

Février 1999

Cahier de recherche n° 9905
**Existence d'une relation d'équilibre
entre variables économiques
et variables financières
sur le marché français**

Isabelle PRAS
Docteur en Gestion¹
CEREG- Generali Finances²

¹ Article extrait de la thèse dirigée par le professeur Jacques Hamon

² CEREG, Université Paris Dauphine, Place du Maréchal de Lattre de Tassigny 75 775 Paris cedex 16
Generali Finances, 74 rue Saint-Lazare 75 009 PARIS- ipras@gvie.generalifinances.fr

Existence d'une relation d'équilibre entre variables économiques et variables financières sur le marché français

Résumé

Les gestionnaires d'actifs financiers utilisent les notes de conjoncture publiées par différentes institutions financières pour acheter et vendre les titres qu'ils ont en portefeuille. Ces notes présentent les évolutions de variables économiques et financières. Ces variables participent donc au processus d'élaboration des prix des actifs financiers. L'objet de cet article est de mettre en évidence, à partir de l'information contenue dans ces notes, l'existence et la forme d'une relation sur le marché financier français entre d'une part les prix des actions ou les taux d'intérêt et d'autre part l'évolution de la valeur des variables économiques.

Trois relations de cointégration ou d'équilibre à long terme sont mises en valeur. Le taux court français est lié au taux long français et au taux court américain. Le taux long français est lié à la dette interne, aux prix à la consommation, à la production industrielle et au taux long américain. Enfin l'indice SBF 250 avec dividendes est lié à la production industrielle, aux taux long et court français et à l'indice S&P 500 avec dividendes.

Abstract

Assets managers use financial institutions market studies to allocate assets. These studies show the evolution of financial and economic variables. These variables contribute to the determination of assets price. The purpose of this paper is to test the existence and the form of a relation on the French financial market between the equity or interest rates prices and the economic variables variations.

Three long term equilibrium relations are enlightened. The French short term interest rates are linked to the French long term interest rates and the American short term interest rates. The French long term interest rates are linked to the domestic debt, the consumption prices, the industrial production and the American long term interest rates. Then the SBF 250 index with dividends is linked to the industrial production, the short and long term interest rates and the S&P 500 with dividends.

Sommaire

I Introduction	04
II Détermination des variables explicatives principales	07
III Méthodologie des tests	08
1 Les tests de causalité	08
2 Les tests d'intégration	09
3 Les tests de cointégration	11
VI Il existe une relation d'équilibre entre certaines variables économiques et les produits de taux et les actions	14
1 Les résultats issus des tests de causalité	14
2 Les résultats issus des tests d'intégration	17
3 Les résultats issus des tests de cointégration	19
V Conclusion	21
Bibliographie	22

I Introduction

Les gestionnaires de titres financiers reçoivent régulièrement, des cabinets d'études et d'institutions financières, des notes de conjoncture qui présentent des indicateurs économiques globaux. A partir de l'évolution de ces indicateurs, ils vont ajuster leurs analyses et estimer des prix de ventes ou d'achats pour les titres qu'ils gèrent. Ainsi la valeur des actifs résulte des différentes anticipations et stratégie d'investissement. L'existence d'une relation entre l'évolution de la valeur des actifs financiers et celle des variables économiques serait le gage que les prix de ces actifs financiers ne se forment pas en dehors de la réalité économique. De manière plus pragmatique, les gestionnaires désirent connaître les variables ayant une influence significative sur les prix des actifs financiers. Dès lors, nous nous attacherons à déterminer quelles sont celles des variables qui ont une relation significative avec les évolutions des valeurs des actifs financiers, spécifiquement sur le marché français, puis, ce que peut être la forme de cette relation sur ce marché.

Une première approche consiste à considérer les corrélations multiples. Alain Cotta (1976) démontre ainsi le principe d'une interdépendance dynamique des fluctuations de taux d'intérêt. Il utilise comme variables explicatives des variables domestiques (inflation, croissance réelle, variables monétaires ou d'épargne,...) et des variables étrangères (taux de change, solde des balances extérieures, taux d'intérêt étranger). Le taux d'intérêt domestique est expliqué économétriquement (avec des corrélations) par les taux d'intérêt étrangers, les taux de change et les produits nationaux.

Une deuxième approche consiste à tester si la connaissance de l'évolution des variables économiques améliore la prévision de la valeur des niveaux des taux d'intérêt ou du rendement des actions.

