Taux à terme et taux futurs

Paul Courbis - Mastère Finance et Trésorerie - Année 1991-1992

Ecole Supérieure de Commerce de Paris

Table des matières

Introduction

La prévision des taux d'intérêt futurs est essentielle tant pour l'investisseur que pour le gestionnaire de trésorerie, une erreur d'estimation sur les taux d'intérêt pouvant par exemple conduire à rejeter un projet pourtant intéressant.

Intuitivement, il est tentant de considérer les taux à terme comme une prémonition des taux futurs. Mais cette approche est elle fondée ?

Cette approche pose tout d'abord des problèmes méthodologiques, à savoir l'extraction des taux à terme implicites de la courbe des taux et la constitution de la courbe de taux elle-même. Les théories classiques concernant la formation des taux d'intérêt reposent sur l'existence d'anticipations formées par les investisseurs. Cependant ces anticipations ne sont pas directement observables du fait de l'existence d'une prime de terme non-constante dépendant de diverses variables économiques. Malgré cette difficulté, il est possible d'extraire des informations sur les taux futurs à partir des taux à terme observés.

Chapitre 1 :
Taux à terme et taux comptant

Il est théoriquement possible de passer des taux comptant aux taux à terme qu'ils contiennent implicitement. Cependant, du fait de l'existence de coûts de transaction, de primes liées au risque et de différences structurelles entre les différents emprunts, ce passage n'est pas immédiat : les données recueillies sur le marché, doivent subir différents traitements mathématiques dont nous allons étudier ici la théorie.

Ces traitements nous permettront de nous ramener à des taux zéro-coupon, simples d'utilisation. Nous proposons à ce sujet une méthode nouvelle qui, contrairement à la méthode de classement des emprunts par leurs durations, ne suppose pas l'introduction d'une variable exogène aux marchés (le taux d'actualisation dans la méthode de la duration), génératrice potentielle d'erreurs d'appréciations.

I) Taux à terme et structure par terme

Comme le rappelle Benjamin M. Friedman dans son article de 1979, John R. Hicks décrit la relation entre les taux spot à une et deux périodes (taux zéro-coupon ramenés à une période), respectivement R_1 et R_2 , et le taux à terme pour une période dans une période, F_1 , par la formule :

$$F_1 = \frac{(1 + R_2)^2}{(1 + R_1)} - 1$$

Dans cette relation, on ne tient pas compte des coûts de transaction (on considère que le taux offert est le même que le taux demandé).

Plus généralement, on peut décrire la relation entre les taux spot de maturités respectives i et j, R_i et R_j (i<j) et le taux à terme pour j-i périodes dans i périodes, $F_{j-i,\, i}$, par la formule :

$$F_{j-i,\, i} = \left(\frac{(1 + R_j)^j}{(1 + R_i)^i} \right)^{\frac{1}{j-i}} - 1$$

Ce passage des taux comptant aux taux à terme reflète le mécanisme de cotation de ces derniers. Prenons par exemple le cas d'un prêt à terme de 1 pour j-i périodes dans i périodes. Pour ce faire, on va réaliser les opérations suivantes :

- En t_0 :
  - Emprunt d'une somme S pour i périodes, telle que son remboursement sera égal à 1 (somme à prêter en i). Cet emprunt est réalisé au taux R_i . On a :

$$S = \frac{1}{(1 + R_i)^i}$$

- Prêt de S pour j périodes au taux R_j ;

- En $t_1 = t_0 + i$:
  - Remboursement de l'emprunt contracté en t_0 (remboursement de 1 par construction) avec l'argent que l'on désire prêter à cette époque (1) ;
- En $t_2 = t_0 + j$:
  - Récupération de l'argent placé en t_0 , soit :

$$S \,.\, (1 + R_j)^j$$

D'où le rendement global de l'opération résultante (prêt de 1 pour j-i périodes) :

$$\frac{\frac{1}{(1 + R_i)^i} \,.\, (1 + R_j)^j}{1}$$

Ce qui, ramené à une période, donne bien le taux :

$$\boxed{F_{j-i,\, i} = \left(\frac{(1 + R_j)^j}{(1 + R_i)^i} \right)^{\frac{1}{j-i}} - 1}$$

Cette relation entre la structure par terme des taux d'intérêt et les taux à terme présente un avantage certain : la courbe des taux (taux d'intérêt en fonction de la maturité) étant une courbe continue (ou que l'on peut rendre continue grâce à des interpolations - voir par exemple Vasicek et Fong 1982), il sera possible de calculer les valeurs de $F_{j-i,\, i}$ pour i et j quelconques (i<j), alors que l'étude d'un marché à terme nous cantonnerait à des échéances précises…

L'utilisation de la structure par terme des taux d'intérêt augmente ainsi considérablement la quantité d'informations disponibles.

II) Influence des coûts de transaction

La formule précédente est assez éloignée de la réalité des marchés, dans la mesure où il existe en réalité deux taux : le taux offert R^o_k et le taux demandé R^d_k provenant de l'existence de coûts de transaction. Ces coûts de transaction au comptant induisent des coûts à terme que nous allons calculer. La comparaison de ces coûts à terme à la réalité des marchés montre que la prise en compte de ces coûts introduit un biais dont il convient de tenir compte dans le reste de l'étude.

Si l'on construit l'opération de prêt ou d'emprunt à terme de la même manière que précédemment, on obtient alors deux taux à terme $F^o_{j-i,\, i}$ offert et $F^d_{j-i,\, i}$ demandé :

$$\begin{cases} F^o_{j-i,\, i} = \left(\dfrac{(1+R^o_j)^j}{(1+R^d_i)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - 1 \\ F^d_{j-i,\, i} = \left(\dfrac{(1+R^d_j)^j}{(1+R^o_i)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - 1 \end{cases}$$

Une analyse empirique du marché (analyse des taux des eurodevises par exemple) montre que l'écart entre taux offert et taux demandé est une constante indépendante du temps et des maturités. Dans le cas du taux français, par exemple, elle est de $\frac{1}{4}$ de point sur le marché des eurodevises. Si on note E l'écart entre taux offert, ou demandé et un taux pivot , R_k , on a :

$$E = \frac{R^d_k - R^o_k}{2} \quad \forall\, k$$

E correspondant au coût d'une transaction (coût du prêt ou coût de l'emprunt).

En notant R_k le taux pivot de maturité k, on peut alors réécrire $F^o_{j-i,\,i}$ et $F^d_{j-i,\,i}$ sous la forme :

$$\begin{cases} F^o_{j-i,\,i} = \left(\dfrac{(1+R_j-E)^j}{(1+R_i+E)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - 1 \\ F^d_{j-i,\,i} = \left(\dfrac{(1+R_j+E)^j}{(1+R_i-E)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - 1 \end{cases}$$

Calculons l'écart E^T entre ces deux taux :

$$E^T = \frac{F^d_{j-i,\,i} - F^o_{j-i,\,i}}{2}$$

C'est à dire :

$$E^T = \frac{\left(\dfrac{(1+R_j+E)^j}{(1+R_i-E)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - 1 - \left(\left(\dfrac{(1+R_j-E)^j}{(1+R_i+E)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - 1\right)}{2}$$

Qui se simplifie en :

$$E^T = \frac{\left(\dfrac{(1+R_j+E)^j}{(1+R_i-E)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}} - \left(\dfrac{(1+R_j-E)^j}{(1+R_i+E)^i}\right)^{\frac{1}{j-i}}}{2}$$

Posons :

$$\begin{cases} x = E \\ a = 1 + R_i \\ b = 1 + R_j \\ p = \dfrac{j}{j-i} \\ q = p - 1 = \dfrac{j}{j-i} - 1 = \dfrac{i}{j-i} \end{cases}$$

On peut alors écrire E^T sous la forme suivante (en réduisant les deux fractions au même dénominateur) :

$$E^T = \frac{1}{2}\,\frac{(a+x)^q(b+x)^p - (a-x)^q(b-x)^p}{(a-x)^q\,(a+x)^q}$$

Le dénominateur se simplifie en :

$$(a^2 - x^2)^q$$

Or x << 1 donc le terme en x^2 est négligeable devant celui en a^2 .

Le numérateur, quant à lui peut se réécrire plus simplement en utilisant un développement limité d'ordre 1 en x (car x << 1). On a en effet :

$$(C+x)^k = C^k + k\,C^{k-1}\,x + o(x)$$

On obtient donc pour E^T la valeur approchée :

$$E^T = \frac{(a^q + q\,a^p x)(b^p + p\,b^q x) - (a^q - q\,a^p x)(b^p - p\,b^q x)}{2\,a^{2q}}$$

D'où, en simplifiant :

$$E^T = \frac{a^q\,p\,b^q x + q\,a^p x\,b^p}{a^{2q}}$$

Ou encore :

$$E^T = \frac{a^q\,p\,b^q + q\,a^p\,b^p}{a^{2q}}\;x$$

On constate donc que l'écart entre taux offert et taux demandé se trouve multiplié par un coefficient dépendant des maturités et des valeurs des taux spot impliqués dans la création du taux à terme.

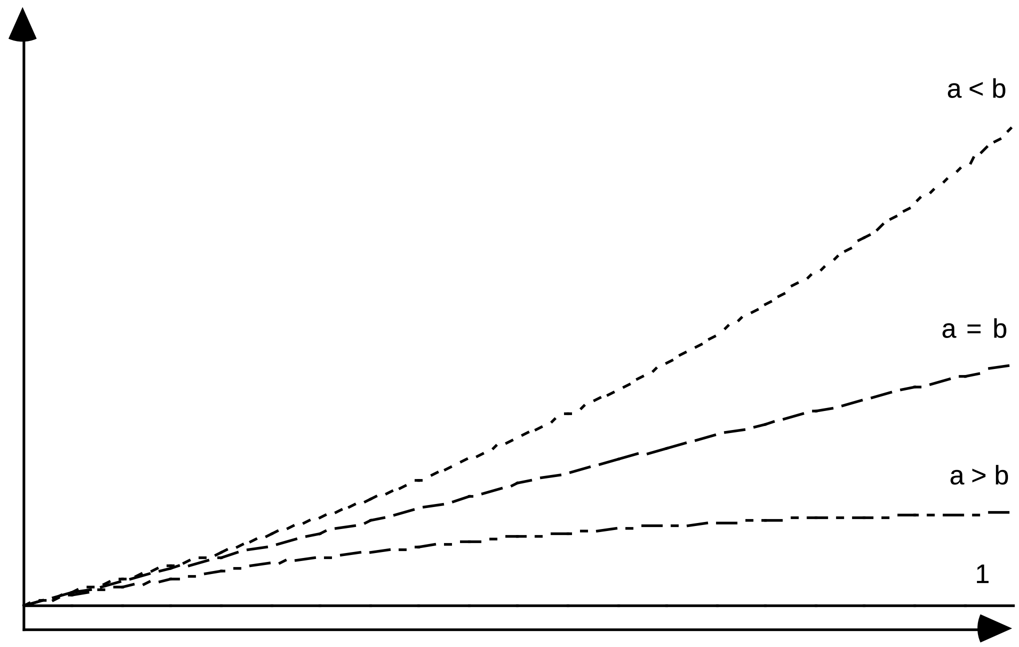

Figure 1 - Coefficient multiplicateur des coûts de transaction

Ce coefficient vaut :

$$C = \frac{p\,(ab)^q + q\,(ab)^p}{a^{2q}}$$

Soit encore (puisque q=p-1) :

$$C = \frac{(ab)^q}{a^{2q}}\ (p + a\,b\,q) \ = (\frac{b}{a})^q\ (p + a\,b\,q) \ = (\frac{b}{a})^q\ (q + 1 + a\,b\,q)$$

Le coefficient C est a priori différent de 1 et même très supérieur à cette constante (voir la figure 1). Cette relation se retrouve de manière intuitive en se rappelant que la formation du cours à terme implique deux opérations au comptant, c’est à dire en particulier le double paiement des coûts de transaction.

On peut donc en conclure que l'écart entre taux à terme offert et taux à terme demandé n'est pas égal à la constante que l'on observe pour les cours spot du marché (E = $\frac{1}{8}$ de point pour le cas des taux français sur le marché des eurodevises par exemple, soit un écart égal à $\frac{1}{4}$ de point).

De ce fait les taux à terme offerts et demandés ne peuvent être égaux aux futurs taux spot correspondants.

Nous devrons donc utiliser le taux à terme pivot pour étudier si celui-ci peut être porteur d'informations sur les taux futurs.

Rappelons que ce taux à terme peut se calculer par la formule :

$$F_{j-i,\,i} = \left(\frac{(1 + R_j)^j}{(1 + R_i)^i} \right)^{\frac{1}{j-i}} - 1 \quad \text{avec } i < j$$

III) Influence du risque

Les différents émetteurs en présence sur le marché ne présentent pas les mêmes garanties. En particulier les emprunts émis par des entreprises privées ou des pays étrangers peu solvables sont sujets à un risque de non paiement de tout ou partie de la dette. Ce risque, spécifique à chaque emprunteur, est apprécié par le marché qui n'accepte de souscrire à l'emprunt que si la présence d'une prime suffisante vient contrebalancer son aversion naturelle pour le risque (figures 2 à 4).

Cette première objection peut se lever assez facilement en acceptant de se limiter aux seules valeurs réputées sans risque (emprunts du secteur public, OAT ou emprunts d'Etat, ou bénéficiant de la garantie de l'Etat).

La figure 4 (écart entre le taux long sur obligations privées et le taux long sur emprunts d'Etat) montre que sur une période récente (depuis 1989), la prime de risque reste stable, aux alentours de 0,2 point, valeur assez faible, sans doute due à la politique du Trésor de refuser les émissions risquées

Cependant cet écart a beaucoup varié au cours de ces vingt dernières années et a atteint jusqu'à 1 point.

Il convient aussi de noter que si l'on admet que les risques sont d'autant plus élevés que l'échéance est longue (ce qui intuitivement paraît évident), il est donc logique de considérer que le taux augmente avec la maturité du prêt. Nous y reviendrons plus longuement au chapitre 2.

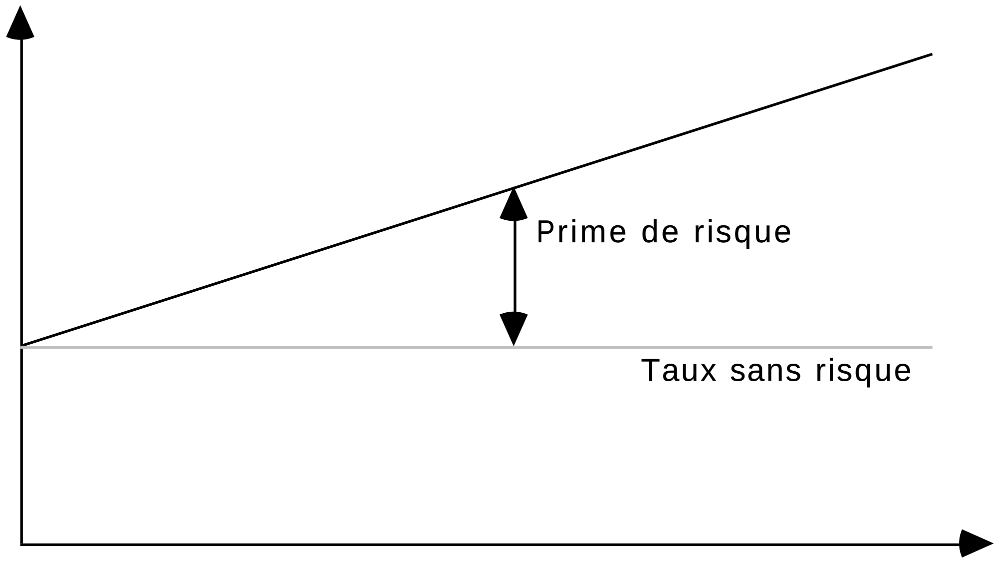

Figure 2 - Taux et risques

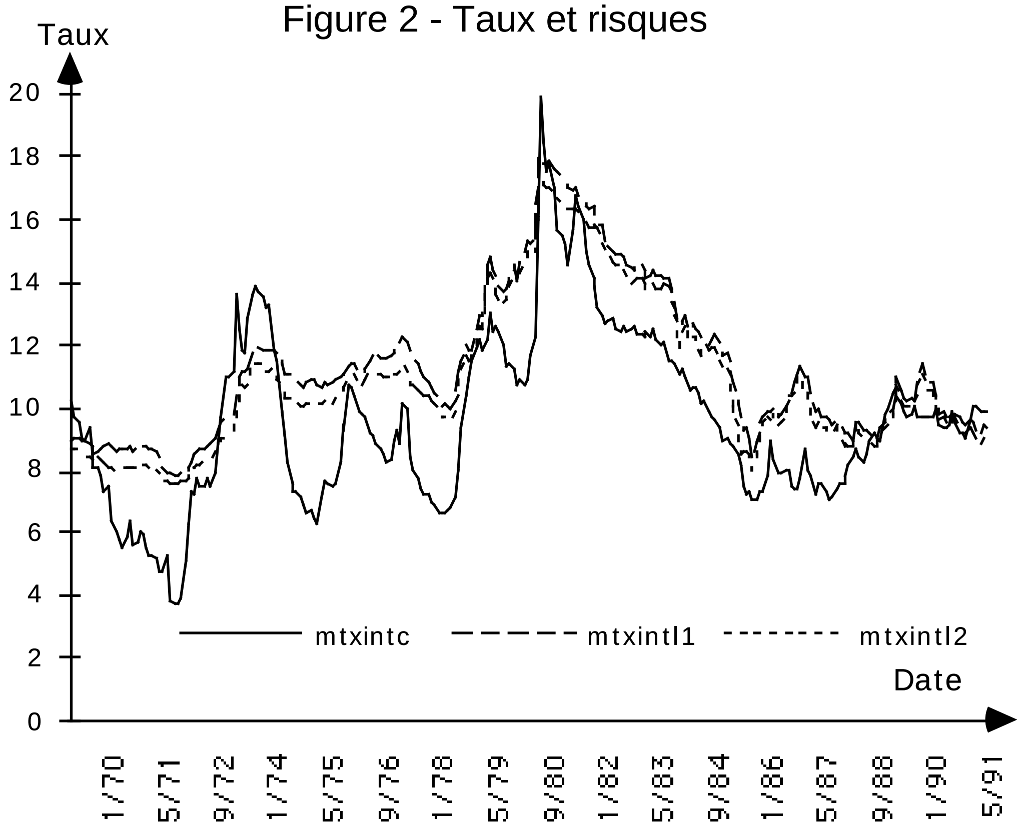

Figure 3 - Evolution des taux à court terme (mtxintc), à long terme privé (mtxintl1) et d'Etat (mtxintl2) de 1970 à 1992 (les données sont présentées en annexe 2).

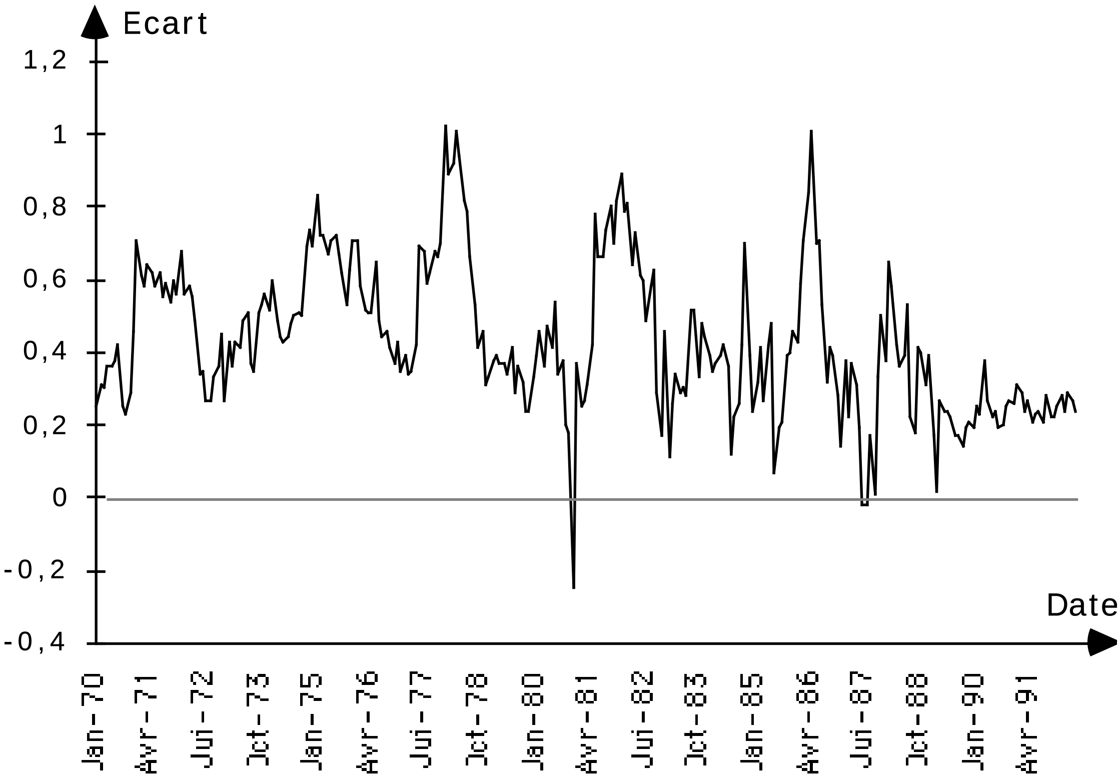

Figure 4 - Ecart entre taux longs sur obligations privées

et taux longs sur emprunts d'Etat de 1970 à 1992

(les données sont présentées en annexe 2).

IV) Incidence des caractéristiques des emprunts

Les taux recueillis sur le marchés proviennent d'emprunts structurellement différents (taux zéro-coupon, obligations, obligations avec prime à l'émission, à l'échéance...).

Cette hétérogénéité des données recueillies nécessite l'utilisation de méthodes mathématiques destinées à les homogénéiser.

En particulier, on cherche à se ramener à des taux zéro-coupon, simples d'utilisation.

L'idée classique consiste à classer les différents emprunts d'après la valeur de leur duration. Cette notion, introduite par Frédérick Macauley en 1938, est un indicateur de durée correspondant au barycentre des instants de versements des flux financiers, pondérés par leurs valeurs actualisées à un taux k. Cet indicateur est donc calculé grâce à la formule suivante :

$$D = \frac{\displaystyle\sum_{t=1}^{T} \frac{t\,C_t}{(1+k)^t}}{\displaystyle\sum_{t=1}^{T} \frac{C_t}{(1+k)^t}}$$

Où :

$$\begin{cases} C_t \text{ est le flux à l'instant } t \\ T \text{ est la date du dernier flux} \\ k \text{ est un taux d'actualisation} \end{cases}$$

Classer les actifs par leur duration revient donc à les assimiler à l'emprunt zéro-coupon de même duration (qui, dans le cas du zéro-coupon, est alors égale à la maturité). Cependant une difficulté majeure apparaît immédiatement : celle du choix du taux k. Dans certains ouvrages, k est qualifié de “taux d'actualisation qui convient à ce type de revenu étant donné l'échéance et le risque en cause”, définition qui reste somme toute assez vague et peu rigoureuse.

