres pour

chemins de fer pour les échéances allant de 7 jours à 1 mois. Pour ces deux derniers titres, les constantes sont proches de zéro pour l'échéance la plus courte.

Tableau 10 : Tests de cointégration sans trend selon Johansen de 1870-1911 (modèle 3)

<i>Marché</i>	<i>Modèle 3</i>	<i>Test r=0</i>	<i>Test r≤1</i>	<i>Estimation S</i>	<i>Estimation F_{t-i}</i>	<i>Estimation Constante</i>
Rente 3%	[S, F _{t-1}]	62,1936*	1,0231	1,0000	-0,9989	-0,0900
	[S, F _{t-7}]	62,0760*	0,9330	1,0000	-1,0035	0,3509
	[S, F _{t-14}]	74,5309*	0,9341	1,0000	-0,9989	0,1228
	[S, F _{t-21}]	65,2578*	1,0123	1,0000	-0,9989	0,1502
	[S, F _{t-28}]	77,6034*	1,0538	1,0000	-1,0027	0,5011
Société Générale Du Crédit Mobilier	[S, F _{t-1}]	94,9515*	2,2912	1,0000	-1,0013	0,4961
	[S, F _{t-7}]	115,6601*	2,3867	1,0000	-0,9980	0,1779
	[S, F _{t-14}]	107,8037*	2,4746	1,0000	-1,0005	-0,6880
	[S, F _{t-21}]	95,2102*	2,5611	1,0000	-1,0014	-0,0636
	[S, F _{t-28}]	89,6321*	2,4502	1,0000	-0,9980	-0,4727
Crédit Foncier De France	[S, F _{t-1}]	58,9058*	2,4571	1,0000	-1,0033	2,8697
	[S, F _{t-7}]	87,1662*	2,5257	1,0000	-1,0033	3,0671
	[S, F _{t-14}]	81,4834*	2,5938	1,0000	-1,0020	1,5644
	[S, F _{t-21}]	94,8963*	2,1963	1,0000	-0,9990	-0,3329
	[S, F _{t-28}]	87,0660*	2,3493	1,0000	-0,9963	-1,4671
Orléans	[S, F _{t-1}]	93,1543*	1,7336	1,0000	-0,9991	-0,4377
	[S, F _{t-7}]	94,6852*	1,7426	1,0000	-0,9979	-2,0945
	[S, F _{t-14}]	94,6460*	1,7165	1,0000	-0,9965	-4,3969
	[S, F _{t-21}]	75,7324*	1,7374	1,0000	-1,0003	1,2016
	[S, F _{t-28}]	70,4662*	1,7488	1,0000	-1,0017	3,9567
Nord	[S, F _{t-1}]	76,7373*	2,1680	1,0000	-0,9999	0,2644
	[S, F _{t-7}]	82,2330*	2,1599	1,0000	-0,9989	-1,9663
	[S, F _{t-14}]	66,8149*	2,1381	1,0000	-0,9945	-8,8643
	[S, F _{t-21}]	80,6468*	2,2275	1,0000	-0,9932	-9,9920
	[S, F _{t-28}]	98,8628*	2,1750	1,0000	-0,9951	-5,0810
Crédit Lyonnais	[S, F _{t-1}]	84,8001*	0,3387	1,0000	-1,0007	0,5482
	[S, F _{t-7}]	113,0808*	0,2920	1,0000	-0,9968	-1,7073
	[S, F _{t-14}]	115,8091*	0,3413	1,0000	-0,9981	-0,7044
	[S, F _{t-21}]	109,5864*	0,4170	1,0000	-0,9999	0,8109
	[S, F _{t-28}]	92,4452*	0,3591	1,0000	-0,9988	0,1820
Canal Maritime De Suez	[S, F _{t-1}]	46,3081*	0,0103	1,0000	-1,0004	1,5812
	[S, F _{t-7}]	53,2909*	0,0202	1,0000	-1,0055	18,0294
	[S, F _{t-14}]	61,9270*	0,0036	1,0000	-1,0009	0,7061
	[S, F _{t-21}]	63,3335*	0,0052	1,0000	-1,0002	-3,0697
	[S, F _{t-28}]	69,4482*	0,0047	1,0000	-0,9998	0,1097

*Seuil Critique à 5 % : +15,41 (pour r=0) et + 3,76 (pour r≤1)

Tableau 11 : Tests de cointégration avec trend selon Johansen de 1870-1911 (modèle 4)

<i>Marché</i>	<i>Modèle 4</i>	<i>Test r=0</i>	<i>Test r≤1</i>	<i>Estimation S</i>	<i>Estimation F_{t-i}</i>	<i>Estimation Trend</i>	<i>Estimation Constante</i>
Rente 3%	[S, F _{t-1}]	65,6310*	2,2941	1,0000	-1,0067	0,0009	0,3557
	[S, F _{t-7}]	65,6919*	2,4757	1,0000	-1,0109	0,0009	0,7776
	[S, F _{t-14}]	76,7760*	2,2056	1,0000	-1,0049	0,0007	0,4719
	[S, F _{t-21}]	67,7863*	1,9095	1,0000	-1,0043	0,0006	0,4589
	[S, F _{t-28}]	79,3783*	2,0079	1,0000	-1,0069	0,0005	0,7414
Société Générale Du crédit Mobilier	[S, F _{t-1}]	95,4421*	2,5572	1,0000	-1,0014	-0,0005	0,6395
	[S, F _{t-7}]	116,535*	2,6400	1,0000	-0,9983	-0,0017	0,6862
	[S, F _{t-14}]	111,961*	2,7005	1,0000	-0,9986	0,0103	-3,8046
	[S, F _{t-21}]	96,9232*	2,7677	1,0000	-1,0000	0,0075	-2,3333
	[S, F _{t-28}]	91,4622*	2,6776	1,0000	-0,9966	0,0078	-2,8437
Crédit Foncier	[S, F _{t-1}]	59,4276*	2,7381	1,0000	-1,0035	-0,0013	3,4343
	[S, F _{t-7}]	87,8972*	2,8725	1,0000	-1,0040	-0,0038	4,6734
	[S, F _{t-14}]	81,8004*	2,9106	1,0000	-1,0020	-0,0001	1,6179
	[S, F _{t-21}]	95,8418*	2,6613	1,0000	-1,0001	-0,0060	2,1858
	[S, F _{t-28}]	90,3858*	2,7116	1,0000	-0,9992	-0,0157	5,0613
Orléans	[S, F _{t-1}]	93,2152*	1,7945	1,0000	-0,9991	0,0000	-0,4381
	[S, F _{t-7}]	99,5161*	1,7823	1,0000	-1,0032	0,0138	1,8466
	[S, F _{t-14}]	95,4530*	1,7405	1,0000	-0,9990	0,0066	-2,5245
	[S, F _{t-21}]	76,1199*	1,7931	1,0000	-1,0026	0,0060	2,9378
	[S, F _{t-28}]	71,2081*	1,7808	1,0000	-0,9983	-0,0086	1,4742
Nord	[S, F _{t-1}]	79,1179*	2,4328	1,0000	-1,0011	0,0041	1,3301
	[S, F _{t-7}]	83,8720*	2,3892	1,0000	-1,0018	0,0099	0,5908
	[S, F _{t-14}]	68,8586*	2,4283	1,0000	-0,9894	-0,0171	-13,2739
	[S, F _{t-21}]	85,8624*	2,6054	1,0000	-0,9843	-0,0303	-17,7721
	[S, F _{t-28}]	109,404*	2,4795	1,0000	-0,9853	-0,0332	-13,5855
Crédit Lyonnais	[S, F _{t-1}]	95,9677*	5,0866	1,0000	-0,9939	-0,0154	-1,5490
	[S, F _{t-7}]	117,708*	4,9174	1,0000	-0,9970	0,0003	-1,6625
	[S, F _{t-14}]	131,676*	4,9292	1,0000	-0,9893	-0,0199	-3,4626
	[S, F _{t-21}]	120,224*	4,8570	1,0000	-0,9924	-0,0169	-1,5275
	[S, F _{t-28}]	105,951*	4,8283	1,0000	-0,9886	-0,0231	-3,0037
Canal Maritime De suez	[S, F _{t-1}]	61,6042*	15,0173*	1,0000	-0,9974	-0,0299	-3,6059
	[S, F _{t-7}]	69,5345*	14,6400*	1,0000	-1,0409	0,3590	81,0170
	[S, F _{t-14}]	76,5490*	14,3037*	1,0000	-1,0155	0,1485	26,5076
	[S, F _{t-21}]	78,6572*	15,0045*	1,0000	-1,0159	0,1604	24,7579
	[S, F _{t-28}]	84,4570*	14,0795*	1,0000	-1,0234	0,2410	41,9426