Par exemple, le modèle APT (*Arbitrage Pricing Theory*) présenté par Ross en 1976 est un modèle multi facteurs qui définit le rendement attendu comme dépendant d'une série de facteurs économiques. Les révisions des anticipations des niveaux des variables financières et économiques expliquent ainsi les évolutions des rendements des actions. L'APT est donc un modèle de type prévisionnel et quantifiant les sensibilités à certains paramètres. Mais Ross ne définit pas les facteurs à prendre en considération. Chen, Roll et Ross (1983) ont démontré l'existence de quatre facteurs macro-économiques significatifs sur le marché américain : un indice de production industrielle, la modification de la prime de défaut, l'inflation non anticipée et l'écart entre les taux courts et les taux longs des obligations d'Etat. Connor et

Korajczyk (1993) proposent une approche statistique nouvelle de la détermination du nombre de facteurs économiques à retenir. Les auteurs retiennent six facteurs pour le mois de janvier et deux facteurs pour tous les autres mois. Chan, Karceski et Lakonishok (1997) ont aussi recherché la capacité d'un certain nombre de facteurs à expliquer les variations des rentabilités des actions. Leur étude est réalisée sur des rentabilités réelles et non attendues. Aux variables économiques, ils ajoutent des facteurs comptables (facteurs taille de la société, *book-to-market*, taux de dividendes), facteurs statistiques et les rentabilités passées des titres étudiés. Fontaine (1987) a déterminé des facteurs liés aux évolutions non anticipées des variables économiques qui ont une influence sur les rentabilités des actifs financiers. Six facteurs significatifs apparaissent, dont cinq sont liés à des variables économiques. Le premier facteur est composé de la rentabilité du portefeuille de marché et de la balance commerciale. Le deuxième facteur est lié à la rentabilité du portefeuille. Le troisième facteur est expliqué par les variations de la partie non anticipée de l'inflation. Le quatrième facteur est composé du taux de croissance de la production, de la structure à terme et de la variation du taux de croissance de la masse monétaire. Le cinquième facteur est lié à la variation du taux de croissance de la masse monétaire.

Aussi, certaines variables économiques peuvent être implicitement présentes dans la courbe des taux d'intérêt. Harvey (1988) propose d'analyser la forme de la courbe des taux comme une anticipation de l'évolution de certains critères économiques. Ainsi, la structure des taux réels est un indicateur prévisionnel de la croissance de la consommation. Son étude a été réalisée sur le marché américain avec les variables : *spread* de taux, consommation et rentabilité des actions. En revanche, pour Fama (1990), les rentabilités passées des actions sont un meilleur élément de prédiction de l'évolution de la croissance que les taux d'intérêt. Bange (1996) a testé ces modèles en Allemagne, au Japon et aux Etats-Unis. Les résultats sont différents selon les périodes et les pays, mais aucun des deux modèles n'est réellement supérieur à l'autre.

En outre, les évolutions des variables économiques sont dépendantes de celles des autres pays. Harvey (1991) met en évidence que la rentabilité attendue sur les titres d'un pays en particulier, dépend de l'exposition au risque de ce pays. Dans son étude sur le marché français (1991), il met en évidence un lien entre l'économie française et les économies allemandes et américaines. Karolyi et Stulz (1996) étudient, eux, l'impact des évolutions du marché américain sur le marché japonais. Les annonces des données macro-économiques ont un impact significatif sur le change dollar/yen et sur les taux américains. La corrélation entre ces deux marchés est élevée, lorsque les marchés sont volatiles.

Une troisième approche consiste à considérer les relations entre variables économiques comme des équilibres. Hormis des chocs ponctuels, les anticipations ne créeraient pas de divergences durables entre variables économiques. La Caisse des Dépôts et Consignations, dans une note du service de la recherche (juin 1996), a montré l'existence de relations stables entre les taux des pays du G5. L'évolution des taux d'intérêt de chaque pays n'est pas indépendante des évolutions des taux des autres pays. Cette cohérence des évolutions au sein d'un même marché peut se vérifier au sein d'un même pays. Strauss (1996) a testé l'existence d'une relation d'équilibre dans six pays. L'auteur a analysé la relation de parité des pouvoirs d'achat, de ce fait les variables prises en compte sont seulement le taux de change nominal, les prix et le différentiel de productivité.

L'objet de cet article est de démontrer l'existence d'une relation d'équilibre entre les évolutions des valeurs de certaines variables économiques et d'une part celles des taux d'intérêt français et d'autre part celles des actions de la bourse de Paris. Cette étude est spécifique au marché français, s'appuie sur des informations utilisées par des opérationnels (traders, gestionnaires,...) et intègre des variables de marchés étrangers. Les études sont réalisées sur rentabilité observée et non attendue en intégrant des variables de marché étranger et dans une perspective de compréhension d'interactions des marchés et non de prévisions.

Tout d'abord, la méthode de sélection des données est présentée. Puis, trois méthodologies de tests sont exposées : les tests de causalité, d'intégration et de cointégration. Enfin, ces tests sont appliqués aux données actions, taux d'intérêt et variables économiques sélectionnées du marché français.