Choisir ce classement des actifs par leur duration dans l'espoir de constituer une courbe des taux fiable paraît donc sujet à caution puisque le choix de k va être générateur d'erreurs (on peut s'interroger sur la validité de la valeur choisie, mais aussi sur la validité de la formule elle-même dans la mesure où elle ne prend en compte qu'un seul taux d'actualisation pour des flux financiers intervenant à des instants différents, pouvant aller du très court terme au très long terme).

D'ailleurs de très nombreux journaux ou ouvrages présentent des courbes des taux par duration sans se donner le peine de préciser les valeurs, ni même les critères de choix retenus pour décider de la valeur donnée à ce taux d'actualisation.

Puisque la constitution de la courbe des taux par la duration apparaît comme non rigoureuse, il convient de trouver une autre méthode.

Patrick ARTUS dans son article sur “les primes de risques sur les taux d’intérêt” (ARTUS octobre 1990) évoque l’identité entre une quelconque obligation et une somme de zéro-coupon ayant comme échéance les dates de versement des différents flux financiers (voir la figure 5). L’auteur ne présente pas de résolution de cette identité, se contentant de la signaler.

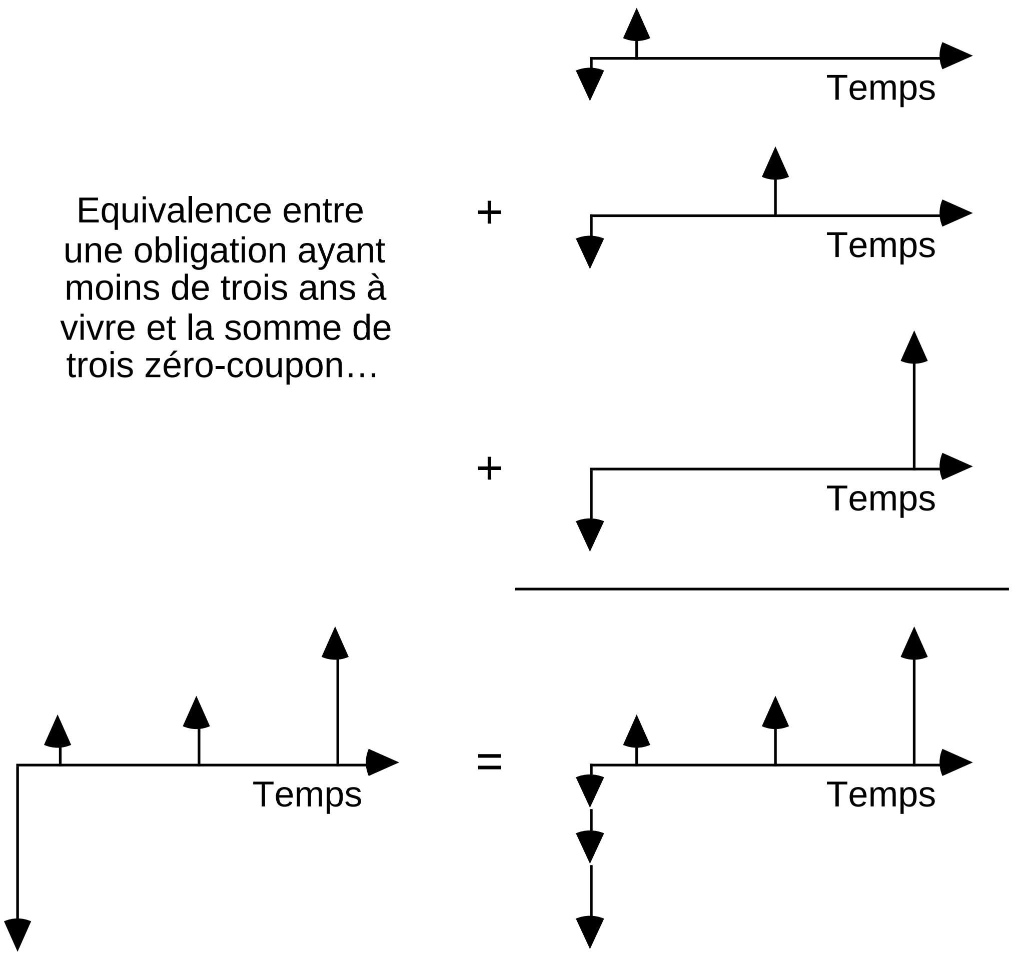

Figure 5 - Identité entre un actif et une suite de zéro-coupon.

Une telle résolution est possible même si elle n'est pas immédiate, comme nous allons le voir.

Formalisons le problème en considérant une obligation générant les flux C_{t_1} … C_{t_n} aux différents instants t_1 … t_n .

On peut noter que ces instants t_1 … t_n sont quelconques, ce qui permet en particulier de traiter simplement le problème des coupons courus ou des primes à l'émission ou à l'échéance).

Le prix d'achat de l'obligation sera noté P.

Les flux générés par cet actif sont identiques à ceux générés par la somme de n emprunts zéro-coupon.

Leurs taux respectifs ramenés à une période seront notés R_{t_1} … R_{t_n} , leurs maturités respectives seront notées t_1… t_n et leurs valeurs nominales respectives N_1 … N_n .

On a alors le système suivant :

$$\begin{cases} \sum_{k=1}^{n} N_k = P \\ C_{t_k} = N_k \, (1+R_{t_k})^{t_k} \quad \forall \; k = 1 \ldots n \end{cases}$$

Ce système, non linéaire et comportant plus d'inconnues que d'équations (2n inconnues pour n+1 équations) ne peut pas être résolu dans le cas général pour un seul actif financier.

En effet, seul le cas n=1 peut se résoudre (en fait, il s'agit d'un cas trivial puisque l'on est en déjà en présence d'un zéro-coupon). Dans le cas général, le système ne devient soluble que si l'on réduit le nombre d'inconnues.

En particulier, si l'on suppose connues les n-1 taux zéro-coupon R_{t_1} à R_{t_n} correspondant aux échéances t_1 à t_{n-1} , on est ramené à un système de n+1 équations à n+1 inconnues, qui, bien que non-linéaire, peut être aisément résolu.

Nous en déduisons donc une méthode récursive de résolution générale, en utilisant l'ensemble des actifs du marché de la manière suivante :

- Pour les actifs de maturités inférieures à l'année, il n'y a qu'un seul flux financier (remboursement du capital et des intérêt sur la dernière période) et le système est un système de deux équations à deux inconnues, qui, bien que non linéaire, se résout instantanément puisqu'il se ramène au calcul du taux d'un actif zéro-coupon dont on connaît les prix d'achat et de remboursement, ainsi que la maturité ;
- L'analyse de tous les actifs financiers de maturité inférieure à l'année a donné une première courbe des taux que l'on peut rendre continue par diverses méthodes d'interpolation. On considère alors l'ensemble des actifs de maturités comprises entre un et deux ans et on remplace les taux R_1 par les valeurs déjà calculées. On se retrouve alors en présence d'un système assez simple (toutes les équations sont linéaires sauf la dernière) qui se résout très aisément :

$$\begin{cases} \sum_{k=1}^{2} N_k = P & (1) \\ C_{t_1} = N_1\,(1+R_1)^{t_1} & (2) \\ C_{t_2} = N_2\,(1+R_2)^{t_2} & (3) \end{cases}$$

(2) se résout instantanément et donne la valeur de N_1 que l'on injecte dans (1) afin d'obtenir celle de N_2 . Enfin, l'utilisation de (3) permet le calcul de R_2 ce qui identifie l'obligation à la somme des deux zéro-coupon (N_1 , R_1 , t_1) et (N_2 , R_2 , t_2).

L'application de cette méthode à tous les actifs de maturité comprise entre un et deux ans permet l'obtention des différents taux zéro-coupon correspondant à ces maturités (ensemble des valeurs de R_2) ;

- Plus généralement, si l'on suppose avoir appliqué la méthode jusqu'à l'ordre n-1 (c'est à dire jusqu'aux actifs de maturités comprises entre n-2 et n-1 années), on dispose alors de la courbe des taux zéro-coupon pour les maturités 0 à n-1 années et on considère alors l'ensemble des actifs de maturités comprises entre n-1 et n années. On est alors en présence du système de n+1 équations à n+1 inconnues suivant :

$$\begin{cases} \sum_{k=1}^{n} N_k = P & (1) \\ C_{t_1} = N_1 (1+R_1)^{t_1} & (2) \\ C_{t_2} = N_2 (1+R_2)^{t_2} & (3) \\ \ldots & \\ C_{t_{n-1}} = N_{n-1} (1+R_{n-1})^{t_{n-1}} & (n) \\ C_{t_n} = N_n (1+R_n)^{t_n} & (n+1) \end{cases}$$

Grâce aux résultats déjà acquis, les équations (2) à (n) ne comportent qu'une seule inconnue (N_i) qui se calcule instantanément. L'injection de ces résultats dans (1) donne alors immédiatement la valeur de N_n puis l'utilisation de (n+1) donne celle de R_n , d'où la décomposition de l'obligation comme somme des zéro-coupon (N_1 , R_1 , t_1), (N_2 , R_2 , t_2)… (N_n , R_n , t_n). Cette méthode, appliquée à l'ensemble des actifs de maturités comprises entre n-1 et n années détermine donc la courbe des taux zéro-coupon pour cette plage de maturités.

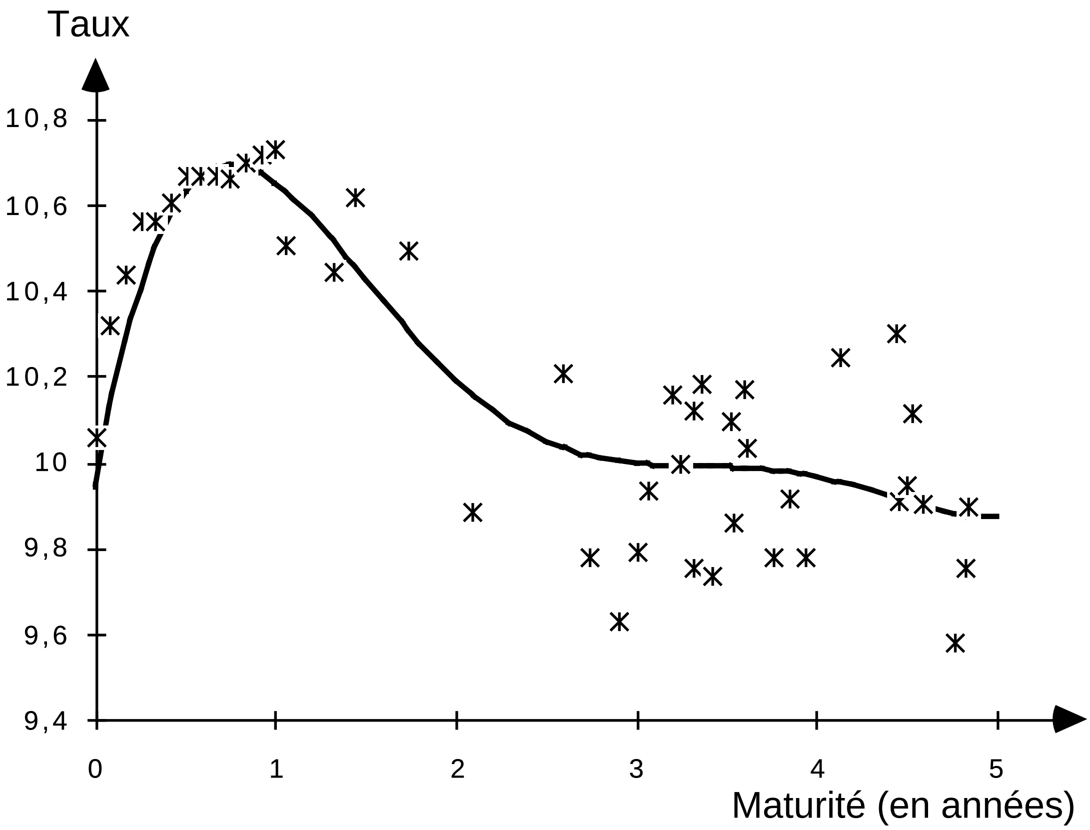

Figure 6 - Courbe des taux zéro coupon au 28/8/92

En appliquant cette méthode à l'ensemble des actifs sans risque du marché (obligation d'Etat ou d'entreprises bénéficiant de sa garantie), nous obtenons, sans injection de données exogènes soumises à caution, une courbe des taux correspondant à des taux zéro-coupon.

Nous avons procédé à un tel calcul sur des cours d'obligations relevés dans "*les Echos*" du lundi 31 août 1992 (cours du vendredi 28 août 1992). Après lissage des valeurs calculées on obtient une courbe des taux en forme de cloche (figure 6). Le détail des calculs est donné en annexe 1.

Remarque : l'utilisation de cette méthode revient à utiliser plusieurs taux d'actualisation (un taux par flux intermédiaire), taux qui sont directement issus du marché étudié.

Les résultats sont donc plus significatifs que ceux obtenus par analyse de la duration qui n'utilise qu'un seul taux d'actualisation (k) qui, de plus, n'est pas directement extrait du marché (taux que l'on adapte en fonction du risque et de l'échéance).

Cependant sa mise en oeuvre est plus complexe, puisqu'il convient d'analyser tous les actifs de maturité inférieure à celle de l'actif étudié pour pouvoir en calculer les paramètres.

Néanmoins, dans le cas de la constitution de la courbe des taux, ceci n'est pas un inconvénient majeur puisque, de toutes façons, une analyse globale du marché est nécessaire.

Conclusion

Dans ce premier chapitre nous avons montré que les taux à terme pouvaient se ramener de manière simple à des taux comptant zéro-coupon, obtenus par résolution de systèmes non linéaires à partir des données du marché réel

Il est ainsi possible de constituer une base de données fiables, utilisable pour des expérimentations empiriques des relations entre taux à terme et taux futurs que nous allons étudier.

Chapitre 2 : Théories classiques de la formation des taux d’intérêt

La courbe des taux prend des formes différentes selon les pays et selon l’époque étudiée (figure 7). De nombreux économistes ont avancé des théories expliquant la forme de cette courbe. La structure des taux peut en effet prendre grossièrement quatre aspects différents :

- $\boxed{1}$ la courbe de type ascendante, il s’agit du cas réputé “normal” correspondant en général à des niveaux de taux moyens ;
- $\boxed{2}$ la courbe de type “plate”, très rarement observable ;
- $\boxed{3}$ la courbe “en bosse” que l’on rencontre actuellement en France (le point maximum correspondant à des maturités de l’ordre de six mois) ;
- $\boxed{4}$ la courbe descendante qui se rencontre en général lorsque les taux sont élevés.

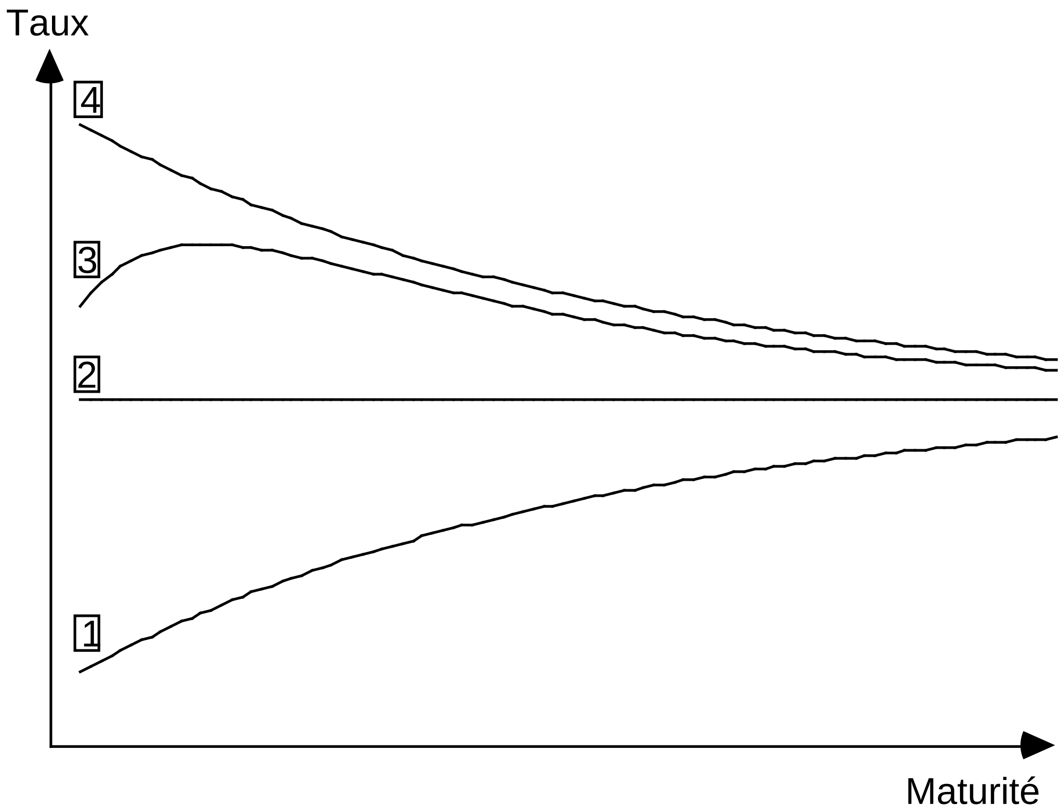

Figure 7 - Différentes formes de courbes des taux

Cinq grandes familles d'explications ont été données :

- La théorie des anticipations (Friedrich A. Lutz 1940) ;
- La théorie de la préférence pour la liquidité (John R. Hicks 1946) ;
- La théorie de la segmentation des marchés (J. Culbertson 1957) ;
- La théorie de l'habitat préféré (Franco Modigliani et Robert J. Sutch 1966) ;
- La théorie dite "moderne" (Oldrich A. Vasicek 1977, R. Merton 1973, John C. Cox, Johnathan E. Ingersoll et Stephen. E. Ross 1985, Michael J. Brennan et Eduardo. Schwartz 1982).

Nous allons rapidement rappeler le contenu de ces théories qui pourront nous aider à extraire des informations prévisionnelles de la courbe des taux.

I) La théorie des anticipations

Cette théorie suppose que les marchés sont parfaits (c'est à dire en particulier sans coût de transaction et sans coût d'information) et que les intervenants réalisent des opérations d'arbitrages entre les taux longs et taux courts quand ils ne correspondent pas à leurs propres anticipations des taux futurs (par exemple si le taux à terme implicite pour un mois dans un mois est plus faible que son anticipation du taux futur pour un mois dans un mois, un intervenant va réaliser une opération d'emprunt à terme pour un mois dans un mois, qu'il couvrira dans un mois au comptant, pour un taux qui, d'après lui, sera moindre, ce qui lui assurera un gain sans mise initiale).

La théorie suppose en outre que les opérateurs soient indifférents aux risques et réalisent des anticipations rationnelles des taux futurs.

Friedrich A. Lutz postule donc que les taux à terme implicites (calculés comme nous l'avons vu dans le premier chapitre de cette étude) sont égaux aux taux futurs anticipés par le marché.

Si cette égalité n'était pas vérifiée, un arbitrage permettrait la réalisation de gains certains ce qui serait incompatible avec l'équilibre du marché financier.

Cette hypothèse suppose donc que les taux futurs sont connus avec certitude et que les opérateurs sont indifférents au risque.

En outre, elle implique que les taux à terme implicites seraient des estimateurs non biaisés des taux futurs (c'est à dire que l'espérance mathématique de la variable, ici un taux à terme implicite, est égale au paramètre à estimer, c'est à dire ici, le taux futur correspondant). Elle correspond donc à une hypothèse “d'anticipations rationnelles” au sens de Muth.

Elle présente l'avantage indéniable d'être simple et d'expliquer toutes les formes possibles de la courbe des taux (figure 7) : la forme $\boxed{1}$ indiquerait que les marchés attendent une hausse des taux, la forme $\boxed{2}$, que les taux seraient stables, $\boxed{4}$ que les taux auraient tendance à la baisse, $\boxed{3}$ étant une situation transitoire entre $\boxed{1}$ et $\boxed{4}$ (hausse à court terme suivie d'une baisse à long terme) .

Cependant cette théorie est assez simpliste : par exemple, l'indifférence des opérateurs aux risques est plus que sujette à caution comme le montre la relation entre taux et risque déjà mentionnée (figure 2).

II) La théorie de la préférence pour la liquidité

John R. Hicks, transposant l'analyse de John M. Keynes pour la demande de monnaie, suppose que les investisseurs ont une préférence pour la liquidité : le risque augmentant avec la durée du titre, un investisseur n'acceptera de prêter à long terme que contre paiement d'une prime compensant sa perte de liquidité. Cette prime serait donc une fonction croissante de la maturité (figures 8 à 10) qui viendrait s'ajouter à la simple combinaison des taux futurs anticipés par le marché évoquée par Friedrich A. Lutz.

La courbe des taux serait donc naturellement de type $\boxed{1}$ (figures 8 et 9) , sauf si le marché anticipait une très forte baisse des taux (figure 10).

En particulier, dans le cas où les taux auraient une tendance à la constance, la courbe serait naturellement ascendante ce qui expliquerait le cas qui était le plus courant.

De nos jours, au contraire, la courbe des taux est plutôt de type inversée (type $\boxed{3}$ en France) bien que de fortes baisses des taux ne soient pas envisagées.

La théorie de la préférence pour la liquidité paraît donc insuffisante.

