



Article scientifique

Article

1996

Published version

Open Access

This is the published version of the publication, made available in accordance with the publisher's policy.

---

## Estimation de modèles de la structure par terme des taux d'intérêt

---

Broze, Laurence; Scaillet, Olivier; Zakoïan, Jean-Michel

### How to cite

BROZE, Laurence, SCAILLET, Olivier, ZAKOÏAN, Jean-Michel. Estimation de modèles de la structure par terme des taux d'intérêt. In: Revue économique, 1996, vol. 47, n° 3, p. 511–519.

This publication URL: <https://archive-ouverte.unige.ch/unige:41804>

---

Estimation de modèles de la structure par terme des taux d'intérêt

Author(s): Laurence Broze, Olivier Scaillet and Jean-Michel Zakoïan

Source: *Revue économique*, Vol. 47, No. 3, Développements récents de l'analyse économique: XLIVe congrès annuel de l'Association française de science économique 1995 (May, 1996), pp. 511-519

Published by: [Sciences Po University Press](#)

Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/3502555>

Accessed: 21/02/2014 04:31

---

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of the Terms & Conditions of Use, available at <http://www.jstor.org/page/info/about/policies/terms.jsp>

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact [support@jstor.org](mailto:support@jstor.org).



Sciences Po University Press is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Revue économique*.

<http://www.jstor.org>

# Estimation de modèles de la structure par terme des taux d'intérêt

---

Laurence Broze\*  
Olivier Scaillet\*\*  
Jean-Michel Zakoian\*\*\*

*Nous examinons les différentes possibilités d'estimation d'un des outils les plus utilisés en matière de gestion de risque de taux d'intérêt : la structure par terme des taux d'intérêt. Nous nous attachons plus particulièrement à la présentation des méthodes fondées sur des simulations permettant d'estimer les paramètres de modèles en temps continu.*

## ESTIMATION OF MODELS OF THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES

*We examine several estimation methods of one of the most useful instruments in interest rate risk management : the term structure of interest rates. We present mainly simulation-based methods allowing for parametric estimation of continuous time models.*

Classification JEL : C4

## INTRODUCTION

De nombreux modèles de la structure par terme des taux d'intérêt ont été développés ces vingt dernières années afin de tenter de répondre aux besoins des intermédiaires financiers. En effet, divers changements sur les marchés financiers ont stimulé l'intérêt des investisseurs pour les instruments dits à revenus fixes. Dans les années soixante, les taux d'intérêt ont commencé à monter, rendant les actifs porteurs d'intérêt plus compétitifs par rapport aux actions. Ils poursuivirent ce mouvement dans les années soixante-dix et au début des années quatre-vingt et, en raison de changements de politique monétaire américaine, commencèrent à fluctuer. Les emprunteurs ont alors émis des contrats payant des revenus fixes et offrant des caractéristiques attractives pour des

---

\* CORE, 34 voie du Roman Pays, 1348 Louvain-La-Neuve (Belgique), et Université de Lille 3.

\*\* CREST, 15 boulevard Gabriel Péri, 92245 Malakoff Cedex.

\*\*\* CREST et Université Lille 1.

Le second auteur remercie le CIM Belgique de son aide financière.

agents désirant investir leurs fonds dans un environnement volatil de taux d'intérêt. De nouvelles techniques ont été développées afin de mieux gérer des portefeuilles composés d'actifs à revenus fixes dans le cadre d'une incertitude croissante sur les marchés financiers.

Aujourd'hui, ces actifs sont de plus en plus rencontrés au sein des portefeuilles d'actifs financiers et sont abondamment utilisés afin de satisfaire une clientèle variée d'investisseurs aux objectifs parfois fort différents. Ces investisseurs en actifs à revenus fixes sont exposés à divers risques (comme le risque de liquidité et le risque de défaut). Le risque le plus fréquemment rencontré (et souvent le plus important) est le risque de taux d'intérêt, qui est lié à la variabilité du rapport entre le rendement des obligations et leurs prix, variabilité causée par des mouvements de taux d'intérêt. En raison de la relation entre les prix des obligations et les taux d'intérêt, aucun segment de marché obligataire n'est à l'abri de ces fluctuations. D'autre part, la valorisation et la gestion d'autres actifs, qu'ils soient financiers ou non, nécessitent l'utilisation de taux d'intérêt et dépendent donc de leur stabilité. Il est ainsi nécessaire d'obtenir une meilleure compréhension du comportement des taux d'intérêt et des facteurs les influençant et de prévoir ce comportement. Pour ce faire, il faut disposer d'outils de comparaison entre les taux d'intérêt et de modèles permettant de décrire les liens les caractérisant. Il faut ensuite confronter les modèles proposés à la réalité et développer des méthodes d'estimation et de tests statistiques. On peut ensuite se servir de tels modèles pour évaluer des actifs qui permettent de se couvrir contre le risque de taux. Dans cet article, nous abordons principalement les problèmes d'estimation.