II Détermination des variables explicatives principales

Les notes de conjoncture communément diffusées présentent des indicateurs économiques globaux. Un premier travail a consisté à relever l'ensemble des indicateurs économiques utilisés dans les analyses de conjoncture.

En ce qui concerne la période d'étude, comme le mécanisme recherché est un mécanisme d'ajustement de marché selon la variation des anticipations des investisseurs, il est préférable de choisir une période après la libéralisation du marché des taux d'intérêt français, donc postérieure à 1984. Les séries de taux et d'actions doivent être comparables. Les données des variables doivent être disponibles sur une même période. De ce fait, la période d'étude s'étend de 1984 à 1995. Les huit variables économiques françaises retenues sont : la balance commerciale, le chômage, la consommation privée, la dette interne de la France, le Produit Intérieur Brut (PIB), les prix à la consommation, la production industrielle et la variable financière SBF 250 avec dividendes (série homogène avec le CAC général). Les variables économiques et de taux d'intérêt (d'un taux court et d'un indice reflétant le taux moyen pour les obligations de maturités supérieures à 7 ans) ont été extraites de Datastream, les données relatives aux actions, de Fininfo.

Le marché français s'insère dans le marché mondial des capitaux dont il est dépendant. Le dollar demeure la monnaie dominante dans les échanges internationaux, les taux américains sont donc mécaniquement directeurs (Léonard, 1997). Harvey (1991) a démontré ainsi l'existence d'une corrélation entre le PIB américain et français. Mais il démontre aussi que l'évolution du PIB allemand explique 18% de l'évolution du PIB français. Il est vrai que les notes de conjonctures font beaucoup référence au marché allemand, avec lequel nous sommes liés par le système monétaire (SME). Il convient donc de retenir un historique des variables financières taux longs (30 ans) et des taux courts (3 mois) allemands et américains, ainsi qu'un historique du S&P 500 avec dividendes.

Les données sont de périodicité mensuelle (première valeur du mois) de janvier 1984 à avril 1995, pour l'étude sur les taux longs, de janvier 1986 à avril 1995 pour les taux courts (limitation de l'historique du taux allemand). Pour les données économiques disponibles seulement en périodicité trimestrielle, on mensualise en utilisant la dernière valeur connue.

III Méthodologie des tests

Les résultats présentés ci-après ont été obtenus grâce à trois méthodologies différentes : tests de causalité, d'intégration et de cointégration qui seront présentés successivement.

1 Les tests de causalité

La première approche est de déterminer quelles sont les variables qui ont statistiquement un impact significatif sur le niveau des taux d'intérêt et des indices d'actions. Un mode de sélection possible est de retenir les variables ayant un lien de causalité significatif. La causalité s'entend ici au sens de Granger (1988), c'est à dire que la connaissance de l'historique de la valeur de la variable économique améliore l'estimation de la valeur des taux ou du niveau de la bourse.³

Les tests de causalité réalisés permettent de mettre en évidence le sens de la relation causale entre des variables, deux à deux. Les tests pratiqués sont unidirectionnels sans variable de cointégration. La mesure de causalité unidirectionnelle est effectuée entre une variable économique (y compris les taux étrangers) et les taux français. Les calculs sont réalisés sur le logarithme népérien des variables, ce qui donne une plus grande souplesse d'utilisation (sauf pour la balance commerciale dont les données brutes parfois négatives interdisent une telle transformation).

On fixe le nombre de retard à cinq. On effectue une régression par la méthode des moindres carrés ordinaires afin d'obtenir les coefficients des équations suivantes :

$$y_t = \sum_{i=1}^5 a_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^5 b_i x_{t-i} + \mathbf{e}_{1,t} \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^5 a_i y_{t-i} + \mathbf{u}_{1,t} \quad (2)$$

avec y la variable taux court ou taux long ou SBF250 et x une variable économique ou financière.

³ Ce type de relation a été estimée pour le marché du pétrole par le service des études financières et économiques de la Caisse des Dépôts et Consignations, 1989.

Le test de causalité est alors équivalent à un test d'hypothèse nulle de la valeur des b_j et est défini par :

$$H_0 : b_0=b_1= b_2=b_3=b_4=b_5=0$$

La valeur statistique obtenue par le test de l'hypothèse de nullité des b_j suit une loi de Fisher $F(p, T-2p-1)$ où p est le nombre de variables et T le nombre d'observations.

La valeur empirique de la statistique est déterminée par :

$$\frac{\frac{SCR_2 - SCR_1}{p}}{\frac{SCR_1}{T - 2p - 1}}$$

où SCR_1 est la somme des carrés des résidus de la relation (1) et SCR_2 est la somme des carrés des résidus de la relation (2).

