

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

MICHEL ALBOUY

A. SINANI

L'efficienc e des bourses de province françaises

Journal de la société statistique de Paris, tome 122, n° 4 (1981), p. 200-214

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1981__122_4_200_0

© Société de statistique de Paris, 1981, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

II

ARTICLES

L'EFFICIENCE DES BOURSES DE PROVINCE FRANÇAISES

Michel ALBOUY

Professeur associé à l'Institut d'études commerciales, Université de Grenoble II

A. SINANI

Docteur 3^e cycle Sciences de gestion, Université de Grenoble II

L'objet de cet article est de rendre compte des résultats d'une étude visant à tester l'efficience des bourses de province françaises sous sa forme faible. Deux échantillons ont été constitués :

- l'un sur la bourse de Lyon comprenant 30 valeurs avec des observations journalières,*
- l'autre représentatif des six bourses régionales françaises comprenant 50 valeurs avec des observations hebdomadaires.*

Si certains résultats confirment l'hypothèse de l'indépendance des variations de cours, d'autres tests semblent révéler une certaine dépendance, surtout au non-changement.

The paper gives accounts of the results of a study meant to assess the efficiency of stock exchanges in French provinces in its weak form. Two samples were realized :

- the first one is made from the stock exchange in Lyon including 30 shares with daily quotations,*
- the other one represents six French regional stock exchanges including 50 shares with weekly quotations.*

If some results confirm the assumption that quotation variations are independent, other tests seem to reveal they are dependent, mostly on the no-change.

Der Zweck des vorstehenden Artikels ist die Tätigkeit der französischen Provinz börsen zu studieren. Zwei « Muster » wurden konstruiert : eines über die Börse von Lyon, das zehn Werte umfasst, deren tägliche Entwicklung studiert wird.

Das andere Beispiel umfasst sechs französische Provinzbörsen mit fünfzig Wertpapieren, deren wöchentliche Schwankungen untersucht werden. Wenn gewisse Resultate die Hypothese einer Unabhängigkeit der Kursschwankungen bestätigen, andere Resultate scheinen eine gewisse Abhängigkeit besonders der Stabilität der Kurse zu beweisen.

Le thème de l'efficience du marché financier a donné naissance à tout un courant de recherches et l'hypothèse de la « Random walk » a fait l'objet de nombreux tests sur des marchés de dimensions internationales ou nationales, aux États-Unis et en Europe. Cependant peu de chercheurs se sont intéressés jusqu'à présent, à notre connaissance, à l'étude statistique des marchés étroits que sont les bourses de province françaises. Or, ces petites places financières jouent un rôle non négligeable en France, dans la mesure où elles servent souvent de « jardin d'acclimatation » à des entreprises régionales de taille

moyenne et à forte croissance. Aussi, à l'heure où les pouvoirs publics se préoccupent des problèmes de financement des petites et moyennes entreprises il nous a paru utile, compte-tenu de l'importance pratique et théorique de l'hypothèse de la « marche au hasard », de nous intéresser au fonctionnement des bourses de province françaises. Le propos de cet article est de rendre compte des résultats de cette étude réalisée sur deux échantillons de titres cotés en province de 1975 à 1978 inclus et de comparer ces résultats avec ceux obtenus sur les autres marchés généralement plus larges.

Cet article comprend deux parties. La première expose la méthodologie suivie pour la collecte et le traitement des données. A cet effet, nous discuterons les critères de sélection des valeurs retenus et les deux échantillons ainsi constitués, l'un sur la bourse de Lyon et l'autre représentatif des six bourses régionales françaises. Dans une deuxième partie, nous présenterons nos résultats qui concernent les distributions de probabilité des taux de rendement ainsi que l'hypothèse d'indépendance des variations de cours. Rappelons à cet égard que le modèle de la marche au hasard implique les deux hypothèses suivantes :

- les variations successives de cours sont indépendantes entre elles,
- les variations de cours obéissent à une certaine loi de probabilité stable dans le temps.

1. LES BASES DE LA RECHERCHE : DONNÉES ET MÉTHODES

Deux échantillons de titres de taille différente ont été sélectionnés pour cette recherche : l'un comportant uniquement des valeurs cotées à Lyon, l'autre représentatif de l'ensemble des six bourses régionales françaises. Pour l'échantillon de Lyon les cours journaliers ont été relevés, pour celui de l'ensemble des bourses régionales il s'agit des cours hebdomadaires.

1.1. *Les critères de sélection des valeurs*

Le choix de nos deux échantillons n'a pas été fait de façon aléatoire, car une sélection au hasard aurait pu retenir des valeurs dont les cotations sont souvent suspendues et nous aurions eu, de ce fait, des séries de cours extrêmement réduites. Plusieurs critères de sélection ont été utilisés pour construire nos deux échantillons :

- choisir des actions cotées sur l'ensemble de la période étudiée : du 2 janvier 1975 au 29 décembre 1978 pour l'échantillon de Lyon, et du 5 janvier 1973 au 29 décembre 1978 pour l'échantillon des six bourses de province;
- assurer dans toute la mesure du possible la représentativité des différents secteurs de la cote;
- considérer en priorité les valeurs les plus importantes en termes de capitalisation boursière et de volume de transactions. Nous avons retenu, cependant, sur la bourse de Lyon une dizaine de valeurs de taille modeste dans le but de comparer leur comportement à celles qualifiées de « vedettes ».

1.2. *L'échantillon de la bourse de Lyon*

Nous avons sélectionné un échantillon de trente valeurs ⁽¹⁾ avec des observations journalières pour chacun des titres. Le nombre de données par action varie de 660 à 1 002; ceci est le résultat d'une discontinuité fréquente dans les cotations. Ce phénomène existe sur tous les marchés mais particulière-

1. La liste des valeurs est disponible auprès des auteurs.

ment sur les marchés étroits, où « il faut souvent attendre plusieurs jours l'arrivée d'ordres dans les deux sens pour équilibrer le marché et avoir ainsi un cours » [12]. Sur la bourse de Lyon, seuls quelques titres sont cotés presque tous les jours, ce sont les valeurs « vedettes », les autres n'ont qu'une cotation périodique. Dans notre échantillon une seule société a été cotée tous les jours durant la période étudiée. Enfin, les deux seules sociétés cotées à terme à Lyon ont été retenues ce qui porte à 28 le nombre de sociétés cotées au comptant dans notre échantillon. Contrairement à certains travaux nous n'avons pas reconstitué à l'aide d'interpolations linéaires des prix pour les données manquantes car d'une part rien ne dit que de tels prix estimés auraient été effectivement cotés et d'autre part de telles pratiques augmentent la dépendance entre la variation de prix successifs.

