

GEORGES PRAT

**Le taux d'intérêt monétaire et le cours moyen des actions  
: interdépendance ou causalité ?**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 122, n° 4 (1981), p. 215-231

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1981\\_\\_122\\_4\\_215\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1981__122_4_215_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/>

# LE TAUX D'INTÉRÊT MONÉTAIRE ET LE COURS MOYEN DES ACTIONS : INTERDÉPENDANCE OU CAUSALITÉ? <sup>(1)</sup>

Georges PRAT

*Chargé de recherche au C.N.R.S., Membre du Centre Clément-Juglar d'analyse monétaire*

*L'interdépendance entre les variations conjoncturelles (de l'ordre de 3 à 5 années) du taux d'intérêt monétaire et du cours des actions garde des caractéristiques proches selon les périodes et les pays étudiés, notamment en ce qui concerne les décalages moyens constatés entre les deux variables.*

*Malgré cette régularité numérique frappante, la longueur des décalages moyens (de l'ordre d'une année) tend à montrer que la corrélation entre les deux variables ne résulte pas pour l'essentiel d'une influence du taux monétaire sur la bourse, mais de l'existence de facteurs communs aux deux phénomènes.*

*The empirical link between the cyclical variations (from around 3 to 5 years) of the monetary interest rate and the stock prices remains similar during the periods and in the countries under study mainly concerning the average lags found between the two variables.*

*In spite of this striking numerical regularity, the length of the average lags (around one year) tends to mean that the correlation between the two variables does not result for its main part from an influence of the monetary rate on the stock exchange but from factors common to the two phenomena.*

*Die Abhängigkeit der Konjunkturschwankungen (zwischen drei und fünf Jahren) der Zinssätze und dem Kurs der Aktien bewahrt Charakteristika, die mit den Perioden und den Ländern, die studiert werden, sehr nahe bleiben, besonders was die durchschnittlichen Abweichungen der zwei Variablen betrifft.*

*Trotz dieser erstaunlichen mathematischen Regelmässigkeit, die Grösse der durchschnittlichen Abweichungen (auf ein Jahr berechnet) hat die Tendenz zu beweisen, dass die Korrelation zwischen den zwei Variablen im Wesentlichen nicht das Resultat des Einflusses der Zinssätze der Börsen ist, sondern das Resultat der Existenz von Faktoren ist, die den beiden Phänomenen gemeinsam sind.*

Dès 1925, Owens et Hardy soulignaient « qu'un des principes financiers les plus universellement acceptés est que la spéculation est en premier lieu gouvernée par les variations des taux d'intérêt » <sup>(2)</sup>. Cette « Théorie acceptée », comme disent Owens et Hardy, reste on ne peut plus actuelle, puisque pratiquement toutes les chroniques portant sur les marchés financiers tiennent pour vraie l'hypothèse d'une influence de sens inverse du taux d'intérêt monétaire sur le cours des actions.

Bien que dans l'esprit de ceux qui défendent cette théorie, cette dernière porte le plus souvent sur le comportement des spéculateurs dans le très court terme (le jour, la semaine), certains suggèrent l'hypothèse que les fluctuations conjoncturelles du cours des actions (de l'ordre de trois à cinq années) résulteraient essentiellement des fluctuations conjoncturelles du taux d'intérêt monétaire <sup>(3)</sup>.

---

Journal de la Société de statistique de Paris, tome 122, n° 4, 1981.

1. Cette étude a largement bénéficié des échanges de vue avec les membres du Centre Clément-Juglar d'Analyse monétaire, et en particulier avec le Professeur M. Allais et M<sup>me</sup> J. Allais, J.-M. Bethenod, J.-J. Durand et C. Gomez. L'auteur tient à remercier vivement tous les membres du Centre pour leurs précieux apports et conseils. Il est également très reconnaissant à J.-M. Bethenod d'avoir mis au point les programmes informatiques utilisés pour effectuer les calculs présentés dans l'article. Bien sûr, il endosse l'entière responsabilité des résultats obtenus; les erreurs ou omissions qui pourraient subsister lui sont totalement imputables.

2. OWENS et HARDY (1925), p. VII. Il s'agit ici des taux d'intérêt à court terme. Cette théorie était « acceptée » notamment par le Harvard Committee on Economic Research.

3. Voir notamment PERSONS and FRICKEY (1926), p. 29; OWENS and HARDY (1925), pp. 16-17 et THOREAU (1975), p. 53.

Cet article a pour objet d'analyser la liaison entre le cours moyen des actions et le taux d'intérêt monétaire *au niveau des fluctuations conjoncturelles de trois à cinq années*, en s'interrogeant sur la question de savoir si les corrélations mises en évidence reflètent des relations de causalité ou des interdépendances dynamiques résultant d'un même groupe de facteurs. Cet objet autorise l'utilisation de données numériques trimestrielles pour suivre dans le temps les fluctuations des deux variables.

La *Section I* présente les différents aspects de la « Théorie acceptée » et les principaux résultats empiriques obtenus par les auteurs. La *Section II* analyse l'interdépendance entre les fluctuations conjoncturelles du cours des actions et du taux d'intérêt monétaire dans huit pays après la Seconde Guerre et aux États-Unis pendant trois périodes, soit au total dans dix domaines d'analyse. L'objectif principal de cette Section est de mettre en évidence des régularités numériques gardant des caractéristiques proches à travers le temps et l'espace.

## I

### LA « THÉORIE ACCEPTÉE » — LES RÉSULTATS DE LA LITTÉRATURE

Si l'on exclut l'ouvrage d'Owens et Hardy qui date de 1925 et l'étude beaucoup plus limitée de Persons et Frickey datant de 1926, il n'existe pas à ma connaissance d'étude portant spécifiquement sur la liaison entre le taux d'intérêt monétaire et le cours des actions <sup>(4)</sup>. En fait, l'ouvrage d'Owens et Hardy « Interest Rates and Stock Speculation — A Study of the Influence of the Money Market on the Stock Market » domine très largement toute la littérature sur le sujet malgré son âge très avancé, à la fois par l'ampleur et par la qualité des analyses présentées. C'est pourquoi je ferai de nombreux renvois à cet ouvrage de référence.

#### A — *Les influences du taux d'intérêt monétaire sur le cours des actions*

On peut distinguer quatre processus par lesquels le taux d'intérêt monétaire influencerait en sens inverse le cours moyen des actions :

##### 1. *Taux d'intérêt monétaire et rendement des actions*

Si le taux de rendement des actions est supérieur au taux d'intérêt monétaire, les fonds spéculatifs peuvent être empruntés à un taux inférieur au rendement des actions, et les opérateurs pourront réaliser un profit par la différence entre les deux taux <sup>(5)</sup>.

Cependant ce premier processus doit être fortement tempéré. En premier lieu, les coûts transactionnels (taxes et commissions) diminuent le gain possible <sup>(6)</sup>. En second lieu, alors que les opérateurs connaissent le taux auquel ils empruntent, le rendement des actions est caractérisé par une forte incertitude de l'avenir <sup>(7)</sup> : le risque d'une telle opération est important <sup>(8)</sup>.

##### 2. *Le coût des encaisses spéculatives*

Le taux d'intérêt monétaire constitue un indicateur du coût de détention des encaisses (coût d'opportunité). Dès lors, une hausse de ce taux peut dissuader les opérateurs en bourse à détenir des

4. Les références données dans l'annexe II montre que cette bibliographie est très peu nombreuse.

5. Voir OWENS et HARDY (1925), p. 8.

6. Voir OWENS et HARDY (1925), pp. 112-13.

7. Le rendement d'une action est égal à la somme du rapport dividendes/cours et du taux de variation du cours.

8. Voir OWENS et HARDY (1925), pp. 119-24.

encaisses pour la spéculation ce qui, toutes choses égales par ailleurs, a un effet défavorable sur le marché des actions <sup>(9)</sup>. C'est sans doute ce processus — qui n'est pas sans rappeler la demande de monnaie pour la spéculation dans la *General Theory* de Keynes — qui donne à la « Théorie acceptée » son fondement théorique le plus couramment admis.