A un seuil de significativité de 5%, si la valeur théorique du test est inférieure à la valeur empirique de la statistique, l'hypothèse de nullité des b_j (la considération des valeurs antérieures de x n'améliore pas la prévisibilité de y) est rejetée. Dans ce cas, il existe bien alors un lien de causalité de x vers y .

2 Les tests d'intégration

Afin de pouvoir tester des relations plus complexes, il est nécessaire de déterminer le degré d'intégration des différentes variables économiques de l'étude.

Les variables économiques ne sont pas, par nature, stationnaires. C'est à dire que l'on ne peut considérer que la valeur obtenue à chaque date est issue d'une même loi de probabilité. Toutefois, la relation de cointégration est validée par un test qui ne nécessite pas la stationnarité comme hypothèse. Elle suppose cependant que les variables soient toutes

intégrées du même ordre. Le niveau d'intégration des variables est obtenu par le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF).

L'ADF est un test d'hypothèse nulle. Pour chaque variable, les régressions suivantes sont effectuées :

$$Z_t - Z_{t-1} = \mu + (\pi - 1) Z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i (Z_{t-i} - Z_{t-i-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Z_t - Z_{t-1} = \mu + \beta t + (\pi - 1) Z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i (Z_{t-i} - Z_{t-i-1}) + \omega_t \quad (4)$$

Pour l'équation (3) on teste les hypothèses :

$$H_0^1 : \pi - 1 = 0$$

$$H_0^2 : \mu = \pi - 1 = 0$$

Pour l'équation (4), on teste les hypothèses :

$$H_0^3 : \pi - 1 = 0$$

$$H_0^4 : \mu = \beta = \pi - 1 = 0$$

$$H_0^5 : \mu = \pi - 1 = 0$$

La valeur n, nombre de retards à prendre en compte, est optimisée grâce au test de Akaike (1974). Ce test détermine, pour une variable, le nombre de données antérieures à prendre en compte donnant une information optimale pour le processus de formation de la valeur en t.

La valeur théorique est adaptée de la loi de Student. La table statistique utilisée est celle présentée dans l'article de Engle et Yoo (1987). La valeur empirique est obtenue par un test de Student. Si cette valeur est supérieure à la valeur critique théorique, l'hypothèse de nullité est rejetée. La série est donc stationnaire. Si l'hypothèse de nullité est acceptée, la série n'est pas stationnaire et il faut la différencier. Le même test est réalisé sur la nouvelle série.

Les tests d'intégration permettent de retenir les variables d'une relation de causalité de même degré d'intégration.

3 Les tests de cointégration

L'existence de relations de cointégration signifie que les variables cointégrées ont un comportement semblable dans le temps ou qu'elles ne peuvent durablement diverger. Econométriquement les séries intégrées d'ordre un, X_t et Y_t , sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire unique des deux variables de la forme $Z_t = X_t - b Y_t$, où b est une constante avec Z_t , erreur d'équilibre suivant une loi normale centrée et réduite, un bruit blanc⁴.

Selon Granger (1986), deux variables cointégrées peuvent être représentées par un modèle à correction d'erreur (EMC). L'EMC se présente sous la forme :

$$\begin{aligned}(X_t - X_{t-1}) &= a_1 Z_{t-1} + b_1 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t \\ (Y_t - Y_{t-1}) &= a_2 Z_{t-1} + b_2 (X_{t-1} - X_{t-2}) + \varepsilon_t\end{aligned}$$

où Z_t est le terme de correction obtenu par la relation de cointégration

La méthode de Johansen (1988) permet d'estimer et de tester les relations d'équilibre entre des variables non stationnaires. Elle est fondée sur un modèle à vecteur autorégressif. Soit un processus multivarié s'écrivant sous la forme :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

pour tout $t=1, \dots, T$

où ε_t est un bruit blanc,

X_t est un processus intégré d'ordre 1.

D_t est une matrice de variables muettes saisonnières de dimension $(p \times p)$

μ est un vecteur déterministe, la tendance de la régression, de dimension p

On peut donc alors écrire à l'ordre 1 :

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

avec $\Gamma_i = (I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$,

$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$, une matrice $(p \times p)$.

⁴ Cette méthodologie a été utilisée pour tester l'efficacité des marchés à terme (cf. La Pallière, 1996).

L'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration est liée à l'information contenue dans la matrice Π . Le rang de cette matrice indique le niveau d'information contenu. Selon Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990), trois cas sont possibles pour r le rang de Π :

- $r=p$, X_t est stationnaire (hypothèse H_1),
- $0 < r < p$, alors il existe des matrices α et β de dimension $(p \times r)$ telles que $\Pi = \alpha \beta$ (hypothèse H_2),
- $r=0$, la matrice Π est nulle.