La capitalisation boursière de cet échantillon représente 78 % de celle de la bourse de Lyon en 1975 et 75 % en 1978. Certains secteurs — malgré nos précautions — sont fortement représentés : les banques et sociétés financières (32 % de la capitalisation de l'échantillon en 1975) et les sociétés foncières et immobilières (28 %) alors que ces deux compartiments ne comptent que cinq sociétés dans notre échantillon. A l'inverse les 13 sociétés retenues et appartenant aux secteurs de l'alimentation et des produits chimiques ne représentent ensemble que 21 % de la capitalisation de l'échantillon en 1975. Enfin, à titre d'illustration de la concentration du marché lyonnais, signalons que trois sociétés (lyonnaise de dépôts, Rue Impériale, et Cofradel) représentent, en moyenne sur la période, à elle seules plus de la moitié de la capitalisation boursière et du volume de transactions.

1.3. *L'échantillon de l'ensemble des bourses régionales*

Depuis 1972, la Compagnie des agents de change calcule un indice hebdomadaire à partir d'un échantillon couvrant les six bourses de province françaises. Ainsi, nous avons estimé qu'il était tout indiqué de bâtir notre échantillon à partir de celui de la Compagnie des agents de change en retenant les valeurs qui répondent à nos critères. Au total, 50 sociétés ont été retenues ⁽²⁾.

Seules cinq valeurs ont été cotées régulièrement sur toute la période étudiée. Cependant, si ces données sont hebdomadaires, dans la réalité la période d'observation de base est supérieure à une semaine pour la quasi-totalité des titres. C'est la raison pour laquelle certaines séries de prix sont très courtes, bien que la période considérée, six ans, soit relativement longue. Le nombre de données par action varie de 184 à 305.

La répartition des 50 valeurs de notre échantillon selon leur place de cotation est la suivante :

— Bordeaux	5
— Lille	11
— Lyon	11
— Marseille	8
— Nancy	11
— Nantes	4
	—
Total	50

La capitalisation boursière de l'échantillon comparée à celle des secteurs représentés est égale à 51 % fin 1973 et 47 % fin 1978. Alors qu'en terme de nombre de valeurs, les pourcentages pour 1973 et 1978 s'élèvent respectivement à 21 % et 24 %.

2. La liste des valeurs est disponible auprès des auteurs.

Trois secteurs paraissent « sur-représentés », aussi bien en valeurs, qu'en capitalisation boursière, comme le montre le tableau suivant :

N° du compartiment	Secteurs	% de la capitalisation des sociétés de l'échantillon par rapport à la capitalisation totale des bourses		Nombre de sociétés
		1973	1978	
2	Banques et Sociétés financières	19	17,8	4
3	Sociétés foncières et immobilières	15,1	13,7	3
6	Alimentation-Brasserie	19,1	21,5	12
	Total	53,6	53	19

Il est intéressant d'étudier la représentativité de l'échantillon, par place financière, d'un triple point de vue : capitalisation boursière, volume de transaction et nombre de valeurs. En ce qui concerne ce dernier, il ressort que quelle que soit la bourse considérée, le rapport échantillon-bourse est en moyenne de 25 %. Par contre, en ce qui concerne la capitalisation boursière de chacun des six sous-échantillons, elle est égale, en moyenne, à 50 % de celle de chacune des bourses. Il en est de même pour le volume de transaction, à l'exception, cependant, de la bourse de Bordeaux dont le pourcentage est en moyenne voisin de 40 %. Quant à la bourse de Nantes, ce pourcentage dépasse largement les 50 %, bien qu'elle ne soit représentée que par quatre valeurs.

De plus, et contrairement à l'échantillon de la bourse de Lyon, il n'existe pas dans cet échantillon une très grande disparité quant à la taille et à l'activité des sociétés.

1.4. Ajustement et traitement des données

Le fichier des cours a été établi à partir des sources d'informations suivantes :

- la cote officielle de la Compagnie des agents de change pour la cotation hebdomadaire des 50 actions régionales;
- les documents officiels, servant à l'impression de la cote officielle de la bourse de Lyon, pour la cotation journalière des 30 actions de la place de Lyon.

L'ensemble du fichier contient plus de 40 000 données sans compter les dividendes et les modifications de capital. Comme il se doit ces données ont été ajustées pour tenir compte des modifications de capital : augmentations de capital en numéraire ou par incorporation de réserves, distribution d'actions gratuites, regroupement de titres, divisions de titres, etc.

L'ensemble des tests statistiques dont les résultats font l'objet de la deuxième partie de cet article ne sont pas appliqués aux cours eux-mêmes, mais plutôt aux taux de rendement successifs mesurés par la différence des logarithmes népériens des cours ajustés. Notre variable d'étude est donc :

$$R_t = \text{Log} (P_t + D_t) - \text{Log} (P_{t-1})$$

P_t et D_t représentent respectivement le cours ajusté et le dividende. L'intérêt d'une telle mesure est, comme le rappelle Levasseur [10], de neutraliser en partie la relation existante entre la volatilité des variations de cours et le niveau des cours mise en évidence par Moore [13]. Enfin, et sans nous étendre sur les autres avantages de cette mesure, le fait de l'utiliser dans cette étude nous permettra de pouvoir comparer nos résultats à ceux obtenus sur les autres marchés financiers.

En conclusion, il convient de souligner l'ampleur du travail ⁽³⁾ de données collectées manuellement compte tenu de l'inexistence de fichiers informatisés, encore à l'heure actuelle, pour les bourses de

3. Ce travail revient en totalité à A. SINANI dans le cadre de sa thèse de doctorat de 3^e cycle Sciences de Gestion « Contribution à l'étude de l'efficacité des marchés financiers : le cas des bourses de province françaises », dirigée par M. ALBOUY, Université Grenoble II, 1980.

province. Cependant il faut noter que nos échantillons sont beaucoup plus réduits que ceux de Fama [5] (de 1 200 à 1 700 observations), ce qui constitue certainement une limite à notre étude. Rappelons que nos séries de cours sont de 660 à 1 002 observations pour la bourse de Lyon (pour 30 valeurs), et de 184 à 305 observations pour les 50 valeurs des bourses représentatives des bourses de province.