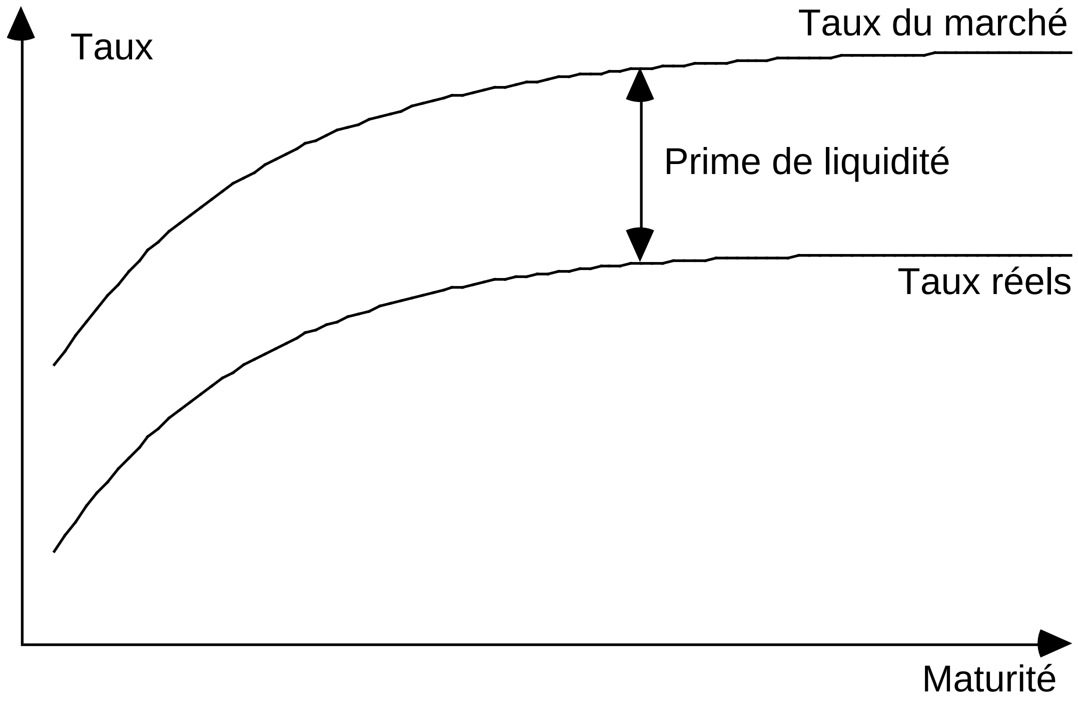

Figure 8 - La préférence pour la liquidité :

anticipations à la hausse et taux du marché croissants.

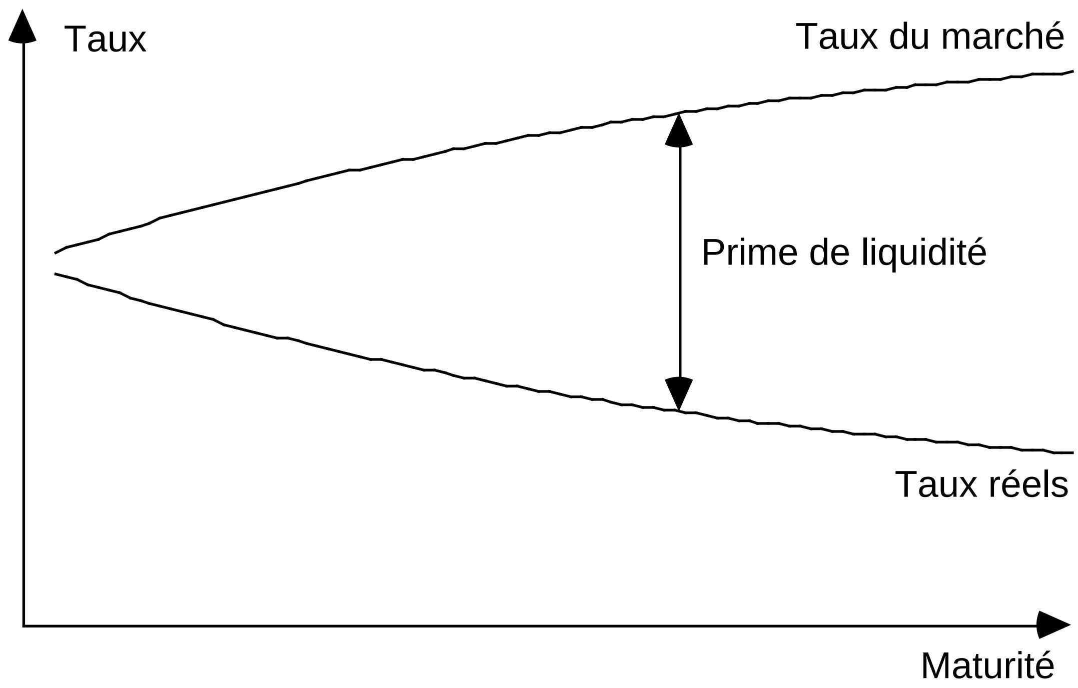

Figure 9 - La préférence pour la liquidité :

anticipations à la baisse et taux du marché croissants.

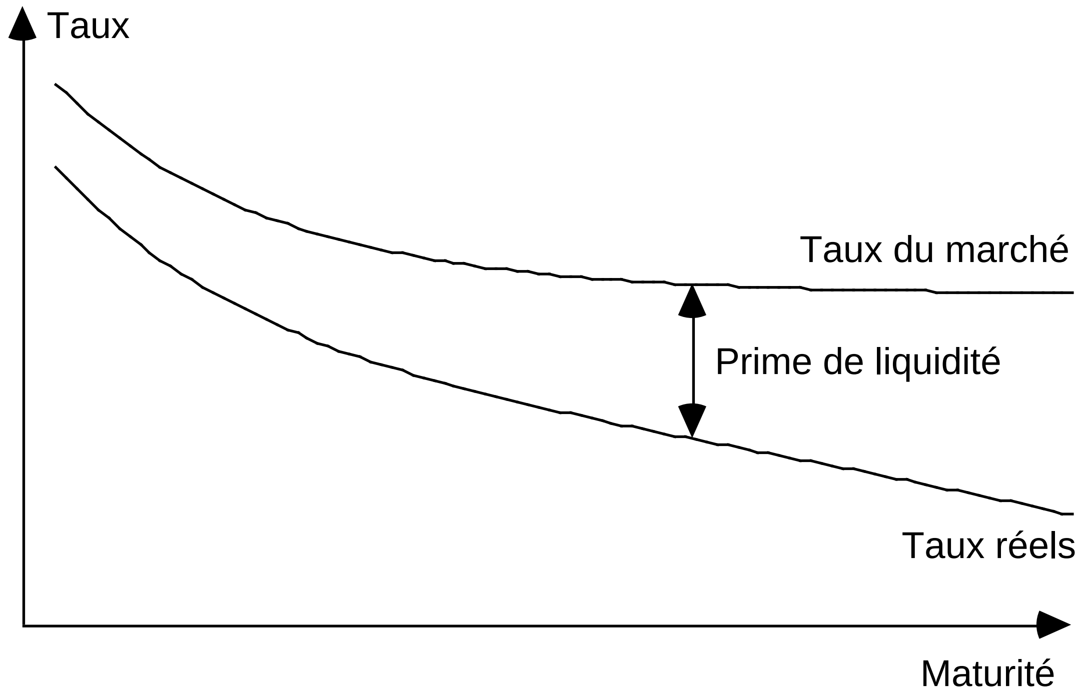

Figure 10 - La préférence pour la liquidité :

anticipations à la baisse et taux du marché décroissants.

III) La théorie de la segmentation des marchés

Selon Culbertson, le souci principal des intervenants ne serait pas de réaliser des arbitrages selon leurs anticipations du marché, ni de rechercher la liquidité, mais plutôt de faire face au risque de taux par des techniques de couverture permettant de faire correspondre les maturités de leur actif et de leur passif.

Les grandes catégories d’investisseurs ayant des structures de bilan différentes (par exemple les banques prêtent le plus souvent à court terme alors que les compagnies d’assurances prêtent à long terme), le marché des taux serait compartimenté, chaque compartiment n’étant, à l’extrême, utilisé que par certaines catégories d’intervenants.

Ainsi, il n’existerait pas un marché des taux mais plusieurs, chacun comprenant sa propre offre et sa propre demande, d’où un niveau des taux différents selon les compartiments.

Cette théorie d’un cloisonnement, somme toute assez strict, du marché n’est pas entièrement satisfaisante : quel investisseur, en présence d’écart important, n’accepterait-il pas de quitter son segment ? Sans parler des arbitragistes, toujours à l’affût d’écarts pouvant leur être profitables.

IV) La théorie de l’habitat préféré

La théorie précédente est assez extréme puisqu’elle suppose une stricte compartimentation des opérateurs, tout en niant le fait que les opérateurs puissent anticiper les taux futurs et qu’ils aient une préférence pour la liquidité.

La théorie de l’habitat préféré, développée par Modigliani et Sutch est un compromis entre les trois approches précédentes : ces deux auteurs supposent que l’appréciation du risque de taux par un opérateur dépend de son “habitat préféré” : l’investisseur désirant placer son argent pour cinq ans, considérera qu’il court un risque à la baisse en ne le plaçant que pour une durée inférieure.

Ainsi, la relation entre prime de risque et maturité ne sera plus une relation strictement croissante (contrairement à ce que l’on avait vu avec la théorie de la préférence pour la liquidité), mais une courbe “en cloche inversée” (figure 11).

Ainsi chaque catégorie d’investisseurs aurait sa propre courbe des taux et investirait naturellement là où l’offre le lui permet.

Grâce à cette théorie, toutes les formes de courbes des taux peuvent être expliquées, et, contrairement à la théorie précédente, sans une tendance naturelle vers la courbe des taux croissante considérée comme “normale”.

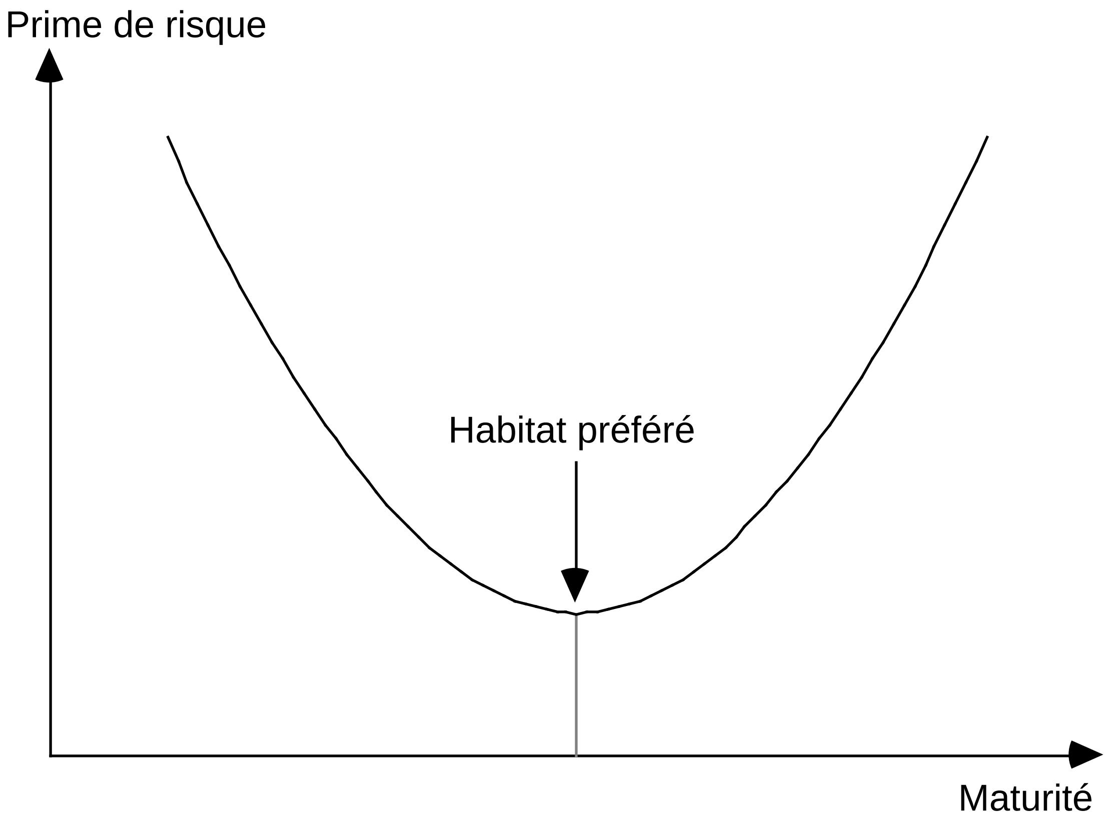

Figure 11 - Prime de risque et habitat préféré.

V) La théorie “moderne”

Il n’existe pas une théorie moderne à proprement parler, mais une approche faisant partie de la théorie moderne de l’évaluation des actifs financiers d’où est issu le modèle d’équilibre des actifs financiers.

Cette théorie repose sur quatre hypothèses principales :

- L’aversion des investisseurs pour le risque ;
- L’absence de coûts de transaction (les taux offerts sont les mêmes que les taux demandés) ;
- Une innocuité des cours aux interventions des investisseurs (quel que soit le montant en jeu, les taux restent stables) ;
- Les cours sont les reflets des anticipations des investisseurs (qui sont sensiblement les mêmes pour tous les intervenants).

Il s’agit de modèles probabilistes permettant de construire la structure à partir d’un nombre faible de variables fondamentales (par exemple le taux à très court terme et le taux à très long terme). On suppose que ces variables suivent un processus stochastique (c’est à dire une variable dont la variation entre deux instants élémentaires est une variable aléatoire) dont les paramètres sont évalués de manière empirique. On en déduit alors la valeur d’une obligation de durée arbitraire. En faisant prendre à la durée l’ensemble des valeurs des maturités étudiées, on en déduit la courbe des taux.

Cependant ce type de méthode reste très complexe et très lié au choix de processus stochastique fait pour les variables fondamentales, choix qui reste difficile et limite donc l’utilisation de ce type de modèles dans le cas du marché réel.

Conclusion

Les théories de la formation de la courbe des taux d’intérêt, sauf celle de la segmentation des marchés sous sa forme la plus extrême, laissent une grande place aux anticipations des taux futurs par le marché.

Elles impliquent donc l’existence d’une information prévisionnelle dans la structure par terme des taux d’intérêt, information prévisionnelle dont la qualité est directement liée aux capacités d’anticipations du marché.

Cependant ces théories nous amènent aussi à conclure à une non observabilité des taux anticipés. Pour connaître la manière dont les marchés anticipent les taux futurs, il va nous falloir trouver une détermination des primes évoquées dans les diverses théories.

Chapitre 3 : Taux d'intérêt futurs et taux d'intérêt à terme

Comme nous l'avons vu au chapitre 2, la plupart des théories expliquant la formation des taux d'intérêts sont basées sur l'existence d'anticipations des taux par le marché. Ces anticipations ($A_{i,j}$) forment une partie des taux à terme implicites, le reste étant constitué par une prime de risque ($P_{i,j}$) :

$$F_{i,j} = A_{i,j} + P_{i,j} + \varepsilon$$

où ε est un bruit blanc.

Cependant si $F_{i,j}$ est facilement observable sur les marchés (comme nous l'avons vu dans la première partie du chapitre 1), tel n'est pas le cas de l'anticipation $A_{i,j}$, ni de la prime

P

Erreur! .

Tout au plus, peut-on constater les primes a posteriori ($P'_{i,j}$) en se plaçant dans le futur, en j, et en remplaçant $A_{i,j}$ par le taux réel constaté R_i .

Nous allons tout d'abord démontrer l'existence d'une telle prime. Nous en déduirons la nécessité de quantifier cette prime afin de pouvoir estimer les anticipations du marché.

Enfin nous démontrerons que l'hypothèse de rationalité des marchés n'est pas vérifiée.

I) Existence d’une prime de terme

La théorie de Friedrich A. Lutz suppose que les marchés sont efficients, c’est à dire en particulier que les intervenants n’ont pas d’aversion au risque et donc que les taux à terme sont le reflet parfait des anticipations des investisseurs en termes de taux d’intérêt futurs.

La première étape dans notre exploration de la structure par terme des taux d’intérêt est donc logiquement de tester l’existence ou la non-existence d’une telle prime.

Cette question est restée assez longtemps en suspens : on peut par exemple citer les travaux de David Meiselman (1962) qui, en utilisant un algorithme simple d’apprentissage de l’erreur pour approximer la valeur des anticipations (non observables) n’a pu rejeter l’hypothèse de la non-existence de la prime de terme.

Par contre Franco Modigliani et Richard M. Sutch (Mai 1966), Franco Modigliani et Robert J. Shiller (Février 1973) ainsi que Charles R. Nelson (1972) ont quant à eux trouvé des preuves de l’existence de cette prime.

Benjamin M. Friedman, dans son article “Interest Rate Expectations Versus Forward Rates : Evidence From an Expectations Survey” (Septembre 1979) prouve définitivement l’existence de la prime.

La méthode qu’il utilise est assez originale : il nie l’inobservabilité des anticipations des investisseurs en utilisant les publications de Goldsmith et Nagan (*The Goldsmith-Nagan Bond and Money Market Letter*) qui, entre 1969 et 1979, ont mené une enquête sur les anticipations en termes de taux d’intérêt de cinquante professionnels des marchés.

Chaque fin de trimestre, les cinquante participants à l'enquête envoyaient leurs anticipations d'un certain nombre de taux pour le trimestre à venir et le suivant.

Benjamin M. Friedman utilise les deux séries (anticipation à un et deux trimestres) dans le cas des bons du Trésor américain à trois mois (qu'il note R^{E1} et R^{E2}).

A partir de ces séries et des taux à termes implicites calculés à partir des taux comptant (comme nous l'avons vu au cours du chapitre 1), il est possible de constituer les deux séries de primes de terme à un et deux trimestres :

$$\begin{cases} PT_1 = F_1 - R^{E1} \\ PT_2 = F_2 - R^{E2} \end{cases}$$

On obtient les résultats suivants :

	Moyenne	Ecart type
PT_1	0,56 %	0,45 %
PT_2	0,59 %	0,45 %

Il est donc impossible de rejeter l'hypothèse de la nullité de la prime de terme (ce qui ne signifie pas qu'il est légitime d'accepter l'hypothèse de son existence). Pour étudier plus complètement le problème, il convient en fait d'écrire F_i (i=1,2) sous la forme :

$$F_i = \alpha + \beta R^{Ei} + \varepsilon_i$$

Où ε_i est un bruit blanc (c'est à dire une variable aléatoire de moyenne nulle), non corrélé à la variable aléatoire R^{Ei} et sans auto-corrélation.

La théorie de Friedrich A. Lutz (marchés efficients) se traduit alors par l'hypothèse H_0 qu'il convient de tester :

$$H_0 \begin{cases} \alpha = 0 \\ \beta = 1 \end{cases}$$

La méthode des moindres carrés permet une estimation des valeurs de α et β et donne les résultats suivants :

- Pour F_1 on trouve :
  - α = -0,74 avec un écart type de 0,36 ;
  - β = 1,21 avec un écart type de 0,06.

  On peut donc rejeter l'hypothèse H_0 puisque à une certitude de 95 % la valeur de α est dans la fourchette -0,74 - 2 * 0,36 = -1,46 à -0,74 + 2 * 0,36 = -0,02 et que la valeur de β est dans la fourchette 1,21 - 2 * 0,06 = 1,09 à 1,21 + 2 * 0,06 = 1,33 (en fait on peut même rejeter séparément les deux hypothèses α = 0 et β = 0) ;
- Pour F_2 on trouve :
  - α = -1,66 avec un écart type de 0,73 ;
  - β = 1,36 avec un écart type de 0,12.

  On peut donc rejeter l'hypothèse H_0 puisque à une certitude de 95 % la valeur de α est dans la fourchette -1,66 - 2 * 0,73 = -3,12 à -1,66 + 2 * 0,73 = -0,2 et que la valeur de β est dans la fourchette 1,36 - 2 * 0,12 = 1,12 à 1,36 + 2 * 0,12 = 1,6 (en fait on peut même rejeter séparément les deux hypothèses α = 0 et β = 0).

En résumé, il est clair que l'hypothèse des anticipations pures doit être rejetée.

Il existe donc une prime de terme.

La théorie de la préférence pour la liquidité propose une explication de l’existence d’une telle prime : les investisseurs préféreraient investir à court terme plutôt qu’à long terme par souci de préserver la liquidité de leurs placements.

Cependant, cette hypothèse n’est pas satisfaisante à la vue de la structure actuelle des taux d’intérêt. Dans le cas de la figure 6 par exemple, la forme de la courbe des taux laisserait alors supposer que les investisseurs anticipent une très forte baisse des taux d’intérêt ce qui semble plus que douteux.

Il convient donc d’amender la théorie de la préférence pour la liquidité. En particulier il semble raisonnable d’accepter l’existence d’une prime de terme négative (ce qui expliquerait alors de manière plus convaincante la forme actuelle de la courbe des taux).

Plus précisément, nous pouvons supposer l’existence d’une prime variant de manière plus complexe qu’une croissance simple avec la maturité. Par exemple, il paraît raisonnable de supposer l’existence :

- d’une prime de liquidité fonction croissante de la maturité (figures 8, 9, 10 et 12) comme le suppose John R. Hicks dans sa théorie de la préférence pour la liquidité) ;
- une prime d’incertitude (figure 13) surtout visible ces dernières années. En effet, si les investisseurs pensent mal anticiper les taux futurs, il peuvent éprouver une certaine aversion aux placements courts alors que les taux longs leurs garantissent une bonne sécurité.

La prime résultante peut alors prendre diverses formes (figure 14) qui expliqueraient la forme actuelle de la courbe des taux (figure 6), en bosse, alors que les anticipations sont sans doute plutôt orientées vers une constance des taux.

Nous sommes donc assurés de l'existence d'une prime de terme qui peut prendre des valeurs positives mais aussi négatives.

Pour pouvoir extraire les anticipations du marchés, il va nous falloir déterminer la valeur de cette prime, ou plus précisément en trouver les variables explicatives.