Deux statistiques permettent de tester l'hypothèse de l'existence de la relation de cointégration : celle de la trace et celle de la valeur propre maximale.

Dans le cas H_1 , il n'y a pas de restriction sur le modèle (5). Les paramètres sont estimés par la méthode des moindres carrés.

Soient R_{kt} les résidus des régressions de ΔX_t et X_{t-k} sur $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, D_t, 1$ et

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{j=1}^t R_{it} R'_{jt}, \text{ alors on peut en déduire } \Pi = S_{0k} S_{kk}^{-1}.$$

Dans ce cas, le maximum de vraisemblance est $L_{\max}(H_1) = |\Delta| = |S_{00} - S_{0k} S_{kk}^{-1} S_{k0}|$.

Dans le cas H_2 , on pose a priori $\Pi = \alpha \beta$. Alors $\Delta(\beta) = S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0}$ et $L_{\max}(H_2) = |\Delta(\beta)| = |S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0}|$.

Le maximum de vraisemblance est obtenu par la résolution de $|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$, où λ_i sont les valeurs propres classées par ordre décroissant, soit

$$L_{\max}(H_2) = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i).$$

En fait, l'hypothèse H_1 correspond à l'hypothèse H_2 pour $r=p$.

La statistique du test de vraisemblance de H_2 contre H_1 est donc

$$-2 \ln(Q;H_2/H_1) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \mathbf{I}_i)$$

La statistique du test de vraisemblance de $H_2(r)$ contre $H_2(r+1)$ est

$$-2 \ln(Q;r/r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}).$$

VI Il existe une relation d'équilibre entre certaines variables économiques et les produits de taux et les actions

Les trois tests (causalité, intégration, cointégration) sont appliqués aux données de référence pour le marché français.

1 Les résultats issus des tests de causalité

Les tableaux 1 et 2 présentent les résultats des tests de causalité des variables économiques vers les taux français et réciproquement. Les tests sont tous unidirectionnels afin de se limiter aux effets directs. Ils ont été réalisés sur la période janvier 1984 à avril 1995 pour les taux longs et de janvier 1986 à avril 1995 pour les taux courts. Nous ne retenons que les résultats des tests supérieurs à la valeur critique de 7.81. Lorsque deux variables ont des effets réciproques, seul l'effet le plus important est retenu.

Le Tableau 1 permet de mettre en évidence l'impact de la connaissance des niveaux antérieurs des variables sur les taux français.

Le niveau passé de la production industrielle (l'effet réciproque est secondaire), de la dette intérieure, des prix à la consommation, des taux longs américains ont un impact informatif significatif sur *le taux long français*. Les prix à la consommation sont des indicateurs de la richesse des entreprises et la dette intérieure indique la demande en financement. Le taux long reflète donc la tension sur le marché de la dette qui dépend de la richesse des entreprises. Mais parallèlement le marché français est tributaire des marchés étrangers et notamment du marché américain. Le taux américain est un indicateur de la consommation aux Etats-Unis et également un indicateur de la quantité des investissements américains à l'étranger. Ainsi, Harvey (1991) a démontré l'existence d'une corrélation entre l'évolution du PIB américain et français de 0.53.

Le niveau passé du chômage, du taux long français (l'effet réciproque est secondaire), des taux courts américains et allemands a un impact informatif significatif sur *le taux court français*. Le chômage a un impact sur la capacité de consommation, donc d'endettement et de crédit et ainsi sur le taux court terme. On retrouve également les instruments de la politique monétaire. Le taux court apparaît comme dépendant du taux long français et du taux court allemand (SME).

Tableau 1 Résultats des tests de causalité des variables économiques vers les taux français

Variables économiques	=> Taux LT FF	Causalité	=> Taux CT FF	Causalité
SBF 250	7.08		0.72	
Produit Intérieur Brut	5.74		1.83	
Balance commerciale	7.28		7.68	
Chômage	6.22		13.86	Oui
Production industrielle	8.89	Oui	6.02	
Dettes intérieures	8.29	Oui	5.46	
Prix à la consommation	14.01	Oui	1.23	
Consommation des ménages	5.47		6.91	
Taux CT français	3.20			
Taux LT français			8.78	Oui
Taux US LT	36.01	Oui		
Taux US CT			21.47	Oui
Taux allemand CT			12.72	Oui

valeur critique : 7.81

Tableau 2 Résultats des tests de causalité des taux français vers les variables économiques

Variables économiques	<= Taux LT FF	Causalité	<= Taux CT FF	Causalité
SBF 250	22.35	Oui	3.02	
Produit Intérieur Brut	3.29		4.03	
Balance commerciale	2.68		5.77	
Chômage	5.66		12.79	Oui
Production industrielle	13.96	Oui	19.41	Oui
Dettes intérieures	2.52		5.00	
Prix à la consommation	5.02		10.87	Oui
Consommation des ménages	6.97		9.17	Oui
Taux CT français	32.55	Oui		
Taux LT français			3.20	

valeur critique : 7.81

Inversement le tableau 2 permet de mettre en évidence l'impact du passé des taux français sur les variables économiques.