2. LES PRINCIPAUX RÉSULTATS DE LA RECHERCHE

Cette partie a pour objet de présenter les principaux résultats obtenus à partir des différents tests statistiques appliqués à nos deux échantillons retenus. Nous essayerons de vérifier, dans un premier temps, la première hypothèse de la marche au hasard stipulant que les séquences des rentabilités des titres obéissent à une certaine loi de probabilité stable. Nous tenterons de spécifier la distribution des probabilités des rendements des actions et de la comparer à celles obtenus sur les autres marchés internationaux. Enfin, l'hypothèse de la « marche au hasard » sera testée, c'est-à-dire que nous vérifierons que les rentabilités futures des titres ne peuvent être prédites à partir des séries de variations des cours historiques (⁴).

2.1. Résultats concernant les distributions des taux de rendement

a) Panorama des travaux empiriques réalisés :

Si l'hypothèse d'indépendance des variations de cours a été largement étudiée et a fait l'objet de nombreux travaux empiriques, il n'en est pas de même pour celle ayant trait à la distribution de ces variations, car depuis Bachelier [1] en 1900, on supposait que les variations successives des cours obéissaient à une loi normale et de ce fait le problème était résolu. Notons, cependant, que certains auteurs [14], [13], [9] ont bien remarqué le caractère leptokurtique de la distribution. Ce n'est que depuis que Mandelbrot [11] ait réfuté, en 1963, l'hypothèse de normalité au profit des lois stables de Pareto que les chercheurs se sont penchés sérieusement sur l'étude des distributions des rendements des titres. Les résultats ne vont pas toujours dans le même sens, puisque certains auteurs ont proposé d'autres types de distributions de probabilités dont l'évidence empirique semble cependant manquer. L'annexe 1 résume les principaux travaux réalisés.

b) Les résultats obtenus sur les bourses régionales françaises

Les quatre tests de normalité utilisés ont donné des résultats, en tout point semblables, aussi bien aux niveaux journalier qu'hebdomadaire. Le tableau A résume ces résultats (⁵).

Résumé des principaux résultats

Tests	Conclusions tirées
Analyse des fréquences données	<ul style="list-style-type: none"> • Sur les 80 distributions empiriques étudiées, aucune n'obéit à une loi normale : les proportions observées de variations de prix sont soit supérieures, soit inférieures à celles d'une loi normale. • Il n'existe pas de différence sensible entre la forme de la distribution des valeurs à échange élevé et celle à échange faible. (Nous avons séparé les 30 valeurs de l'échantillon de Lyon en deux catégories : celles à fort volume d'échange et à cotation fréquente et celles à faible volume d'échange). Ceci infirme l'hypo-

4. C'est l'efficiencia sous sa forme faible.

5. Nous exposons, dans ce tableau, uniquement les moyennes pour les deux échantillons.

Analyse des fréquences données	<p>thèse, souvent émise implicitement, selon laquelle la distribution des probabilités des valeurs « actives » est sensiblement différente de celle des valeurs à marché étroit.</p> <ul style="list-style-type: none"> ● La moyenne de la distribution des probabilités, par intervalles, n'est pas très différente de celles obtenues sur les autres places financières. En effet, la moyenne des fréquences observées entre 1 et 5 écarts-type est sensiblement comparable à celle obtenue, pour les mêmes intervalles, sur les autres bourses. La différence majeure réside au niveau de l'intervalle $\pm 0,5$ écart-type: la moyenne des fréquences observées, pour les trente valeurs de Lyon, s'élève à 67,62 % alors que sur les autres bourses, elle ne dépasse guère 50 % (38 % pour une loi normale). Ceci est le résultat de la présence de beaucoup de zéros dans les séries de variations des cours. ● Au niveau hebdomadaire, cette proportion tombe à 57,94 % et une douzaine de distributions se rapprochent beaucoup de la normalité.
« Étendue-normée »	<ul style="list-style-type: none"> ● Au niveau journalier, tous les titres sont considérés comme étant non-normaux même à un niveau de probabilité de 0,5 %. La moyenne des 30 coefficients est de 14,16 (contre 14,68 pour la bourse de Paris). ● Au niveau hebdomadaire, seuls 39 titres (sur 50) peuvent être considérés comme non-normaux avec le même risque d'erreur : 0,5 %. Le risque d'erreur associé au rejet de la normalité des 11 autres titres varie de 2 à 10 %. La moyenne des 50 coefficients est de 9,25 (contre 8,29 pour Paris et 10,29 pour Bruxelles). ● Nos résultats sont donc comparables à ceux obtenus ailleurs.
Coefficient de kurtosis	<ul style="list-style-type: none"> ● Au niveau journalier, les coefficients des différentes valeurs sont très élevés avec une moyenne générale de 15,54 (pour une loi normale, ce coefficient est égal à 3). Nos distributions sont donc très « pointues ». Mais dès qu'on passe aux variations hebdomadaires, le kurtosis moyen devient relativement peu élevé : 7,57 et comparable à ceux obtenus sur les autres marchés dits larges : 6,12 pour Paris; 7,8 pour Bruxelles et 4,9 pour New York. ● Pour certains titres, le coefficient de kurtosis est voisin de 1, cela montre le comportement quasi-gaussien de ces titres.
Méthodes graphiques d'Henri	<ul style="list-style-type: none"> ● Si au niveau journalier, toutes les courbes des titres sont considérées comme non-gaussiennes (elles prennent toutes la forme d'un S allongé, alors que pour une distribution normale elles doivent former une ligne droite) au niveau hebdomadaire, certaines courbes de valeurs se rapprochent beaucoup de la normalité. ● Cette méthode a été appliquée à des échantillons de valeurs de certains marchés financiers et a donné exactement le même type de courbes.