* Seuil Critique à 5 % : +25,32 (pour r=0) et + 12,25 (pour r≤1)

3.3. La condition suffisante de l'efficience : les résidus de la relation de cointégration - où l'on force les coefficients a=0 et b=1 - sont non autocorrélés

La condition suffisante de l'efficience des marchés à terme consiste à reprendre les tests de cointégration, en posant cette fois les coefficients de la relation tels que a=0 et b=1. De

cette manière, le cours à terme est supposé égal au cours au comptant à l'échéance. Les marchés à terme seront efficients si l'on vérifie la non autocorrélation des résidus Z_t de la relation ainsi obtenue.

3.3.1. Les tests de cointégration

Les tests de cointégration lorsque l'on force la relation avec des coefficients $a=0$ et $b=1$ sont appliqués lors des périodes 1853-1869 et 1870-1911, selon la méthode d'Engle et Granger (tableaux 12 et 13).

Tableau 12 : Tests de cointégration lorsque les coefficients $a=0$ et $b=1$ sont posés lors de la période 1853-1869

Tests		DF		DFA (4 retards)		PP (4 retards)	
		Sans Trend	Avec Trend	Sans trend	Avec trend	Sans trend	Avec Trend
Rente 3%	[S, F_{t-1}]	-13,715**	-13,955**	-7,2916**	-7,7974**	-13,707**	-13,9683**
	[S, F_{t-7}]	-13,671**	-14,042**	-7,0139**	-7,6742**	-13,663**	-14,0533**
	[S, F_{t-14}]	-14,454**	-14,481**	-7,4292**	-7,5006**	-14,495**	-14,5314**
	[S, F_{t-21}]	-15,407**	-15,537**	-7,8946**	-8,0093**	-15,507**	-15,5604**
	[S, F_{t-28}]	-15,800**	-15,836**	-8,0985**	-8,2388**	-15,976**	-16,0456**
Société Générale Du Crédit Mobilier	[S, F_{t-1}]	-13,2825*	-13,2543*	-6,6861*	-6,6781*	-13,2707*	-13,2419*
	[S, F_{t-7}]	-14,2979*	-14,3265*	-6,8026*	-6,9061*	-14,3398*	-14,3790*
	[S, F_{t-14}]	-14,9241*	-14,9620*	-7,8506*	-7,9552*	-14,9476*	-14,9934*
	[S, F_{t-21}]	-14,5798*	-14,6220*	-7,4743*	-7,5750*	-14,6234*	-14,6767*
	[S, F_{t-28}]	-14,6936*	-14,7924*	-7,3491*	-7,5425*	-14,7230*	-14,8410*
Crédit Foncier De France	[S, F_{t-1}]	-16,6568*	-16,6071*	-7,3238*	-7,3016*	-16,9998*	-16,9422*
	[S, F_{t-7}]	-14,1289*	-14,0981*	-6,2381*	-6,2207*	-14,1156*	-14,0840*
	[S, F_{t-14}]	-13,7682*	-13,7470*	-7,0945*	-7,0873*	-13,7550*	-13,7333*
	[S, F_{t-21}]	-13,7081*	-13,6751*	-6,8683*	-6,8491*	-13,7002*	-13,6651*
	[S, F_{t-28}]	-14,0923*	-14,0571*	-6,8671*	-6,8496*	-14,1059*	-14,0687*
Orléans	[S, F_{t-1}]	-8,1985*	-8,2111*	-5,3829*	-5,4363*	-7,9150*	-7,9194*
	[S, F_{t-7}]	-8,4528*	-8,4630*	-5,4687*	-5,5161*	-8,1732*	-8,1757*
	[S, F_{t-14}]	-8,7013*	-8,6961*	-5,5571*	-5,5772*	-8,4395*	-8,4286*
	[S, F_{t-21}]	-8,7209*	-8,7055*	-5,5674*	-5,5707*	-8,4723*	-8,4530*
	[S, F_{t-28}]	-8,8484*	-8,8306*	-5,5392*	-5,5367*	-8,5770*	-8,5559*
Nord	[S, F_{t-1}]	-13,6543*	-13,756**	-7,1665*	-7,31520**	-13,6488*	-13,7661**
	[S, F_{t-7}]	-13,2327*	-13,259**	-7,3945*	-7,4662**	-13,1962*	-13,2245**
	[S, F_{t-14}]	-14,0147*	-13,982**	-7,1239*	-7,1195**	-14,0218*	-13,9881**
	[S, F_{t-21}]	-15,4650*	-15,435**	-8,8143*	-8,7922**	-15,7829*	-15,7459**
	[S, F_{t-28}]	-16,6076*	-16,638**	-8,9101*	-8,9486**	-16,8664*	-16,9222**

*Seuil : -2,89 -3,45 -2,89 -3,45 -2,89 -3,45

** : chiffre sans signification du fait que les séries au comptant et à terme sont déjà stationnaires

Tableau 13: Tests de cointégration lorsque les coefficients a=0 et b=1 sont posés lors de la période 1870-1911