### 3. *La conjoncture économique et le comportement des banques*

En période de conjoncture favorable (taux d'intérêt élevés) le comportement des banques peut entraver la spéculation dans la mesure où « les banques restreignent les prêts aux spéculateurs sur le marché des actions afin de conserver leurs fonds pour leurs clients habituels de la sphère des affaires » <sup>(10)</sup>. Ce comportement du secteur bancaire est observé aux États-Unis où des transferts de fonds allant des banques de New York vers celles du reste du pays ont lieu en période de forte conjoncture, ce qui peut entraver la spéculation; on sait en effet que les dépôts spéculatifs sont fortement concentrés à New York <sup>(11)</sup>.

### 4. *Le taux d'intérêt monétaire, indicateur de la rareté de la monnaie*

Le taux d'intérêt monétaire est parfois considéré comme un indicateur de la plus ou moins grande tension sur le marché monétaire. Dans cette optique, le taux monétaire apparaît comme un « signal » de la relative abondance (taux faible) ou rareté (taux élevé) de fonds pour les spéculateurs <sup>(12)</sup> : il n'est plus véritablement une cause, mais il peut néanmoins influencer le comportement des spéculateurs, s'ils croient à ce « signal », à tort ou à raison.

Ces quatre processus par lesquels le taux d'intérêt monétaire est susceptible d'influencer le cours des actions paraissent économiquement naturels et interviennent très vraisemblablement plus ou moins dans les jeux spéculatifs. Mais on ne peut déduire de cette analyse que les fluctuations *conjoncturelles* du cours des actions peuvent effectivement s'expliquer par celles du taux d'intérêt monétaire. Seule l'observation empirique est en mesure d'apporter une réponse à cette question.

## B — *Les résultats empiriques obtenus par les auteurs aux États-Unis avant la Seconde Guerre*

Les domaines d'analyse rencontrés dans la littérature sont très limités, puisqu'ils ne portent que sur les États-Unis avant la Seconde Guerre. Cependant, ce point de départ est capital et il convient de donner l'essentiel des résultats obtenus par les auteurs, résultats totalement dominés par ceux d'Owens et Hardy.

La première question est celle du choix de l'indicateur représentatif du taux d'intérêt monétaire. Doit-on retenir le taux sur les prêts bancaires à vue aux agents de change (Call Loans Rate) ou le taux d'intérêt du papier commercial (Prime Commercial Paper) sur le marché monétaire? L'analyse d'Owens et Hardy (1872-1922, données mensuelles) apporte sur cette interrogation une réponse négative : il n'existe aucune liaison entre le « Call Rate » et le cours des actions industrielles, ni entre les variations saisonnières des deux variables <sup>(13)</sup>, ni entre leurs variations journalières <sup>(14)</sup>, ni entre les *niveaux* « bas » ou « élevés » du taux monétaire et les *variations* du cours des actions <sup>(15)</sup>. La « *Théorie acceptée* » ne

9. Voir OWENS et HARDY (1925), p. 8.

10. Voir OWENS et HARDY (1925), p. 13.

11. Voir OWENS et HARDY (1925), p. 13.

12. Voir THOREAU (1971), p. 52.

13. Voir chapitre II de l'ouvrage.

14. Voir chapitre III de l'ouvrage.

15. Voir chapitres IV et V de l'ouvrage. Arbitrairement, le taux d'intérêt est considéré comme « bas » ou « élevé » selon qu'il est inférieur ou supérieur à 3,30 % par an.

*paraît donc pas vérifiée si on tient compte du taux des prêts bancaires aux brokers pour mesurer le taux d'intérêt monétaire.*

De même, si l'on retient le taux du marché monétaire, un certain nombre de résultats négatifs ont été obtenus par Owens et Hardy <sup>(16)</sup> :

- absence de liaison entre les *niveaux* « bas » ou « élevés » du taux d'intérêt et les *variations* du cours des actions, comme avec le « Call Rate » : « Un taux d'intérêt bas n'est pas la cause des reprises du cours des actions, ni un taux d'intérêt élevé la cause des baisses du cours des actions » <sup>(17)</sup>;
- conclusion mitigée concernant la liaison entre les *variations* de durée « significative » du taux monétaire <sup>(18)</sup> et le *niveau* du cours des actions : « De 1872 à 1922, il y a eu 13 périodes de baisse du taux d'intérêt... dans 9 d'entre elles, le cours des actions a connu un point de retournement en hausse... mais l'intervalle qui précède la hausse du cours des actions a varié considérablement » <sup>(19)</sup>.

Malgré ces nombreux échecs pour tenter de trouver des fondements empiriques à la « Théorie acceptée », un fait essentiel domine et paraît néanmoins solidement établi : *il existe une interdépendance dynamique entre les fluctuations conjoncturelles du taux d'intérêt monétaire (papier commercial échangé sur le marché monétaire) et celles du cours des actions, aux États-Unis avant la Seconde Guerre.*

En effet, le *graphique I*, extrait de l'ouvrage d'Owens et Hardy, donne pour les périodes 1874-1897 et 1898-1922 aux États-Unis (données trimestrielles) les coefficients de corrélation  $r(\tau)$  entre l'écart

par rapport au trend du cours des actions  $A_c$  ( $A_c = \frac{A - A_T}{A_T}$  avec  $A_T = at + b$ ) considéré en  $t$  et l'écart par rapport au trend du taux d'intérêt monétaire  $k_c$  ( $k_c = \frac{k - k_T}{k_T}$  avec  $k_T = a't + b'$ )

considéré en  $t + \tau$ , pour  $\tau$  allant de + 6 à - 6 trimestres. Lorsque  $\tau$  est positif, le cours des actions est considéré avec une avance sur le taux monétaire; lorsque  $\tau$  est négatif, le taux monétaire est en avance sur le cours des actions. Les résultats diffèrent selon que l'on considère la période 1874-1897 ou la période 1898-1922.

La *période 1898-1922* correspond à la courbe épaisse du *graphique I*. Lorsque le taux monétaire avance sur le cours des actions, la corrélation entre les écarts au trend des deux variables est *négative* ( $r(\tau)$  minimum = - 0,49 pour  $\tau = - 2$  ou - 3 trimestres). Par contre, lorsque le cours des actions avance sur le taux d'intérêt monétaire, la corrélation est *positive* ( $r(\tau)$  maximum = 0,52 pour  $\tau = + 4$  trimestres). On voit donc que :

« Les données pour la période 1898-1922 ne démontrent pas plus que les hausses du taux d'intérêt causent les baisses du cours des actions, qu'elles ne démontrent que les hausses du cours des actions causent les augmentations du taux d'intérêt... L'impossibilité de conclure à la vue de ces résultats n'est pas accidentelle. C'est la situation que l'on rencontre toujours lorsque deux séries ont des mouvements réguliers, la longueur des cycles variant peu. Dans de tels cas, une corrélation positive trouvée en retardant les données dans un sens implique nécessairement une corrélation négative en retardant les données dans l'autre sens... et le test de la corrélation ne jettera aucune lumière sur la question de savoir quelle variable contrôle l'autre... C'est substantiellement la situation de la période 1898-1922. Les cycles se déploient sur une période à peu près uniforme de 40 mois... Les données ne nous apprennent pas quelle variable suit réellement l'autre » <sup>(20)</sup>.

16. Voir chapitre VI de l'ouvrage.

17. OWENS et HARDY (1925), p. 79.

18. Les baisses « significatives » doivent durer plus de 7 mois et les hausses « significatives » plus de 8 mois. Voir chapitre VII.