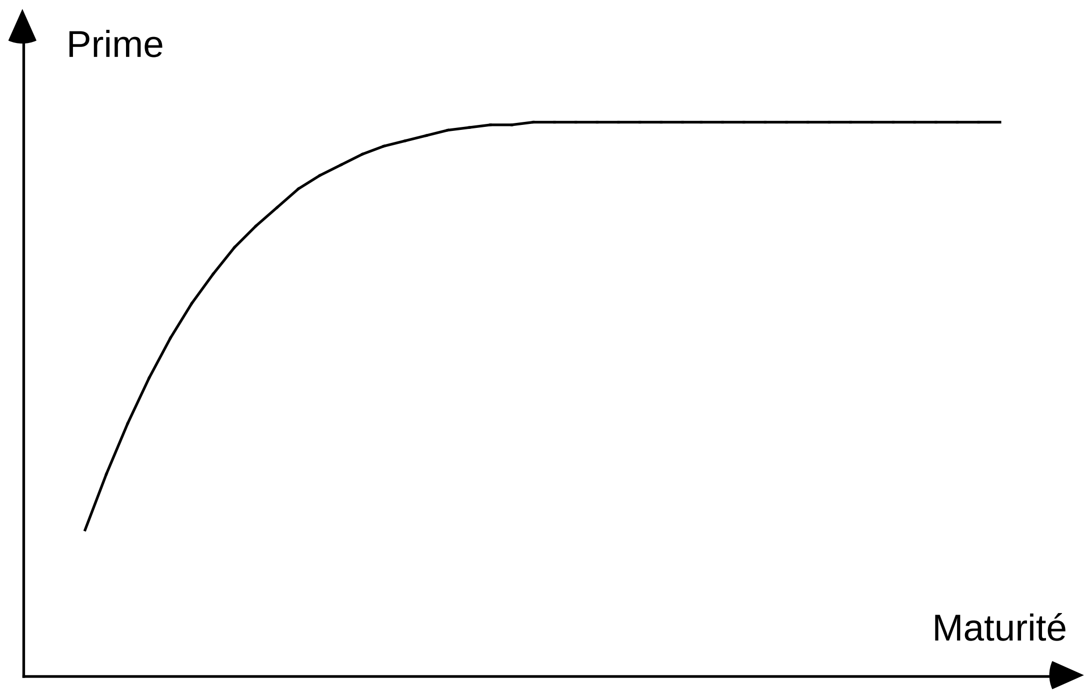

Figure 12 - Prime de liquidité

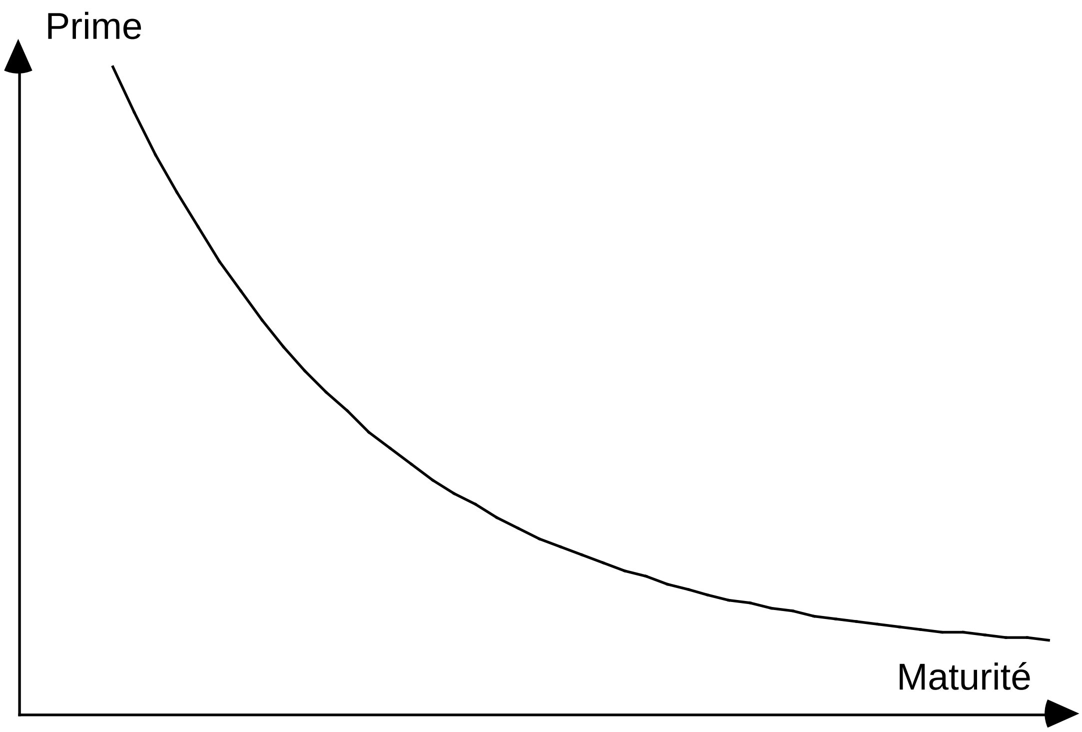

Figure 13 - Prime d'incertitude

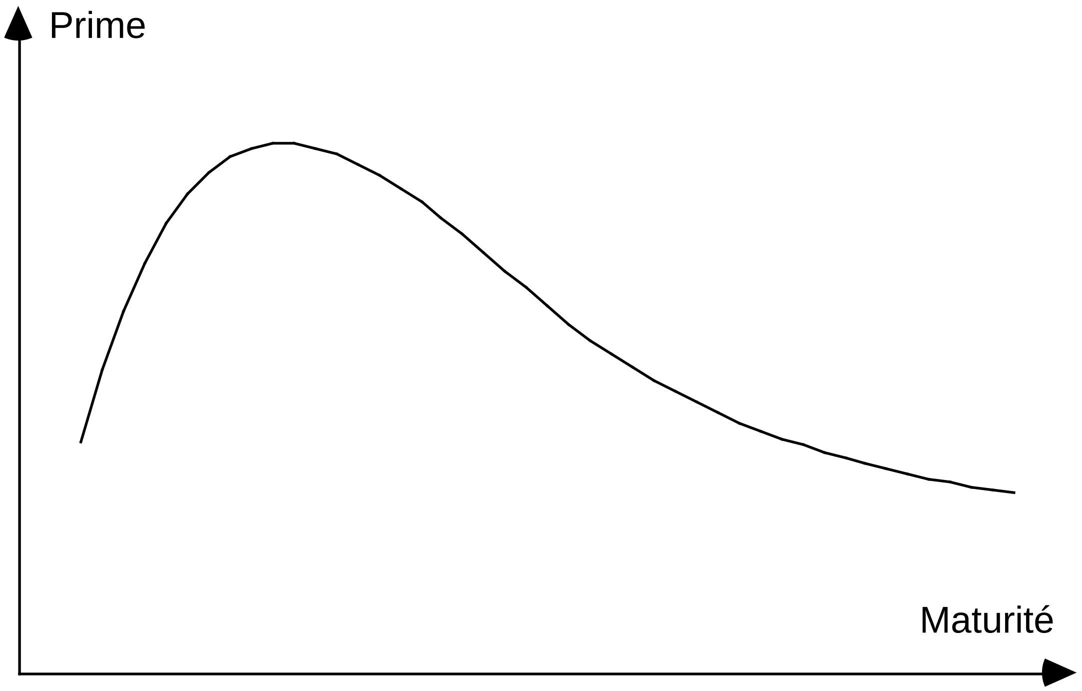

Figure 14 - Prime résultante

II) Quantification de la prime de terme

Il apparaît donc qu'il existe une prime de terme dans la formation des taux longs à partir des anticipations du marché.

Il est nécessaire de quantifier la valeur de cette prime de manière à rendre observable ces anticipations, puisque les enquêtes concernant la vision des taux futurs par les investisseurs ne sont pas toujours disponibles.

Benjamin M. Friedman (Septembre 1979) montre la dépendance de la prime de terme à deux facteurs : le niveau des taux d'intérêt et l'activité économique.

a) Prime de terme et niveau des taux

Selon Reuben A. Kessel (1971) la prime de terme (TP_i) n'est pas une constante. De plus, de nombreux modèles formels d'évaluation de la prime de terme tendent à prouver l'existence d'une corrélation (en générale positive) entre la prime de terme et le niveau des taux d'intérêt.

En utilisant les séries déjà décrites (qui permettent une observation directe de la prime de terme), Benjamin M. Friedman teste l'hypothèse :

$$TP_{i,t} = \alpha + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 R_{i,t-1} + u_{i,t}$$

En estimant les différents paramètres par la méthode des moindres carrés, on trouve, pour les deux séries expérimentales, que l'hypothèse $\beta_1 = \beta_2 = 0$ doit être rejetée (au risque habituel de la statistique) :

- Pour la première série (anticipations à un trimestre), on trouve $\beta_1 = 0{,}04$ avec un écart-type de 0,08 et $\beta_2 = 0{,}18$ avec un écart-type de 0,07. L'hypothèse $\beta_1 = \beta_2 = 0$ doit donc être rejetée (mais on ne peut rejeter séparément les deux hypothèses $\beta_1 = 0$ et $\beta_2 = 0$);

- Pour la seconde série (anticipations à deux trimestre), on trouve $\beta_1 = 0{,}28$ avec un écart-type de 0,12 et $\beta_2 = -0{,}04$ avec un écart-type de 0,11. L'hypothèse $\beta_1 = \beta_2 = 0$ doit donc être rejetée (mais on ne peut rejeter séparément les deux hypothèses $\beta_1 = 0$ et $\beta_2 = 0$);

Il est donc clair qu'il existe une dépendance entre la prime de terme et le niveau des taux.

Il est intéressant de noter que la dépendance est forte avec le niveau des taux deux trimestres avant la date de l'anticipation (β_2 fort pour l'anticipation à un trimestre, β_1 élevé pour l'anticipation à deux trimestres).

b) Prime de terme et activité économique

Toujours selon Reuben A. Kessel (1971), la prime de terme n'est pas seulement fonction du niveau des taux d'intérêt mais aussi de l'activité économique, par exemple du taux de chômage (U), du taux de croissance du PNB (Y), de la hausse des prix (P) ou encore de la croissance de la masse monétaire (M) ou du déficit de l'Etat (G).

Benjamin M. Friedman, en utilisant les enquêtes sur les anticipations du marché (donc une observation de la prime de terme) réalise les régressions linéaires de la forme :

$$TP_{i,t} = \alpha + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 X_{i,t-1} + u_{i,t}$$

Où X vaut successivement les cinq variables précitées (U,Y, P, M et G).

Les résultats sont les suivants. Pour la première série (anticipation à un trimestre) :

	β_1	$\sigma(\beta_1)$	β_2	$\sigma(\beta_2)$
U	0,25	0,18	**-0,36**	**0,17**
Y	-10,70	6,60	**-13,53**	**6,60**
P	**38,88**	**18,29**	8,31	18,26
M	-23,79	18,57	-21,23	18,05
G	0,005	0,006	0,003	0,006

L'hypothèse $\beta_1 = \beta_2 = 0$ est donc à rejeter pour les variables U, Y et P. Par contre on ne peut la rejeter dans le cas des variables M et G (ce qui ne signifie pas que l'on doive l'accepter).

Pour la seconde série (anticipation à deux trimestres) on trouve les résultats suivants :

	β_1	$\sigma(\beta_1)$	β_2	$\sigma(\beta_2)$
U	0,28	0,26	-0,40	0,25
Y	-15,83	9,99	-9,58	9,99
P	11,03	27,66	44,45	27,61
M	-12,78	27,73	-14,60	26,96
G	-0,003	0,008	0,011	0,008

Il est clair qu'il est impossible de rejeter l'hypothèse $\beta_1 = \beta_2 = 0$ pour une quelconque des cinq variables U, Y, P, M et G.

Conclusion

Il est clair que la prime de terme n’est pas fixe mais dépend de divers paramètres décrivant l’état du marché.

Il est important de noter que les résultats évoqués ci-dessus tendent à montrer que la dépendance n’est pas la même selon la prime de terme étudiée.

En particulier, il semble que plus la prime correspond à des échéances proches, plus il y a dépendance envers des indicateurs de l’activité économique (ce qui s’explique sans doute par le fait que cette activité est mieux pressentie à court terme).

Cependant, dans tous les cas, il existe une dépendance positive entre la prime et le niveau des taux (plus les taux sont élevés, plus la prime est forte), ce qui intuitivement parait évident.

Cette dépendance de la prime envers l’état du marché laisse supposer une quantification de cette prime, non-observable, à partir de variables observables. Un modèle économétrique (calibré par exemple par approximations successives ou à partir d’enquêtes comme celle utilisée dans l’étude déjà citée) permettra donc de rendre observable cette prime et donc de rendre observables les anticipations du marché.

III) La rationalité des marchés

La théorie des anticipations rationnelles suppose l’efficience des marchés, c’est à dire que les agents économiques n’ont pas d’aversion pour le risque et forment des anticipations sans biais des taux futurs, ce qui signifie qu’ils anticipent ces taux futurs de la meilleure façon, compte tenu des informations disponibles.

Nous avons déjà vu que les investisseurs n’étaient pas indifférents au risque puisqu’il existait une prime de risque non nulle.

Nous allons à présent démontrer que cette rationalité des marchés n’est pas vérifiée.

Certains articles (par exemple Gikas A. Hardouvelis en juin 1988) concluent que les anticipations du marché prédisent mieux les taux futurs que les modèles économétriques.

Cependant on peut reprocher à cette étude le fait que les modèles employés lors de la comparaison sont des modèles naïfs (une auto-régression monovariable et une auto-régression vectorielle).

J. Walter Elliott et Jerome R. Baier (Septembre 1979) étudient six modèles différents et montrent qu’ils expliquent bien les taux courants mais sont incapables de prévoir finement les taux futurs.

Ces différents articles tendent à montrer que les marchés anticipent bien les taux futurs, mais ils ne prouvent aucunement que ces anticipations sont rationnelles, c’est à dire les meilleures possibles.

En fait cette hypothèse se lève assez facilement : les travaux du GAMA (Groupe d'Analyse Macro-économique Appliquée) de juin 92 montrent l'existence d'une relation forte entre les taux longs, le niveau des derniers taux courts (mois en cours et trois dernier mois), l'écart taux longs/taux courts du mois précédent et l'anticipation de dérapage inflationniste (quantifiée par la variation du prix du pétrole en dollar).

En posant :

$$\begin{cases} txintcp_i = C_1.mtxintc_i + C_2.mtxintc_{i-1} + C_3.mtxintc_{i-2} + C_4.mtxintc_{i-3} \\ etxintlc_i = mtxintl2_i - mtxintc_i \\ vppetra_i = mppetra_i - mppetra_{i-1} \end{cases}$$

Où :

- mtxintc est la série de taux courts (voir l'annexe 2) ;
- mtxintl2 est la série de taux longs publics (voir l'annexe 2) ;
- mppetra est la série des prix du pétrole en dollars (voir l'annexe 3).

On cherche alors à estimer la valeur de mtxintl2 comme combinaison linéaire de txintcp, etxintlc (du mois précédent) et vppetra (du mois précédent) :

$$mtxintl2_i = \alpha_1 + \alpha_2\, txintcp_i + \alpha_3\, etxintlc_{i-1} + \alpha_4\, vppetra_{i-1} + \rho\varepsilon_i$$

En estimant la valeur des coefficients C_j par la méthode polynomiale d'Almon, on trouve les valeurs :

$$\begin{cases} C_1 = 0,49895 \\ C_2 = 0,30001 \\ C_3 = 0,15052 \\ C_4 = 0,05052 \end{cases}$$

L’estimation de l’équation par la méthode d’Hildreth-Lu (pour corriger l’autocorrélation d’ordre 1) sur la période mai 1970 à janvier 1992 (263 observations) donne les valeurs suivantes pour les coefficients :

$$\begin{cases} \alpha_1 = 0{,}13168 & \\ \alpha_2 = 0{,}99321 & \text{T de Student} = 147{,}3 \\ \alpha_3 = 0{,}94733 & \text{T de Student} = 70{,}8 \\ \alpha_4 = 0{,}06640 & \text{T de Student} = 6{,}6 \\ \rho = -0{,}20 & \end{cases}$$

Avec de plus un R^2 de 0,9883.

Les résultats sont donc très fiables (les T de Student sont très supérieurs à 2 et le R^2 est très proche de 1).

Si on pose :

$$\text{mtxintl2C}_i = \alpha_1 + \alpha_2\,\text{txintcp}_i + \alpha_3\,\text{etxintlc}_{i-1} + \alpha_4\,\text{vppetra}_{i-1}$$

On peut alors tracer la figure 15 qui montre clairement que mtxintl2C est très proche de mtxintl2. La série mtxintl2C est donc une bonne explication des taux longs publics.

Cette explication des taux longs privés par le niveaux des taux courts sur les quatre derniers mois, par l’écart précédent entre taux courts et taux longs privés et par l’inflation courante (représentée par les prix du pétrole en dollars), montre que les marchés forment les taux longs, donc les anticipations de taux futurs, de manière assez triviale, donc non rationnelle puisque seule une faible partie des informations disponibles est utilisée pour la formation de ces anticipations.

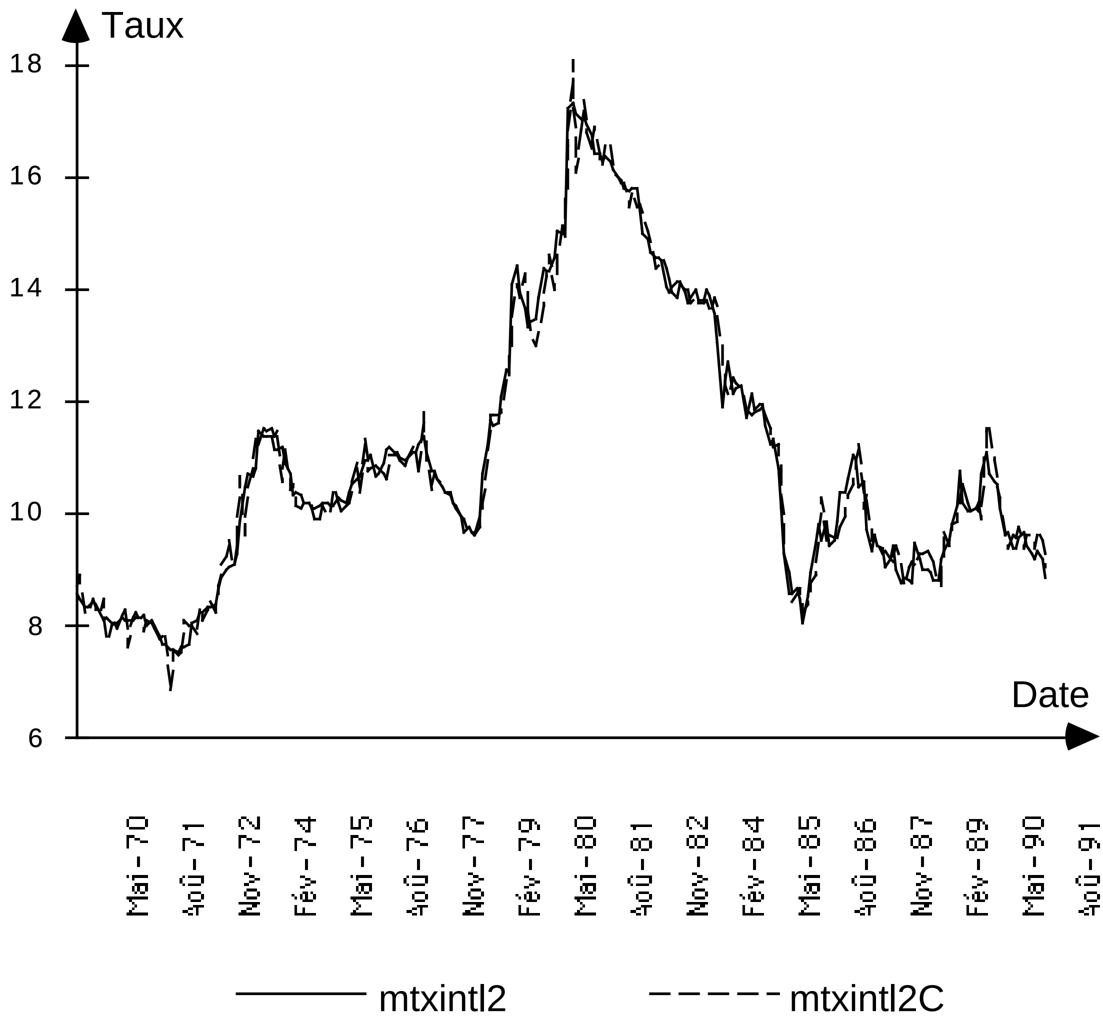

Figure 15 - Taux longs publics réels (mtxintl2) et taux longs publics calculés (mtxintl2C).

Conclusion

Nous avons vu qu'il existe une prime de terme qui rend difficile l'observation des anticipations du marché. Cependant, lorsque cette observation est possible (par exemple grâce à des enquêtes réalisées auprès des investisseurs), on a pu montrer que les anticipations ne sont pas rationnelles, puisqu'elles ne prennent pas en compte toutes les informations disponibles et ne sont donc pas les meilleures possibles.

Nous avons vu cependant, que cette prime de terme pouvait être expliquée en fonction de différentes variables (par exemple l'activité économique). Il en résulte donc qu'il serait possible d'estimer les taux futurs en fonction des taux à terme apparents en tenant compte de ce que la prime de terme (inconnue) est elle-même fonction de certaines variables connues. Il suffirait donc de considérer la **forme réduite** des trois équations :

taux futur = f(taux anticipés)

taux anticipés = g(taux à terme, prime de terme)

prime de terme = h(variables économiques)

Soit :

taux futur = f(g(taux à terme, h(variables économiques)))

Chapitre 4 : La prévision des taux futurs

Au cours des chapitres précédents, nous avons vu que l'observation des taux à terme donnait des informations sur les anticipations du marché et qu'il était donc possible d'utiliser les taux à terme comme prédicteurs des taux futurs. Pour prévoir les taux futurs, une première approche consiste donc à utiliser l'information contenue dans les taux à terme.

Une deuxième alternative consiste au contraire à partir des déterminants fondamentaux des taux d'intérêt et à mettre en oeuvre une approche économétrique.

I) Taux à terme et prévision des taux futurs

Les différentes théories explicatives de la courbe des taux que nous avons étudiées au cours du chapitre 2 donnent une influence certaine aux anticipations des taux futurs par les investisseurs dans le processus de formation des taux à terme implicites.

A condition de savoir extraire les anticipations des investisseurs de la structure par terme des taux d'intérêts, il est donc possible de connaître les prévisions formées par le marché quant à l'évolution des taux d'intérêts.

Gikas A. Hardouvelis, dans son article de juin 1988 teste la qualité de ces prévisions du marché en utilisant des données hebdomadaires des taux d'intérêt des bons du Trésor américain, pour des maturités allant de 1 à 36 semaines.

L'utilisation de données hebdomadaires plutôt que mensuelles ou trimestrielles présente l'avantage de mieux correspondre aux réalités des marchés financiers dans la mesure où l'horizon de travail des intervenants principaux du marché monétaire (la Federal Reserve, certains gestionnaires de portefeuilles…) est de l'ordre de une à deux semaines.

Les données utilisées par Gikas A. Hardouvelis sont extraites des cotations de la Federal Reserve de New York et sont constituées par les taux correspondant aux prix demandés des bons du Trésor, aux cours du jeudi après-midi (à 15h30, heure locale). Ces taux sont ensuite ramenés à des taux annuels afin de les rendre comparables.

On peut alors étudier le pouvoir prédicteur de la structure par terme des taux. L'étude est divisée en trois périodes correspondant aux différentes politiques suivies par la Federal Reserve en matière de taux d'intérêt.

En particulier, on étudie le pouvoir prédicteur à n semaines dans le futur. On teste l'hypothèse :

$$R_{t+n} - R_t = a_n + b_n \left[T_t(n) - R_t\right] + u_{t+n}$$

où :

$$\begin{cases} R_t \text{ est le taux d'intérêt à deux semaines observé en t} \\ T_t(n) \text{ est le taux à terme pour 2 semaines dans n semaines} \\ u_t \text{ est un bruit blanc} \end{cases}$$

Les résultats sont donnés par le tableau page suivante.