Tests	Processus	DF		DFA (4 retards)		PP (5 retards)	
		Sans trend	Avec trend	Sans trend	Avec Trend	Sans trend	Avec Trend
Rente 3%	[S, F _{t-1}]	-20,4399*	-20,4770*	-7,8177*	-7,8569*	-20,6446	-20,4770*
	[S, F _{t-7}]	-20,3881*	-20,3829*	-8,0534*	-8,0095*	-20,5466	-20,5352*
	[S, F _{t-14}]	-23,4950*	-23,5108*	-9,2369*	-9,2577*	-23,4906	-23,5040*
	[S, F _{t-21}]	-21,8929*	-21,9208*	-8,9976*	-9,0272*	-21,8929	-21,9800*
	[S, F _{t-28}]	-20,3409*	-20,3192*	-9,0191*	-8,9995*	-20,5727	-20,5527*
Société Générale Du Crédit Mobilier	[S, F _{t-1}]	-22,6064*	-22,5881*	-9,5567*	-9,5512*	-22,6077	-22,5897*
	[S, F _{t-7}]	-24,5185*	-24,5207*	-10,3296*	-10,3455*	-24,5590	-24,5666*
	[S, F _{t-14}]	-24,2110*	-24,2135*	-9,5675*	-9,5920*	-24,1533	-24,1572*
	[S, F _{t-21}]	-23,3622*	-23,3409*	-9,0295*	-9,0230*	-23,3494	-23,3294*
	[S, F _{t-28}]	-23,7584*	-23,7350*	-9,2212*	-9,2123*	-23,7197	-23,6974*
Crédit Foncier De France	[S, F _{t-1}]	-19,7733*	-19,7961*	-6,7864*	-6,8048*	-20,3756*	-20,3885*
	[S, F _{t-7}]	-23,2826*	-23,2648*	-9,2222*	-9,2175*	-23,2716*	-23,2543*
	[S, F _{t-14}]	-22,2438*	-22,2319*	-8,3292*	-8,3239*	-22,2538*	-22,2426*
	[S, F _{t-21}]	-23,5679*	-23,6536*	-9,3765*	-9,3391*	-23,5042*	-23,5878*
	[S, F _{t-28}]	-24,6459*	-24,8595*	-9,8758*	-9,9479*	-24,5780*	-24,8221*
Orléans	[S, F _{t-1}]	-22,1622*	-22,1975*	-9,6712*	-9,7470*	-22,1868*	-22,2302*
	[S, F _{t-7}]	-23,2809*	-23,5596*	-9,4657*	-9,8430*	-23,2340*	-23,5386*
	[S, F _{t-14}]	-22,8531*	-23,0440*	-10,0082*	-10,2933*	-22,8793*	-23,1144*
	[S, F _{t-21}]	-22,9878*	-23,0101*	-9,8888*	-9,9367*	-23,0751*	-23,1115*
	[S, F _{t-28}]	-22,2970*	-22,2732*	-10,0061*	-9,9949*	-22,4816*	-22,4554*
Nord	[S, F _{t-1}]	-22,0245*	-22,0552*	-8,8884*	-8,9358*	-22,0458*	-22,0707*
	[S, F _{t-7}]	-21,8518*	-21,9250*	-9,0078*	-9,1160*	-21,8513*	-21,8513*
	[S, F _{t-14}]	-21,3263*	-21,3376*	-8,7092*	-8,7263*	-21,3673*	-21,3673*
	[S, F _{t-21}]	-21,3456*	-21,3453*	-8,8468*	-8,8513*	-21,3516*	-21,3516*
	[S, F _{t-28}]	-23,6882*	-23,6646*	-10,1639*	-10,1522*	-23,9545*	-23,9545*
Crédit Lyonnais	[S, F _{t-1}]	-21,0139*	-21,1329*	-9,5421*	-9,7304*	-21,0118*	-21,1255*
	[S, F _{t-7}]	-23,2236*	-23,2734*	-11,5416*	-11,6494*	-23,6253*	-23,7212*
	[S, F _{t-14}]	-25,4489*	-25,4665*	-12,1426*	-12,2719*	-26,7660*	-26,8614*
	[S, F _{t-21}]	-25,7176*	-25,7837*	-11,3288*	-11,5729*	-26,3967*	-26,5739*
	[S, F _{t-28}]	-24,8559*	-24,9260*	-10,9707*	-11,2039*	-25,4368*	-25,6063*
Canal Maritime De Suez	[S, F _{t-1}]	-15,5906*	-15,57699**	-6,8753*	-6,8803**	-15,6174*	-15,60127**
	[S, F _{t-7}]	-16,8969*	-17,14717**	-8,1463*	-8,4866**	-16,9258*	-17,25801**
	[S, F _{t-14}]	-18,2348*	-18,2026**	-8,7166*	-8,7004**	-18,4074*	-18,37198**
	[S, F _{t-21}]	-19,0493*	-19,01694**	-8,5899*	-8,5768**	-19,2237*	-19,1889**
	[S, F _{t-28}]	-18,8181*	-18,79425**	-9,5978*	-9,5929**	-19,2858*	-19,2647**

*Seuil : -2,89 -3,45 -2,89 -3,45 -2,89 -3,45

** : chiffre sans signification du fait que les séries au comptant et à terme sont déjà stationnaires

La période 1853-1869

Le tableau 12 présente les résultats des tests de cointégration lorsque l'on force les coefficients à être $a=0$ et $b=1$ de 1853 à 1869. On constate que dans tous les cas, les valeurs calculées dépassent le seuil critique du test. Il existe donc une relation linéaire entre le cours à terme pour une échéance donnée et le cours au comptant à l'échéance de telle manière que le futur soit un prédicteur du cours au comptant. Les calculs de la rente 3% pour l'ensemble des tests et de la Compagnie des chemins de fer du Nord pour le modèle avec trend sont signalés avec deux astérisques car les séries prises individuellement ne sont pas stationnaires.

La période 1870-1911

Le tableau 13 rassemble les résultats des tests lors de la période 1870-1911. Tous les tests montrent que le cours à terme est un prédicteur sans biais du comptant. Les résultats du Canal Maritime de Suez n'apparaissent pas significatifs lorsque l'on applique le test avec trend puisque les séries au comptant et à terme prises séparément sont stationnaires.

3.3.2. La non autocorrélation des résidus de la relation de cointégration où l'on force les coefficients $a=0$ et $b=1$

On teste la non autocorrélation de la relation linéaire Z_t lorsque $S_t = F_{t-1}$. Si la série Z_t apparaît non autocorrélée, le marché à terme est considéré efficient. Pour cela, on utilise l'autocorrélogramme suivant :

$$r_\tau = \frac{\sum_{t=1}^{T-\tau} (z_t - \bar{z})(z_{t+\tau} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^T (z_t - \bar{z})^2}$$

Nous obtenons le coefficient de corrélation des valeurs de la série des résidus de la relation de cointégration lorsque $S_t = F_{t-1}$. Si r_1 est grand, cela signifie que les données sont corrélées entre elles. Si r_τ décroît plus ou moins géométriquement avec l'introduction d'un nombre de retards, τ , cela signifie que la série obéit à un processus autorégressif d'ordre inférieur au nombre de retards choisis.

L'autocorrélation partielle de retards τ correspond au coefficient de régression sur Z_t , quand une régression est effectuée de Z_t sur $Z_{t-1} \dots Z_{t-\tau}$.

La statistique de Ljung-Box est calculée selon le nombre de retards p et est donnée par la formule :

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j}$$

Elle est comparable à une loi du χ^2 où le nombre de degré de liberté est égal au nombre de retards introduits. La statistique Q_{LB} est une procédure standard pour déterminer si la série est autocorrélée ou non. Si la statistique Q_{LB} est inférieure au seuil critique donné par la table du χ^2 , la série n'est pas autocorrélée. Nous procédons à des tests d'autocorrélations des séries Z_t lorsque l'on force les coefficients $a=0$ et $b=1$ sur les périodes 1853-1869 et 1870-1911. Ces tests sont appliqués jusqu'à 36 retards. Nous mentionnons ici les autocorrélations de rang 1 et un résumé des tests d'autocorrélation de 1 à 36 retards (*cf.* les tableaux 14 et 15).