Le niveau passé des *taux longs français* a un impact informatif significatif sur le SBF250 (effet réciproque secondaire), la production industrielle et le taux court français. Les taux longs reflètent les coûts de financement, les pressions inflationnistes et donc ont un impact sur la production industrielle. Les taux longs et les taux courts sont liés, car l'écart de

taux issu de la maturité ne peut s'écarter démesurément. Le taux court est bien une variable d'ajustement selon l'évolution des taux longs.

Le niveau passé des *taux courts français* a un impact informatif significatif sur le chômage, la production industrielle, les prix à la consommation et la consommation des ménages. Le financement à court terme des entreprises est loin d'être négligeable. L'évolution du taux court a donc naturellement un impact sur la production, les prix et ainsi sur la consommation des ménages et aussi sur l'indicateur de moindre consommation, le chômage. Une autre interprétation serait de voir le chômage comme variable d'ajustement lorsque le marché est trop tendu (production industrielle ou consommation des ménages en chute, prix en hausse,...).

Tableau 3 Résultats des tests de causalité des variables économiques vers le SBF250

Variables économiques	=> SBF 250	Causalité
S&P 500	8.08	Oui
Produit Intérieur Brut	1.45	
Balance commerciale	4.99	
Chômage	16.44	Oui
Production industrielle	9.15	Oui
Dettes intérieures	6.60	
Prix à la consommation	5.55	
Consommation des ménages	5.49	
Taux CT français	8.37	Oui
Taux LT français	25.89	Oui

valeur critique : 7.81

Les résultats de causalité des variables économiques vers le *SBF 250* sont présentés dans le tableau 3. Le même test a été réalisé avec le CAC 40, et les résultats constatés sont similaires. Nous constatons un impact informatif significatif des valeurs passées du chômage, de la production industrielle, des taux d'intérêt courts et longs français et de l'évolution du Standard and Poor's 500 sur le niveau du SBF 250. En effet, la bourse française est dépendante de l'évolution de la bourse américaine, par les déplacements des masses financières d'investissement. De plus, le niveau de la bourse dépend également du niveau des taux. Cela confirme sur la période la règle suivant laquelle les mouvements de baisse (hausse)

des taux d'intérêt tend à provoquer un engouement (défection) sur la bourse⁵. En effet, les variations des taux longs ont un impact sur la valeur des capitaux propres de l'entreprise. Cette valeur est exprimée comme la somme des cash-flows futurs actualisée au coût du capital dont le taux long est une composante. Une hausse des taux long terme diminue la valeur des capitaux propres d'une entreprise et donc, comme le marché est efficient, sa valeur boursière. De plus, les variations des taux d'intérêt à long terme modifient le taux d'actualisation utilisé par l'entreprise pour ses investissements. Une hausse des taux d'intérêt à long terme rend plus coûteux les financements et la valeur actuelle nette (valeur actualisée) des investissements diminue. Les variations des taux courts ont aussi un impact sur la valeur des entreprises. Les variations du taux court, par propagation, sont fortement liées à celles des taux directeurs de la banque centrale. Et Jensen et Johnson (1995) ont démontré que la politique monétaire, qui se traduit par des changements sur les taux directeurs, affecte la rentabilité des titres actions (modification des conditions économiques). La production industrielle reflète la bonne santé des entreprises et donc est directement valorisée dans les cours boursiers. Le chômage est également une variable d'amélioration de la rentabilité des entreprises.

2 Les résultats issus des tests d'intégration

Les tests de Dickey-Fuller augmentés ont été réalisés. Aucune des variables (sauf la balance commerciale) n'est intégrée d'ordre 0.

Les résultats des tests pour l'intégration d'ordre 1 figurent dans le Tableau 4.

Certaines variables ont des résultats proches de la valeur critique. Elles ne sont pas rejetées car les intégrations d'ordre supérieur sont trop fortes. Leur niveau d'intégration n'étant pas un nombre entier, il convient de retenir l'ordre entier d'intégration le plus proche. Par exemple, en ce qui concerne la variable Ln Pib, la valeur des tests est proche de la valeur critique. L'intégration d'ordre 2 est trop forte dans le sens où ce degré d'intégration ferait perdre de l'information. L'intégration d'ordre 1 est acceptée.

Ni les taux allemands, ni la consommation, ni le chômage sont intégrés d'ordre 1. Les valeurs obtenues sont pour chaque test trop éloignées de la valeur critique. Ces trois variables sont donc exclues pour l'obtention de la relation de cointégration.