Ces résultats permettent clairement de conclure à l'existence d'un pouvoir prédicteur de la courbe des taux :

- Durant la période 1 (janvier 1972 à octobre 1979) ce pouvoir prédicteur est à faible échéance (7 semaines) ;
- Durant la période 2 (octobre 1979 à octobre 1982) le pouvoir prédicteur devient beaucoup plus fort puisqu'il s'étend à plus de 24 semaines (soit un semestre) ;
- Durant la période 3 (octobre 1982 à juillet 1985), le pouvoir prédicteur régresse quelque peu mais subsiste (14 semaines).

De plus, la comparaison des prédictions obtenues à l'aide des taux à terme et de celles provenant de modèles économétriques naïfs comme des modèles auto-régressifs ou vectoriels auto-régressifs (VAR) penche en faveur de la structure par terme des taux comme prédicteur des taux futurs.

	Période 1			Période 2			Période 3		
n	b_n	$\sigma(b_n)$	R^2	b_n	$\sigma(b_n)$	R^2	b_n	$\sigma(b_n)$	R^2
1	**0,860**	**0,199**	**0,192**	**1,057**	**0,108**	**0,386**	**0,883**	**0,063**	**0,652**
2	**0,605**	**0,147**	**0,131**	**0,847**	**0,088**	**0,426**	**0,762**	**0,049**	**0,609**
3	**0,545**	**0,111**	**0,101**	**0,656**	**0,089**	**0,223**	**0,729**	**0,088**	**0,354**
4	**0,409**	**0,105**	**0,064**	**0,573**	**0,123**	**0,172**	**0,394**	**0,100**	**0,148**
5	**0,357**	**0,143**	**0,043**	**0,620**	**0,103**	**0,209**	**0,463**	**0,092**	**0,218**
6	**0,356**	**0,146**	**0,046**	**0,746**	**0,130**	**0,210**	**0,511**	**0,079**	**0,216**
7	**0,255**	**0,129**	**0,034**	**0,650**	**0,172**	**0,132**	**0,462**	**0,122**	**0,126**
8	0,147	0,107	0,015	**0,648**	**0,202**	**0,108**	**0,341**	**0,107**	**0,083**
9	0,145	0,117	0,012	**0,865**	**0,247**	**0,201**	**0,421**	**0,098**	**0,129**
10	0,095	0,109	0,005	**0,939**	**0,176**	**0,191**	**0,469**	**0,098**	**0,135**
11	0,038	0,096	0,001	**0,720**	**0,165**	**0,118**	**0,492**	**0,132**	**0,110**
12	**0,350**	**0,115**	**0,065**	**0,747**	**0,201**	**0,133**	**0,274**	**0,125**	**0,061**
13	**0,283**	**0,086**	**0,062**	**0,731**	**0,250**	**0,108**	**0,373**	**0,134**	**0,104**
14	0,159	0,162	0,009	**0,796**	**0,246**	**0,124**	**0,407**	**0,098**	**0,119**
15	0,252	0,169	0,019	**0,769**	**0,232**	**0,142**	0,222	0,148	0,031
16	0,101	0,162	0,004	**0,793**	**0,249**	**0,150**	0,116	0,116	0,010
17	0,034	0,162	0,001	**0,769**	**0,235**	**0,134**	0,159	0,100	0,023
18	0,131	0,153	0,008	**0,670**	**0,235**	**0,115**	0,136	0,105	0,017
19	0,214	0,149	0,020	**0,655**	**0,232**	**0,118**	0,062	0,148	0,003
20	0,267	0,171	0,029	**0,677**	**0,247**	**0,101**	-0,05	0,103	0,002
21	0,213	0,134	0,020	**0,621**	**0,265**	**0,084**	-0,09	0,112	0,005
22	0,109	0,157	0,005	**0,749**	**0,300**	**0,118**	-0,04	0,141	0,001
23	-0,020	0,158	0,000	**1,008**	**0,290**	**0,188**	-0,16	0,214	0,015
24	-0,069	0,111	0,004	**0,958**	**0,253**	**0,211**	-0,15	0,194	0,015

Si les anticipations du marché prédisent mieux les taux futurs que les modèles économétriques, ceci peut s'expliquer par la théorie de la combinaison optimale des prévisions élémentaires. Selon cette théorie, combiner plusieurs prévisions élémentaires conduit à obtenir une meilleure prévision.

En effet, si on considère n séries de N prévisions indépendantes $y_{i,1} \dots y_{i,n}$ des N réalisations x_i , d'écarts types respectifs $\sigma_1 \dots \sigma_n$, il est raisonnable de supposer que tous les σ_i sont du même ordre de grandeur car le marché sanctionnerait ceux dont les prévisions sont beaucoup plus mauvaises que la moyenne et ne laisserait pas d'autres réaliser de forts gains sans risque. Si nous supposons que tous les σ_i sont égaux à une valeur commune _, la variance de la moyenne y_i des n prévisions est donc :

$$\sigma^2(y_i) = \sigma^2\Big(\sum_{j=1}^{j=n} \frac{y_{i,j}}{n}\Big) = \sum_{j=1}^{j=n} \sigma^2\Big(\frac{y_{i,j}}{n}\Big)$$

puisque les n prévisions sont indépendantes. Nous en déduisons donc :

$$\sigma^2(y_i) = \sum_{j=1}^{j=n} \frac{\sigma^2(y_{i,j})}{n^2}$$

Ce qui donne :

$$\sigma^2(y_i) = \frac{\sum_{j=1}^{j=n} \sigma^2(y_{i,j})}{n^2} = \frac{\sum_{j=1}^{j=n} \sigma^2_j}{n^2} = \frac{\sum_{j=1}^{j=n} s^2}{n^2} = \frac{s^2}{n}$$

La variance résultante est égale à la $n^{\text{ième}}$ partie de la variance d'une prévision élémentaire.

La prévision obtenue en prenant la moyenne des n prévisions élémentaires est donc meilleure que ces prévisions elles-mêmes.

Les opérateurs du marché formant eux-mêmes leurs anticipations à l'aide de modèles (que ce soient des modèles mathématiques objectifs, ou des estimations subjectives), il est donc normal que ces anticipations soient meilleures que les résultats donnés par les modèles pris indépendamment les uns des autres.

Cependant, nous avons vu que la prime de terme n'était pas une constante mais dépendait de divers paramètres comme le niveau des taux, ou l'activité économique.

Il doit donc être possible d'améliorer la qualité de l'évaluation des taux futurs par les taux à terme en faisant intervenir ces variables. Les taux futurs seront alors estimés en fonction des taux à terme et des variables économiques.

Ceci revient à remplacer les trois relations suivantes :

$$\begin{cases} \text{taux futur} = f(\text{taux anticipés}) \\ \text{taux anticipés} = g(\text{taux à terme, prime de terme}) \\ \text{prime de terme} = h(\text{variables économiques }) \end{cases}$$

par une unique relation :

$$\text{taux futur} = f(g(\text{taux à terme}, h(\text{variables économiques})))$$

Cette relation peut, en première approximation, être assimilée à une simple combinaison linéaire dont les coefficients peuvent être estimés par une régression linéaire à partir de séries historiques des taux du marché et des variables économiques présumées explicatives de la prime de terme.

II) La prévision économétrique, une méthode alternative

La méthode économétrique suppose l'existence d'une relation de cause à effet entre un ensemble de variables économiques, dites “explicatives” et la variable à expliquer.

Ces variables explicatives forment un sous-ensemble de l'ensemble des variables décrivant l'état du marché et sont supposées être les seules à influencer de manière sensible la variable à expliquer (les variables restantes sont présumées n'avoir que peu d'influence, voire aucune sur la variable à expliquer).

Ce type d'approche constitue donc une alternative à le seule utilisation des taux à terme dans la détermination des taux futurs.

Cependant, cette approche est souvent considérée comme peu fiable, ce qui donne lieu à de longues discussions sur la possibilité ou l'impossibilité de prévoir les taux d'intérêt (voir par exemple l'article de Pierre-Yves Gomez en 1990). Certains s'ingénient même à démontrer l'inaptitude des modèles économétriques à prévoir l'évolution future des taux d'intérêt.

Ainsi, J. Walter Elliott et Jerome R. Baier (septembre 1979) démontrent-ils que six modèles usuels expliquent bien les taux passés mais sont incapables de prévoir les taux futurs : leurs résultats sont moins bons que des modèles naïfs (taux de la période suivante estimé égal au taux courant, par exemple), et même plus mauvais que des prévisions purement aléatoires !

Cependant cette étude n'est pas très convaincante dans la mesure où les variables explicatives sont elle-même prévues à l'aide de modèles naïfs.

Il n'est donc pas étonnant que les résultats donnés par les modèles économétriques soient mauvais.

Le test de validité des modèles économétriques devrait donc s'appuyer sur un modèle complet de marché, n'utilisant que des variables économétriques connues avec certitude (c'est à dire les valeurs de ces variables pour les périodes antérieures à la période pour laquelle on désire réaliser la prévision). Un tel modèle serait a priori fort complexe, mais en fait des modèles simples donnent d'assez bon résultats. Par exemple le GAMA (juin 1992) propose le modèle simple d'explication des taux au jour le jour français en données mensuelles :

$$\begin{aligned}
mtxintc_i = \alpha_0 & \\
& + \alpha_1.mtxintc_{i-1} \\
& + \alpha_2.(mtxintc_{i-1} - mtxintcd_{i-1}) \\
& + \alpha_3.(\frac{mpcmd_{i-1}}{mpcmd_{i-13}} - 1) \\
& + \alpha_4.(\frac{mdefm_{i-1}}{mdefm_{i-2}} - 1) \\
& + \alpha_5.(\frac{mdefm_{i-2}}{mdefm_{i-3}} - 1) \\
& + \alpha_6.(\frac{mdefm_{i-3}}{mdefm_{i-4}} - 1) \\
& + \alpha_7.(\frac{mdefm_{i-4}}{mdefm_{i-5}} - 1) \\
& + \rho\varepsilon_i
\end{aligned}$$

Où :

- mtxintc est la série des taux courts français (voir l'annexe 2). Il est en effet raisonnable de penser que les taux à venir dépendent des taux passés ;
- mtxintcd est la série des taux courts allemands (voir l'annexe 4). Des arbitrages sont en effet possible entre les deux pays, puisque le Système Monétaire Européen contraint les taux de changes à de faibles fluctuations ;
- mpcmd est la série des indices de prix de détail (voir l'annexe 5) car un taux d'inflation élevé induit des taux d'intérêt élevés ;
- mdefm est la série du nombre de demandeurs d'emploi (voir l'annexe 6). En effet, l'augmentation du nombre de demandeurs d'emploi peut conduire à une décision politique de baisse des taux visant à aider les entreprises et donc à relancer l'emploi.

L'estimation de l'équation (par la méthode d'Hildreth-Lu pour corriger l'autocorrélation d'ordre 1 et avec utilisation de la méthode des polynômes d'Almon pour les coefficients α_4 à α_7) sur la période mars 1971 à décembre 1991 (250 observations) donne les valeurs suivantes pour les coefficients :

- α_0 = 0,26459 ;
- α_1 = 0,96841 T de Student = 40,296 ;
- α_2 = -0,09400 T de Student = -4,117 ;
- α_3 = 5,07551 T de Student = 2,739 ;
- α_4 = -5,73306 T de Student = -3,493 ;
- α_5 = -4,29979 T de Student = -3,493 ;
- α_6 = -2,86653 T de Student = -3,493 ;
- α_7 = -1,4326 T de Student = -3,493 ;

- ρ = 0,300.

Avec de plus un R^2 de 0,9226.

Ces résultats sont donc très satisfaisants puisque les T de Student sont tous supérieurs à 2 (en valeur absolue) et que R^2 est proche de 1.

Si on pose :

$$
\begin{aligned}
mtxintcC_i = \alpha_0 & \\
& + \alpha_1.mtxintc_{i-1} \\
& + \alpha_2.(mtxintc_{i-1} - mtxintcd_{i-1}) \\
& + \alpha_3.(\frac{mpcmd_{i-1}}{mpcmd_{i-13}} - 1) \\
& + \alpha_4.(\frac{mdefm_{i-1}}{mdefm_{i-2}} - 1) \\
& + \alpha_5.(\frac{mdefm_{i-2}}{mdefm_{i-3}} - 1) \\
& + \alpha_6.(\frac{mdefm_{i-3}}{mdefm_{i-4}} - 1) \\
& + \alpha_7.(\frac{mdefm_{i-4}}{mdefm_{i-5}} - 1)
\end{aligned}
$$

Avec les valeurs trouvées précédemment pour les coefficients, il est alors possible de comparer les taux réels et les taux prévus (figures 16 et 17). Bien sûr, les résultats ne sont pas parfaits mais les erreurs de prévisions des taux courts s'expliquent par la non-prise en compte de variables explicatives. En particulier, des événements précis peuvent avoir une influence sur les taux et expliquent donc certaines erreurs. Citons par exemple les événements suivants (voir la figure 17) :

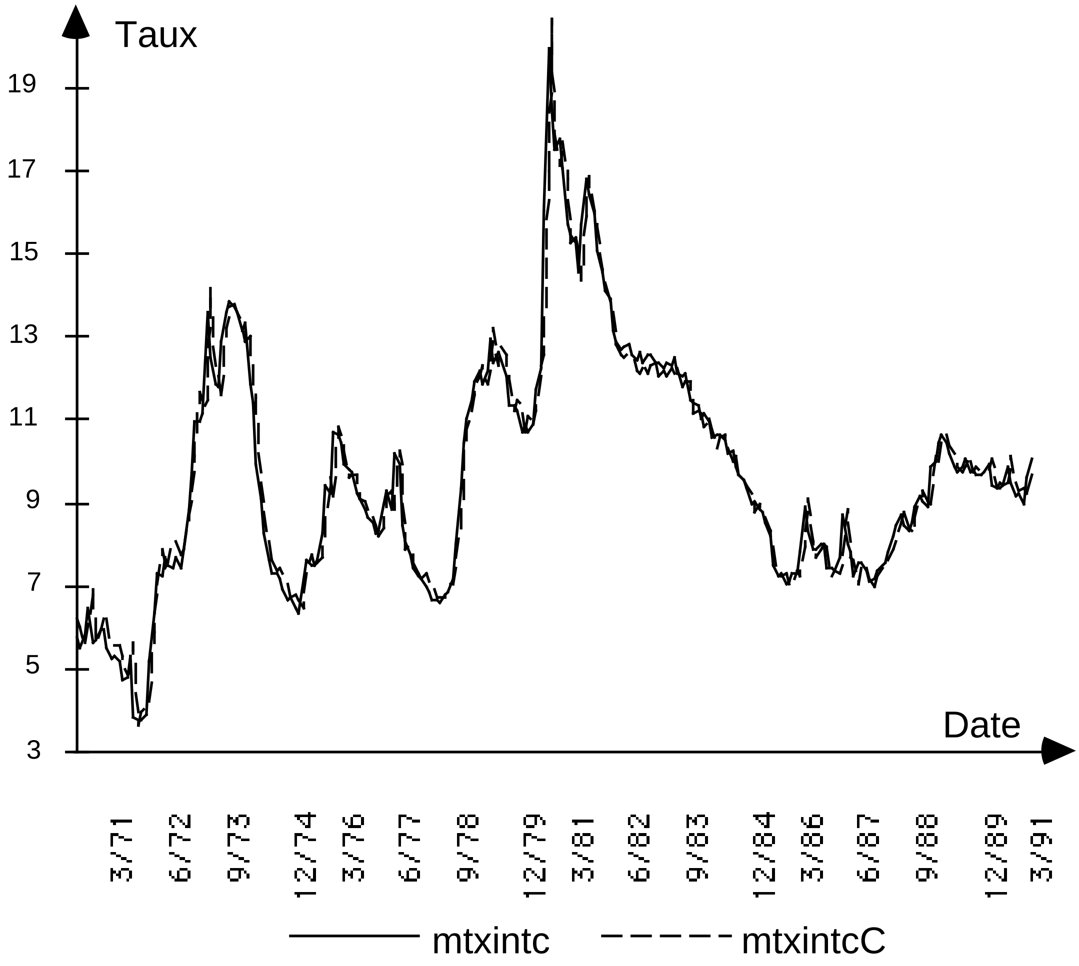

Figure 16 - Taux au jour le jour :
réalité (mtxintc) et prévisions (mtxintcC)

Juillet 1971 : l’erreur provient de la poussée anormale des taux au mois de juin ;

① Juin 1972 : les taux se détendent après le référendum de mai 1972 sur l’Europe ;

④ Janvier-février 1974 : maladie de Pompidou qui accroît les incertitudes ;

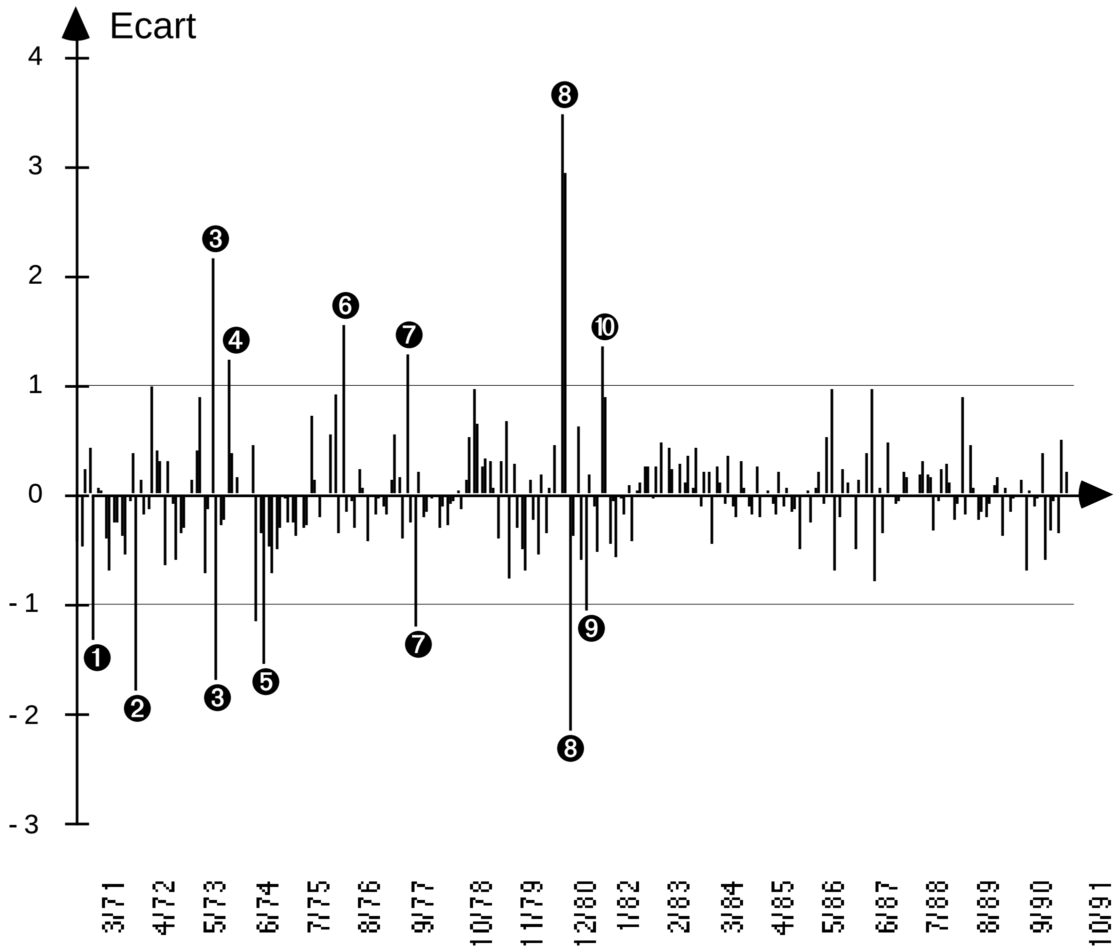

Figure 17 - Ecarts de prévisions
(taux réel - taux prévu)

→ Mai 1974 : mort de Pompidou et élections présidentielles qui accroissent les incertitudes;

❺ Début 1975 : Démission de Jacques Chaban-Delmas, Jacques Chirac devient premier ministre, ce qui rassure le marché ;

❻ Octobre 1976 : Raymond Barre devient premier ministre ;

❼ Février - avril 1978 : l'issue des élections législatives en France est incertaine mais la défaite de la gauche supprime ensuite toute incertitude ;

❽ Mai 1981 : élections présidentielles : les socialistes accèdent au pouvoir ce qui effraie les épargnants ;

❾ Novembre 1981 : détente du marché après la dévaluation du Franc en octobre 1981 ;

❿ Mars 1982 : problèmes du Franc (qui sera dévalué en juin).

L'approche économétrique peut donc être améliorée en anticipant de manière subjective l'impact des événements exceptionnels

Conclusion

Au cours de ce chapitre nous avons vu que nous pouvions suivre deux approches différentes : utiliser les taux à terme comme prédicteurs des taux futurs ou réaliser une analyse économétrique à partir de variables fondamentales.

Ces deux approches, lion de s’opposer, peuvent être confondues. Puisque la prime de terme n’est pas une constante mais est fonction du marché, lui-même décrit par un ensemble de variables économiques, il est possible de tenir compte de cette prime, inconnue, en réalisant une prévision basée sur les taux a terme et sur cet ensemble de variables.

Il s’agit donc de combiner les deux méthodes de base que nous avons étudiées.

Il existe cependant d’autres alternatives, en particulier des approches auto-régressives (Box et Jenkins) et VAR (vectorielles auto-régressives).

Conclusion

Au cours de cette étude, nous avons vu que nous pouvions extraire des taux à terme de la courbe des taux, elle-même obtenue en retraitant les informations directement issues des marchés à l'aide de méthodes mathématiques fiables dont nous avons étudié la théorie.

Nous avons aussi vu qu'en accord avec les différentes théories explicatives de la courbe des taux, nous pouvions en extraire les anticipations formées par les investisseurs, elle-même explicatives des taux comptant futurs.

Mais il faut remarquer que ces taux à terme ne peuvent être utilisés seuls, en particulier du fait de la dépendance des primes de terme à certains indicateurs économiques et que l'adjonction de ces indicateurs en tant que variables explicatives améliore le pouvoir prédicteur des taux à terme.

Ces taux ne peuvent donc être utilisés seuls mais participent à un système économétrique plus complet en tant que variables explicatives parmi de nombreuses autres.

Cependant l'intérêt des taux à terme en matière de prévisions ne s'arrête pas aux seuls taux futurs. En effet, la courbe des taux contient d'autres informations prévisionnelles concernant certaines variables économiques :

activité économique réelle (voir par exemple l'article de 1991 de Arturo Estrella et Gikas A. Hardouvelis), inflation, politique monétaire anticipée, volatilité des taux, évolution des changes (voir le travail de Patrik Artus et Moncef Kaabi en 1991).