La période 1853-1869

Les résultats sur la période 1853-1869 des autocorrélations r_1 indiquent si les séries sont autocorrélées ou non. Si r_1 est grand, la série est autocorrélée. Pour savoir dans quelle mesure cette variable ne doit pas être trop élevée, on pratique un test de Ljung-Box. On calcule la statistique Q_{LB} , et on la compare à un seuil critique de 5% d'un test du χ^2 à un degré de liberté (puisque'il s'agit du premier retard). Une probabilité à 5% est ensuite calculée, signifiant qu'en dessous de 0,05, la statistique Q_{LB} dépasse le seuil critique et que la série est autocorrélée. Dans ce cas, le marché à terme n'est pas efficient.

Le tableau 14 montre les marchés qui sont efficients. La rente 3% n'est pas présentée sur la période 1853-1869, car ses séries au comptant et à terme sont stationnaires. De plus, nous avons démontré par le modèle de Johansen qu'il n'existait pas de relation de cointégration significative pour ce titre. Le Crédit Foncier et la Compagnie du Nord sont des marchés efficients pour l'ensemble de leurs échéances à terme, à l'exception de la plus proche liquidation pour l'établissement financier et de plus lointaine pour la Compagnie de chemin de fer. La Compagnie des chemins de fer d'Orléans est un marché totalement inefficent. A l'inverse, le Crédit Mobilier (SGCM) comporte des marchés efficients pour toutes ses échéances.

Le tableau 14 précise aussi les résultats lors des tests d'autocorrélation de rang 1. On détermine ainsi si la série des résidus n'est pas autocorrélée et si le marché est efficient. Ne pouvant pas présenter l'ensemble des tests d'autocorrélations des résidus des rangs 1 à 36, nous indiquons le rang d'autocorrélation à partir duquel la probabilité est inférieure à 0,05 (rejet du test du χ^2). Nous indiquons trois types de résultats :

- une efficience de marché si aucun rang ne rejette le test du χ^2 ;
- une efficience de marché partielle si un rejet du test est constaté pour un rang d'autocorrélation supérieur à un (test de même degré de liberté) ;
- une inefficience de marché si l'autocorrélation de rang 1 rejette le test (test à un degré de liberté).

Tableau 14: Caractéristiques des autocorrélations de rang 1 à 36 lors de la période 1853-1869

Titres	Séries	Probabilités des Autocorrélation r_1	Indication du 1 ^{er} rang où la probabilité est inférieure à 0.05	Efficience
SGCM	[S, F_{t-1}]	0.339	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.956	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-14}]	0.480	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-21}]	0.707	Rang 26 (0.040)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.624	Rang 26 (0.039)	Partielle
CFF	[S, F_{t-1}]	0.005	Rang 1 (0.005)	Non
	[S, F_{t-7}]	0.645	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-14}]	0.777	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-21}]	0.632	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-28}]	0.923	Aucun rang	Oui
Orléans	[S, F_{t-1}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
	[S, F_{t-7}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
	[S, F_{t-14}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
	[S, F_{t-21}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
	[S, F_{t-28}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
Nord	[S, F_{t-1}]	0.587	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.322	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-14}]	0.848	Rang 14 (0.036)	Partielle
	[S, F_{t-21}]	0.220	Rang 9 (0.021)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.032	Rang 1 (0.032)	Non

* Les tests de la rente 3% ne sont pas significatifs.

Les résultats du Crédit Mobilier et de la Compagnie des chemins de fer du Nord sont dans ce cas plus précis. Les échéances à trois semaines et un mois du Crédit Mobilier et à deux et à trois semaines de la Compagnie des chemins de fer du Nord montrent une efficience partielle puisqu'une autocorrélation des résidus est détectée à partir d'un 26ème retard (Crédit Mobilier) et 14ème et 9ème retards (respectivement pour la Compagnie des chemins de fer du Nord).

La période 1870-1911

Le tableau 15 regroupe les résultats obtenus des autocorrélations de rang 1 et des tests de Ljung-Box appliqués aux séries cointégrées lorsque l'on force les coefficients $a=0$ et $b=1$.

Les marchés apparaissent presque tous efficients sur cette période. Certains titres sont efficients pour toutes leurs échéances à terme : notamment la rente 3%, la Compagnie des chemins de fer d'Orléans et le Canal Maritime de Suez. Concernant ce dernier titre, l'efficience obtenue est à relativiser au regard des résultats des tests de cointégration effectués précédemment.

Tableau 15: Caractéristiques des autocorrélations de rang 1 à 36 lors de la période 1870-1911

Titres	Séries	Probabilités des Autocorrélation r_1	Indication du 1 ^{er} rang où la probabilité est inférieure à 0.05	Efficience
Rente 3%	[S, F_{t-1}]	0.084	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.078	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-14}]	0.233	Rang 3 (0.012)	Partielle
	[S, F_{t-21}]	0.803	Rang 3 (0.000)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.056	Rang 3 (0.000)	Partielle
SGCM	[S, F_{t-1}]	0.823	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.041	Rang 1 (0.041)	Non
	[S, F_{t-14}]	0.078	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-21}]	0.335	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-28}]	0.180	Rang 15 (0.034)	Partielle
CFF	[S, F_{t-1}]	0.036	Rang 1 (0.036)	Non
	[S, F_{t-7}]	0.154	Rang 21 (0.041)	Partielle
	[S, F_{t-14}]	0.657	Rang 7 (0.042)	Partielle
	[S, F_{t-21}]	0.082	Rang 9 (0.001)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.007	Rang 1 (0.007)	Non
Orléans	[S, F_{t-1}]	0.549	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.100	Rang 3 (0.005)	Partielle
	[S, F_{t-14}]	0.209	Rang 30 (0.015)	Partielle
	[S, F_{t-21}]	0.166	Rang 9 (0.043)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.468	Rang 6 (0.000)	Partielle
Nord	[S, F_{t-1}]	0.647	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.773	Rang 22 (0.006)	Partielle
	[S, F_{t-14}]	0.810	Rang 12 (0.037)	Partielle
	[S, F_{t-21}]	0.817	Rang 8 (0.025)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.043	Rang 1 (0.043)	Non
Crédit Lyonnais	[S, F_{t-1}]	0.462	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-7}]	0.150	Rang 6 (0.000)	Partielle
	[S, F_{t-14}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
	[S, F_{t-21}]	0.000	Rang 1 (0.000)	Non
	[S, F_{t-28}]	0.003	Rang 1 (0.003)	Non
Suez	[S, F_{t-1}]	0.101	Rang 7 (0.014)	Partielle
	[S, F_{t-7}]	0.783	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-14}]	0.255	Aucun rang	Oui
	[S, F_{t-21}]	0.073	Rang 36 (0.021)	Partielle
	[S, F_{t-28}]	0.114	Aucun rang	Oui

Les autres titres comportent des marchés à terme non efficaces selon l'échéance considérée. Le Crédit Lyonnais est un titre dont les trois marchés à terme à échéances les plus longues sont inefficaces.