La section 2 présente brièvement la structure par terme des taux d'intérêt. Dans la section 3, nous passons en revue quelques aspects de modélisation de la structure par terme avant d'examiner, dans la section 4, les diverses méthodes d'estimation des modèles envisagés. Dans la section 5, nous nous attachons plus particulièrement à l'étude de méthodes fondées sur des simulations.

## LA STRUCTURE PAR TERME DES TAUX D'INTÉRÊT

De mois en mois, voire de jour en jour, les rendements des actifs à revenus fixes tels que les bons du Trésor varient en fonction de leur échéance et la relation entre rendement et maturité varie elle-même au cours du temps. Une telle relation est en général appelée structure par terme des taux d'intérêt. De manière plus précise, la structure par terme des taux d'intérêt se définit comme la relation entre les rendements d'obligations réputées sans risque de défaut et leurs maturités. Les utilisations de la structure par terme sont multiples, plus particulièrement pour les gérants d'actifs à revenus fixes.

Ces gestionnaires modifient leurs portefeuilles dans plusieurs dimensions, incluant la qualité, le coupon, et le type d'émetteur. Une des dimensions les plus importantes est la maturité ; cette variable influence la performance qu'un portefeuille peut atteindre dans un environnement volatil. La structure par terme nous permet de comparer les rendements de divers investissements de même maturité lorsque ceux-ci sont détenus jusqu'à leur échéance. Ainsi, elle peut être utilisée afin de prendre des décisions quant à la longueur des stratégies à adopter. L'ana-

lyse de la structure par terme donne en outre le consensus adopté par le marché en matière d'évolution future des taux d'intérêt. Le gestionnaire peut alors confronter son opinion à ce consensus et choisir d'acheter ou de vendre des obligations de maturités différentes afin de mieux ajuster son portefeuille.

## LA MODÉLISATION DE LA STRUCTURE PAR TERME

Depuis longtemps, tant les chercheurs que les professionnels ont essayé de déterminer les mécanismes affectant la forme et l'évolution de la structure par terme. Cependant, malgré l'attention qui a été portée à ce problème (premier candidat au titre du « sujet le plus étudié en économie financière » ?), il n'existe pas de réponse claire concernant la préférence entre tel ou tel modèle.

Divers modèles ont été proposés afin de décrire le comportement de la structure par terme des taux d'intérêt. À côté des théories dites traditionnelles qui ont essayé d'expliquer le pourquoi des différences de rendements, il existe deux approches principales en temps continu. La première est fondée sur des arguments d'arbitrage et la seconde sur des arguments d'équilibre. Ces deux approches envisagent la détermination de la structure par terme comme un problème de valorisation d'actifs à revenus fixes. Avant d'examiner les modèles en temps continu plus en détail, nous discutons brièvement les théories dites traditionnelles.

### Les théories traditionnelles

Historiquement, Fisher en 1896 fut le premier à envisager le rôle des anticipations des agents économiques afin d'expliquer la structure par terme. En univers certain, à l'équilibre, les taux à terme doivent coïncider avec les taux comptant futurs. Lorsqu'on introduit de l'incertitude, ce n'est plus nécessairement le cas ; la notion de valeurs attendues des taux comptant joue alors un rôle majeur (voir par exemple Cox, Ingersoll et Ross (CIR) [1981]). De manière générale, l'hypothèse d'anticipations est fondée sur le fait que le rendement obtenu par détention d'une obligation à long terme jusqu'à son échéance est égale au rendement attendu d'un investissement répété dans une série d'obligations à court terme. Selon l'hypothèse de préférence pour la liquidité, une prime de terme doit être introduite afin de prendre en compte le comportement vis-à-vis du risque des agents. Une prime est requise par les investisseurs pour qu'ils décident d'investir dans les instruments à long terme plus volatils. L'hypothèse de segmentation du marché postule que les investisseurs ont des préférences distinctes et marquées quant au choix de la maturité de leurs investissements. Le marché global est alors divisé en une série de marchés distincts au sein desquels les agents économiques échangent des actifs à revenus fixes. Finalement, dans la théorie de l'habitat préféré, les agents ont des préférences pour plusieurs maturités et peuvent être influencés par la présence de primes de terme. Cette dernière théorie essaie d'unifier les précédentes. Cependant, essentiellement en raison de problèmes de tests, on éprouve beaucoup de difficultés à faire un choix parmi toutes ces théories.