Bibliographie

Aftalion (Florin), Poncet (Patrice), 1984, *Les taux d'intérêt*, Presses Universitaires de France, Paris ;

Agmon, Tamir, Yakov Amihud, 1981, "The Forward Exchange Rate and the Prediction of the Future Spot Rate", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 5, pp. 425-427 ;

Artus (Patrick), 1987, "Structure par terme des taux d'intérêt ; théorie et estimations dans le cas français", *Cahiers économiques et monétaires*, N° 27, pp. 5-48 ;

Artus (Patrick), Mars 1990, "La formation des prix sur les marchés financiers : mécanismes de base et anomalies", *Problèmes économiques*, N° 2167, pp. 27-32 ;

Artus (Patrick), Octobre 1990, "Primes de risque et taux d'intérêt", *Economie et statistique*, N° 236 ;

Artus (Patrick), Décembre 1990, "Déterminants macroéconomiques de la structure des taux d'intérêt", *Finance*, Vol. 11, N° 2, Presses Universitaires de France, pp. 9-32 ;

Artus (Patrick), Kaabi (Moncef), Septembre 1991, “L’information prévisionnelle contenue dans la structure par terme des taux d’intérêt en France”, Caisse des dépots et consignations, *Document de travail N° 1991-18/T* ;

Artus (Patrick), Lubochinsky (Catherine), 1990, *Théorie financière des taux d’intérêt et gestion du risque de taux*, Presses Universitaires de France, Paris ;

Bauprois (Luc de), 1983, *Taux d’intérêt : quelles informations dans la structure par terme ?*, Finedit, Paris ;

Boissieu (Christian de), 1976, *La structure des taux d’intérêt*, Economica, Paris ;

Boissieu (Christian de), Guglielmi (Jean-Louis), 1982, *Formation et rôle des taux d’intérêt*, Economica, Paris ;

Brennan (Michael J.), Schwartz (Eduardo S.), Mai 1980, “Conditional Predictions of Bond Prices and Returns”, *The Journal of Finance*, Vol. 35, N° 2, pp. 405-419 ;

Brennan (Michael J.), Schwartz (Eduardo S.), 1982, “An Equilibrium Model of Pond Pricing and a Test of Market Efficiency”, *Journal of Financial and Quantitative Analysys* ;

Brown (Stephen J.), Dybvig (Philip H.), Juillet 1986, “The Empirical Implications of the Cox, Ingersoll, Ross Theory of the Term Structure of Interest Rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 41, N° 3, pp. 617-632 ;

Campbell (John Y.), Mars 1986, “A Defense of Traditional Hypotheses About the Term Structure of Interest Rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 41, pp. 183-193 ;

Campbell (John Y.), Juin 1987, “Stock Returns and the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, pp. 973-400 ;

Campbell (John Y.), Clarida (R.), Janvier 1987, “The Term Structure of Euromarket Interest Rates : an Empirical Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 25-44 ;

Chauveau (T.), 1985, “Les taux d’intérêt : l’évolution de la théorie”, *Cahiers économiques et monétaires de la banque de France*, N°25, pp. 5-35 ;

Chrystal, Alec, Thornton, 1988, “On the Informational Content of Spot and Forward Exchange Rates”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 7, pp. 321-330 ;

Colletaz (G.), Juin 1980, “La structure des taux d’intérêt en France : une étude empirique”, *Revue de l’association française de finance*, pp. 57-90 ;

Cornell, Bradford, 1977, “Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 55-65 ;

Cox (John C.), Ingersoll (Jonathan E.), Ross (Stephen A.), Mai 1980, “An Analysis of Variable Rate Loan Contracts”, *The Journal of Finance*, Vol. 35, N° 2, pp. 389-403 ;

Cox (John C.), Ingersoll (Jonathan E.), Ross (Stephen A.), Septembre 1981, “A Re-examination of Traditional Hypothesis about the Term Structure of Interest Rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 36, N° 4, pp. 769-799 ;

Cox (John C.), Ingersoll (Jonathan E.), Ross (Stephen A.), Mars 1985, “A Theory of the Term Structure of Interest Rates”, *Econometrica*, Vol. 53, N° 2, pp. 385-407 ;

Culberston (J.), Novembre 1957, “The Term Structure of Interest Rates”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 71, pp. 485-517 ;

Dobson (S.), Sutch (R.), Vanderford (D.), Septembre 1976, “An evaluation of alternative empirical models of the Term Structure of Interest Rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 31, N° 3 ;

Dothan (L.U.), Mars 1978, “On the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, pp. 59-69 ;

Dunn (K.), Singleton (K.), 1986, “Modeling the Term Structure of Interest Rates under Non-separable Utility and Durability of Goods”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, pp. 27-55 ;

Echols (M.E.), Elliott (Walter J.), Mars 1976, “A Quantitative Yield Curve Model for Estimating the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ;

Elliott (J. Walter), Baier (Jerome R.), Septembre 1979, “Economic Models and Current Interest Rates : How Well Do They Predict Future Rates ?”, *The Journal of Finance*, Vol. 34, N° 4, pp. 975-986 ;

Elliott (Walter J.), 1978, *Interest Rate Expectations in Spot and Forward Markets* ;

Estrella (Arturo), Hardouvelis (Gikas A.), Juin 1991, “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity”, *The Journal of Finance*, Vol. 46, N° 2, pp. 555-576 ;

Fama (Eugene F.), Octobre 1976, “Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 361-377 ;

Fama (Eugene F.), 1990, “Term Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation and Real Returns”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, pp. 59-76 ;

Fama (Eugene F.), Décembre 1985, “The Information in the Term Structure and Term Premiums in Bonds Returns”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 509-528 ;

Fama (Eugene F.), Bliss (Robert R.), Septembre 1987, “The Information in Long-Maturity Forward Rates”, *The American Economic Review*, Vol. 77, pp. 680-692 ;

Feldstein (Martin), Eckstein (Otto), Novembre 1970, “The Fundamental Determinants of the Interest Rate”, *Review of Economics ans Statistics* ;

Fisher (Irving), 1930, *The Theory of Interest*, Mac Millan Edition, Londres ;

Friedman (Benjamin M.), Septembre 1979, “Interest rate Expectations Versus Forward Rates : Evidence From an Expectations Survey”, *The Journal of Finance*, Vol. 34, N° 4, pp 965-973 ;

GAMA (Groupe d’Analyse Macro-économique Appliquée), Juin 1992, Document de travail ;

Gibson (William), Mars 1970, “Price-expectations Effects on Interest Rates”, *The Journal of Finance* ;

Gomez (Pierre-Yves), Février 1990, “Peut-on prévoir les taux d’intérêt ?”, *Humanisme et entreprise*, N° 179, pp. 25-38 ;

Gourlaouen (Jean-Pierre), 1985, “Structure par terme des taux d’intérêt et anticipations rationnelles : le cas français”, *Communication aux journées internationales d’économie monétaire et bancaire*, Nice ;

Gourlaouen (Jean-Pierre), Juin 1987, “Une nouvelle exploration de la structure par terme des taux d’intérêt”, *Commnunication aux quatrièmes journées internationales d’économie monétaire*, Aix ;

Gourlaouen (Jean-Pierre), 1988, “Les développements récents de la théorie de la structure par terme des taux d’intérêt”, *Communication aux journées de l’association française de sciences économiques*, Orléans ;

Hambor (John C.), Weintraub (Robert E.), Novembre 1974, “The Term Structure : Another Look”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 6 ;

Hansen (Lars P.), Hodrick (Roberts J.), Octobre 1980, “Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of the Future Rates : an Econometric Analysis”, *Journal of Political Economy*, Vol. 88, pp. 829-853 ;

Hardouvelis (Gikas A.), 1988, “The Predictive Power of the Term Structure during Recent Monetary Regimes”, *The Journal of Finance*, Vol. 43, N° 2, pp. 339-356 ;

Hicks (John R.), 1946, *Value and Capital*, Oxford, Clarendon Press, Londres ;

ISMEA (Cahiers de), 1980, “Les taux d’intérêt”, Serie MO N° 2, *Economies et Sociétés* ;

Jones (D.), Roley (V.), Septembre 1983, “Rational Expectations and the Expectations Model of the Term Structure : a Test Using Weekly Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, pp. 453-466 ;

Kang (Heejoon), 1992, “Forward Exchange Rates as Unbiased Predictors of Future Spot Rates. A Review and Re-Interpretation”, *Open economies review*, Kluwer Academic Publishers, Vol. 3 N° 2 ;

Keim (D.), Stambaugh (R.), Décembre 1986, “Predicting Returns in the Stock and Bond Markets”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, pp. 357-390 ;

Kessel (Reuben A.), 1971, “The Cyclical Behaviour of the Term Structure of Interest Rates”, Guttentag edition, *Essays on Interest Rates*, Vol. 2 ;

Kluger (P.), 1986, “Testing the Expectations Theory of theTerm Structure and Interest Rate Stabilisation Policies : Additional Empirical Results”, *Communication aux journées internationales d’économie monétaire*, Aix-en-Provence ;

Kredietbank (Bulletin mensuel de la), Avril 1990, “La structure des taux d’intérêt d’apres les termes”, *Bulletin mensuel de la Kredietbank* ;

Krol (Ronald), Septembre 1987, “The Term Structure of Eurodollar Interest Rates and its Relationship to the US-tresury-bill Market”, *Journal of International Money and Finance*, pp. 329-354 ;

La Baume (Charles de), 1988, *Gestion du risque de taux d’intérêt*, Economica, Paris ;

Langetieg (T.), Mars 1980, “A Multivariate Model of the Term Structure”, *The Journal of Finance*, Vol. 35, N° 1, pp. 71-98 ;

Laurent (J.P.), Décembre 1990, “Où en est la théorie de la courbe des taux ?”, *CIEC, Centre d’information sur l’épargne et le crédit*, N° 134 ;

LLau (Pierre), 1962, *La détermination des taux d'intérêt*, Cujas, Paris ;

Lubochinsky (Catherine), 1990, Les taux d'intérêt, Dalloz, Paris ;

Lutz (Friedrich A.), Novembre 1940, “The Structure of Interest Rates”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 54, pp. 36-63 ;

Malkiel (B.), 1966, *The Term Structure of Interest Rates : Expectations and Behaviour Patterns*, Princeton University Press ;

Mankiw (Gregory N.), Printemps 1986, “The Term Structure of Interest Rates Revisited”, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 61-75 ;

Mankiw (Gregory N.), Miron (Jeffrey A.), Mai 1986, “The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, pp. 211-228 ;

Mankiw (Gregory N.), Summers (Lawrence H.), Printemps 1984, “Do Long Term Interest Rates Overreact to Short Term Interest Rates ?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 223-248 ;

Marsh (Terry), Mai 1980, “Equilibrium Term Structure Models, Test Methodology”, *The Journal of Finance*, Vol. 35, N° 2, pp. 421-438 ;

Masera (R.), 1972, *The Term Structure of Interest Rates*, Clarendron Press ;

Meiselman (David), 1962, *The Term Structure of Interest Rates*, Prentice Hall ;

Merton (R.), 1973, “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*, Vol. 41 ;

Mishkin (Frederic S.), 1988, “The Information in the Term Structure : Some Further Results”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 3, pp. 307-314 ;

Mishkin (Frederic S.), Septembre 1989, “A Multy-country Study of the Information in the Term Structure about Future Inflation”, *NBER Working Paper,* N° 3125 ;

Modigliani (Franco), Sutch (Richard M.), Mai 1966, “Innovation in Interest Rate Policy”, *American Economic Review Papers and Proceedings* ;

Modigliani (Franco), Shiller (Robert J.), Février 1973, “Inflation, Rational Expectations, and the Term Structure of Interest Rates”, *Economica*; Vol. XL ;

Nelson (Charles R.), 1972, *The Term Structure of Interest Rates*, Basic Books ;

Pinçon (R.), 1980, “Une analyse économétrique de l’évolution des taux d’intérêt du marché monétaire”, *Economies et Sociétés*, N°2 ;

Poole (W.), 1978, “Using T-bill Futures to Gauge Interest Rate Expectations”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* ;

Prell (Michael J.), Septembre 1973, “How Well Do the Experts Forecast Interest Rates ?”, *Federal Reserve Bank of Kansas City, Monthly Review* ;

Quintart (Aimable), Zisswiller (Richard), 1990, *Théorie de la finance*, Presses Universitaires de France, Paris ;

Rassi (Faouzi), Mercier (Guy), Gourlaouen (Jean-Pierre), 1989, *Les taux d’intérêt*, ESKA, Paris ;

Richard (S.F.), Mars 1978, “An Arbitrage Model of the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, pp. 33-57 ;

Roll (Richard), 1970, *The Behaviour of Interest Rates : An Application of the Efficient Market Model to US Tresorery Bills*, Basic Books ;

Sargent (T.J.), Février 1972, “Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 4, pp. 74-97 ;

Schaefer (S.), Schwartz (Eduardo S.), Décembre 1984, “A Two Factor Model of the Term Structure, an Approximate Analytical Solution”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 413-424 ;

Shiller (Robert J.), Décembre 1979, “The Volatlity of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure”, *Journal of Political Economics*, N° 87, pp. 1190-1219 ;

Shiller (Robert J.), Cambell (John Y.), Shoenholtz (Kermit L.), Printemps 1983, “Forward Rates and Future Policy : Interpreting the Term Structure of Interst Rates”, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 173-224 ;

Singleton (K.), Novembre 1980, “Maturity Specific Disturbances and the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 603-614 ;

Spiesser (Philippe), 1991, “Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest Rate Term Structure : an Analysis of Cointegration Vectors (Contribution and Comments)”, *Document de travail ESCP*, N° 91-109 ;

Stambaugh (Robert F.), 1988, “The Information in Forward Rates : Implications for Models of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, pp. 41-70 ;

Stiglitz (J.E.), Juillet 1970, “A Consumption-Oriented Theory of the Demand for Financial Assets and the Term Structure of Interest Rates”, *Review of Economic Studies*, Vol. 37 ;

Van Horne (James C.), Août 1965, “Interest-Rate Risk and the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Political Economy*, Vol. 73, pp. 344-51 ;

Vasicek (Oldrich A.), Novembre 1977, “An Equilibrium Characterisation of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 177-188 ;

Vasicek (Oldrich A.), Fong (H. Gifford), Mai 1982, “Term Structure Modeling Using Exponential Splines”, *The Journal of Finance*, Vol. 37, N° 2, pp. 339-348.

Annexes

Annexe 1 : Exemple de calcul de la courbe zéro-coupon

Les données suivantes ont été extraites des cours publiés dans “*les Echos*” du lundi 31 août 1992 (cours du vendredi 28 août 1992). Les taux de maturités 0 à 1 an sont ceux du PIBOR. La courbe des taux a été constituée par interpolation polynomiale des données calculées (voir plus loin).

Taux PIBOR 1 à 12 mois au 28 août 1992 :

Maturité (mois)	Taux
1	10,3203
2	10,4414
3	10,5625
4	10,5664
5	10,6055
6	10,6719
7	10,6719
8	10,6719
9	10,6641
10	10,6992
11	10,7188
12	10,7305

Chacune des obligations qui suivent est décrite par une fiche qui comprend :

- L’intitulé de l’obligation tel qu’on peut le trouver dans les journaux financiers (par exemple “BFCE 10% 7/1/96) ;
- La date où le cours a été relevé (28 août 1992 dans les exemples qui suivent) ;
- Le cours de l’obligation à cette date (qui est le montant nominal N utilisé dans le calcul décrit au chapitre 1) ;
- Le taux nominal de l’obligation (qui permet de calculer le montant des coupons) ;
- On trouve ensuite la valeurs des différents flux (avec leur répartition en intérêts et capital), ainsi que leurs dates de versement. Dans le cas du premier coupon, le calcul du coupon couru est effectué à partir de la date courante et de celle du versement du dernier coupon) ;
- Pour les n-1 premiers coupons, on calcule les taux du marché correspondants à leurs maturités (par interpolation exponentielle des valeurs déjà calculées) et on en déduit le montant nominal des zéro-coupon (0 cp) correspondants, d’où le montant du zéro-coupon générant le dernier flux ;
- Grâce à ces calculs, on en déduit le taux et la maturité du zéro-coupon équivalent au dernier flux financier, qui est le couple de données recherché.

Le diagramme présenté au chapitre 1 (figure 6) a été obtenu par lissage polynomial des données ainsi calculées (à l'aide du logiciel "G" de Clopper Almon).

On lisse les données par le polynôme du cinquième degré :

$$T(m) = a_0 + a_1\ m + a_2\ m^2 + a_3\ m^3 + a_4\ m^4 + a_5\ m^5$$

Où T est le taux fonction de la maturité m, les variables a_0 , a_1 … a_5 étant les coefficients recherchés. Les résultats obtenus sont les suivants :

SEE	=	0.20	R2	=	0.6844	Obser =	41	
SEE+1	=	0.20	RB2	=	0.6393	DegLib	=	35
EAMP=	1.41							

Variable	Coef-Reg	Mexval	t-Stud	Elas	Beta	Moyenne
T	-	-	-	-	-	10.20
a_0	9.94292	719.4	48.114	0.98	0.000	1.00
a_1	2.43237	10.4	2.763	0.59	10.473	2.48
a_2	-2.58647	7.0	-2.253	-2.14	-54.052	8.43
a_3	1.03172	4.2	1.727	3.21	98.995	31.68
a_4	-0.18115	2.6	-1.354	-2.22	-80.745	125.01
a_5	0.01174	1.7	1.089	0.59	24.625	510.21

On peut alors tracer la courbe des taux présentée au chapitre 1.

Obligation ayant une durée de vie résiduelle de 1 à 2 ans :

OAT 8,5 % 25/05/94				28/8/92	97,05	8,50%
	25/5/92	25/5/93	25/5/94			
Coupon	0,00	6,29	8,50			
Capital			100,00			
Flux	0,00	6,29	108,50			
Tx		10,67				
0 cp		5,83	91,22			
Taux déduit :	Maturité =	1,74				
	Taux =	10,50				
E. ETAT 13,40 21/12/93				28/8/92	103,60	13,40%
	21/12/91	21/12/92	21/12/93			
Coupon	0,00	4,21	13,40			
Capital			100,00			
Flux	0,00	4,21	113,40			
Tx		10,55				
0 cp		4,08	99,52			
Taux déduit :	Maturité =	1,31				
	Taux =	10,45				
E. ETAT 13,70 19/9/93				28/8/92	103,10	13,70%
	19/9/91	19/9/92	19/9/93			
Coupon	0,00	0,82	13,70			
Capital			100,00			
Flux	0,00	0,82	113,70			
Tx		10,30				
0 cp		0,82	102,28			
Taux déduit :	Maturité =	1,06				
	Taux =	10,50				
CLF 14% 1/10/93				28/8/92	104,50	14,00%
	1/10/91	1/10/92	1/10/93			
Coupon	0,00	1,30	14,00			
Capital			100,00			
Flux	0,00	1,30	114,00			
Tx		10,34				
0 cp		1,29	103,21			
Taux déduit :	Maturité =	1,09				
	Taux =	9,53				

CIE BANC 14,10 % 6/02/94				28/8/92	104,61	14,10%
	6/2/92	6/2/93	6/2/94			
Coupon	0,00	6,24	14,10			
Capital			100,00			
Flux	0,00	6,24	114,10			
Tx		10,61				
0 cp		5,97	98,64			
Taux déduit :	Maturité =	1,44				
	Taux =	10,62				

Obligations ayant une durée de vie résiduelle de 2 à 3 ans :

OAT 7,50 % 25/7/95				28/8/92	94,70	7,50%
	25/7/92	25/7/93	25/7/94	25/7/95		
Coupon	0,00	6,80	7,50	7,50		
Capital				100,00		
Flux	0,00	6,80	7,50	107,50		
Tx		10,69	10,22			
0 cp		6,20	6,23	82,27		
Taux déduit :	Maturité =	2,90				
	Taux =	9,65				

OAT 8,70 % 25/05/95				28/8/92	97,48	8,70%
	25/5/92	25/5/93	25/5/94	25/5/95		
Coupon	0,00	6,44	8,70	8,70		
Capital				100,00		
Flux	0,00	6,44	8,70	108,70		
Tx		10,67	10,48			
0 cp		5,97	7,31	84,19		
Taux déduit :	Maturité =	2,74				
	Taux =	9,78				

OAT9,9 % 30/09/94				28/8/92	100,01	9,90%
	30/9/91	30/9/92	30/9/93	30/9/94		
Coupon	0,00	0,89	9,90	9,90		
Capital				100,00		
Flux	0,00	0,89	9,90	109,90		
Tx		10,34	10,60			
0 cp		0,88	8,87	90,26		
Taux déduit :	Maturité =	2,09				
	Taux =	9,89				

CLF 11,50 % 1/4/95				28/8/92	102,90	11,50%
	1/4/92	1/4/93	1/4/94	1/4/95		
Coupon	0,00	6,81	11,50	11,50		
Capital				100,00		
Flux	0,00	6,81	11,50	111,50		
Tx		10,66	10,53			
0 cp		6,41	9,81	86,69		
Taux déduit :	Maturité =	2,59				
	Taux =	10,21				

Obligation ayant une durée de vie résiduelle de 3 à 4 ans :

BFCE 10 % 7/1/96				28/8/92	99,60	10,00%
	7/1/92	7/1/93	7/1/94	7/1/95	7/1/96	
Coupon	0,00	3,61	10,00	10,00	10,00	
Capital					100,00	
Flux	0,00	3,61	10,00	10,00	110,00	
Tx		10,58	10,52	10,04		
0 cp		3,48	8,73	7,98	79,42	
Taux déduit :	Maturité =	3,36				
	Taux =	10,18				
BFCE 8,60 % 7/11/95				28/8/92	96,00	8,60%
	7/11/91	7/11/92	7/11/93	7/11/94	7/11/95	
Coupon	0,00	1,67	8,60	8,60	8,60	
Capital					100,00	
Flux	0,00	1,67	8,60	8,60	108,60	
Tx		10,46	10,55	9,92		
0 cp		1,64	7,63	6,99	79,75	
Taux déduit :	Maturité =	3,19				
	Taux =	10,16				
CAR 8,8 % 5/03/96				28/8/92	96,35	8,80%
	5/3/92	5/3/93	5/3/94	5/3/95	5/3/96	
Coupon	0,00	4,56	8,80	8,80	8,80	
Capital					100,00	
Flux	0,00	4,56	8,80	8,80	108,80	
Tx		10,65	10,56	10,10		
0 cp		4,32	7,56	6,91	77,56	
Taux déduit :	Maturité =	3,52				
	Taux =	10,10				
CEPME 8,70 % 30/08/95				28/8/92	97,20	8,70%
	30/8/91	30/8/92	30/8/93	30/8/94	30/8/95	
Coupon	0,00	0,05	8,70	8,70	8,70	
Capital					100,00	
Flux	0,00	0,05	8,70	8,70	108,70	
Tx		10,22	10,66	9,98		
0 cp		0,05	7,86	7,19	82,11	
Taux déduit :	Maturité =	3,00				
	Taux =	9,79				