Le tableau 15 précise aussi les résultats précédents en indiquant le premier rang de retard où il y a autocorrélation des résidus Z_t et en mentionnant les marchés à terme qui ont une efficience partielle. La partialité de l'efficience des marchés à terme est mise en évidence pour l'ensemble des titres. L'efficience des marchés à terme est donc une notion à relativiser au regard de ce tableau.

Conclusion

Nous avons présenté une étude empirique des marchés à terme de 1853 à 1911, en étudiant respectivement sept titres sur deux grandes périodes historiques dont les données ont été relevées de manière exhaustive.

La méthodologie de la cointégration peut être appliquée selon une « manière forte » : le cours à terme est présenté comme un prédicteur du cours au comptant lorsque l'on force dans la relation de cointégration les coefficients $a=0$ et $b=1$ et qu'on applique des tests d'autocorrélations de Ljung Box de 1 à 36 retards.

Pour obtenir ce dernier résultat montrant l'efficience des marchés à terme à la Bourse de Paris du 19^{ème} siècle, nous avons appliqué une démarche économétrique progressive :

- **vérifier la non stationnarité d'ordre 1 des séries au comptant à l'échéance et à terme** par échéance ;
- **appliquer les tests de cointégration comme condition nécessaire de l'efficience** en utilisant la méthode de Johansen qui établit la présence d'un modèle sous-jacent à correction d'erreur ;
- **définir le cours à terme comme meilleur prédicteur du cours au comptant et comme condition suffisante de l'efficience** en forçant la relation de cointégration tel que les coefficients constants de la relation soient $a=0$ et $b=1$, en appliquant la méthode d'Engle et Granger d'une part et les tests de Ljung Box d'autre part.

Les marchés à terme de la Bourse de Paris du 19^{ème} siècle ont donc été soumis à des tests d'efficience qui se sont avérés concluant pour la plupart des titres (seuls un ou deux titres ne sont pas efficaces pour toutes leurs échéances à terme pour une période donnée).

Il est remarquable de constater avec quelle importance ces marchés sont efficaces. Le cours à terme représente un bon prédicteur du cours au comptant à la Bourse de Paris du 19^{ème} siècle.

Annexe 1 : La vérification du niveau d'intégration d'une série

Une série stationnaire notée I(0), suit un processus de bruit blanc (ε_t) où les ε sont indépendants du temps et de même loi $N(0;\tau^2)$. Elle possède comme caractéristiques :

- $E(\varepsilon_t) = 0 \forall t$: les fluctuations évoluent de manière permanente autour de la moyenne ;
- $\text{Var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \tau^2 \forall t$: le processus possède une variance finie invariante dans le temps ;
- $\gamma_s = \text{Covar}(\varepsilon_t; \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = 0 \forall t$ et $s \neq 0$: les effets d'une innovation sont temporaires;
- $\rho_s = \gamma_s / \gamma_0 = 1$ pour $s=0$
 $= 0$ pour $s \neq 0$: les autocorrélations déclinent rapidement avec les décalages.

I(0) se réfère à un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \theta < 1 \quad (\text{A.1.})$$

Une série non stationnaire notée I(1) est rendue stationnaire en la différenciant une fois. Elle possède comme caractéristiques :

- une probabilité quasiment nulle que le processus retrouve une valeur passée ;
- une variance infinie dépendante du temps ;
- une innovation affecte toutes les valeurs futures, il y a donc une mémoire infinie du passé ;
- des autocorrélations proches de un.

I(1) se réfère à un processus de marche au hasard : $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$ (A.2.)

On retrouve bien le processus de bruit blanc par une unique différenciation telle que :
 $X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$. Dans l'équation d'autorégression d'ordre 1 cela revient à poser $\theta=1$.

Sources : Dupuis (1993) et De La Pallière (1997)

Annexe 2 : Les tests de Dickey-Fuller (DF)

Dickey et Fuller considèrent une série chronologique X_t . Leurs tests DF se rapportent aux trois équations suivantes où μ , φ et ε_t représentent respectivement une constante, un trend temporel et un bruit blanc:

$$X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et sans constante} \quad (\text{A.3.})$$

$$X_t = \mu + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et avec constante} \quad (\text{A.4.})$$

$$X_t = \mu + \varphi t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus avec trend et avec constante} \quad (\text{A.5.})$$

La procédure de test DF permet de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire dans un processus autorégressif d'ordre 1 connu. Le test DF consiste à tester l'inégalité $|\theta| < 1$ dans les équations (A.3.), (A.4.) et (A.5.). L'hypothèse de marche au hasard ou d'existence de racine unitaire implique $\theta=1$. Cette hypothèse est testée à l'aide de la statistique de Student du coefficient qui, sous l'hypothèse nulle, suit une distribution non standard. Par ailleurs, il est possible de tester les hypothèses nulles jointes ($\mu=0$ & $\theta=1$) ; ($\mu=\varphi=0$ & $\theta=1$) et ($\varphi=0$ & $\mu=1$). Les lois de ces distributions sont tabulées par les auteurs de ces tests.

La conclusion du test sous l'hypothèse nulle est alors :

$|\theta| = 1$: la série est au moins intégrée d'ordre un et possède une racine unitaire ;
 $|\theta| < 1$: la série est stationnaire et elle suit un processus I(0).

Dans la pratique, l'application des tests de Dickey-Fuller (DF) se base sur les trois modèles successifs (équations (A.3.), (A.4.) et (A.5.)), puisque l'ajout d'une simple constante et d'un trend d'intemporel permet d'augmenter la puissance du test. Certaines études éludent l'application du test sans constante et sans trend.

Source : De La Pallière

Annexe 3: Les tests de Dickey-Fuller Augmentés (DFA)

Un problème subsiste lors de l'application des tests DF, car les hypothèses sur les erreurs ε nécessaires pour rendre la série stationnaire sont rarement vérifiées. Entre autres, la procédure DF ne s'applique pas lorsque les erreurs sont autocorrélées. C'est pourquoi, les auteurs ont généralisé leur méthodologie à des séries chronologiques admettant une représentation autorégressive d'ordre p inconnu. Dans ce cas, les erreurs admettent un processus autorégressif d'ordre $p-1$ qui est stationnaire. Cette procédure s'appelle tests de Dickey Fuller Augmentés (DFA). Les tests DFA sont fondés sur l'estimation des Moindres Carrés Ordinaires et présentés par les trois équations suivantes :

$$X_t = \theta^* X_{t-1} + \sum_{j=2}^p \Phi_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et sans constante} \quad (\text{A.6.})$$

$$X_t = \mu + \theta^* X_{t-1} + \sum_{j=2}^p \Phi_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et avec constante} \quad (\text{A.7.})$$

$$X_t = \mu + \varphi t + \theta^* X_{t-1} + \sum_{j=2}^p \Phi_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t : \text{processus avec trend et avec constante} \quad (\text{A.8.})$$

Alors que pour les tests DF, il s'agissait de tester l'hypothèse nulle de la racine unitaire telle que $\theta = 1$ contre $\theta < 1$, les tests DFA pose l'hypothèse $\theta^*=0$ contre $\theta^* < 0$.