19. OWENS et HARDY (1925), p. 84. Cet intervalle a en effet varié entre 1 et 22 mois! A cette analyse d'OWENS et HARDY, il faut ajouter celle de PERSONS et FRICKEY (1926) selon lesquels, plus que la durée, l'amplitude des variations du taux d'intérêt importe pour le niveau du cours des actions. Quoi qu'en disent les auteurs, les résultats ne sont guère plus convaincants que ceux obtenus par OWENS et HARDY (voir PRAT (1980), pp. 71-78).

20. OWENS et HARDY (1925), pp. 93-95.

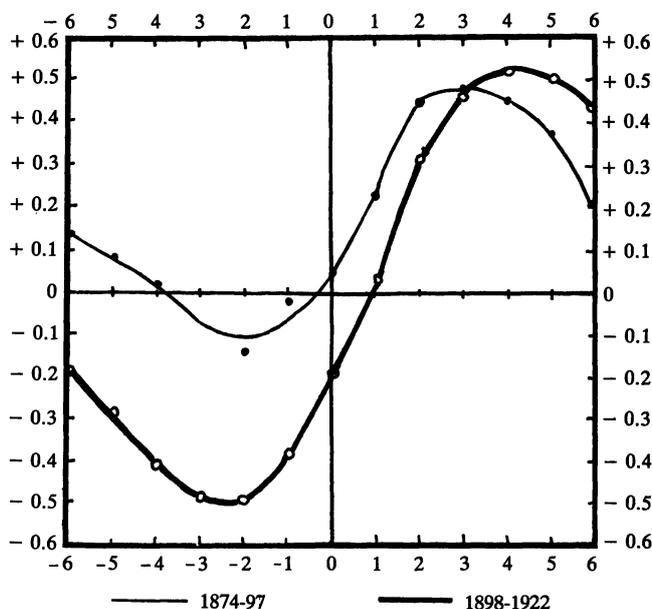
## GRAPHIQUE I

## APPROCHE D'OWENS ET HARDY

États-Unis : 1874-1922

Corrélations entre l'écart par rapport au trend du cours des actions considéré en  $t$   
et l'écart par rapport au trend du taux d'intérêt monétaire considéré en  $t + \tau$ 

$$r(\tau) = r [A_c(t), k_c(t + \tau)]$$



$$A_c = \frac{A - A_T}{A_T} \text{ avec } A_T = at + b$$

$$k_c = \frac{k - k_T}{k_T} \text{ avec } k_T = a't + b'$$

$A$  : Industrial Stock Prices (moyennes trim.)

$k$  : Rate on 60-90 Days Paper (moyennes trim.)

Source : OWENS and HARDY, 1925, pp. 91-92.

21. Il faut noter que les résultats d'OWENS et HARDY obtenus sur la période 1898-1922 ont été confirmés par trois autres études :

- PERSONS et FRICKEY (1926) observent l'existence des deux séquences chronologiques visées ci-dessus (pp. 30-32);
- DAVIS (1941) confirme ce résultat pour la sous-période 1897-1913 (p. 105);
- enfin, MACAULAY (1938) confirme l'existence des deux séquences temporelles en se basant sur l'ensemble de la période 1857-1936, sans toutefois effectuer des corrélations décalées (p. 218 et CART 21, p. 221).

Ces commentaires d'Owens et Hardy sont essentiels, bien qu'ils soient exagérés quant à la régularité de la longueur des cycles. L'impossibilité de conclure quoi que ce soit au regard de tels résultats est d'ailleurs renforcée par le fait qu'on ne peut privilégier aucune des deux corrélations, puisque les décalages temporels relatifs aux séquences «  $-k_c$  avance sur  $A_c$  » et «  $A_c$  avance sur  $k_c$  » sont relativement proches, et les corrélations correspondantes presque identiques <sup>(21)</sup>.

Cependant, contrairement à la période 1898-1922, la période 1874-1897, également analysée par Owens et Hardy (courbe en traits fins du graphique I), est caractérisée par le fait que seule la séquence «  $A_c$  avance sur  $k_c$  » est significative, les coefficients de corrélation obtenus pour la séquence «  $-k_c$  avance sur  $A_c$  » étant trop faibles pour être retenus.

Forts des résultats obtenus sur les deux périodes 1874-1897 et 1898-1922, Owens et Hardy se font ainsi les avocats de la séquence « cours des actions – taux d'intérêt » :

« Les corrélations trouvées dans chacune des périodes sont suffisamment bonnes pour suggérer l'existence d'une force tendant à maintenir une séquence chronologique régulière entre les fluctuations d'une variable et celle de l'autre... Puisque l'un des retards persiste pour la période 1874-1897 de cycles irréguliers alors que l'autre disparaît, une forte probabilité émerge pour que le retard persistant ait une signification plus grande autant pour la dernière période que pour la première. En résumé, les données des deux périodes montrent clairement qu'il y a une tendance prononcée pour les taux d'intérêt à suivre le cours des actions dans son mouvement de hausse ou de baisse, avec un intervalle d'environ 12 mois » <sup>(22)</sup>.

Au total, on voit donc que la conclusion générale qui se dégage de l'analyse d'Owens et Hardy est que les fluctuations conjoncturelles du taux d'intérêt monétaire ne sauraient fournir une explication acceptable des fluctuations conjoncturelles du cours des actions, puisque la « vraie » séquence temporelle serait non pas la séquence «  $-k_c$  avance sur  $A_c$  », mais la séquence «  $A_c$  avance sur  $k_c$  », laquelle est incompatible avec la « Théorie acceptée » d'une influence en sens inverse du taux monétaire sur le cours des actions.

## II

### LA RÉGULARITÉ DE L'INTERDÉPENDANCE ENTRE LE TAUX D'INTÉRÊT MONÉTAIRE ET LE COURS DES ACTIONS

Les résultats obtenus par les auteurs de la littérature sont limités aux États-Unis avant la Seconde Guerre. L'objectif essentiel est ici d'étendre les vérifications empiriques aux États-Unis et à sept autres pays après la Seconde Guerre. La question centrale est de savoir si l'interdépendance dynamique entre le taux d'intérêt monétaire et le cours moyen des actions subsiste et garde les mêmes caractéristiques d'un pays à l'autre et d'une période d'analyse à l'autre.

Avant de présenter les résultats obtenus, il convient de décrire brièvement la méthode utilisée, bien qu'elle reste, dans son principe général, proche de celle d'Owens et Hardy.

22. OWENS and HARDY (1925), pp. 97-98.

## A — Les données de base et les techniques d'analyse

## 1. Les séries numériques et les domaines d'analyse

L'analyse empirique qui suit porte sur les dix domaines d'analyse suivants, les domaines 1 et 2 étant ceux d'Owens et Hardy :

N°	Pays	Périodes	N°	Pays	Périodes
1	États-Unis	1874-1897	6	Canada	1949-1976
2	États-Unis	1898-1922	7	France	1952-1976
3	États-Unis	1947-1976	8	Japon	1952-1976
4	Allemagne Fédérale	1954-1976	9	Royaume-Uni	1952-1976
5	Belgique	1952-1976	10	Suisse	1952-1976

Les données utilisées pour le cours moyen des actions et le taux d'intérêt monétaire sont les *moyennes trimestrielles* des moyennes mensuelles publiées dans les annuaires statistiques. Ces moyennes mensuelles sont elles-mêmes calculées soit à partir de données journalières, soit à partir de données hebdomadaires, selon les pays et les séries.

Le cours moyen des actions est une moyenne pondérée (pondérations d'après les capitalisations boursières) des cours individuels. Lorsqu'il n'existe pas d'indice général pour un pays donné couvrant l'ensemble de la période requise, l'indice du cours des actions du secteur industriel a été retenu <sup>(23)</sup>. Quant au taux d'intérêt monétaire, un taux représentatif des effets à court terme échangés sur le marché monétaire a été retenu pour tous les pays. Par exemple, le taux du papier commercial a été retenu aux États-Unis (conformément à l'analyse d'Owens et Hardy) et le taux de l'argent au jour le jour a été retenu en France. L'Annexe I indique quelles ont été les séries numériques utilisées dans chacun des pays.