## Les modèles en temps continu

Dans la fin des années soixante-dix, une approche différente de celles rencontrées traditionnellement est apparue graduellement dans la littérature. Cette approche est directement inspirée des modèles d'évaluation d'options de Black et Scholes [1973] et Merton [1973a]. Dans ces modèles fondés sur des arguments de type arbitrage (notion d'absence d'opportunité d'arbitrage (AOA)), on se donne un ou plusieurs processus stochastiques qui servent ensuite de base au calcul des équations d'évaluation des actifs financiers. Ce calcul se fait en deux étapes. La première consiste à évaluer toutes les obligations zéro-coupon (réputées sans risque de défaut) à partir d'un nombre fini de variables dites d'état, ou facteurs. La seconde étape consiste à évaluer tous les actifs contingents en prenant comme donnés les prix des zéro-coupon. On cite entre autres les modèles à une variable d'état de Vasicek [1977] ou de Brennan et Schwartz [1980]. Plus récemment, Heath, Jarrow et Morton [1992] ont proposé une théorie unifiée permettant de mieux comprendre l'évaluation par arbitrage. Ils utilisent des techniques de changements de probabilités afin de calculer les prix des actifs contingents. Ces techniques sont actuellement de plus en plus répandues en modélisation de la structure par terme en raison de leur facilité d'utilisation pour le calcul des prix d'actifs dérivés et de leur interprétation en termes de changements de numéraire.

Parallèlement à l'approche par arbitrage, le modèle intertemporel d'évaluation d'actifs financiers de Merton [1973b] et le modèle d'anticipations rationnelles de Lucas [1978] ont mené les chercheurs à considérer des modèles d'équilibre de la structure par terme des taux d'intérêt. Le modèle développé par CIR [1985] consiste en une spécification complète de type équilibre permettant de déterminer la structure par terme ainsi que sa dynamique. Cette approche repose sur un agent représentatif caractérisé par une fonction d'utilité. D'autres modèles utilisant le même type d'arguments ont été ensuite développés par exemple par Longstaff [1989].

## LES MÉTHODES D'ESTIMATION

La modélisation de la structure par terme en temps continu se fonde sur une spécification de la dynamique suivie par les variables d'état retenues. Les prix des zéro-coupon sont ensuite dérivés grâce à des arguments d'arbitrage ou d'équilibre. On distingue essentiellement deux méthodes pour estimer ces modèles paramétriques.

La première approche est de type coupe transversale. Elle part directement des prix des zéro – coupon théoriques (obtenus le plus souvent sous forme explicite). Elle consiste à minimiser une distance entre prix théoriques et observés. Le problème de cette méthode réside dans le fait que les prix des zéro-coupon ne sont en général pas directement observés sur le marché puisque ces titres n'existent pas pour toutes les échéances. D'autre part même lorsqu'ils existent, ils sont en général peu liquides. Il faut alors les reconstituer à partir de prix observables d'autres actifs financiers, comme par exemple des prix d'obligations à coupon ou des prix de swaps. Ces actifs sont choisis de façon à présenter un risque de défaut relativement faible (obligations d'état, swaps d'intermédiaires

financiers ayant une notation élevée). L'utilisation de ces données ne permet toutefois pas de reconstituer les prix des zéro-coupon pour toutes les échéances et il est nécessaire de faire appel à des techniques d'interpolation. Certaines utilisent des modèles obtenus par un raisonnement économique d'arbitrage ou d'équilibre. D'autres consistent en des techniques d'interpolation purement numériques et l'utilisation d'approximations polynomiales. Ces dernières ne sont cependant souvent pas compatibles avec la notion d'absence d'opportunité d'arbitrage (voir Frachot et Scaillet [1995]).

Dans le cas de l'utilisation de prix d'obligations à coupon, quelle que soit la méthode d'interpolation retenue, certains problèmes peuvent survenir lors de l'estimation. La pratique usuelle est de minimiser la distance (au sens des moindres carrés) entre les prix des obligations observés et les portefeuilles de zéro-coupon que chacune de ces obligations représente. En effet, une obligation peut se voir comme un portefeuille de zéro-coupon puisque, en raison de l'absence d'opportunité d'arbitrage, le prix de l'obligation doit être égal à la somme des flux futurs actualisés qu'elle délivre. Comme on peut le constater, la pratique usuelle ne permet pas d'obtenir des prix compatibles avec cette absence d'opportunité d'arbitrage. Afin de pallier cet inconvénient et d'avoir une meilleure interprétation en tant qu'erreur de spécification, Gouriéroux et Scaillet [1994] ont proposé d'introduire le bruit (ou aléa) nécessaire à l'estimation des paramètres décrivant la dynamique de la structure par terme, au niveau des zéro-coupon et non au niveau des obligations. Cette méthode de type variable latente permet de corriger la présence d'hétéroscédasticité et de corrélation due aux effets de coupon et donc d'obtenir une meilleure efficacité par rapport à la méthode usuelle.