Il ressort des conclusions de ce tableau, qu'aucune série de rendements, aussi bien aux niveaux journalier qu'hebdomadaire, ne peut être considérée comme normale, bien qu'au niveau hebdomadaire, certaines séries se rapprochent beaucoup de la normalité. Au contraire, elles sont toutes caractérisées par un kurtosis et des queues assez importants particulièrement pour les données journalières. Or ceci est compatible avec l'hypothèse de Mandelbrot [11] concernant les lois stables de Pareto. Ce qui nous donne à penser que les distributions empiriques obéiraient plutôt aux lois stables paretiennes. Ces lois sont caractérisées par quatre paramètres dont le plus important est le coefficient caractéristique α , qui mesure l'importance de la déviation des lois stables de la loi normale. Il varie de 0 à 2 et prend la valeur 2 pour une loi normale.

Pour mesurer la déviation de nos distributions observées par rapport à la loi normale, nous avons donc estimé ce coefficient pour chacune de nos valeurs, à l'aide de trois méthodes : la méthode graphique d'Henri, celle de l'analyse d'étendue et enfin celle de Fama et Roll [6] basée sur les intervalles interfractiles.

Les différentes méthodes appliquées donnent des estimations de α comprises entre 1,1 et 1,99 avec une moyenne aux niveaux journalier et hebdomadaire respectivement de 1,75 et 1,89 pour la méthode graphique et 1,3 et 1,4 pour la méthode de Fama et Roll. Quant à celle de l'analyse d'étendue, elle a fourni des résultats aberrants pour certaines valeurs puisqu'ils dépassent largement 2 (valeur de α pour une loi normale).

Ces résultats sont, en tout point, comparables à ceux obtenus sur les autres marchés européens de taille modeste tel que le marché de Bruxelles par exemple.

Par contre, ils sont légèrement moins élevés que ceux obtenus sur les grands marchés, par exemple celui de New York.

La faiblesse des coefficients fournis par la méthode de Fama et Roll peut s'expliquer par le fait que cette méthode concerne uniquement les lois stables et symétriques, or la détermination du coefficient de symétrie pour chacune des 80 valeurs des deux échantillons, montre que toutes les distributions observées des rendements des titres sont plus ou moins fortement dissymétriques et les grandes variations positives sont sensiblement plus importantes que les grandes variations négatives pour la majorité des actions. C'est le phénomène connu de « tendance des prix à monter par grands sauts et s'effriter ensuite » [18] qui a été déjà signalé sur certains marchés et notamment celui de Paris. Il est très possible que cette dissymétrie soit le résultat des nombreux zéros existants dans les séries de variations des cours.

Enfin nous nous sommes penchés sur la deuxième caractéristique des lois stables et symétriques de Pareto : la stabilité. Deux méthodes ont été utilisées pour tester la stabilité : la première consiste à diviser la période étudiée en deux ou plusieurs sous-périodes et à comparer quelques paramètres, préalablement déterminés, de ces sous-périodes. Les tests de Student et de Fisher ont été employés pour voir si les résultats obtenus changent significativement d'une sous-période à l'autre. La seconde proposée par Fama et Roll consiste à comparer le coefficient caractéristique pour plusieurs intervalles d'observations pour voir s'il reste stable ou pas.

Compte tenu d'un intervalle de confiance de 95 %, la majorité des titres (17 au niveau journalier et 28 au niveau hebdomadaire) semblent être significativement non-stables en application de la première méthode. La proportion des séries significativement non-stables est de l'ordre de 50 % pour la seconde méthode.

Conclusion 1 : L'ensemble de ces résultats suggèrent que la distribution sous-jacente aux rendements des différents titres est :

- soit une distribution stable de Pareto à coefficient caractéristique α inférieur à 2 (titres dont les paramètres sont stables);
- soit un mélange de distributions stables à coefficient caractéristique α inférieur à 2 et avec des paramètres d'échelles (variances) différents.

Enfin, l'instabilité de la distribution semble mettre en cause l'une des hypothèses de la marche au hasard. Notons, cependant, que bien que la théorie exige la stabilité de la distribution, la quasi-totalité des chercheurs n'en ont pas tenu-compte car ils estiment que seule l'indépendance des variations des cours a une signification du point de vue investisseur, ainsi que l'explique Fama [5] « si l'indépendance est vérifiée au sens statistique du terme, alors du point de vue investisseur, le modèle de la marche aléatoire est une bonne approximation de la réalité, bien que les paramètres de la loi de probabilité de la distribution des variations de cours ne soient pas stationnaires ».

Voyons, maintenant, par conséquent la seconde hypothèse de la marche au hasard concernant l'indépendance des variations successives des cours.

2.2. Résultats concernant l'indépendance des variations des cours

Cinq tests paramétriques et non-paramétriques ont été utilisés pour tester l'indépendance des variations successives des prix et ont donné des résultats qu'on peut classer en deux catégories :

- ceux qui soutiennent l'hypothèse de l'efficiencia et qui sont, de plus, comparables à ceux obtenus sur les autres places financières et américaines;
- ceux qui la refusent et qui sont d'une part comparables aux résultats obtenus sur les bourses

européennes dites étroites et d'autre part différents de ceux obtenus sur les marchés de New York et de Londres.

a) *Résultats en faveur de l'indépendance*

Trois tests ont donné des résultats favorables à l'hypothèse de l'efficience, il s'agit des tests de corrélation sérielle, des différences de signe et des séquences totales. Ces tests constituent les outils fondamentaux pour tester l'efficience d'un marché et sont communément utilisés, mais ils ne sont, malheureusement, pas exempts de faiblesses.

Test de corrélation sérielle

Ce test a été appliqué à chacune des 80 séries de variation de cours et avec des décalages (lag) allant de 1 à 10 jours. Les tableaux 1 pour les données journalières et 2 pour les données hebdomadaires résumant nos résultats ainsi que ceux obtenus sur les autres marchés boursiers.