⁵ Règle parfaitement illustrée sur le marché français lors de la crise russe en août 1998.

Ces résultats d'intégration sur les variables économiques sont complétés par ceux de Strauss (1996) qui démontre que les variables françaises de taux de change réel, nominal, prix, différentiel de productivité sont aussi intégrées d'ordre 1.

Il en résulte que l'on peut retenir comme variables économiques dans le calcul du test de cointégration :

- les dettes internes, les prix à la consommation, la production industrielle et le taux long américain pour le taux long français.
- le taux court américain et le taux long français pour le taux court français
- le S&P500 avec dividendes, la production industrielle, le taux long français et le taux court français pour le SBF250.

Tableau 4 Résultats des tests d'intégration à l'ordre 1

Différentielle 1	H₀¹	H₀²	H₀³	H₀⁴	H₀⁵
ln LT	-3.73**	-6.97**	-3.804**	4.828*	7.237**
Ln CT	-3.28**	5.57**	-3.23*	3.96'	5.79*
Ln SBF 250	-3.93**	7.73**	-4.27**	6.15**	9.22**
Ln PIB	-2.45'	3.01'	-3.19*	3.45'	5.15'
B Com	-4.67**	10.94**	-4.65**	7.26**	10.87**
Ln Chômage	-1.59	1.49	-1.57	1.01	1.28
Ln prod ind	-2.69*	3.65'	-2.68'	2.41'	3.61'
Ln D I	-2.75*	3.81*	-2.83'	2.68'	4.01'
Ln prix conso	-2.72*	4.16*	-2.84'	3.29'	4.48'
Ln conso.	-1.58	1.315	-3.37*	3.84'	5.70*
Ln taux us LT	-4.64**	10.84**	-4.66**	7.29**	10.89**
Ln taux us CT	-3.06**	4.71**	-3.07'	3.16'	4.72'
Ln taux al CT	-1.54	1.2	-1.79	1.09	1.63
Ln SBF 250	-3.50**	6.22**	-3.55**	-4.27*	6.32**
Ln S&P 500	-4.80**	11.55**	-4.92**	8.44**	12.65**
T STAT (5%)	(-2.86)	(4.59)	(-3.41)	(5.31)	(6.25)

**significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%
' retenue à cet ordre d'intégration

3 Les résultats issus des relations de cointégration

On peut appliquer la méthode de cointégration de Johansen aux trois relations obtenues ci-dessus. Le retard retenu est de 4. Au-delà les retards ne sont plus du tout significatifs pour toutes les variables.

Tableau 5 Résultats des tests de cointégration pour le taux long français, la dette interne, les prix à la consommation, la production industrielle et le taux long américain

Rang de la matrice	Test de la trace	Test I maximal
4	1.477	1.477
3	7.972	6.495
2	18.930	10.958
1	40.083	21.153
0	89.479**	49.397**

** significatif au seuil de 1%

Tableau 6 Résultats des tests de cointégration entre les taux court et long français et les taux courts américains

Rang de la matrice	Test de la trace	Test I maximal
4	5.428	5.428
3	15.573	10.145
2	31.661	16.088
1	48.954	17.293
0	75.765**	26.813**

** significatif au seuil de 1%

Tableau 7 Résultats des tests de cointégration entre le SBF250, les taux long et court français, la production industrielle et S&P500

Rang de la matrice	Test de la trace	Test I maximal
4	0.122	0.122
3	11.279	11.157
2	25.973	14.694
1	43.165	17.192
0	77.110**	33.945**

** significatif au seuil de 1%

On retient pour la relation taux court et long français et taux court américain, le niveau de la trace, qui donne la valeur maximale du test. Les résultats présentés dans le tableau 6 montrent que la valeur maximale est atteinte pour le rang 0 de la trace. Or d'après les valeurs critiques des tests lambda-max et trace présentées dans l'article de Johansen et Juselius (1990), ces résultats signifient que l'hypothèse de nullité est rejetée au seuil de 1%. Il existe donc une relation d'équilibre de long terme entre le taux court, le taux long français et le taux court américain.

Pour la deuxième relation -taux long français, dette interne, prix à la consommation, production industrielle et le taux long américain- et la troisième relation -SBF 250, production industrielle, taux long et court français et S&P500- les tableaux 5 et 7 montrent que la valeur maximale du test est également atteinte pour le rang 0 de la trace. Il existe aussi une relation d'équilibre de long terme entre le taux long français, la dette interne, les prix à la consommation, la production industrielle et le taux long américain et une relation d'équilibre de long terme entre l'indice SBF 250, la production industrielle, les taux long et court français et l'indice S&P500.

Ces résultats ne sont pas toujours en accord avec les études antérieures.