CFDI 10,60 % 5/08/96				28/8/92	102,50	10,60%
	5/8/92	5/8/93	5/8/94	5/8/95	5/8/96	
Coupon	0,00	9,93	10,60	10,60	10,60	
Capital					100,00	
Flux	0,00	9,93	10,60	10,60	110,60	
Tx		10,68	10,13	9,79		
0 cp		9,03	8,79	8,06	76,62	
Taux déduit :	Maturité =	3,94				
	Taux =	9,77				

CHARBO. FRA. 8,90 % 14/03/96				28/8/92	97,20	8,90%
	14/3/92	14/3/93	14/3/94	14/3/95	14/3/96	
Coupon	0,00	4,83	8,90	8,90	8,90	
Capital					100,00	
Flux	0,00	4,83	8,90	8,90	108,90	
Tx		10,65	10,56	10,10		
0 cp		4,57	7,62	6,97	78,04	
Taux déduit :	Maturité =	3,54				
	Taux =	9,86				

CLF RF 10,60 % 1/04/96			28/8/92	101,30	10,60%	
	1/4/92	1/4/93	1/4/94	1/4/95	1/4/96	
Coupon	0,00	6,27	10,60	10,60	10,60	
Capital					100,00	
Flux	0,00	6,27	10,60	10,60	110,60	
Tx		10,66	10,53	10,10		
0 cp		5,91	9,04	8,26	78,09	
Taux déduit :	Maturité =	3,59				
	Taux =	10,17				

CLF RF 8 % 1/07/96				28/8/92	94,10	8,00%
	1/7/92	1/7/93	1/7/94	1/7/95	1/7/96	
Coupon	0,00	6,73	8,00	8,00	8,00	
Capital					100,00	
Flux	0,00	6,73	8,00	8,00	108,00	
Tx		10,69	10,39	9,78		
0 cp		6,18	6,67	6,14	75,12	
Taux déduit :	Maturité =	3,84				
	Taux =	9,91				

CR.AGR. 10,50 % 22/12/95				28/8/92	102,00	10,50%
	22/12/91	22/12/92	22/12/93	22/12/94	22/12/95	
Coupon	0,00	3,33	10,50	10,50	10,50	
Capital					100,00	
Flux	0,00	3,33	10,50	10,50	110,50	
Tx		10,55	10,50	10,00		
0 cp		3,22	9,21	8,42	81,15	
Taux déduit :	Maturité =	3,32				
	Taux =	9,76				

CR. NAT. 9% 10/04/96				28/8/92	97,00	9,00%
	10/4/92	10/4/93	10/4/94	10/4/95	10/4/96	
Coupon	0,00	5,55	9,00	9,00	9,00	
Capital					100,00	
Flux	0,00	5,55	9,00	9,00	109,00	
Tx		10,66	10,52	10,06		
0 cp		5,21	7,66	7,00	77,13	
Taux déduit :	Maturité =	3,62				
	Taux =	10,04				

E. ETAT 13,20 % 19/09/95				28/8/92	108,25	13,20%
	19/9/91	19/9/92	19/9/93	19/9/94	19/9/95	
Coupon	0,00	0,79	13,20	13,20	13,20	
Capital					100,00	
Flux	0,00	0,79	13,20	13,20	113,20	
Tx		10,30	10,60	9,92		
0 cp		0,79	11,86	10,86	84,74	
Taux déduit :	Maturité =	3,06				
	Taux =	9,93				

E. ETAT 12,60 % 21/12/95				28/8/92	106,80	12,60%
	21/12/91	21/12/92	21/12/93	21/12/94	21/12/95	
Coupon	0,00	3,96	12,60	12,60	12,60	
Capital					100,00	
Flux	0,00	3,96	12,60	12,60	112,60	
Tx		10,55	10,50	9,99		
0 cp		3,84	11,05	10,11	81,81	
Taux déduit :	Maturité =	3,31				
	Taux =	10,12				

OAT 9,8% 30/01/96				28/8/92	100,12	9,80%
	30/1/92	30/1/93	30/1/94	30/1/95	30/1/96	
Coupon	0,00	4,15	9,80	9,80	9,80	
Capital					100,00	
Flux	0,00	4,15	9,80	9,80	109,80	
Tx		10,61	10,57	10,08		
0 cp		3,98	8,49	7,76	79,89	
Taux déduit :	Maturité =	3,42				
	Taux =	9,74				

PTT 11,20 % 25/11/95				28/8/92	103,25	11,20%
	25/11/91	25/11/92	25/11/93	25/11/94	25/11/95	
Coupon	0,00	2,72	11,20	11,20	11,20	
Capital					100,00	
Flux	0,00	2,72	11,20	11,20	111,20	
Tx		10,51	10,52	9,94		
0 cp		2,66	9,89	9,06	81,65	
Taux déduit :	Maturité =	3,24				
	Taux =	10,00				

PTT 8% 2/06/96				28/8/92	94,55	8,00%
	2/6/92	2/6/93	2/6/94	2/6/95	2/6/96	
Coupon	0,00	6,09	8,00	8,00	8,00	
Capital					100,00	
Flux	0,00	6,09	8,00	8,00	108,00	
Tx		10,67	10,47	9,82		
0 cp		5,64	6,71	6,18	76,02	
Taux déduit :	Maturité =	3,76				
	Taux =	9,78				

Obligation ayant une durée de vie résiduelle de 4 à 5 ans :

BEI 8,9 % 5/06/97				28/8/92	97,30	8,90%
	5/6/92	5/6/93	5/6/94	5/6/95	5/6/96	5/6/97
Coupon	0,00	6,85	8,90	8,90	8,90	8,90
Capital						100,00
Flux	0,00	6,85	8,90	8,90	8,90	108,90
Tx		10,68	10,47	9,82	9,89	
0 cp		6,34	7,46	6,87	6,24	70,39
Taux déduit :	Maturité =	4,77				
	Taux =	9,58				
CEPME 8,5 % 1/07/97				28/8/92	94,80	8,50%
	1/7/92	1/7/93	1/7/94	1/7/95	1/7/96	1/7/97
Coupon	0,00	7,15	8,50	8,50	8,50	8,50
Capital						100,00
Flux	0,00	7,15	8,50	8,50	8,50	108,50
Tx		10,69	10,39	9,78	9,88	
0 cp		6,56	7,09	6,52	5,92	68,71
Taux déduit :	Maturité =	4,84				
	Taux =	9,90				
CFDI 11,80 % 11/03/97				28/8/92	106,00	11,80%
	11/3/92	11/3/93	11/3/94	11/3/95	11/3/96	11/3/97
Coupon	0,00	6,30	11,80	11,80	11,80	11,80
Capital						100,00
Flux	0,00	6,30	11,80	11,80	11,80	111,80
Tx		10,65	10,56	10,10	9,99	
0 cp		5,97	10,12	9,25	8,43	72,23
Taux déduit :	Maturité =	4,53				
	Taux =	10,11				
CFF 12,10% 11/02/97				28/8/92	107,55	12,10%
	11/2/92	11/2/93	11/2/94	11/2/95	11/2/96	11/2/97
Coupon	0,00	5,52	12,10	12,10	12,10	12,10
Capital						100,00
Flux	0,00	5,52	12,10	12,10	12,10	112,10
Tx		10,62	10,58	10,09	9,97	
0 cp		5,27	10,45	9,55	8,71	73,56
Taux déduit :	Maturité =	4,46				
	Taux =	9,91				

CFF 13,10 % 15/10/96				28/8/92	109,40	13,10%
	15/10/91	15/10/92	15/10/93	15/10/94	15/10/95	15/10/96
Coupon	0,00	1,72	13,10	13,10	13,10	13,10
Capital						100,00
Flux	0,00	1,72	13,10	13,10	13,10	113,10
Tx		10,39	10,59	9,91	9,97	
0 cp		1,70	11,69	10,71	9,73	75,58
Taux déduit :	Maturité =	4,13				
	Taux =	10,25				

CLF 8,5 % 26/06/97				28/8/92	95,25	8,50%
	26/6/92	26/6/93	26/6/94	26/6/95	26/6/96	26/6/97
Coupon	0,00	7,03	8,50	8,50	8,50	8,50
Capital						100,00
Flux	0,00	7,03	8,50	8,50	8,50	108,50
Tx		10,68	10,41	9,79	9,88	
0 cp		6,47	7,09	6,53	5,93	69,23
Taux déduit :	Maturité =	4,83				
	Taux =	9,75				

CLF 9% 1/04/97				28/8/92	96,75	9,00%
	1/4/92	1/4/93	1/4/94	1/4/95	1/4/96	1/4/97
Coupon	0,00	5,33	9,00	9,00	9,00	9,00
Capital						100,00
Flux	0,00	5,33	9,00	9,00	9,00	109,00
Tx		10,66	10,53	10,10	10,02	
0 cp		5,02	7,67	7,01	6,39	70,65
Taux déduit :	Maturité =	4,59				
	Taux =	9,90				

FDS. INTERV. 10,60% 24/02/97				28/8/92	102,25	10,60%
	24/2/92	24/2/93	24/2/94	24/2/95	24/2/96	24/2/97
Coupon	0,00	5,21	10,60	10,60	10,60	10,60
Capital						100,00
Flux	0,00	5,21	10,60	10,60	10,60	110,60
Tx		10,64	10,57	10,10	9,99	
0 cp		4,96	9,12	8,34	7,60	72,23
Taux déduit :	Maturité =	4,49				
	Taux =	9,95				

RENAULT 12,5% 4/2/97				28/8/92	107,75	12,50%
	4/2/92	4/2/93	4/2/94	4/2/95	4/2/96	4/2/97
Coupon	0,00	5,46	12,50	12,50	12,50	12,50
Capital						100,00
Flux	0,00	5,46	12,50	12,50	12,50	112,50
Tx		10,61	10,57	10,09	9,96	
0 cp		5,23	10,82	9,89	9,02	72,80
Taux déduit :	Maturité =	4,44				
	Taux =	10,31				

Annexe 2 : Historique des taux français de 1970 à 1992

Les données suivantes sont un historique des moyennes mensuelles des taux ci-dessous pour la période janvier 1970 à avril 1992 :

- taux courts (mtxintc). Il s'agit des taux d'intérêt sur le marché monétaire au jour le jour (source : Bulletin Mensuel de Statistique, tableau 17) ;
- taux d'intérêt à long terme sur emprunts privés (mtxintl1) :
  - De 1970 à 1973 : sociétés privées ;
  - De 1974 à 1979 : emprunts de deuxième catégorie ;
  - de 1980 à 1992 : secteur privé, première signature.

  Remarque : les valeurs des taux pour avril 1974 et mars 1979 sont le résultat d'une interpolation polynomiale, les données étant manquantes par suite de grèves (source : Bulletin Mensuel de Statistique, tableau 17) ;

- taux d'intérêt à long terme sur emprunts publics (mtxintl2) :
  - De 1970 à 1979 : secteur public, obligations sans lots ;
  - De 1980 à avril 1991: secteur public long terme, emprunteurs nationaux ;
  - avril 1991 à 1992 : secteur public non fiscalisé.

  Remarque : comme pour la série mtxintl1, les valeurs des taux pour avril 1974 et mars 1979 sont le résultat d'une interpolation polynomiale, les données étant manquantes par suite de grèves (source : Bulletin Mensuel de Statistique, tableau 17) ;

Date	mtxintc	mtxintl1	mtxintl2
1/70	10,21	8,93	8,68
2/70	9,7	9,04	8,73
3/70	9,47	9	8,7
4/70	9,02	8,95	8,59
5/70	8,9	8,91	8,55
6/70	9,35	8,85	8,47
7/70	8,57	8,75	8,33
8/70	8,13	8,57	8,32
9/70	8,13	8,65	8,42
10/70	7,82	8,66	8,37
11/70	7,3	8,76	8,3
12/70	7,46	8,83	8,12
1/71	6,46	8,74	8,13
2/71	6	8,64	8,06
3/71	5,77	8,68	8,04
4/71	5,53	8,69	8,07
5/71	5,84	8,73	8,15
6/71	6,45	8,74	8,12
7/71	5,62	8,65	8,1
8/71	5,69	8,68	8,09
9/71	5,99	8,67	8,13
10/71	5,95	8,74	8,14
11/71	5,51	8,77	8,21
12/71	5,28	8,69	8,01
1/72	5,31	8,66	8,1
2/72	5,2	8,6	8,02
3/72	4,76	8,38	7,83
4/72	4,81	8,16	7,67
5/72	5,32	7,99	7,65
6/72	3,81	7,91	7,56
7/72	3,78	7,83	7,56
8/72	3,76	7,82	7,55
9/72	3,89	7,94	7,61
10/72	5,16	7,99	7,63
11/72	6,33	8,14	7,69
12/72	7,32	8,3	8,03
1/73	7,23	8,54	8,11
2/73	7,71	8,59	8,23
3/73	7,49	8,68	8,25
4/73	7,46	8,73	8,32
5/73	7,71	8,81	8,32
6/73	7,46	8,87	8,36
7/73	7,89	9,03	8,66
8/73	8,87	9,23	8,88
9/73	9,73	9,51	9
10/73	10,99	9,59	9,06
11/73	10,96	9,64	9,08
12/73	11,14	9,81	9,29

Date	mtxintc	mtxintl1	mtxintl2
1/74	13,63	10,47	9,87
2/74	12,48	10,97	10,48
3/74	11,88	11,13	10,69
4/74	11,81	11,1	10,67
5/74	12,87	11,24	10,8
6/74	13,61	11,93	11,45
7/74	13,87	11,9	11,4
8/74	13,74	11,91	11,4
9/74	13,57	11,88	11,38
10/74	13,17	11,83	11,14
11/74	13,35	11,86	11,12
12/74	11,86	11,9	11,21
1/75	11,42	11,73	10,9
2/75	9,95	11,41	10,69
3/75	9,13	11,06	10,34
4/75	8,26	11,03	10,36
5/75	7,6	11,02	10,31
6/75	7,32	10,93	10,21
7/75	7,29	10,87	10,2
8/75	7,18	10,73	10,11
9/75	6,92	10,63	10,1
10/75	6,68	10,78	10,15
11/75	6,74	10,9	10,19
12/75	6,48	10,89	10,18
1/76	6,36	10,74	10,16
2/76	7,2	10,68	10,16
3/76	7,64	10,8	10,29
4/76	7,53	10,75	10,24
5/76	7,51	10,84	10,19
6/76	7,6	10,86	10,37
7/76	8,27	10,95	10,51
8/76	9,45	11,07	10,61
9/76	9,25	11,07	10,66
10/76	10,74	11,32	10,95
11/76	10,67	11,37	10,94
12/76	10,44	11,39	11,04
1/77	9,95	11,05	10,66
2/77	9,83	11,06	10,72
3/77	9,74	11,23	10,88
4/77	9,22	11,54	11,12
5/77	9,09	11,88	11,19
6/77	8,82	11,79	11,11
7/77	8,67	11,66	11,07
8/77	8,52	11,62	11
9/77	8,26	11,65	10,97
10/77	8,36	11,67	11,01
11/77	8,97	11,8	11,1
12/77	9,3	12,09	11,07

Date	mtxintc	mtxintl1	mtxintl2
1/78	8,88	12,14	11,25
2/78	10,18	12,28	11,36
3/78	9,96	12,08	11,07
4/78	8,48	11,69	10,75
5/78	8,08	11,58	10,76
6/78	7,76	11,39	10,6
7/78	7,42	11,15	10,49
8/78	7,25	10,93	10,4
9/78	7,2	10,78	10,37
10/78	6,99	10,67	10,21
11/78	6,89	10,45	10,14
12/78	6,67	10,27	9,94
1/79	6,64	10,06	9,68
2/79	6,63	10,16	9,77
3/79	6,77	10,05	9,68
4/79	6,83	10,01	9,64
5/79	7,19	10,3	9,96
6/79	8,01	11,12	10,71
7/79	9,34	11,54	11,25
8/79	10,44	12,03	11,67
9/79	11	11,88	11,56
10/79	11,47	11,84	11,6
11/79	11,95	12,33	12,09
12/79	12,17	12,92	12,59
1/80	11,89	12,91	12,52
2/80	12,17	14,57	14,11
3/80	12,96	14,8	14,44
4/80	12,4	14,42	13,95
5/80	12,62	14,06	13,65
6/80	12,44	13,88	13,34
7/80	12,04	13,77	13,43
8/80	11,32	13,84	13,46
9/80	11,37	14,05	13,85
10/80	11,22	14,56	14,38
11/80	10,74	14,09	14,34
12/80	10,88	14,68	14,31
1/81	10,74	14,83	14,58
2/81	10,9	15,32	15,05
3/81	11,72	15,29	14,98
4/81	12,23	15,39	14,97
5/81	16,03	18,03	17,25
6/81	19,93	17,98	17,32
7/81	18,49	17,77	17,11
8/81	17,51	17,77	17,03
9/81	17,78	17,88	17,08
10/81	17,09	17,64	16,94
11/81	15,72	17,57	16,75
12/81	15,48	17,33	16,44

Date	mtxintc	mtxintl1	mtxintl2
1/82	15,25	17,21	16,42
2/82	14,56	17,1	16,29
3/82	15,72	16,99	16,35
4/82	16,81	17,02	16,29
5/82	16,41	16,74	16,13
6/82	15,98	16,58	15,98
7/82	15,05	16,45	15,96
8/82	14,58	16,36	15,78
9/82	14,11	16,39	15,76
10/82	13,91	16,1	15,81
11/82	13,18	15,96	15,79
12/82	12,88	15,86	15,4
1/83	12,71	15,1	14,99
2/83	12,77	15,16	14,9
3/83	12,84	14,99	14,65
4/83	12,55	14,84	14,55
5/83	12,46	14,85	14,55
6/83	12,61	14,8	14,52
7/83	12,41	14,56	14,04
8/83	12,54	14,48	13,96
9/83	12,56	14,36	14,03
10/83	12,36	14,63	14,15
11/83	12,37	14,56	14,12
12/83	12,27	14,35	13,96
1/84	12,4	14,11	13,76
2/84	12,31	14,24	13,87
3/84	12,48	14,37	13,98
4/84	12,15	14,23	13,81
5/84	12,04	14,18	13,82
6/84	12,11	14,11	13,99
7/84	11,45	14,13	13,91
8/84	11,43	13,84	13,58
9/84	11,36	13,47	13,05
10/84	11,04	12,62	11,92
11/84	11,19	12,75	12,36
12/84	10,95	12,94	12,7
1/85	10,56	12,44	12,12
2/85	10,65	12,66	12,25
3/85	10,67	12,54	12,27
4/85	10,49	12,4	11,98
5/85	10,17	12,2	11,72
6/85	10,23	12,19	12,12
7/85	9,89	12,06	11,87
8/85	9,69	12,17	11,96
9/85	9,58	12,36	11,97
10/85	9,34	11,99	11,59
11/85	8,98	11,68	11,22
12/85	9,02	11,76	11,33

Date	mtxintc	mtxintl1	mtxintl2
1/86	8,84	11,38	10,79
2/86	8,78	10,81	10,1
3/86	8,52	10,13	9,29
4/86	8,19	9,57	8,56
5/86	7,5	9,28	8,58
6/86	7,25	9,36	8,65
7/86	7,28	9,03	8,5
8/86	7,05	8,37	8,05
9/86	7,09	8,92	8,51
10/86	7,32	9,36	8,97
11/86	7,29	9,77	9,49
12/86	7,8	9,94	9,8
1/87	8,93	9,92	9,54
2/87	8,36	10,06	9,84
3/87	7,89	9,79	9,42
4/87	7,91	9,82	9,51
5/87	8,02	10,05	9,86
6/87	8,01	10,38	10,4
7/87	7,46	10,37	10,39
8/87	7,41	10,77	10,6
9/87	7,36	11,07	11,06
10/87	7,69	11,28	10,95
11/87	8,69	10,96	10,46
12/87	8,03	10,94	10,56
1/88	7,802	10,38	9,73
2/88	7,263	9,91	9,33
3/88	7,538	10,03	9,61
4/88	7,552	9,78	9,42
5/88	7,343	9,77	9,38
6/88	7,11	9,6	9,07
7/88	7,189	9,4	9,18
8/88	7,383	9,63	9,45
9/88	7,523	9,41	9
10/88	7,573	9,17	8,77
11/88	7,817	9,18	8,87
12/88	8,202	9,2	8,81
1/89	8,456	8,94	8,77
2/89	8,699	9,49	9,47
3/89	8,448	9,48	9,21
4/89	8,312	9,23	8,99
5/89	8,512	9,24	9
6/89	8,929	9,18	8,96
7/89	9,193	8,97	8,8
8/89	9,048	8,98	8,81
9/89	8,938	9,32	9,18
10/89	9,847	9,53	9,34
11/89	9,988	9,74	9,53
12/89	10,482	9,99	9,8

Date	mtxintc	mtxintl1	mtxintl2
1/90	10,667	10,37	10,12
2/90	10,426	10,99	10,76
3/90	10,193	10,59	10,21
4/90	9,887	10,33	10,06
5/90	9,752	10,27	10,05
6/90	9,844	10,34	10,1
7/90	10,059	10,23	10,04
8/90	9,758	10,91	10,71
9/90	9,792	11,36	11,11
10/90	9,708	10,99	10,72
11/90	9,663	10,84	10,58
12/90	9,716	10,84	10,53
1/91	9,958	10,39	10,1
2/91	9,4	9,85	9,61
3/91	9,367	9,93	9,66
4/91	9,344	9,61	9,4
5/91	9,399	9,62	9,39
6/91	9,894	9,83	9,59
7/91	9,49	9,87	9,66
8/91	9,157	9,69	9,41
9/91	9,206	9,52	9,3
10/91	8,998	9,43	9,21
11/91	9,602	9,56	9,31
12/91	10,073	9,47	9,19
1/92	10,048	9,11	8,87
2/92	9,92	9,15	8,86
3/92	9,932	9,4	9,13
4/92	9,896	9,36	9,12

Annexe 3 : Prix du pétrole de 1970 à 1992

La série suivante, mppetra, correspond au prix spot de l'Arabe léger/Oman, en dollars (US) par baril :

- De 1970 à 1979 : évaluation à 93 % du prix officiel ;
- De 1980 à 1985 : prix spot à Rotterdam de l'arabe léger ;
- De 1986 à 1992 : prix spot à Rotterdam de l'Oman (deuxième vendredi du mois jusqu'en juillet 1990 puis moyenne des 4 ou 5 vendredis du mois).