TABLEAU 1

*Corrélation sérielle : comparaison des principaux résultats obtenus sur différentes bourses.
Données journalières*

Bourse(s)	Auteur(s)	Coefficient d'auto-corrélation moyen (lag 1)	Dispersion des coefficients de l'échantillon	% des coefficients $\geq 2\sigma$	% des coefficients positifs
New York	E. Fama	0,026	0,057	37	73
Londres	M. Bertonèche	0,067	0,054	59	92
Paris	J. Hamon	- 0,080	0,070	78	11
	J. Hamon	- 0,100	0,080	58	7
Allemandes	Conrad et Juttner	0,143	0,244	76	46
Italiennes	B. Solnik	- 0,023	0,069	30	47
Amsterdam	M. Bertonèche	0,019	0,047	47	67
Bruxelles	B. Récidor	- 0,013	0,075	38	43
Suisse	B. Solnik	0,012	0,070	24	65
Stockholm	P. Korsvold	0,101	0,061	87	97
Oslo	P. Jennergren	0,068	0,071	53	53
Lyon	Nous-mêmes	0,020	0,121	60	47

TABLEAU 2

*Corrélation sérielle : comparaison des principaux résultats obtenus sur différentes bourses.
Données hebdomadaires*

Bourse(s)	Auteur(s)	Coefficient d'auto-corrélation moyen (lag 1)	Dispersion des coefficients de l'échantillon	% des coefficients $\geq 2\sigma$	% des coefficients positifs
New York	A. Moore	- 0,053	0,072	20	27
Londres	B. Solnik	- 0,055	0,068	18	20
Paris	B. Solnik	- 0,049	0,095	26	32
Allemandes	B. Solnik	0,056	0,072	23	77
Italiennes	B. Solnik	0,001	0,086	17	47
Amsterdam	B. Solnik	0,002	0,074	13	58
Bruxelles	M. Déterck	- 0,119	0,100	63	9
Suisse	B. Solnik	- 0,022	0,066	6	35
Stockholm	P. Korsvold	0,014	0,111	10	50
Oslo	P. Jennergren	- 0,029	0,067	0	27
Bourses régionales françaises	Nous-mêmes	- 0,006	0,136	38	28

Il ressort de l'ensemble de ces résultats que :

- la moyenne arithmétique des coefficients d'auto-corrélation est très faible : 2 % au niveau

- journalier et $-0,6\%$ au niveau hebdomadaire. Cette moyenne a tendance à baisser au fur et à mesure de l'augmentation du décalage;
- la moyenne des coefficients, positive au décalage 1, devient négative pour tous les autres décalages au niveau journalier. La prépondérance des coefficients négatifs est forte, mais elle a tendance à décroître avec l'augmentation du décalage particulièrement au niveau hebdomadaire;
 - la proportion de coefficients significativement différents de zéro (s'écartant de plus de deux écarts-types de la moyenne) est de 60% au niveau journalier et 38% au niveau hebdomadaire; mais décroît très rapidement, dans les deux cas, avec l'augmentation du décalage.
 - les résultats ne confirment pas la stabilité des coefficients d'auto-corrélation pour la majorité des titres individuels : 19 titres au niveau journalier et 24 au niveau hebdomadaire;
 - enfin, ce test fournit des résultats sensiblement comparables d'une bourse à l'autre. Dans certains cas, ces résultats sont meilleurs sur les bourses dites étroites que sur celles dites larges. Ceci est vrai aussi bien aux niveaux journalier qu'hebdomadaire. Quant à nos résultats, ils se comparent facilement, sinon favorablement, à bon nombre de résultats obtenus sur les autres bourses.

Test des différences de signes

Les résultats rejettent, clairement, l'existence de toute tendance dans les séries des variations des cours pour près de la moitié des valeurs cotées journalièrement et 62% des valeurs cotées hebdomadairement; compte tenu bien sûr d'un intervalle de confiance de 95% . Autrement dit pour la majorité des séries de changement des cours — au niveau hebdomadaire — la différence entre le nombre de signes plus et moins n'est pas assez importante et n'est donc pas en contradiction avec l'hypothèse de l'efficacité. La moyenne arithmétique des coefficients standardisés, K , des deux échantillons, est relativement faible, particulièrement au niveau hebdomadaire. Ceci montre que plus l'intervalle d'observation est grand, plus l'hypothèse du hasard s'affirme.

Ce test a été appliqué aux variations de cours des valeurs de certaines bourses étrangères et a donné des résultats quasiment identiques aux nôtres, comme en témoigne le tableau 3 suivant.

TABLEAU 3

Test des différences de signes : comparaison des principaux résultats obtenus sur différentes bourses

Auteur(s)	Bourse(s)	Périodicité	Valeur moyenne du coefficient K	% du coefficient significativement différent de zéro $Q = 5\%$
C. Reybroeck	Bruxelles	journalière	0,92	50
		hebdomadaire	0,36	41
Conrad et Juttner	R.F.A.	journalière	1,62	35
Nous-mêmes	Lyon bourses régionales	journalière	2,21	53
		hebdomadaire	1,01	38

Ce tableau montre qu'il existe une certaine similitude dans le comportement des variations de cours des différentes actions, qu'elles soient cotées à Bruxelles, en Allemagne ou sur les bourses régionales.

La preuve apportée par ce test contre l'existence de tendance pour la majorité des séries de cours est confirmée, au niveau hebdomadaire, par le test de séquences totales.

Test de séquences totales

Pour près de la moitié des titres, le nombre total des séquences observées est supérieur au nombre total de séquences attendues. Cela indique l'existence d'une grande « versatilité » des investisseurs. Autrement dit la direction des variations de cours tend à produire un nombre important de petites séquences et parallèlement des coefficients d'autocorrélation négatifs. Or nous avons fait remarquer auparavant qu'au niveau hebdomadaire, 72 % des coefficients d'autocorrélation sont négatifs. Les résultats de ce test sont, donc, en accord avec ceux de la corrélation sérielle. Ils sont, aussi, en accord avec ceux des différences de signe puisqu'en indiquant que les prix changent souvent de direction de mouvement, ils réfutent, du même coup, l'existence de toute tendance dans les séries de variations de cours.

Compte tenu d'un intervalle de confiance, défini par ± 2 écarts types de la moyenne, 37 séries sur 50 peuvent être considérées comme répondant approximativement à l'hypothèse du hasard.