Strauss (1996) démontre l'existence dans six pays dont la France de relations d'équilibre entre le taux de change nominal, les prix et le différentiel de productivité dans le cadre de la parité des pouvoirs d'achat. Il existe aussi d'après les résultats de l'étude, une interaction avec les marchés français et un indice de l'efficacité de la production.

En revanche, la relation mise en évidence par Harvey (1988) entre le *spread* de taux, la consommation et la rentabilité des actions ne se traduit pas sur le marché français par une relation d'équilibre. L'étude de Harvey porte sur la période 1947-1987 sur le marché américain. Son étude sur le marché français de 1991 indique une relation entre l'écart taux long taux court du mois t et la variation du PIB réel entre le mois $t+1$ et le mois $t+5$.

V Conclusion

Il existe des relations significatives et cohérentes entre les valeurs des variables économiques et des titres financiers. Ce sont des relations stables ou de relations de cointégration selon le test de Johansen :

- entre le taux court français, le taux long français et le taux court américain;
- entre le taux long français, la dette interne, les prix à la consommation, la production industrielle et le taux long américain;
- entre l'indice SBF 250 avec dividendes, la production industrielle, le taux long et court français et l'indice S&P 500 avec dividendes.

Ces relations seront probablement modifiées avec l'avènement de l'EURO. Toutefois, l'existence de relations d'équilibre de long terme est un gage de la rationalité des marchés. Les écarts qui peuvent s'expliquer par des comportements des investisseurs ou les formes d'organisation des marchés ne sont pas durablement significatifs.

Bibliographie

Une étude de Causalité; Concept et application : l'exemple du marché pétrolier,
Service des études financières et économiques de la Caisse des Dépôts et Consignations,
Doc n°1989-21, septembre 1989.

Quelles sont les relations stables entre les taux longs des pays du G5?,
Service de la recherche de la Caisse des Dépôts et Consignations, n°96-32, 10/06/96.

Bange M (1996), « *Capital market forecasts of economic growth : new tests for Germany, Japan, and the United States* », *Quarterly Journal of Business Economics*, vol.35, n°4, pp 3-17.

Chan L, Karceski J et Lakonishok J (1997), « *The risk and return from factors* », Working Paper, Université de l'Illinois et de Floride, novembre.

Chen N, Roll R et Ross S (1983), « *Economic forces and the stock market : testing the APT and alternative Asset Pricing Theory* », Working Paper, UCLA, décembre.

Connor G et Korajczyk R (1993), « *A test of the number of factors in an approximate factor model* », *Journal of Finance*, vol.48, n°4, pp 1263-1291.

Cotta A (1976), Taux d'intérêt, plus-values et épargne en France et dans les nations occidentales, Presses Universitaires de France.

Dickey DA et Fuller WA (1981), « *Likelihood ratio for autoregressive time series with unit root* », *Econometrica*, 49, pp 1057-1072.

Engle R et Yoo B (1987), « *Forecasting and testing in co-integrated systems* », *Journal of Econometrics*, 35, pp 143-161.

Fama E (1990), « *Stock returns, expected returns and real activity* », *Journal of Finance*, vol.45, pp 1089-1108.

Fontaine P (1987), Arbitrage et évaluation internationale des actifs financiers, *Economica*.

Granger CW (1986), « *Developments in the study of the cointegrated economic variables* », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.48, pp 213-228.

Granger CW (1988), « *Some recent development in the concept of causality* », *Journal of Econometrics*, vol.39, pp 199-211.

Harvey C (1988), « *The real term structure and consumption growth* », *Journal of Financial Economics*, 22, pp 305-333.

Harvey C (1991), « *The world price of covariance risk* », *Journal of Finance*, vol.46, n°1, pp 111-157.

Harvey C (1991), «*Les taux d'intérêt et la croissance économique en France* », Analyse Financière, 3^{ième} trimestre, pp 97-103.

Jensen G et Johnson R (1995), «*Discount rate changes and security returns in the US, 1962-1991*», Journal of Banking and Finance, 19, pp 79-95.

Johansen S (1988), «*Statistical analysis of cointegration vectors* », Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp 231-254.

Johansen S et Juselius K (1990), «*Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money* », Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 2, pp 169-210.

Karolyi GA et Stulz R (1996), «*Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock return comovements* », Journal of Finance, vol.51, n°3, pp 951-986.

Léonard J (1997), Conjonctures économiques et marchés financiers : situations 1992/1996, PUG.

Ross S (1976), «*The arbitrage pricing theory of capital asset pricing* », Journal of Economic Theory, vol.13, pp 341-60.

Strauss J (1996), «*The cointegrating relationship between productivity, real exchange rate and purchasing power parity* », Journal of Macroeconomics, vol.18, n°2, pp 299-313.