Cette donnée peut être utilisée comme un indicateur de forte inflation (source : Institut Français du Pétrole et banque SHARP pour les données postérieures à 1980).

Date	mppetra
1/70	1,67
2/70	1,67
3/70	1,67
4/70	1,67
5/70	1,67
6/70	1,67
7/70	1,67
8/70	1,67
9/70	1,67
10/70	1,67
11/70	1,67
12/70	1,67
1/71	1,67
2/71	1,67
3/71	1,67
4/71	1,67
5/71	1,67
6/71	1,67
7/71	1,67
8/71	1,67
9/71	1,67
10/71	1,67
11/71	1,67
12/71	1,67
1/72	1,67
2/72	1,67
3/72	1,67
4/72	1,67
5/72	1,67
6/72	1,67
7/72	1,67
8/72	1,67
9/72	1,67
10/72	1,67
11/72	1,67
12/72	1,67
1/73	1,67
2/73	1,67
3/73	1,67
4/73	1,67
5/73	1,67
6/73	2,70
7/73	2,70
8/73	2,70
9/73	2,70
10/73	2,70
11/73	4,81
12/73	4,81

Date	mppetra
1/74	10,84
2/74	10,84
3/74	10,84
4/74	10,84
5/74	10,84
6/74	10,84
7/74	10,84
8/74	10,84
9/74	10,84
10/74	10,84
11/74	10,70
12/74	10,70
1/75	10,70
2/75	10,70
3/75	10,70
4/75	10,70
5/75	10,70
6/75	10,70
7/75	10,70
8/75	10,70
9/75	10,70
10/75	11,51
11/75	11,51
12/75	11,51
1/76	11,51
2/76	11,51
3/76	11,51
4/76	11,51
5/76	11,51
6/76	11,51
7/76	11,51
8/76	11,51
9/76	11,51
10/76	11,51
11/76	11,51
12/76	11,51
1/77	12,09
2/77	12,09
3/77	12,09
4/77	12,09
5/77	12,09
6/77	12,09
7/77	12,09
8/77	12,09
9/77	12,09
10/77	12,09
11/77	12,09
12/77	12,09

Date	mppetra
1/78	12,09
2/78	12,09
3/78	12,09
4/78	12,09
5/78	12,09
6/78	12,09
7/78	12,09
8/78	12,09
9/78	12,09
10/78	12,09
11/78	12,09
12/78	12,09
1/79	12,41
2/79	12,41
3/79	12,41
4/79	12,41
5/79	12,41
6/79	12,41
7/79	16,74
8/79	16,74
9/79	16,74
10/79	16,74
11/79	22,32
12/79	22,32
1/80	34,09
2/80	31,17
3/80	30,14
4/80	32,20
5/80	31,92
6/80	31,29
7/80	30,24
8/80	28,12
9/80	29,47
10/80	33,74
11/80	36,98
12/80	34,56
1/81	35,53
2/81	34,97
3/81	34,36
4/81	33,05
5/81	30,33
6/81	29,78
7/81	31,22
8/81	30,96
9/81	31,32
10/81	32,41
11/81	33,21
12/81	32,61

Annexe 3 : Prix du pétrole de 1970 à 1992

Date	mppetra
1/82	34,38
2/82	30,63
3/82	28,13
4/82	29,75
5/82	29,75
6/82	33,63
7/82	33,63
8/82	31,00
9/82	32,60
10/82	33,45
11/82	32,00
12/82	30,25
1/83	30,38
2/83	29,63
3/83	28,25
4/83	28,55
5/83	28,60
6/83	28,70
7/83	28,90
8/83	29,05
9/83	28,67
10/83	28,55
11/83	28,34
12/83	28,23
1/84	28,59
2/84	28,56
3/84	28,66
4/84	28,40
5/84	28,25
6/84	28,37
7/84	27,70
8/84	27,59
9/84	27,88
10/84	28,33
11/84	27,54
12/84	28,10
1/85	28,10
2/85	27,79
3/85	27,78
4/85	27,66
5/85	26,96
6/85	26,60
7/85	27,04
8/85	27,37
9/85	26,95
10/85	27,70
11/85	26,00
12/85	27,28

Date	mppetra
1/86	25,84
2/86	15,10
3/86	11,55
4/86	11,39
5/86	11,77
6/86	10,66
7/86	8,13
8/86	11,23
9/86	13,45
10/86	13,76
11/86	13,04
12/86	14,04
1/87	17,55
2/87	17,39
3/87	17,31
4/87	17,33
5/87	17,31
6/87	17,45
7/87	17,62
8/87	18,30
9/87	17,51
10/87	17,18
11/87	17,20
12/87	17,01
1/88	15,56
2/88	16,09
3/88	14,25
4/88	14,21
5/88	14,91
6/88	14,60
7/88	12,35
8/88	13,27
9/88	12,89
10/88	9,47
11/88	10,54
12/88	12,91
1/89	14,00
2/89	14,98
3/89	15,47
4/89	17,38
5/89	16,89
6/89	16,87
7/89	16,78
8/89	14,79
9/89	16,11
10/89	16,46
11/89	16,84
12/89	16,45

Date	mppetra
1/90	19,67
2/90	18,22
3/90	17,18
4/90	15,95
5/90	14,59
6/90	13,89
7/90	12,98
8/90	25,95
9/90	32,48
10/90	33,72
11/90	30,67
12/90	25,19
1/91	21,92
2/91	16,37
3/91	16,04
4/91	16,38
5/91	16,77
6/91	16,34
7/91	17,11
8/91	17,41
9/91	18,78
10/91	19,93
11/91	19,39
12/91	16,33
1/92	16,37

Annexe 4 :
Taux d'intérêt allemands au jour le jour de 1970 à 1991

La série suivante, mtxintcd, correspond à l'historique des moyenne mensuelles des taux courts (taux au jour le jour) allemand.

Source : Indicateurs économiques de l'OCDE.

Date	mtxincd
1/70	9,09
2/70	8,48
3/70	9,53
4/70	9,65
5/70	9,12
6/70	8,72
7/70	8,8
8/70	7,83
9/70	9,14
10/70	7,44
11/70	8,43
12/70	7,47
1/71	7,6
2/71	7,27
3/71	7,36
4/71	4,23
5/71	3,33
6/71	6,94
7/71	6,22
8/71	6,21
9/71	6,99
10/71	7,49
11/71	4,54
12/71	5,77
1/72	4,2
2/72	4,15
3/72	3,88
4/72	3,77
5/72	2,95
6/72	2,65
7/72	2,24
8/72	4,48
9/72	4,83
10/72	6,07
11/72	5,71
12/72	6,69
1/73	5,58
2/73	2,18
3/73	11,37
4/73	14,84
5/73	7,4
6/73	10,9
7/73	15,78
8/73	10,63
9/73	9,76
10/73	10,57
11/73	11,3
12/73	11,89

Date	mtxincd
1/74	10,4
2/74	9,13
3/74	11,63
4/74	5,33
5/74	8,36
6/74	8,79
7/74	9,4
8/74	9,3
9/74	9,22
10/74	9,1
11/74	7,38
12/74	8,35
1/75	7,71
2/75	4,25
3/75	4,85
4/75	4,69
5/75	5,41
6/75	4,98
7/75	4,12
8/75	1,87
9/75	4,33
10/75	3,33
11/75	3,39
12/75	3,92
1/76	3,58
2/76	3,28
3/76	3,64
4/76	2,81
5/76	3,71
6/76	4,31
7/76	4,48
8/76	4,21
9/76	4,33
10/76	3,26
11/76	3,98
12/76	5,03
1/77	4,57
2/77	4,36
3/77	4,53
4/77	4,52
5/77	4,1
6/77	4,13
7/77	4,26
8/77	4,03
9/77	4,01
10/77	3,98
11/77	3,94
12/77	3,24

Date	mtxincd
1/78	3,37
2/78	3,34
3/78	3,55
4/78	3,53
5/78	3,54
6/78	3,55
7/78	3,4
8/78	3,23
9/78	3,51
10/78	3,07
11/78	2,67
12/78	3,56
1/79	2,99
2/79	3,81
3/79	4,32
4/79	5,24
5/79	5,16
6/79	5,6
7/79	5,73
8/79	6,36
9/79	6,5
10/79	7,87
11/79	7,86
12/79	9,02
1/80	8,25
2/80	8,06
3/80	8,61
4/80	9,05
5/80	9,8
6/80	10,04
7/80	9,8
8/80	8,92
9/80	9,27
10/80	9,01
11/80	8,76
12/80	9,16
1/81	9,09
2/81	10,38
3/81	11,97
4/81	11,31
5/81	11,83
6/81	11,93
7/81	11,98
8/81	11,97
9/81	12
10/81	11,3
11/81	10,8
12/81	10,58

Annexe 4 : Taux d’intérêt allemands au jour le jour de 1970 à 1991

Date	mtxincd
1/82	10,1
2/82	10,06
3/82	9,83
4/82	9,47
5/82	9,11
6/82	9,02
7/82	9,02
8/82	8,78
9/82	7,97
10/82	7,76
11/82	7,02
12/82	6,15
1/83	5,85
2/83	5,74
3/83	5,51
4/83	4,93
5/83	5,04
6/83	5,05
7/83	5,05
8/83	5,06
9/83	5,42
10/83	5,53
11/83	5,57
12/83	5,61
1/84	5,56
2/84	5,53
3/84	5,53
4/84	5,49
5/84	5,54
6/84	5,52
7/84	5,56
8/84	5,52
9/84	5,55
10/84	5,61
11/84	5,51
12/84	5,62
1/85	5,52
2/85	5,78
3/85	5,85
4/85	5,7
5/85	5,67
6/85	5,52
7/85	5,13
8/85	4,77
9/85	4,59
10/85	4,54
11/85	4,61
12/85	4,64

Date	mtxincd
1/86	4,58
2/86	4,59
3/86	4,9
4/86	4,76
5/86	4,3
6/86	4,39
7/86	4,61
8/86	4,49
9/86	4,39
10/86	4,41
11/86	4,45
12/86	5
1/87	4,24
2/87	3,83
3/87	3,84
4/87	3,75
5/87	3,69
6/87	3,61
7/87	3,73
8/87	3,78
9/87	3,71
10/87	3,74
11/87	3,55
12/87	3,19
1/88	3,13
2/88	3,32
3/88	3,24
4/88	3,25
5/88	3,3
6/88	3,74
7/88	4,44
8/88	4,74
9/88	4,7
10/88	4,74
11/88	4,62
12/88	4,89
1/89	5,23
2/89	5,94
3/89	5,61
4/89	5,85
5/89	6,32
6/89	6,47
7/89	6,91
8/89	6,76
9/89	6,91
10/89	7,86
11/89	7,54
12/89	7,67

Date	mtxincd
1/90	7,58
2/90	7,77
3/90	7,72
4/90	7,79
5/90	7,72
6/90	7,83
7/90	8,02
8/90	8,03
9/90	8,03
10/90	8,04
11/90	8,12
12/90	8,43
1/91	8,53
2/91	8,69
3/91	8,76
4/91	8,85
5/91	8,58
6/91	8,79
7/91	8,83
8/91	8,93
9/91	9,07
10/91	8,78
11/91	9,04
12/91	9,23

Annexe 5 : Indice des prix de détail de 1970 à 1991

La série suivante, mpcmd, correspond à l'historique mensuel des prix de détail en France.

Les chiffres sont donnés sous la forme d'un indice, l'indice 100 correspondant aux prix de détail français pour l'année 1980.

Source : Bulletin mensuel de Statistique de l'INSEE.

Date	mpcmd	Date	mpcmd	Date	mpcmd
1/70	38,945	1/74	50,68	1/78	75,702
2/70	39,064	2/74	51,357	2/78	76,259
3/70	39,184	3/74	51,953	3/78	76,935
4/70	39,383	4/74	52,789	4/78	77,771
5/70	39,542	5/74	53,425	5/78	78,527
6/70	39,701	6/74	54,022	6/78	79,123
7/70	39,78	7/74	54,698	7/78	80,078
8/70	39,94	8/74	55,136	8/78	80,555
9/70	40,099	9/74	55,732	9/78	81,072
10/70	40,258	10/74	56,409	10/78	81,828
11/70	40,417	11/74	56,926	11/78	82,266
12/70	40,536	12/74	57,403	12/78	82,664
1/71	40,775	1/75	58,04	1/79	83,42
2/71	40,974	2/75	58,477	2/79	83,976
3/71	41,133	3/75	58,955	3/79	84,732
4/71	41,372	4/75	59,472	4/79	85,568
5/71	41,65	5/75	59,909	5/79	86,483
6/71	41,809	6/75	60,347	6/79	87,199
7/71	42,008	7/75	60,784	7/79	88,352
8/71	42,167	8/75	61,182	8/79	89,267
9/71	42,366	9/75	61,699	9/79	90,023
10/71	42,605	10/75	62,177	10/79	91,097
11/71	42,764	11/75	62,575	11/79	91,694
12/71	42,963	12/75	62,933	12/79	92,41
1/72	43,082	1/76	63,609	1/80	94,2
2/72	43,321	2/76	64,046	2/80	95,2
3/72	43,52	3/76	64,603	3/80	96,3
4/72	43,679	4/76	65,16	4/80	97,5
5/72	43,918	5/76	65,598	5/80	98,3
6/72	44,156	6/76	65,876	6/80	99
7/72	44,514	7/76	66,513	7/80	100,4
8/72	44,753	8/76	66,99	8/80	101,4
9/72	45,031	9/76	67,706	9/80	102,2
10/72	45,429	10/76	68,343	10/80	103,3
11/72	45,708	11/76	68,9	11/80	104,1
12/72	45,946	12/76	69,138	12/80	105,1
1/73	45,946	1/77	69,337	1/81	106,3
2/73	46,066	2/77	69,815	2/81	107,3
3/73	46,304	3/77	70,451	3/81	108,3
4/73	46,623	4/77	71,366	4/81	109,8
5/73	47,06	5/77	72,042	5/81	110,8
6/73	47,418	6/77	72,599	6/81	111,9
7/73	47,816	7/77	73,236	7/81	113,8
8/73	48,134	8/77	73,634	8/81	115,2
9/73	48,572	9/77	74,27	9/81	116,5
10/73	49,089	10/77	74,867	10/81	118
11/73	49,527	11/77	75,145	11/81	119
12/73	49,845	12/77	75,344	12/81	119,7

Annexe 5 : Indice des prix de détail de 1970 à 1991

Date	mpcmd
1/82	121
2/82	122,2
3/82	123,7
4/82	125,1
5/82	126,1
6/82	127
7/82	127,4
8/82	127,8
9/82	128,3
10/82	129
11/82	130,2
12/82	131,4
1/83	132,6
2/83	133,5
3/83	134,8
4/83	136,5
5/83	137,4
6/83	138,2
7/83	139,4
8/83	140,2
9/83	141,3
10/83	142,4
11/83	143
12/83	143,5
1/84	144,5
2/84	145,4
3/84	146,4
4/84	147,3
5/84	148,1
6/84	148,8
7/84	149,8
8/84	150,6
9/84	151,3
10/84	152,3
11/84	152,8
12/84	153,1
1/85	153,9
2/85	154,7
3/85	155,8
4/85	156,9
5/85	157,7
6/85	158,3
7/85	158,9
8/85	159,1
9/85	159,3
10/85	159,8
11/85	160,1
12/85	160,3

Date	mpcmd
1/86	160,4
2/86	160
3/86	160,4
4/86	161
5/86	161,4
6/86	161,9
7/86	162,1
8/86	162,3
9/86	162,9
10/86	163,3
11/86	163,5
12/86	163,7
1/87	165,2
2/87	165,5
3/87	165,7
4/87	166,6
5/87	166,9
6/87	167,2
7/87	167,6
8/87	168
9/87	168,1
10/87	168,5
11/87	168,7
12/87	168,8
1/88	169,1
2/88	169,4
3/88	169,9
4/88	170,7
5/88	171,1
6/88	171,6
7/88	172,2
8/88	172,7
9/88	173,1
10/88	173,5
11/88	173,7
12/88	174
1/89	174,7
2/89	175,2
3/89	175,7
4/89	176,8
5/89	177,5
6/89	177,7
7/89	178,2
8/89	178,5
9/89	178,9
10/89	179,7
11/89	180
12/89	180,2

Date	mpcmd
1/90	180,7
2/90	181,1
3/90	181,7
4/90	182,4
5/90	182,8
6/90	183,1
7/90	183,6
8/90	184,7
9/90	185,7
10/90	186,7
11/90	186,4
12/90	186,3
1/91	187,1
2/91	187,4
3/91	187,6
4/91	188,2
5/91	188,7
6/91	189,1
7/91	189,8
8/91	190,2
9/91	190,6
10/91	191,4
11/91	191,9
12/91	192,1

Annexe 6 : Nombre de demandeurs d’emplois de 1970 à 1991

La série suivante, mdefm, correspond à l’historique du nombre de demandeurs d’emplois en France (nombre de demandeurs en fin de mois). Les données sont exprimées en milliers d’individus.

Source : Bulletin mensuel de Statistique de l'INSEE et Bulletin de Statistiques du Travail.

Date	mdefm	Date	mdefm	Date	mdefm
1/70	213	1/74	432,49	1/78	1059,2
2/70	225,4	2/74	433,63	2/78	1074,2
3/70	235,6	3/74	434,58	3/78	1089,6
4/70	247,9	4/74	430,95	4/78	1103
5/70	253,9	5/74	430,73	5/78	1111,2
6/70	261,9	6/74	439,13	6/78	1148
7/70	269,2	7/74	456,97	7/78	1182,6
8/70	273,8	8/74	470,97	8/78	1214,8
9/70	278,8	9/74	518,92	9/78	1235,5
10/70	288,4	10/74	572,08	10/78	1255,6
11/70	296,7	11/74	631,85	11/78	1258,5
12/70	300,4	12/74	664,27	12/78	1269,1
1/71	308,27	1/75	695,61	1/79	1282,4
2/71	313,22	2/75	724,45	2/79	1302,8
3/71	318,92	3/75	754,07	3/79	1313,3
4/71	322,14	4/75	788,13	4/79	1331,4
5/71	324,55	5/75	815,14	5/79	1342,9
6/71	329,1	6/75	854,88	6/79	1351,8
7/71	336,37	7/75	875,28	7/79	1354,3
8/71	342,46	8/75	874,99	8/79	1367,9
9/71	350,11	9/75	904,37	9/79	1374,4
10/71	363,47	10/75	914,76	10/79	1385,1
11/71	366,99	11/75	923,52	11/79	1392,8
12/71	370,41	12/75	925,04	12/79	1402,7
1/72	370,23	1/76	927	1/80	1407,8
2/72	375,04	2/76	925,1	2/80	1406,2
3/72	375,25	3/76	933,7	3/80	1412,2
4/72	382,6	4/76	929,5	4/80	1417,1
5/72	380,73	5/76	926,2	5/80	1424,9
6/72	377,2	6/76	928	6/80	1418,4
7/72	379,7	7/76	918,5	7/80	1432
8/72	386,67	8/76	929,8	8/80	1443,2
9/72	393,9	9/76	925,2	9/80	1469,2
10/72	392,22	10/76	931,3	10/80	1485,4
11/72	383,52	11/76	941,4	11/80	1524,9
12/72	380,46	12/76	952	12/80	1557,7
1/73	371,38	1/77	984,2	1/81	1596,8
2/73	367,28	2/77	1006,8	2/81	1621,5
3/73	369,08	3/77	1018,7	3/81	1656,1
4/73	376,27	4/77	1035,8	4/81	1691,1
5/73	378,1	5/77	1051,3	5/81	1731,3
6/73	382,73	6/77	1068,2	6/81	1764,9
7/73	400,7	7/77	1083,2	7/81	1802,4
8/73	407,37	8/77	1103,6	8/81	1829,4
9/73	418,32	9/77	1113,7	9/81	1861,2
10/73	418,26	10/77	1117	10/81	1883
11/73	415,74	11/77	1115,6	11/81	1904,3
12/73	422,71	12/77	1109,5	12/81	1921,1

Annexe 6 : Indice des prix de détail de 1970 à 1991

Date	mdefm
1/82	1939,9
2/82	1950,3
3/82	1962,2
4/82	1977,3
5/82	1997,2
6/82	2019,2
7/82	2032,9
8/82	2040,8
9/82	2047,8
10/82	2076,4
11/82	2064,5
12/82	2056,1
1/83	2052,6
2/83	2035,2
3/83	2026,2
4/83	2023,7
5/83	2039,3
6/83	2039,9
7/83	2051,4
8/83	2070,1
9/83	2080,8
10/83	2108,3
11/83	2136,7
12/83	2161
1/84	2181
2/84	2226,9
3/84	2269,4
4/84	2309,7
5/84	2305,1
6/84	2340,9
7/84	2356,6
8/84	2363,6
9/84	2409,3
10/84	2427
11/84	2439,7
12/84	2456,7
1/85	2470,7
2/85	2464,1
3/85	2447,2
4/85	2440,3
5/85	2452,6
6/85	2462,9
7/85	2464,6
8/85	2461,9
9/85	2466
10/85	2459
11/85	2459,4
12/85	2448,9

Date	mdefm
1/86	2442,4
2/86	2435,6
3/86	2462,1
4/86	2488,6
5/86	2508,2
6/86	2512,1
7/86	2527,7
8/86	2540,8
9/86	2555,8
10/86	2561,3
11/86	2579,5
12/86	2591,9
1/87	2612,3
2/87	2631,3
3/87	2663
4/87	2649,2
5/87	2640,1
6/87	2623,1
7/87	2613,9
8/87	2621,5
9/87	2611,9
10/87	2603,6
11/87	2591,7
12/87	2586,9
1/88	2576,5
2/88	2575,6
3/88	2537,5
4/88	2534,5
5/88	2552,5
6/88	2564,8
7/88	2584,7
8/88	2582,7
9/88	2572,5
10/88	2569,3
11/88	2551,1
12/88	2558,7
1/89	2554,1
2/89	2541,3
3/89	2533,9
4/89	2547,8
5/89	2537,3
6/89	2530,9
7/89	2539,6
8/89	2536
9/89	2532
10/89	2519,5
11/89	2515,2
12/89	2508,6

Date	mdefm
1/90	2503,1
2/90	2496,8
3/90	2505,4
4/90	2490,7
5/90	2483,2
6/90	2500,8
7/90	2493,7
8/90	2495,5
9/90	2502,3
10/90	2517,8
11/90	2527,7
12/90	2536,1
1/91	2549,8
2/91	2585,8
3/91	2605,2
4/91	2636,6
5/91	2680,9
6/91	2713,2
7/91	2751,4
8/91	2750,1
9/91	2774,6
10/91	2798,1
11/91	2825,6
12/91	2832,8