La confrontation de nos résultats avec ceux obtenus sur les autres marchés financiers, indique qu'il n'existe aucune différence majeure entre le comportement des valeurs cotées sur les bourses régionales françaises et celles cotées ailleurs, comme nous le montre le tableau 4 suivant :

TABLEAU 4

Test de séquences totales : comparaison des principaux résultats obtenus sur différentes bourses

Auteur(s)	Bourse(s)	% de valeurs > à 2	% de valeurs > à 3	Valeur moyenne de K	Valeur moyenne de D
E. Fama	New York	0	0	+ 0,03	- 0,001
M. Dryden	Londres	27	13	- 0,2-	- 0,017
	Londres	—	—	0,13	0,005
C. Reybroeck	Bruxelles	39	10	0,38	—
B. Régidor	Bruxelles	14	6	0,27	—
Jennergren	Stockholm	10	0	- 0,65	- 0,051
Korsvold	Oslo	0	0	0,15	0,014
Nous-mêmes	6 bourses régionales	26	12	- 0,29	- 0,017

Ce tableau, comme ceux étudiés précédemment, montre bien que les résultats diffèrent légèrement d'une bourse à l'autre et que de ce fait, on ne peut faire une grande distinction entre le comportement des valeurs des bourses régionales françaises et celles de bon nombre de bourses européennes. Il a été démontré, par ailleurs, que les variations des cours des actions dont le marché est étroit ne s'écartent pas plus du hasard que celles des actions à marché large. Autrement dit l'importance du marché ne semble fournir aucune indication sur le degré de conformité des variations des cours à l'hypothèse du hasard.

Conclusion 2 : De l'ensemble des résultats des tests d'autocorrélation, des différences de signes et de séquences totales au niveau hebdomadaire, il ressort que les marchés boursiers régionaux français ne répondent pas en toute rigueur à l'hypothèse du hasard; mais il semble que l'indépendance entre les variations de cours successives soit une bonne approximation de la réalité des bourses régionales.

Notons, cependant, que les tests statistiques utilisés ne sont pas exempts de faiblesse. On reproche, notamment, au test d'autocorrélation d'une part de ne détecter que les dépendances linéaires; or entre variations de cours d'autres types de dépendance plus complexes peuvent exister, et d'autre part ce test fait l'hypothèse de la normalité des variations de cours; or aucune de nos séries des changements de prix n'a pas été trouvée normale. Bien que Wise [17] ait démontré que tant que le coefficient caractéristique α est supérieur à un, le coefficient de corrélation reste un estimateur convergent et sans biais de la vraie valeur du coefficient d'autocorrélation de la population, il paraît que les résultats fournis

par ce test sont sous-estimés et ils sont d'autant plus sous-estimés que α s'éloigne de deux (c'est-à-dire au fur et à mesure que les distributions empiriques s'éloignent de la normalité).

Quant au test des différences de signes, on lui reproche d'abord de ne détecter, lui aussi, que les tendances linéaires, puis de ne rien déceler du tout lorsque les signes positifs sont en moyenne dominants dans une série de variation de cours, ce qui est le cas pour nos données puisque pour 28 séries sur 30 au niveau journalier et 33 séries sur 50 au niveau hebdomadaire, les signes positifs sont largement dominants et enfin de ne pas rejeter — en même temps que l'existence de tendances — les oscillations symétriques où les mouvements à la hausse et à la baisse sont approximativement égaux.

b) Résultats en faveur d'une certaine dépendance

Ces tests sont tous non paramétriques et n'exigent, de ce fait, aucune connaissance particulière de la loi de distribution sous-jacente aux rendements de titres. Contrairement aux résultats exposés précédemment, ces résultats montrent, au contraire, l'existence d'une certaine dépendance entre les variations successives des cours.

Test de séquences totales au niveau journalier

Le tableau 5 résume nos résultats, ainsi que ceux obtenus sur les autres places financières.

Il ressort de ce tableau que compte tenu d'un risque d'erreur de 5 %, la majorité des séries de cours (70 %) présentent une tendance soit à la hausse, soit à la baisse, soit enfin au non-changement. 57 % des titres ont une valeur standardisée supérieure même à 3.

TABLEAU 5

*Test de séquences totales : comparaison des principaux résultats obtenus sur différentes bourses.
Données journalières*

Auteur(s)	Bourse	% de valeurs (K) supérieures à 2	% de valeurs (K) supérieures à 3	Valeur moyenne de K	Valeur moyenne de D (= R - m/m)
E. Fama	New York	27	10	- 1,44	- 0,03
M. M. Dryden	Londres	80	53	- 3,29	- 0,11
M. M. Dryden	Londres	—	—	- 3,41	- 0,11
C. Reybroeck	Bruxelles	50	33	- 2,03	—
P. Korsvold	Stockholm	90	83	- 4,64	- 0,11
et Jennergren	Oslo	93	80	- 4,69	- 0,13
Conrad et Juttner	Wiesbaden	88	57	- 3,78	—
Nous-mêmes	Lyon	70	57	- 3,32	- 0,08

La proportion de valeurs jugées significativement différentes de zéro dans notre cas est cependant moins élevée que celles obtenues sur certaines bourses étrangères.

En fait, une seule bourse semble se distinguer nettement de toutes les autres bourses, c'est celle de New York dont la valeur de k (- 1,44) et la proportion de valeurs jugées significativement différentes de zéro (27 %) sont très faibles. L'existence de tendances, dans les séries de cours, assez fortes en moyenne caractérisent, donc, l'ensemble des bourses européennes : de la bourse de Lyon à celle de Londres.

Mais dès qu'on détaille les séquences totales en séquence par signe, la bourse de Londres est considérée plus proche de celle de New York que de toutes les autres places financières européennes, comme l'indique les résultats du test suivant.

Séquences réelles et théoriques par signe

La subdivision des séquences totales en séquences par signe permet de constater, pour chaque série de cours, le sens de la tendance. Les résultats par titre indiquent qu'à l'exception de deux séries de

cours au niveau journalier, toutes les autres séries présentent des tendances au non-changement. Cela se traduit par un déficit des séquences réelles (sur les séquences théoriques) pour le signe nul (variation nulle) et un excédent des séquences observées (sur les séquences attendues) pour les signes négatif et positif. On constate, donc, une forte corrélation entre le type de signe (positif, négatif ou nul) et le signe des différences entre les séquences réelles et théoriques. Ceci est le résultat de la présence, dans les séries de variations des cours, de nombreux zéros indiquant le non-changement des cours.

Cette caractéristique reste vraie, aussi, au niveau hebdomadaire; mais elle est moins importante qu'au niveau journalier, puisque certains titres ont plutôt de légères tendances soit à la hausse, soit à la baisse. Ces résultats sont en accord avec ceux de l'étude des distributions qui nous montrait une baisse sensible du caractère « pointu » de la distribution au niveau hebdomadaire par rapport au niveau journalier.