## 2. La considération des taux de variation du cours des actions et du taux d'intérêt monétaire

Dans les calculs, je n'ai pas considéré le niveau des deux variables, mais leur taux de variation moyen au cours de chaque trimestre <sup>(24)</sup> :

$$\frac{1}{A} \frac{dA}{dt} (t) = \frac{1}{2} \text{Log} \frac{A(t+1)}{A(t-1)}$$

$$\frac{1}{k} \frac{dk}{dt} (t) = \frac{1}{2} \text{Log} \frac{k(t+1)}{k(t-1)}$$

$A$  : moyenne trimestrielle du cours des actions

$k$  : moyenne trimestrielle du taux d'intérêt monétaire

Les taux de variation ont été préférés aux écarts par rapport aux trends des quantités (méthode d'Owens et Hardy) pour les deux raisons suivantes :

- la considération des taux de variation permet d'éliminer la tendance des quantités sans nécessiter le choix toujours arbitraire et difficile d'un trend;
- les taux de variation de  $A$  et de  $k$  ont permis de dégager des régularités numériques plus frappantes d'un domaine d'analyse à l'autre que les écarts par rapport aux trends des variables, vraisemblablement en raison de la difficulté de déterminer les « bons » trends pour les deux quantités dans tous les pays <sup>(25)</sup>.

23. Compte tenu du fait que, dans les indices généraux, les actions industrielles représentent environ 80 % de l'échantillon, les indices généraux et industriels varient sensiblement de la même manière, l'amplitude des variations des indices industriels étant un peu plus grande.

24. Sur la méthode de calcul suivie pour estimer les taux de variation, voir les intéressantes réflexions de HENTSCH (1981).

25. Seuls des trends polynômiaux ont été considérés dans cet essai, comme d'ailleurs OWENS et HARDY et DAVIS qui ont utilisé des trends linéaires. Au regard des résultats obtenus, des moyennes mobiles devraient améliorer les résultats.

### 3. Les corrélogrammes croisés

L'interdépendance dynamique entre le cours des actions et le taux d'intérêt monétaire est analysée au moyen du corrélogramme croisé entre les taux de variation des deux variables; le corrélogramme croisé donne donc l'évolution du coefficient de corrélation  $r(\tau)$  entre  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  considéré en  $t$  et  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  considéré en  $t + \tau$  pour  $\tau$  allant de  $+8$  à  $-8$  trimestres <sup>(26)</sup>.

Cette technique, qui avait été utilisée par Owens et Hardy, permet en effet une estimation des décalages moyens entre deux séries numériques <sup>(27)</sup>.

Cependant, si le corrélogramme croisé est susceptible de mettre en évidence un décalage temporel moyen, l'estimation de ce décalage moyen reste imprécise si l'on s'en tient au seul jugé subjectif de la courbe  $r(\tau)$  <sup>(28)</sup>. Par conséquent, pour mener à bien une analyse comparée des résultats obtenus selon les pays et selon les périodes, il est nécessaire de trouver une méthode « objective » permettant une détermination précise des décalages moyens à partir des corrélogrammes croisés.

Comme les résultats obtenus ont convergé pour montrer une oscillation de la courbe  $r(\tau)$ , la méthode consistera à ajuster cette dernière courbe par une sinusoïde <sup>(29)</sup> :

*Corrélogramme croisé observé*

$$r(\tau) = r \left[ \frac{1}{A} \frac{dA}{dt}(t), \frac{1}{k} \frac{dk}{dt}(t + \tau) \right]; -8 \leq \tau \leq +8 \text{ trimestres}$$

*Corrélogramme croisé théorique*

$$r^*(\tau) = a \cdot \sin(w\tau + \varphi) + r_0 \quad w = \frac{2\pi}{T}$$

Les paramètres  $a$ ,  $w$ ,  $\varphi$  et  $r_0$  sont déterminés de manière à maximiser le coefficient de corrélation  $\rho$  entre  $r(\tau)$  et  $r^*(\tau)$

Le minimum et le maximum de la sinusoïde, s'ils existent, déterminent les décalages moyens des deux séries  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  et  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$ , la période de la sinusoïde étant donnée par  $T = \frac{2\pi}{w}$ .

26. Pour la méthode des corrélogrammes, voir notamment DAVIS (1941), chapitre 3, pp. 102 à 141; KENDALL (1948), chapitre 30, pp. 396-441; MALINVAUD (1969), chapitres 11 et 12, pp. 440-43 et 466-68; ALLAIS (1979-b), pp. 4 et 15. Cette méthode est couramment appliquée dans le Centre Clément-Juglar d'Analyse monétaire pour étudier les interdépendances dynamiques entre les séries numériques au cours des fluctuations conjoncturelles.

27. On peut illustrer ce point méthodologique essentiel à l'aide d'un modèle simplifié supposant que les taux de variation de  $A$  et de  $k$  ont une même structure périodique (voir ALLAIS, 1979, p. 15).

Si  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  suit  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  de  $\theta$  unités de temps, on peut écrire :

$$\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}(t) = a \cdot \cos wt \quad (\text{max. pour } t = 0) \quad (1)$$

$$\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}(t) = b \cdot \cos w(t - \theta) \quad (\text{max. pour } t = \theta) \quad (2)$$

avec  $w = 2\pi/T$ ,  $T$  représentant la période supposée commune aux deux séries. D'après ces hypothèses, on peut montrer que le coefficient de corrélation  $r(\tau)$  entre  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  considéré en  $t$  et  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$ , considéré en  $t + \tau$ , possède la même structure périodique (de période  $T$ ) que  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  et  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$ , et qu'il est maximum ( $r(\tau) = 1$ ) pour  $\tau = \theta$ . On obtient en effet :

$$r(\tau) = r \left[ \frac{1}{A} \frac{dA}{dt}(t), \frac{1}{k} \frac{dk}{dt}(t + \tau) \right] = \cos w(\tau - \theta) \quad (3)$$

Cet exemple très simple montre que la technique du corrélogramme croisé peut permettre une mise en évidence des périodes moyennes et des décalages moyens entre les séries considérées deux à deux. On doit ajouter sur ce point que l'adjonction de termes aléatoires  $\varepsilon_A(t)$  et  $\varepsilon_k(t)$  respectivement dans les équations (1) et (2) ne modifie pas les résultats obtenus quant à l'estimation de la période moyenne  $T$  et du décalage moyen  $\theta$  (la courbe  $r(\tau)$  a une amplitude d'autant plus limitée que les termes aléatoires  $\varepsilon_A$  et  $\varepsilon_k$  ont une variance forte par rapport aux termes périodiques en cosinus).