$|\theta^*| = 0$: la série est au moins intégrée d'ordre un et possède une racine unitaire ;
 $|\theta^*| < 0$: la série est stationnaire et elle suit un processus I(0).

Les tests DF ne sont applicables que sous l'hypothèse restrictive selon laquelle les erreurs suivent un processus de bruit blanc. Lorsque ce n'est pas le cas, il faut avoir recours à la procédure des tests DFA ou encore aux tests de Phillips et Perron (PP). Ces tests corrigent les statistiques originelles de Dickey et Fuller par une procédure non paramétrique et prennent en compte l'autocorrélation et / ou l'hétéroscédasticité des erreurs sans toutefois spécifier le processus qui les engendre. Comme les hypothèses relatives à ces erreurs sont moins contraignantes, les tests DFA sont plus puissants et cela explique qu'ils sont aujourd'hui effectués systématiquement. Dans la pratique, on applique également les trois processus décrits par les équations (A.6.), (A.7.) et (A.8.).

Source : De La Pallière

Annexe 4 : Les tests de Phillips-Perron (PP)

La procédure des tests de Phillips et Perron se déroule en 2 étapes :

1/ l'estimation d'un modèle autorégressif du premier ordre X_t correspondant à l'une des trois régressions ci dessous, par les MCO et le calcul des statistiques associées :

$$X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et sans constante} \quad (\text{A.3.})$$

$$X_t = \mu + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus sans trend et avec constante} \quad (\text{A.4.})$$

$$X_t = \mu + \varphi (t - T/2) + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t : \text{processus avec trend et constante} \quad (\text{A.9.})$$

2/ le calcul des statistiques transformées de Phillips et Perron :

Il fait intervenir une correction non paramétrique de l'éventuelle autocorrélation des résidus de la régression, cette correction nécessite la détermination des estimateurs convergents σ_ε^2 (variances des résidus) et σ^2 (variance dite de long terme). Les statistiques transformées de Phillips et Perron sont :

$$Z_t = \left(\frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_{Tq}} \right) t - \left(\frac{1}{2} \right) \left(\sigma_{Tq}^2 - \sigma_\varepsilon^2 \right) \left[\sigma_{Tq} \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T X_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \right]^{-1} \quad (\text{A.10})$$

$$Z_t = \left(\frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_{Tq}} \right) t - \left(\frac{1}{2} \sigma_{Tq} \right) \left(\sigma_{Tq}^2 - \sigma_\varepsilon^2 \right) \left[T^{-2} \sum_{t=1}^T (X_{t-1} - \bar{X}(-1))^2 \right]^{-\frac{1}{2}} \quad (\text{A.11})$$

$$Z_t = \left(\frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_{Tq}} \right) t - \left(\frac{T^3}{4\sqrt{3D_Y^{1/2}}} \right) \left(\sigma_{Tq}^2 - \sigma_\varepsilon^2 \right) \quad (\text{A.12.}) \text{ où :}$$

$$D_Y = \det[Y'Y] = \left(\frac{T^2}{T^2 - 1} \right) \sum_{t=1}^T X_{t-1}^2 - T \left(\sum_{t=1}^T t X_{t-1} \right)^2 + T(T+1) \sum_{t=1}^T t X_{t-1} \sum_{t=1}^T X_{t-1} - \left(\frac{T(t+1)(2T+1)}{6} \right) \left(\sum_{t=1}^T X_{t-1} \right)^2$$

- la variance des résidus : $\sigma_\varepsilon^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(\varepsilon_t^2)$

- la variance de long terme : $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum E(S_T^2)$ avec $S_T = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$

- l'estimateur de Newey et West : $\sigma_{Tq}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{t=1}^q \omega(\tau, q) \sum_{t=\tau+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau}$

Source : Perron (1988), pour plus de détails se référer à De La Pallière (1997)

Annexe 5 : La cointégration et les tests de cointégration selon Engle et Granger

Soit l'équation : $Z_t = X_t - a - b Y_t$ (A.13.)

Deux variables (X et Y) sont dites cointégrées si elles ne sont pas stationnaires prises individuellement, et s'il existe une combinaison linéaire des variables qui est stationnaire. La combinaison linéaire correspond à la régression de cointégration suivante :

$$X_t = a + bY_t + Z_t$$
 (A.14.)

Le test de cointégration revient à opérer un test de racine unitaire sur les résidus de l'équation de cointégration. Ce test est fondé sur le même principe que les tests de stationnarité. On utilise la régression (A.15.) qui décrit un modèle sans trend et sans constante :

$$Z_t = \psi Z_{t-1} + \xi_t$$
 (A.15.)

La méthodologie des tests de DF, DFA et Phillips & Perron peut être appliquée comme vu précédemment. Le test se déroule dans les conditions suivantes :

- $|\psi| = 1$: la série Z_t possède une racine unitaire et X_t et Y_t ne sont pas cointégrées.
- $|\psi| < 1$: la série Z_t est stationnaire et l'hypothèse de cointégration est acceptée

Annexe 6 : La non-stationnarité des séries des cours au comptant à l'échéance et à terme par rapport à l'échéance

Tableau A.1 : période 1853-1869

Tests		DF		DFA (4 retards)		PP (4 retards)	
Processus		Sans Trend	Avec Trend	Sans trend	Avec Trend	Sans Trend	Avec Trend
Rente 3%	S _T	-5,2567*	-5,1970*	-5,8504*	-5,7173*	-5,1632*	-5,1115*
	F _{t-1}	-4,8634*	-4,7382*	-5,5899*	-5,4066*	-4,8603*	-4,7425*
	F _{t-7}	-4,7888*	-4,6812*	-5,7667*	-5,5878*	-4,7722*	-4,6760*
	F _{t-14}	-5,3626*	-5,2962*	-5,7336*	-5,5206*	-5,1688*	-5,0996*
	F _{t-21}	-5,0274*	-4,9269*	-5,9870*	-5,7755*	-4,9629*	-4,8670*
	F _{t-28}	-5,3957*	-5,3042*	-6,1579*	-5,9866*	-5,3159*	-5,2283*
Société Générale Du Crédit Mobilier	S _T	-1,4492	-2,2757	-1,4724	-2,1923	-1,4558	-2,2989
	F _{t-1}	-1,3642	-2,1908	-1,3926	-2,1089	-1,4274	-2,2615
	F _{t-7}	-1,5102	-2,2740	-1,4440	-2,0907	-1,4465	-2,2340
	F _{t-14}	-1,5779	-2,3242	-1,3513	-1,9787	-1,5205	-2,2879
	F _{t-21}	-1,4808	-2,2354	-1,3271	-1,9542	-1,4614	-2,2308
	F _{t-28}	-1,4621	-2,2055	-1,2896	-1,9003	-1,4057	-2,1667
Crédit Foncier De France	S _t	-0,8105	-3,2648	-0,3558	-3,2226	-0,6640	-3,1557
	F _{t-1}	-0,4598	-3,0830	+0,0247	-3,1880	-0,3317	-3,0080
	F _{t-7}	-0,6238	-3,1424	+0,07406	-3,1993	-0,4058	-2,9734
	F _{t-14}	-0,6224	-3,0235	-0,1507	-3,4036	-0,4795	-2,9381
	F _{t-21}	-0,6808	-2,9372	-0,2791	-3,3807	-0,6134	-2,9212
	F _{t-28}	-0,7773	-3,0436	-0,3184	-3,4234	-0,6629	-2,9742
Orléans	S _t	-1,7663	-3,0054	-1,0189	-2,2325	-1,6132	-2,8965
	F _{t-1}	-1,6753	-2,8784	-1,2126	-2,3527	-1,5530	-2,7898
	F _{t-7}	-1,6480	-2,8516	-1,1181	-2,2323	-1,5343	-2,7705
	F _{t-14}	-1,7116	-2,8659	-1,1226	-2,1755	-1,5331	-2,7249
	F _{t-21}	-1,8760	-2,9657	-1,1261	-2,1565	-1,5878	-2,7188
	F _{t-28}	-1,9158	-3,0137	-1,0788	-2,1322	-1,5631	-2,7132
Nord	S _t	-2,6866	-4,9069*	-1,8818	-4,2897*	-2,4556	-4,9741*
	F _{t-1}	-2,3551	-4,2565*	-1,6660	-3,8775*	-2,2267	-4,3569*
	F _{t-7}	-2,3011	-4,1516*	-1,6975	-3,9803*	-2,2034	-4,2843*
	F _{t-14}	-2,3249	-4,3766*	-1,7136	-4,1420*	-2,1829	-4,4861*
	F _{t-21}	-2,4114	-4,5320*	-1,6791	-3,9411*	-2,1814	-4,5599*
	F _{t-28}	-2,3252	-4,5898*	-1,7371	-4,1301*	-2,0651	-4,6178*