La comparaison de nos résultats avec ceux obtenus sur les bourses étrangères tels qu'ils apparaissent aux tableaux 6 pour les données journalières et 7 pour les données hebdomadaires, montre qu'au niveau journalier, il existe une différence assez sensible entre nos résultats et ceux obtenus à New York et à Londres : tout d'abord en ce qui concerne le rapport $R - \bar{R}/\bar{R}$, qui est assez faible sur ces deux bourses pour les trois types de séquences; et puis au niveau du pourcentage des différences (séquences réelles/séquences théoriques) positives dans l'échantillon. Par contre au niveau hebdomadaire nos résultats sont, en tout point, identiques à ceux obtenus à Bruxelles.

TABLEAU 6

*Test de séquences par signe : comparaison des résultats obtenus sur différentes bourses.
Données journalières*

Auteur(s)	Bourse(s)	Séquences positives			Séquences négatives			Séquences nulles		
		$R - \bar{R}/\bar{R}$	% des différences positives	Différence moyenne	$R - \bar{R}/\bar{R}$	% des différences positives	Différence moyenne	$R - \bar{R}/\bar{R}$	% des différences positives	Différence moyenne
E. Fama . . .	New York	- 0,004	40	1,35	0,0006	53	0,39	0,013	70	1,05
M. Dryden . .	Londres	- 0,011	47	- 1,35	- 0,0003	40	- 0,75	0,036	73	3
Nous-mêmes	Lyon	0,051	97	8,18	0,055	90	7,95	- 0,087	3,3	- 9,49

TABLEAU 7

*Test de séquences par signe : comparaison des résultats obtenus sur différentes bourses.
Données hebdomadaires*

Auteur(s)	Bourse(s)	Séquences positives			Séquences négatives			Séquences nulles		
		$R - \bar{R}/\bar{R}$	% des différences positives	Différence moyenne	$R - \bar{R}/\bar{R}$	% des différences positives	Différence moyenne	$R - \bar{R}/\bar{R}$	% des différences positives	Différence moyenne
B. Régidor . .	Bruxelles	—	77	1,73	—	90	2,19	—	13	- 2,63
Nous-mêmes	Province	0,027	80	1,83	0,046	86	2,55	- 0,116	10	- 4,37

Test de séquences « up and down »

Les résultats par titre montrent que les séquences attendues excèdent de très loin les séquences observées, d'où une valeur très élevée de la variable standardisée, K , aussi bien aux niveaux journalier

qu'hebdomadaire et pour les différents traitements des zéros. Avec $K = 1,96$, la probabilité d'obtenir trop de séquences « up and down » (comme c'est le cas pour nos résultats) serait de 5 % s'il n'y avait pas de tendance dans la même direction. Il en résulte, donc qu'aucune série journalière, ni hebdomadaire n'est compatible avec l'hypothèse du hasard. Il existe, au contraire, une forte tendance des cours à varier suivant des mouvements cumulatifs.

Ce test semble plus puissant que tous les autres tests utilisés. Ainsi, si nos résultats sont semblables à ceux des bourses de Bruxelles et de Wiesbaden (R.F.A.), il n'en est pas de même avec ceux de la bourse de Londres, comme en témoignent les tableaux 8 et 9. La bourse de Londres se distingue très nettement de toutes les autres places financières européennes.

TABLEAU 8

*Test « runs up and down » : comparaison des résultats obtenus sur différentes bourses.
Données journalières*

Auteur(s)	Bourse(s)	Zéros comptés alternativement comme + et -			Zéros négligés		
		% de K positifs	% de K $- 1,96 < K < 1,96$	K moyen	% de K positifs	% de K $- 1,96 < K < 1,96$	K moyen
C. Reybroeck	Bruxelles	0	0	- 12,7	0	0	- 26,80
Conrad et Juttner . .	Wiesbaden	0	0	- 16,1	0	0	- 13,27
Kemp et Reid	Londres	8	31	- 3,9	94	55	+ 1,78
Nous-mêmes	Lyon	0	0	- 21,73	0	0	- 19,16

TABLEAU 9

*Test « runs up and down » : comparaison des résultats obtenus sur différentes bourses.
Données hebdomadaires*

Auteur(s)	Bourse(s)	Zéros comptés alternativement comme + et -			Zéros négligés		
		% de K positifs	% de K $- 1,96 < K < 1,96$	K moyen	% de K positifs	% de K $- 1,96 < K < 1,96$	K moyen
C. Reybroeck	Bruxelles	0	0	- 8,9	0	0	- 23,13
Nous-mêmes	Province	0	0	- 8,21	0	0	- 7,15

Conclusion 3 : il semblerait que ces derniers tests non paramétriques soient plus puissants, que les autres types de tests utilisés, à détecter les tendances et les cycles sous-jacents à une série de cours boursiers. Ainsi, l'application de ces tests peut conduire à rejeter l'hypothèse du hasard pour l'ensemble de nos séries de prix et à déceler l'existence de tendances dans ces séries, surtout au non-changement.

CONCLUSION

Au terme de cette recherche, il est possible de dégager un certain nombre de résultats concernant le comportement des valeurs cotées sur les places financières de province françaises.

Tout d'abord, en ce qui concerne la forme de distributions de taux de rendement pour lesquelles, comme pour les autres recherches, il convient de rejeter l'hypothèse communément admise de normalité dans nombre de travaux théoriques. Nos distributions sont caractérisées par des « queues » impor-

tantes et une forme leptocurtique fortement prononcée. Ainsi, les probabilités d'avoir sur ces marchés de très grandes et de très petites variations de cours sont plus grandes que si le comportement de ces titres était décrit par une loi normale. Ceci rejoint nombre de conclusions d'études similaires faites sur d'autres marchés et corrobore la perception des professionnels.

En ce qui concerne les résultats concernant l'indépendance des variations de cours il convient d'être extrêmement prudent dans la mesure où les différents tests ne donnent pas les mêmes conclusions. En effet, un ensemble de tests (corrélation sérielle, différences de signes, séquences totales) semble indiquer qu'il n'existe pas de différences majeures avec les autres grandes places financières. Mais par ailleurs d'autres tests (séquences totales au niveau journalier, séquences réelles et théoriques par signe, séquences « up and down ») semblent montrer, à l'instar des résultats obtenus sur des bourses européennes étroites, qu'il existerait une certaine dépendance dans les variations de cours sur les places financières de province françaises.