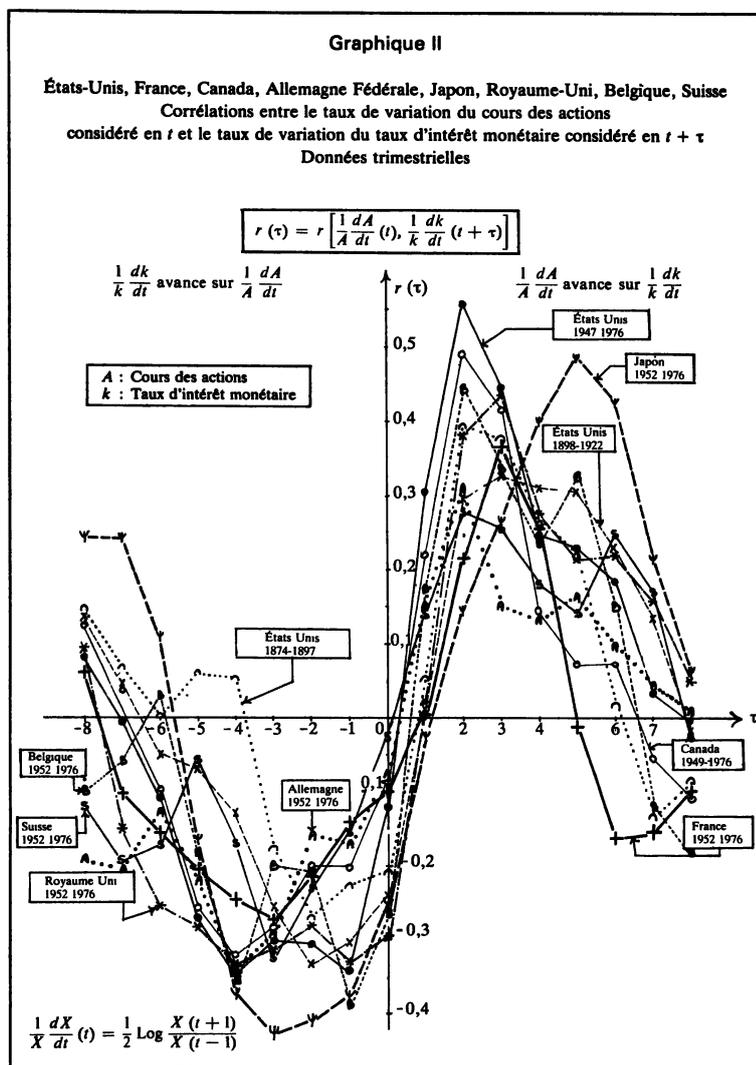
28. OWENS et HARDY (1925) avaient ajusté le corrélogramme croisé au jugé (graphique I) : cette méthode est trop approximative pour permettre des comparaisons efficaces entre les différents domaines d'analyse. DAVIS (1941), p. 105, retient le maximum de la courbe  $r(\tau)$  pour fixer la valeur du décalage moyen : cette méthode est encore plus imprécise et critiquable.

29. On aurait pu également utiliser un polynôme. Cependant, le phénomène oscillatoire observé sur les courbes  $r(\tau)$  suggère un ajustement par une sinusoïde. En tout état de cause, seuls les résultats obtenus peuvent justifier la méthode retenue, laquelle reste inévitablement arbitraire.

## B — Les résultats obtenus

## 1. Les corrélogrammes croisés observés

Le graphique II donne les coefficients de corrélation  $r(\tau)$  obtenus entre le taux de variation du cours des actions considéré en  $t$  et le taux de variation du taux d'intérêt monétaire considéré en  $t + \tau$ , pour  $\tau$  allant de  $-8$  à  $+8$  trimestres. Il est frappant de constater un même mouvement d'ensemble des dix courbes  $r(\tau)$  obtenues pour les dix domaines d'analyse, avec toutefois un écart important pour le



Japon par rapport au mouvement général (partie supérieure droite du graphique). Mais nous ne sommes pas plus avancés sur la question de savoir quelle variable précède ou suit l'autre, puisqu'à la fois les séquences  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  avance sur  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  et  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  avance sur  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  existent dans tous les domaines analysés. On peut néanmoins faire d'ores et déjà les deux remarques suivantes :

a) La thèse d'Owens et Hardy selon laquelle la séquence « taux d'intérêt avance sur le cours des actions » (corrélation négative) disparaîtrait pendant certaines périodes, ne tient plus avec la spécification retenue ici (considération des taux de variation des quantités au lieu des écarts par rapport au trend). En effet, pour les deux périodes 1874-1897 et 1898-1922 analysées par Owens et Hardy (États-Unis), les deux séquences temporelles «  $-\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  avance sur  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  » et «  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  avance sur  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  »

existent. Il en résulte donc que l'argument fondamental avancé par Owens et Hardy pour critiquer la « Théorie acceptée » (absence de la séquence « taux d'intérêt-cours des actions » pendant la période 1874-1897) ne peut plus être soutenu. Subsiste par contre une interdépendance dynamique remarquable entre les deux variables, gardant des caractéristiques proches à travers le temps et l'espace <sup>(30)</sup> <sup>(31)</sup> <sup>(32)</sup>.

b) La corrélation entre  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  et  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  considérés au même instant est toujours *négative* bien que faible (moyenne des  $r(\tau) = -0,17$  pour  $\tau = 0$ ). Ce résultat tend à indiquer qu'en moyenne, lorsque  $k$  s'élève, le cours des actions a plus tendance à s'abaisser qu'à s'élever, conformément à la « Théorie acceptée ».

Il nous reste maintenant à préciser les résultats obtenus dans le but de les comparer d'un domaine d'analyse à l'autre :

## 2. Ajustement des corrélogrammes croisés par des sinusoides

La *planche I* donne les résultats obtenus en ajustant chacun des 10 corrélogrammes croisés présentés sur le graphique II par une sinusoides. Pour chaque pays, chacun étant représenté par un corrélogramme croisé, un ajustement a donc été effectué. Dans chaque case, chacune relative à un pays donné, sont représentés à la fois l'ajustement relatif au pays indiqué (en traits fins) et l'ajustement commun à l'ensemble des pays (en traits épais), ce dernier étant donc le même pour toutes les cases <sup>(33)</sup>.

Les résultats obtenus suggèrent trois remarques essentielles :

- les coefficients de corrélation  $\rho(r, r^*)$  entre les valeurs observées données par le corrélogramme et les valeurs théoriques (sinusoides) sont élevés pour tous les pays, allant d'un minimum de 0,837 (U.S.A., 1874-1897) à un maximum de 0,988 (Japon, 1952-1976), ce qui témoigne a posteriori de la valeur de la méthode employée;
- une seule et même sinusoides (celle de l'ajustement moyen) permet de représenter très approximativement les observations pour tous les pays étudiés, ce qui confirme l'existence d'une *régularité numérique* remarquable, gardant des caractéristiques proches à travers le temps et l'espace;
- en moyenne,  $-\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  précède  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  de 10,3 mois et  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  précède  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  de 11,2 mois.

Ces deux décalages sont donc longs et presque symétriques.

30. J'ajoute que je viens d'obtenir des résultats comparables en Suède (1959-79) et en Australie (1968-79).

31. Les coefficients de corrélation au niveau des minima ( $r(\tau)$  négatif) ou des maxima ( $r(\tau)$  positif) sont compris entre 0,3 et 0,5. Bien que peu élevés, ces coefficients reflètent pourtant l'existence d'une réalité sous-jacente, pour deux raisons :

- la première, c'est qu'ils portent sur des séries stationnaires, les taux de variation éliminant la tendance des séries;
- la seconde tient à la convergence des résultats obtenus dans les dix domaines d'analyse. Cette convergence montre qu'un calcul unique englobant *simultanément* les dix domaines d'analyse donnerait une valeur minimale et une valeur maximale du coefficient  $r(\tau)$  assez voisines des valeurs obtenues pour chacun des dix domaines (à condition toutefois de standardiser les taux de variation de  $A$  et de  $k$ ). Or, cet ajustement porterait sur plus de 1 000 observations!

32. Je tiens à souligner que des simulations effectuées à partir de séries aléatoires prouvent, s'il est besoin, que les algorithmes suivis dans les calculs ne sauraient en aucune manière expliquer les résultats obtenus.

33. Comme chacun des dix corrélogrammes fait intervenir 17 observations, l'ajustement global porte donc sur 170 observations.

Taux de variation du cours des actions et taux de variation du taux d'intérêt à court terme :

Ajustement des corrélogrammes croisés par une sinusoïde

$$r(\tau) = r \left[ \frac{1}{A} \frac{dA}{dt}(t), \frac{1}{k} \frac{dk}{dt}(t + \tau) \right]$$

Source : Graphique II.