Seuil : -2,89 -3,45 -2,89 -3,45 -2,89 -3,45

Tableau A.2.: période 1870-1911

Tests	Processus	DF		DFA (4 retards)		PP (5 retards)	
		Sans Trend	Avec Trend	Sans trend	Avec Trend	Sans trend	Avec Trend
Rente 3%	S _T	-0,9958	-1,3877	-0,9820	-1,4943	-1,0413	-1,5343
	F _{t-1}	-1,2098	-2,2317	-0,9467	-1,7259	-1,0246	-1,8747
	F _{t-7}	-1,1126	-1,9770	-0,9551	-1,7876	-1,0244	-1,8108
	F _{t-14}	-1,2671	-2,3016	-1,0154	-1,8670	-1,0589	-1,8937
	F _{t-21}	-1,0502	-1,9337	-0,9660	-1,7941	-0,9895	-1,8327
	F _{t-28}	-1,0923	-2,0267	-0,9871	-1,8366	-1,0039	-1,8713
	Société Générale Du Crédit Mobilier	S _T	-1,5190	-1,3688	-1,5097	-1,3155	-1,5596
F _{t-1}		-1,5389	-1,3922	-1,4380	-1,2184	-1,5657	-1,4135
F _{t-7}		-1,5279	-1,3798	-1,5105	-1,3213	-1,5632	-1,4099
F _{t-14}		-1,5490	-1,4048	-1,4524	-1,2657	-1,5687	-1,4178
F _{t-21}		-1,5373	-1,3879	-1,4773	-1,2946	-1,5558	-1,3991
F _{t-28}		-1,5881	-1,4433	-1,4618	-1,2763	-1,5704	-1,4150
Crédit Foncier De France		S _t	-2,7155	-2,4906	-1,5169	-1,6035	-2,7302
	F _{t-1}	-2,7425	-2,5191	-1,5317	-1,6180	-2,7561	-2,5453
	F _{t-7}	-2,6386	-2,4128	-1,5962	-1,7060	-2,6616	-2,4561
	F _{t-14}	-2,6038	-2,3649	-1,5861	-1,6804	-2,6384	-2,4312
	F _{t-21}	-2,6560	-2,4607	-1,5873	-1,6548	-2,6611	-2,4701
	F _{t-28}	-2,6786	-2,5068	-1,5897	-1,6561	-2,6535	-2,4667
	Orléans	S _t	-1,5099	-1,4023	-1,3093	-0,5502	-1,3879
F _{t-1}		-1,5226	-1,4284	-1,3164	-0,5641	-1,3898	-0,9668
F _{t-7}		-1,5790	-1,5472	-1,3223	-0,5410	-1,4146	-0,9779
F _{t-14}		-1,4854	-1,3029	-1,3237	-0,6339	-1,3959	-0,9646
F _{t-21}		-1,5649	-1,5424	-1,3659	-0,5624	-1,4050	-1,0106
F _{t-28}		-1,5439	-1,4616	-1,3599	-0,5686	-1,4093	-1,0006
Nord		S _t	-1,6582	-1,5298	-1,4625	-1,3589	-1,6281
	F _{t-1}	-1,6649	-1,5527	-1,4686	-1,3481	-1,6313	-1,4662
	F _{t-7}	-1,6930	-1,6399	-1,4941	-1,4080	-1,6434	-1,5146
	F _{t-14}	-1,6440	-1,5175	-1,5108	-1,4781	-1,6369	-1,5106
	F _{t-21}	-1,6909	-1,7108	-1,5055	-1,2905	-1,6116	-1,5260
	F _{t-28}	-1,7505	-1,8392	-1,5167	-1,3114	-1,6254	-1,5531
	Crédit Lyonnais	S _t	-0,2424	-1,8529	+0,5931	-1,4231	+0,1720
F _{t-1}		-0,3362	-1,9485	+0,5029	-1,4760	+0,1243	-1,5104
F _{t-7}		-0,2073	-1,7937	+0,5427	-1,4702	+0,1559	-1,4558
F _{t-14}		-0,4543	-1,9903	+0,4336	-1,5553	-0,0836	-1,6315
F _{t-21}		-0,5447	-2,0832	+0,3997	-1,5866	-0,0979	-1,6407
F _{t-28}		-0,5004	-2,0208	+0,3954	-1,5888	-0,1040	-1,6315
Canal Maritime De Suez		S _t	-0,5830	-5,3836*	+0,0946	-3,7897*	-0,2147
	F _{t-1}	-0,5599	-5,3288*	+0,1019	-3,7873*	-0,1931	-5,1010*
	F _{t-7}	-0,3607	-4,1906*	+0,1002	-3,8591*	-0,2401	-4,2148*
	F _{t-14}	-0,4084	-4,0099*	-0,0429	-3,8275*	-0,3283	-4,0877*
	F _{t-21}	-0,4620	-4,2919*	-0,0819	-3,9814*	-0,3453	-4,3209*
	F _{t-28}	-0,4799	-4,3991*	-0,1355	-3,8176*	-0,3355	-4,3565*
	Seuil :		-2,89	-3,45	-2,89	-3,45	-2,89

Bibliographie

ARBULU P. (1998), *Le marché parisien des actions au XIX^{ème} siècle : performance et efficience d'un marché émergent*, Thèse de doctorat en sciences de gestion, mention Finance, Université d'Orléans