En conclusion et compte tenu de ces résultats statistiques contradictoires il nous est difficile d'accepter l'hypothèse d'efficience de forme faible pour les marchés financiers de province, tout au moins si on exige de ces marchés les mêmes performances d'efficience que celles qu'on peut constater à New York. Bien entendu, les caractéristiques techniques et institutionnelles des bourses de province peuvent expliquer ces différences de comportement, mais il reste néanmoins à voir dans quelle mesure cette moins grande efficience des marchés financiers de province peut permettre à l'investisseur de faire des profits « supérieurs » quand on sait que les tendances mises en évidence concernent essentiellement des tendances au non-changement.

ANNEXE I

Distributions empiriques : Résumé des principaux travaux réalisés

Nom des auteurs	Année de publication	Pays	Période d'étude	Nombre de titres dans l'échantillon	Intervalle d'observation	Ajustement des distributions empiriques : type de loi adopté
Avant 1963 : Loi normale = meilleur support de la distribution des variations de cours. Principales études : celles de Bachelier, Kendall, Moore, Osborne...						
Avant 1963 :						
B. Mandelbrot	1963	États-Unis	1900-1950	coton	journalier	Loi de Pareto
E. Fama	1965	États-Unis	1957-1962	30	journalier	Loi de Pareto
Brada-Ernst-Vantassel	1966	États-Unis	102 j.	10	intra-quotidien	Loi normale
B. Mandelbrot	1967	États-Unis				Loi de Pareto
Mandelbrot-Taylor	1967	États-Unis				Loi de Pareto
Press	1967	États-Unis				Mélange des lois normales
Dryden	1970	Royaume-Uni	1963-1964 1966-1967	15	journalier	non-normal
Teichmoeller	1971	États-Unis		30	journalier	Loi de Pareto
Fielitz	1971	États-Unis	1963-1968	200	journalier	Loi de Pareto
Officer	1972	États-Unis	1926-1968	39	mensuel	Loi de Pareto
Präetz	1972	Australie	1958-1966	17 indices	hebdomadaire	Loi de Student
Mandelbrot	1973	États-Unis				Loi de Pareto
Clark	1973	États-Unis	1945-1958	coton	journalier	Mélange des lois normales et log-normales
Bones-Chen-Jatusipitak	1974	États-Unis				Loi de Pareto
Blattberg-Gonedes	1974	États-Unis	1957-62	30		Loi de Student
Zajdenweber	1974	France	1969-1974	lingot d'or	journalier	Loi de Pareto
Levasseur	1974	France	1964-1971	31	hebdomadaire	Loi de Pareto
Conrad et Juttner	1974	RFA	1968-1971	54	journalier	Loi de Pareto
Déterck	1975	Belgique	1961-1971	38	hebdomadaire	Loi de Pareto
Hamon	1978	France	1957-1971	148	journalier	Loi de Pareto
Régidor	1979	Belgique	1969-1975	180	hebdomadaire	Loi de Pareto

RÉFÉRENCES

- [1] BACHELIER (Louis). — *Théorie de la spéculation*, Paris, Gauthier-Villars, 1900.
- [2] BERTONÈCHE (L. Marc). — *The European stock markets : test of efficiency and capital market theory*. Cahiers de recherches de l'INSEAD, n° 78-48, 1978, 88 p.
- [3] CONRAD (Klaus) et JUTTNER (D. Johannes). — Recent behavior of stock market prices in Germany and the random walk hypothesis. In : *Kyklos*, vol. XXVI, 1973, pp. 576-599.
- [4] DETERCK (Myriam). — *Analyse théorique et empirique de l'évolution des cours de la bourse de Bruxelles*, Thèse de doctorat, Université Libre de Bruxelles, 1975.
- [5] FAMA (Eugène F.). — The behavior of stock market prices. In : *Journal of Business*, vol. XXXIII, n° 1, janvier 1965, pp. 34-105.
- [6] FAMA (Eugène F.) and ROLL (Richard). — Parameter estimates for symmetric stable distributions. In : *Journal of the american statistical association*, juin 1971, pp. 331-338.
- [7] HAMON (Jacques). — *L'efficience des marchés boursiers : étude du marché parisien 1957-1971*. Thèse de doctorat d'État, Université de Rennes I, 1978.
- [8] JENNERGREN (L. Peter) et KORSVOLD (E. Paul). — *The price formation in the Norwegian and Swedish stock markets : some random walks tests*. International Institute of Management, papier de recherche, 1/73-22, Berlin, mai 1973, 46 p.
- [9] KENDALL (Maurice G.). — The analysis of economic time - series, part. I : prices. In : *Journal of the royal statistical society*, vol. XCVI, 1953, pp. 11-25.
- [10] LEVASSEUR (Michel). — *Comment varient les cours sur le marché de Paris?* Cahiers de recherches du C.E.S.A., n° 6, 1973, 72 p.
- [11] MANDELBROT (Benoit). — The variation of certain speculative prices. In : *Journal of business*, vol. XXXVI, octobre 1963, pp. 394-419.
- [12] MEESCHAERT (Émile). — *Pour une cotation élargie des actions des sociétés anonymes françaises*. Nantes : Rapport au congrès des Agents de change, 10-12 octobre 1974, p. 9.
- [13] MOORE (Arnold B.). — Some characteristics of changes in common stock prices. 1962. In : Cootner (Paul H.). *The random character of stock market prices*. Cambridge, M.I.T. Press, 1964, pp. 139-161.
- [14] OSBORNE (M.F.M.). — Brownian motion in the stock market. In : *Operations research*, vol. VII, mars-avril, pp. 145-173.
- [15] REGIDOR (Buldomero). — *A empirical investigation of the distribution of stock market prices and weak-form efficiency of the Brussels stock exchange*. Thèse de doctorat, Université Catholique de Louvain (Belgique), 1979.
- [16] SOLNIK (Bruno H.). — Note on the validity of the random walk prices. In : *Journal of finance*, vol. XXVIII, n° 5, décembre 1973, pp. 1151-1159.
- [17] WISE (John). — *Linear estimators for linear regression systems having infinite variances*. Papier présenté à l'Université de Stanford, octobre 1963, cité dans Fama (8), p. 69.
- [18] ZAJDENWEBER (Daniel). — *Les variations quotidiennes du cours du lingot d'or à la bourse de Paris*. Cahier de recherche du C.E.S.A., n° 18, 1974, p. 18.