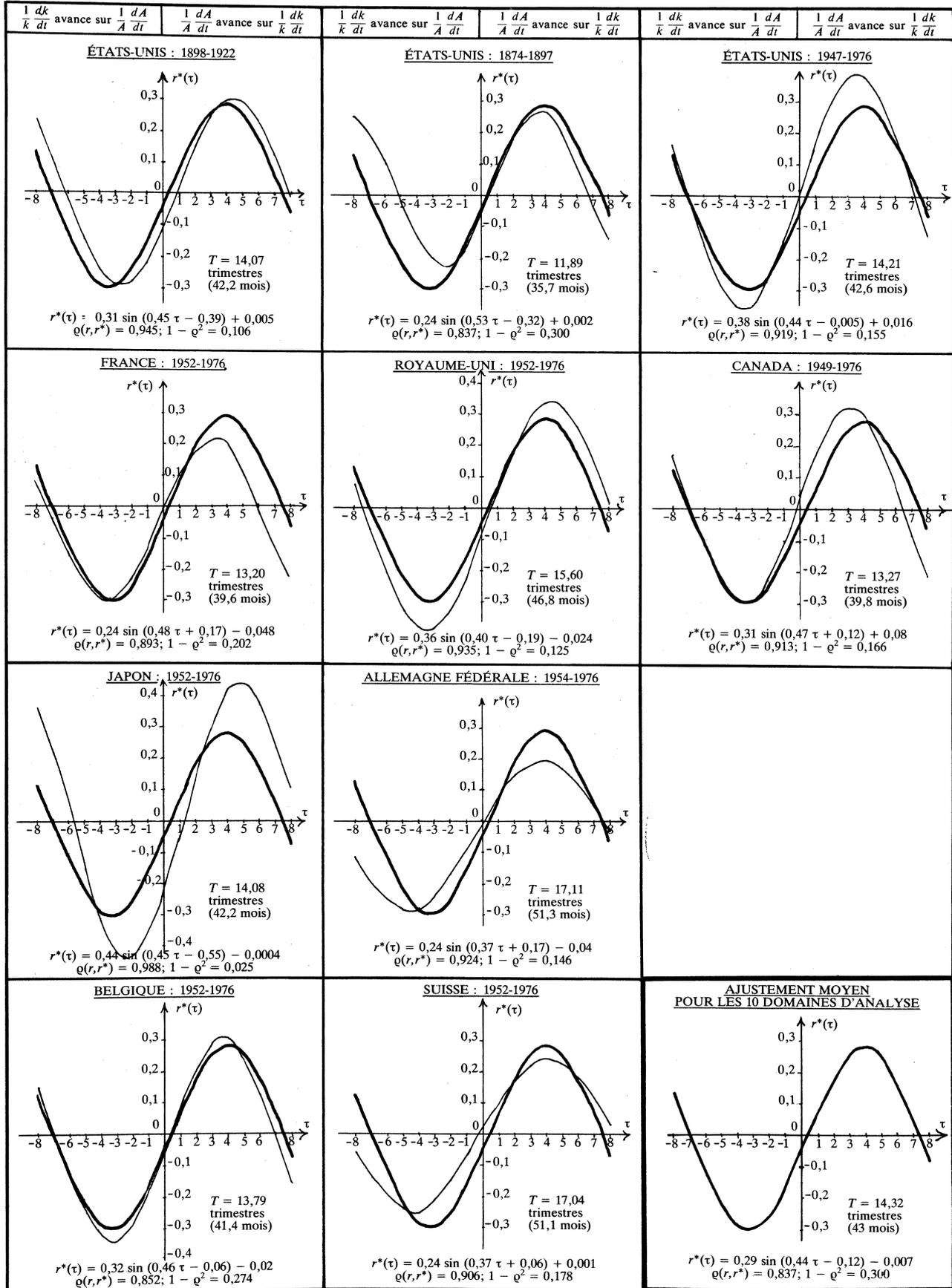


TABLEAU 1

*Cours des actions et taux d'intérêt monétaire*  
*Périodes et décalages moyens*

Estimations : ajustement du corrélogramme croisé  $r \left[ \frac{1}{A} \frac{dA}{dt} (t), \frac{1}{k} \frac{dk}{dt} (t + \tau) \right]$  par une sinusoïde

Domaines analysés (ordre croissant par rapport aux périodes des sinusoïdes)	Périodes des sinusoïdes estimées (en mois)	Décalages temporels moyens (en mois)	
		avance sur	avance sur
États Unis 1874-1897 . . . . .	35,7	- 7,0	10,9
France 1952-1976 . . . . .	39,6	- 10,9	8,8
Canada 1949-1976 . . . . .	39,8	- 10,7	9,2
Belgique 1952-1976 . . . . .	41,4	- 10,0	10,6
États-Unis 1898-1922 . . . . .	42,2	- 8,0	13,1
Japon 1952-1976 . . . . .	42,2	- 6,9	14,1
États-Unis 1947-1976 . . . . .	42,6	- 10,5	10,8
Royaume-Uni 1952-1976 . . . . .	46,8	- 10,2	13,2
Suisse 1952-1976 . . . . .	51,1	- 13,2	12,3
Allemagne Fédérale 1954-1976 . . . . .	51,3	- 14,2	11,5
Ajustement moyen . . . . .	43,0	- 10,3	11,2
Écart relatif moyen par rapport à l'ajustement moyen (*) . . . . .	8,6 %	17,7 %	12,4 %
		15,0 %	

Sources : Planche I.

(\*)  $\frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} \text{Log} \frac{x_i}{\bar{x}}$ , avec  $x_i$  : paramètre estimé pour le pays  $i$   
 $\bar{x}$  : paramètre estimé pour l'ajustement moyen.

Cependant, une telle régularité ne doit pas faire perdre de vue un autre phénomène essentiel : *il existe des écarts entre les décalages moyens et entre les périodes des sinusoïdes selon les domaines d'analyse, comme le montre le tableau 1*. On voit que l'écart relatif par rapport à l'ajustement moyen est de 8,6 % pour les périodes estimées, et de 15 % en moyenne pour les deux décalages temporels (avance de  $-\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  sur  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  et avance de  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  sur  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$ ). Ces écarts ne sauraient donc être ignorés, bien qu'ils ne soient pas considérables. Enfin, je voudrais souligner que chaque estimation (période moyenne ou décalage moyen) est affectée d'une incertitude d'autant plus grande que les minima et maxima de la courbe  $r(\tau)$  sont plats. Compte tenu de ces incertitudes, il reste possible que la variabilité réelle des périodes des sinusoïdes et des décalages moyens soit moins encore importante en fait qu'il n'apparaît sur le tableau 1.

### 3. Décalages temporels et spécifications retenues : Discussion

Naturellement, les décalages temporels mis en évidence entre le taux d'intérêt monétaire et le cours moyen des actions ne valent que si l'on tient compte du *taux de variation* du taux d'intérêt monétaire et du *taux de variation* du cours des actions.

Pour illustrer notre propos, prenons pour simplifier les exemples du Japon et de l'Allemagne Fédérale après la Seconde Guerre Mondiale, où le taux d'intérêt monétaire  $k$  n'a pas de tendance. Étant donné que  $k$  est soumis à des fluctuations conjoncturelles, les fluctuations du niveau  $-\text{Log } k$  sont en retard sur le taux de variation  $-\frac{d \text{Log } k}{dt} = -\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$ . Si  $-\text{Log } k$  était une sinusoïde de période  $T$ , l'avance de  $-\frac{d \text{Log } k}{dt}$  sur  $-\text{Log } k$  serait égale à  $T/4$ , soit le quart de la période de  $-\text{Log } k$ . Pour les pays où le taux monétaire connaît une tendance, il suffit de remplacer  $\text{Log } k$  par l'écart par rapport au trend  $\text{Log } \frac{k}{k_T}$  ( $\text{Log } k_T = at + b$ ) pour que le raisonnement ci-dessus puisse s'appliquer.

Par conséquent, la considération du *niveau* conjoncturel du taux monétaire au lieu de la *variation* de ce taux peut remettre en cause non seulement l'importance des décalages, mais encore leurs sens<sup>(34)</sup>, ce qui peut changer radicalement l'interprétation économique des résultats.