ARBULU P. (1998), « La Bourse de Paris au 19^{ème} siècle : L'exemple d'un marché émergent devenu efficient », *Revue d'Economie Financière* n°49, pp.213-249

ARBULU P., VASLIN J-M., (1999), « Le Financement des infrastructures de la Bourse de Paris au 19^{ème} siècle », *Revue d'Economie Financière* n°51, pp.27-44

BACHELIER L., (1900), *Théorie de la spéculation*, Paris

BACHELIER L., (1924), *Le jeu, la chance et le hasard*, Paris

BEDE J.A., (1959), « The Secrets Of The Bourse According To Balzac And Zola », *American Society Legion of Honor Magazine*, n°3, pp.165-177

BERTRAND G., (1970), *Les banques en France au XIX^{ème} siècle*, Paris

BHATTACHARYA A.K., RAMJEE A., RAMJEE B., (1986), « The Causal Relationship Between Futures Price Volatility And The Cash price Volatility Of GNMA Securities », *Journal of Futures Markets*, Vol.6 (1), pp.29-40

BIGMAN D., GOLDFARB D., SCHECHTMAN E., (1983), « Futures Market Efficiency And The Time Of The information Sets », *Journal of Futures Markets*, Vol.3 (3), pp.321-334

BILSON J.F.O., (1981), « The 'Speculative Efficiency' Hypothesis », *Journal of Business*, Vol.54(3), pp.435-452

BOBOEUF P-A-F., (1864), *Marchés à Terme, pétition adressée au sénat par M. Boboeuf pour rendre obligatoire les marchés à terme*, Paris, Charles de Mourgues Frères

BOUCHARY J., (1951), « La Bourse et la presse d'opinion, des origines à la fin du XIX^{ème} siècle », *L'Echo de la Finance*

BRESSON J., (1826), *De la liquidation des marchés à terme à la Bourse de Paris*, Paris Bachelier

BRESSON, (1830), *Des fonds Publics*, Paris

CLUZEAU A., (1931), *La question des Bourses de Commerce et des marchés à terme : les Bourses de commerce et leur utilité - Marchés à Terme - Opérations fermes et à primes - Nécessité de la spéculation - Les marchés des blés à Paris - Réflexions sur l'ingérence des pouvoirs publics*, Imprimerie de la "Cote Bodenheimer", Paris

DE LA PALLIERE N., (1997), *Le marché à terme des contrats PIBOR 3 mois*, thèse de doctorat de l'Université de Rennes I

DIGNE R., (1928), *Le marché à terme des rentes françaises, les transactions à terme en rentes françaises jusqu'en 1914*, Paris

DUPUIS R., (1993), *Efficience de marché et cointégration : le prix du contrat à terme CAC 40 est-il un estimateur sans biais du prix de l'indice à l'échéance ?*, Mémoire de recherche de DEA, Université d'Orléans

FAMA E.F., (1970), « Efficient Capital Markets : A Review Of Theory And Empirical Work », *Journal of Finance*, Vol.25(2), pp.383-417.

FAMA E.F., (1976), « Efficient Capital Markets : Reply », *Journal of Finance*, Vol.3(4), pp.361-377

FAMA E.F., (1991), « Efficient Capital Markets : II », *Journal of Finance* Vol.46, pp.1575-1617

FORSYTHE R., PALFREY T.R., PLOTT C.R., (1984), « Futures Markets And Informational Efficiency : A Laboratory Examination », *Journal of Finance*, Vol.35 (4), pp.955-981

GLARNER R., (1924), *Opérations au comptant et à terme. Ferme – Primes – Echelles – Parquet – Coulisserie – Composition des groupes – Usages – Couvertures – Courtages – Impôts – Expressions courantes – Définitions ..etc...*, Paris

GOLDENBERG D.H., (1986), « Sample Path Properties Of Futures Prices », *Journal of Futures Markets*, Vol.6 (1), pp.127-140

HAKKIO C., RUSH M., (1989), « Market Efficiency & Cointegration : An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets », *Journal of International Money and Finance* Vol.8, pp.75-88

JOHANSEN S. (1991) « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, 59, pp.1551–1580.

JOHANSEN S. (1995), « Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models », *Oxford University Press*.

JOHANSEN S., JUSELIUS K. (1990) « Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with applications to the demand for money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169–210.

KAMARA A., (1984), « The Behavior Of Futures Prices : A Review Of Theory And Evidence », *Financial Analysts Journal* Vol 40 (4), pp.68-75

KINDLEBERGER C., (1994), *Histoire mondiale de la spéculation financière, Finance, éthique, confiance*, Éditions P.A.U.

KOLB R.W., JORDAN J.V., GAY G.D., (1983), « Futures Prices And Expected Future Spot Prices », *Review Of Futures Markets*, Vol.2 (1), pp.110-123

LAI K.S., LAI M., (1991), « A Cointegration Test for Market Efficiency », *The Journal Of Futures Markets*, vol.11, pp.567-575

LAMST, (1857), *Manuel de la Bourse*, 17^e édition, E. DUCROCQ

LEVAIN J., VERLEY P., (1987), « L'enquête sur les Agents de Change et le marché financier parisien au XIX^e siècle », Paris, Institut d'Histoire économique et sociale de Paris-I, Recherches et travaux, bulletin n°16, pp.67-75

MA C.K., DARE W.H., DONALDSON D.R., (1990), « Testing Rationality In Futures Markets », *Journal of Futures Markets*, Vol.10 (2), pp.137-152

MABERLY E.D., (1985), « Testing Futures market Efficiency – A Restatement », *Journal of Futures Markets*, Vol.5 (3), pp.425-432

MANDELBROT B., (1972), « Correction Of An Error In 'The Variation Of Certain Speculative Prices' (1963) », *Journal of Business*, Vol.45 (4), pp.542-543

MARTIN L., GARCIA P., (1981), « The Price-Forecasting Performance of Futures Markets for Live Cattle and Hoogs : A Disaggregated Analysis », *American Journal Of Agricultural Economics*, vol.63, pp.209-232

MARTIN S.A., SPAHR R.W., (1983), « Futures Market Efficiency As A Function Of Market Speculation », *Review of Futures Markets*, Vol.2 (3), pp.314-328

PROUDHON P.J., (1857), *Manuel du spéculateur à la Bourse*, 5^e édition, Garnier Frères

ROURE F., (1992), *Stratégies Financières sur le MATIF et le MONEP*, Ed. Gestion Economica

ROUSSELET O., (1904), *Science de la Bourse - Manuel du spéculateur et du capitaliste*, Et. ROUSSEL (pseudonyme), Paris

ROUSSELET O., (1913), *Méthode de l'écart (Terme et Comptant)*, Paris

SHEN C-H., WANG L-R., (1990), « Examining The Validity Of A Test Of Futures Market Efficiency : A Comment », *Journal of Futures Markets*, Vol.10 (2), pp.195-196

VASLIN J.M. (1999), *Le marché des rentes françaises au 19^{ème} siècle et la crédibilité financière de l'Etat*, Thèse de doctorat en sciences de gestion, mention Finance, Université d'Orléans

VIAENE A., (1998), « L'Efficience des marchés à prime de la Bourse de Paris au 19^{ème} siècle : une évaluation empirique », présentation colloque AFFI, ESA – Université de Lille 2