Qu'en est-il en fait? La réalité est que l'écart par rapport au trend changé de signe du taux d'intérêt monétaire,  $-\text{Log } k/k_T$ , suit le taux de variation du cours des actions  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  d'environ en moyenne 0,5 à 1 trimestre, excepté en Allemagne où les grandeurs sont approximativement en phase<sup>(35)</sup>. Par conséquent, bien que le signe de la corrélation soit conforme à la « Théorie acceptée », l'avance des *variations* boursières sur le *niveau* conjoncturel du taux d'intérêt monétaire changé de signe est en désaccord avec cette théorie.

Pour les mêmes raisons, on peut s'interroger sur les résultats issus de la spécification reliant l'écart par rapport au trend du cours des actions  $\text{Log } A/A_T$  ( $\text{Log } A_T = at + bt^2 + c$ ) au *taux de variation*  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  du taux à court terme. Cette dernière spécification a dégagé une régularité selon les pays moins suggestive qu'en considérant les taux de variation des deux séries (graphique II), excepté pour la France où le coefficient  $r(\tau)$  reste trop faible quelle que soit la valeur de  $\tau$  pour avoir une signification. Pour les pays autres que la France,  $\text{Log } A/A_T$  précède  $\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  d'environ et en moyenne un trimestre (la corrélation

34. On peut illustrer ce point méthodologique essentiel par l'exemple de séries périodiques (voir ALLAIS, 1979-b, p. 3). Comme les fluctuations de  $-\text{Log } k_c$  précèdent celles de  $\text{Log } A_c$  de  $\theta$  unités de temps, on peut écrire :

$$\text{Log } A_c = b \cdot \cos w(t - \theta) \quad w = 2\pi/T \quad (1)$$

(max. pour  $t = \theta$ )

$$-\text{Log } k_c = a \cdot \cos wt \quad T = \text{période} \quad (2)$$

(max. pour  $t = 0$ )

où  $\text{Log } A_c$  et  $\text{Log } k_c$  représentent respectivement les écarts par rapport au trend du cours des actions et du taux d'intérêt monétaire. Dans ces conditions, les dérivées ont pour expression :

$$-\frac{d \text{Log } A_c}{dt}(t) = \frac{1}{A_c} \frac{dA_c}{dt}(t) = bw \cos w(t + T/4 - \theta) \quad (3)$$

= (max. pour  $t = -T/4 + \theta$ )

$$-\frac{d \text{Log } k_c}{dt}(t) = \frac{1}{k_c} \frac{dk_c}{dt}(t) = aw \cos w(t + T/4) \quad (4)$$

$-\frac{1}{k_c} \frac{dk_c}{dt}$  précède  $\frac{1}{A_c} \frac{dA_c}{dt}$  de  $\theta$  unités de temps. En outre, on voit que selon les valeurs de  $\theta$  et de  $T/4$ ,  $-\text{Log } k_c$  pourra précéder, suivre, ou être concomitant avec  $\frac{1}{A_c} \frac{dA_c}{dt}$ . En effet :

- si  $\theta = T/4$ ,  $-\text{Log } k_c$  et  $\frac{1}{A_c} \frac{dA_c}{dt}$  sont en phase
- si  $\theta > T/4$ ,  $-\text{Log } k_c$  avance sur  $\frac{1}{A_c} \frac{dA_c}{dt}$  de  $[\theta - T/4]$
- si  $\theta < T/4$ ,  $\frac{1}{A_c} \frac{dA_c}{dt}$  avance sur  $-\text{Log } k_c$  de  $[T/4 - \theta]$

Par conséquent, selon la spécification envisagée (niveau ou dérivée), les décalages peuvent changer de signe, ce qui est susceptible de modifier radicalement les interprétations économiques.

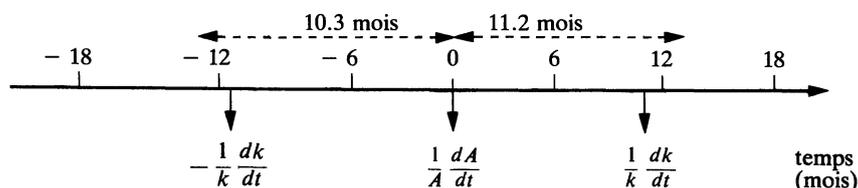
35. On a donc la condition  $\theta < T/4$ , par analogie avec le cas théorique présenté dans la note précédente. On peut, sur ce point, constater une bonne cohérence des calculs. En effet, au regard des moyennes obtenues pour les dix domaines d'analyse (voir tableau 1) on a bien  $\theta = 10.3$  mois  $< T/4 = 10.75$  mois (les estimations étant faites à partir des taux de variation de  $A$  et de  $k$ ).

étant positive). Par conséquent, même en excluant l'échec pour la France <sup>(36)</sup>, cette corrélation ne saurait donc étayer pour les autres pays la « Théorie acceptée », qui implique une corrélation négative entre les deux variables et une avance (ou une concomitance) du taux d'intérêt sur le cours des actions.

### CONCLUSIONS

Les recherches dont les principaux résultats viennent d'être exposés ont montré qu'il existe approximativement la même interdépendance dynamique entre les variations du cours des actions et celles du taux d'intérêt à court terme pour les différents pays et périodes analysés, à tel point que l'on peut avancer l'idée qu'il existe des régularités numériques gardant des caractéristiques proches à travers le temps et l'espace, régularités dont toute théorie doit s'accommoder.

L'interdépendance dynamique entre le cours des actions et le taux monétaire peut se résumer par le schéma suivant qui donne les décalages moyens observés entre les deux variables <sup>(37)</sup> <sup>(38)</sup> :



Deux idées paraissent se dégager d'un tel résultat. La première est qu'Owens et Hardy s'étaient trompés en suggérant que la bonne séquence serait la séquence « cours des actions-taux monétaire (corrélation positive) » <sup>(39)</sup>. La seconde est qu'il paraît difficile d'interpréter les régularités observées en termes de relation de causalité entre le taux d'intérêt et le cours des actions, conformément à la « Théorie acceptée ». Nous rejoignons donc ici la conclusion générale d'Owens et Hardy — à savoir que le taux monétaire ne saurait être considéré comme une cause majeure des fluctuations conjoncturelles du cours des actions — mais sans nier pour autant l'existence de la séquence « taux d'intérêt-cours des actions » (corrélation négative) comme les deux auteurs l'avaient fait.

Mais pourquoi donc rejeter la « Théorie acceptée » en tant qu'explication, même partielle, des fluctuations conjoncturelles de l'ordre de 3 à 5 ans du cours des actions, puisque le taux d'intérêt à court terme changé de signe précède le cours des actions? La raison est très simple :

$$\text{l'avance de } -\frac{1}{k} \frac{dk}{dt} \text{ sur } \frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$$

*est trop importante pour envisager un lien de causalité puissant entre les deux variables.* En effet, est-il réaliste de penser que les spéculateurs en bourse, qui a priori doivent réagir très rapidement aux varia-

36. Des résultats acceptables pourraient être sans doute obtenus avec le choix d'une autre tendance pour  $A$ . Ce résultat n'est donc pas définitif.

37. Ce schéma est déduit des résultats donnés par l'ajustement global des dix corrélogrammes par une seule sinusoïde (courbe épaisse de la planche I).

38. Ce résultat pourrait suggérer l'idée de tenter de prévoir les variations du cours des actions en prenant en compte les variations précédentes du taux d'intérêt. Une telle « prévision » ne saurait être que conditionnelle. En effet, elle suppose que la « prévision » du retournement de  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  prochain se passera exactement dans  $\theta$  unités de temps,  $\theta$  étant l'avance moyenne de  $-\frac{1}{k} \frac{dk}{dt}$  sur  $\frac{1}{A} \frac{dA}{dt}$  ce qui est très improbable car les décalages temporels varient fortement d'un cycle à l'autre, bien que le sens du décalage soit toujours le même. Sur ce point important, les résultats issus de l'approche du N.B.E.R. sont très significatifs : voir le n° d'octobre 1977 du Business Condition Digest, p. 103, séries 19 (Stock Prices) et 109 (Average prime rate charged by banks). Il y a sans aucun doute ici une voie de recherche intéressante, consistant à étudier la distribution des retards pour déterminer leur loi de probabilité.

39. Voir ci-dessus, Section II, § B, § 1, point a).

tions du taux monétaire s'ils veulent réaliser des profits en « achetant » des encaisses monétaires pour les placer en actions, attendent presque une année avant de modifier leur comportement, consécutivement à une variation du taux monétaire? De toute évidence, une telle hypothèse paraît très improbable.

Il faut ajouter qu'aucune des autres spécifications envisagées (taux de variation de  $A$  et écart au trend de  $k$ ; écart au trend de  $A$  et taux de variation de  $k$ ) n'a permis d'établir la possibilité d'une causalité allant du taux d'intérêt monétaire (changé de signe) vers le cours des actions.

Que déduire donc des résultats obtenus sinon que la remarquable interdépendance dynamique entre les variations conjoncturelles du taux d'intérêt monétaire et celles du cours des actions ne résulte pas pour l'essentiel d'une relation de causalité entre les deux variables telle que le postule la « Théorie acceptée »?

Par élimination, on est donc amené à l'idée que l'interdépendance entre le cours des actions et le taux d'intérêt monétaire observée dans le cadre des fluctuations conjoncturelles de 3 à 5 ans résulte pour l'essentiel d'un même groupe de facteurs affectant les deux variables <sup>(40)</sup>.

La conclusion générale de cet article est donc que les fluctuations conjoncturelles du taux d'intérêt monétaire ne sauraient fournir une explication des fluctuations conjoncturelles du cours moyen des actions, en dépit de la régularité frappante de l'interdépendance dynamique entre les deux variables selon les pays et les périodes. Mais il ne faudrait pas en déduire pour autant que le taux monétaire n'a

## ANNEXE I

### Séries numériques utilisées

Pays (Périodes)	Cours des actions $A$	Taux à court terme $k$
États-Unis 1947-1976	Standard and Poor's Composite Index 1941 - 43 = 10	Prime commercial Paper, 4-6 Months
États-Unis 1874-1922	Moyenne des cours d'un échantillon d'actions industrielles Owens et Hardy, 1925, pp. 187-91	Rate on Prime non Collateral Paper in New York, 60-90 days Owens et Hardy, 1925, pp. 180-84
Allemagne Fédérale 1954-1976	Industrial Share Prices 1967 = 100	Taux des bons du Trésor 60 à 90 jours
Belgique 1952-1976	Cours des actions industrielles à Bruxelles et Anvers 1970 = 100	Taux de l'argent au jour le jour
Canada 1949-1976	Share Prices 1967 = 100	Rendement des billets du Trésor à 3 mois
France 1952-1976	Indice INSEE des valeurs françaises à revenu variable 1949 = 100	Taux de l'argent au jour le jour sur effets privés
Japon 1952-1976	Share Prices, Tokio 1967 = 100	Average Call Money Rates, Unconditional
Royaume Uni 1952-1976	Industrial Share Prices 1967 = 100	Rate for three Months Bank Bills
Suisse 1952-1976	Indice Suisse des actions Banque Nationale Suisse 1966 = 100	Taux de l'argent à 2 jours

40. Ces facteurs communs peuvent être soit endogènes au système économique et social (d'autres variables économiques par exemple), soit lui être exogènes (sur cette dernière interprétation, voir ALLAIS (1980), pp. 19-40 selon qui l'essentiel des fluctuations quasi périodiques des séries économiques résulterait d'effets exogènes de nature physique, que pour la commodité l'auteur nomme « Facteur X »).

aucune influence sur le cours des actions. Cette influence, très probable, ne se situe pas pour l'essentiel au niveau des fluctuations conjoncturelles de l'ordre de 3 à 5 ans, mais au niveau des variations à très court terme (le jour ou la semaine) <sup>(41)</sup>. Cependant, cette dernière hypothèse reste à être corroborée par les données de l'observation.

---

41. En effet, l'amplitude des variations du taux monétaire est parfois si importante qu'il paraît difficile de penser qu'elles n'aient aucune répercussion sur la répartition entre les actifs monétaires et financiers. Il est possible que la corrélation toujours négative observée entre les variations trimestrielles du taux monétaire et du cours des actions considérées au même instant ( $\tau = 0$ ) résulte de l'influence du taux monétaire sur la bourse.

## ANNEXE II

### BIBLIOGRAPHIE

- ALLAIS (M.) (1969). — Growth and Inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Août 1969, pp. 355-462 (voir appendice A).  
(1979). — Théorie d'ALLAIS, Cours des Actions : Facteurs économiques déterminants du Trend et « Facteur X » des fluctuations conjoncturelles. Lignes directrices. *Note miméo*, n° 3741, juillet 1979, p. 17.  
(1980). — Rapport d'activité scientifique, centre d'analyse économique, E.R.A. 070-196, septembre 1980, 132 p. (voir pp. 19-40).
- DAVIS (H.T.) (1941). — The Analysis of Economic Time Series, *The Principia Press*, Bloomington, 1941 (voir chapitre 3).
- DURAND (J.-J.) (1977). — La dynamique des taux d'intérêt à court terme, *Thèse de Doctorat d'État* soutenue le 6 mai 1977, Université de Paris-X, Centre Clément-Juglar d'analyse monétaire, 573 p.
- HENTSCH (J.-C.) (1981). — Réflexions simplistes sur le pourcentage, *Journal de la Société de Statistique de Paris*, tome 122, n° 2, 1981, page 107.
- KENDALL (M.-G.) (1948). — The advanced Theory of Statistics, *Griffin*, London 1948, T. II (voir chapitre 30).
- LAULANIE (J.-F.) de (1977). — Les variations du taux de profit et les mouvements boursiers, *Banque*, n° 360, mars 1977, pp. 298-307.
- MACAULAY (F.-R.) (1938). — Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the United States Since 1856, *National Bureau of Economic Research*, 235 p. + 351 d'annexes (voir chapitre VII, Factual Leads or Lags and Empirical Forecasting, pp. 209-235).
- MACHLUP (Fritz) (1931). — The Stock Market, Credit and Capital Formation, *The McMillan Company*, New York, 1940, p. 416 (voir pp. 275 et suivantes).
- MALINVAUD (E.) (1969). — Méthodes statistiques de l'économétrie, *Dunod*, Paris, 1969, 782 p. (voir chapitres 11 et 12).
- OWENS (R.N.) and HARDY (C.O.) (1925). — « Interest Rates and Stock Speculation » — A study of the Influence of the Money Market on the Stock Market. *George Allen and Unwin*, London 1925, 197 pages.
- PERSONS (W.M.) (1927). — Money Rates, Bond Yields and Security Prices, *The Review of Economic Statistics*, April 1927, pp. 93-102.
- PERSONS (W.M.) and FRICKEY (E.) (1926). — Money Rates and Security Prices. *The Review of Economic Statistics*, April 1926, pp. 29-46.
- PRAT (G.) (1980). — La dynamique du cours moyen des actions et la conjoncture économique, *Thèse de Doctorat d'État* soutenue le 2 mai 1980, Université de Paris-X, Centre Clément-Juglar d'analyse monétaire, 1 020 p., trois tomes (voir pp. 52-79; 496-522).
- THOREAU (R.) (1975). — Essai d'une méthode de prévision boursière, *Analyse Financière*, 4<sup>e</sup> trimestre 1975, pp. 44-59.
- TOBIN (J.) (1974). — Inflation, Interest Rates and Stock Values, *The Morgan Guaranty Survey*, published by the Morgan Guaranty Trust Company of New York, July 1974, pp. 4-7.