La deuxième approche susceptible d'être adoptée lors de l'estimation des modèles de structure par terme est de type série chronologique. On estime dans ce cas les paramètres de la dynamique des facteurs retenue pour le modèle. Dans le cas d'une dynamique induite par une équation différentielle stochastique, on se trouve confronté au problème de l'estimation d'un processus de diffusion à partir de données en temps discret. Pour certains processus de diffusion, la connaissance des versions discrètes exactes (processus d'Ornstein-Uhlenbeck, mouvement brownien géométrique) ou des probabilités de transition de forme simple (processus racine carré) permettent l'utilisation du maximum de vraisemblance. Dans le cas général, une telle connaissance fait défaut et on adopte usuellement un schéma de discrétisation de l'équation différentielle stochastique (Chan, Karolyi, Longstaff et Sanders [1992]). On estime, à partir de ce modèle approché, les paramètres du processus en temps continu. Cette méthode mène en général à des biais de discrétisation qui peuvent être importants. Il est dès lors nécessaire de corriger ce biais à partir de techniques d'estimation fondées sur des simulations.

## L'UTILISATION DE MÉTHODES SIMULÉES

Depuis le début des années quatre-vingt, des simulations sont utilisées au cœur même des procédures d'estimation, en particulier pour traiter des problèmes pour lesquels les procédures classiques sont d'application difficile. Elles

utilisent des estimateurs faisant appel soit à des moments simulés (par exemple Duffie et Singleton [1993]) soit à une pseudo-vraisemblance simulée (par exemple Laroque et Salanié [1993]). Plus récemment, des procédures d'inférence indirecte ont été proposées par Smith [1990], Gouriéroux, Monfort et Renault [1993]. Celles-ci reposent sur l'utilisation d'un modèle auxiliaire de paramètre  $\beta$  de dimension  $q$ , de simulations du modèle principal de paramètre  $\theta$  de dimension  $p$  ( $q \geq p$ ) et d'une procédure de calibrage. Dans une première étape, un critère auxiliaire  $S_T$  dépendant des données observées  $Y_T = (Y_0, Y_1, \dots, Y_T)$  et du paramètre auxiliaire  $\beta$  est retenu et maximisé :

$$\hat{\beta}_T = \arg \max_{\beta} S_T(Y_T, \beta).$$

Ensuite, on réalise  $K$  simulations (de taille  $T$ ) du modèle principal, soit  $\tilde{Y}_T^i(\theta)$ ,  $t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, K$ . Le même critère  $S_T$  est maximisé pour définir :

$$\hat{\beta}_T^i(\theta) = \arg \max_{\beta} S_T(\tilde{Y}_T^i(\theta); \beta),$$

pour chaque valeur de  $\theta$  et  $i$ , c'est-à-dire pour chaque simulation  $\tilde{Y}_T^i(\theta)$ . L'estimateur indirect correspondant à cette approche est donné par :

$$\hat{\theta}_T = \arg \min_{\theta} \left[ \hat{\beta}_T - \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \hat{\beta}_T^i(\theta) \right]' \hat{\Omega}_T \left[ \hat{\beta}_T - \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \hat{\beta}_T^i(\theta) \right],$$

où  $\hat{\Omega}_T$  est une matrice symétrique définie positive convergeant vers une matrice déterministe symétrique définie positive  $\Omega$ . L'estimateur indirect est ainsi choisi de façon à ce que l'estimateur du paramètre du modèle auxiliaire obtenu à partir des observations soit le plus proche possible (au sens de la métrique  $\Omega$ ) de la moyenne arithmétique des estimateurs obtenus à partir de simulations. Il est convergent, sous certaines conditions de régularité, et asymptotiquement normal. D'autres versions de la méthode d'inférence indirecte existent et sont d'un point de vue asymptotique équivalentes (voir Gouriéroux, Monfort et Renault [1993]). Par exemple, on peut simuler une trajectoire de longueur  $KT$  ce qui donne :

$$\hat{\beta}_{KT}(\theta) = \arg \max_{\beta} S_{KT}(\tilde{Y}_{KT}(\theta); \beta),$$

$$\tilde{\theta}_T = \arg \min_{\theta} [\hat{\beta}_T - \hat{\beta}_{KT}(\theta)]' \hat{\Omega}_T [\hat{\beta}_T - \hat{\beta}_{KT}(\theta)].$$

De telles méthodes peuvent à la fois servir dans l'approche de type coupe transversale et dans l'approche de type série chronologique. Pour les coupes transversales, son utilisation se révèle utile lorsque le modèle initial est compliqué à estimer (par exemple en raison de non-linéarités fortes ou d'absence de formes explicites) mais cependant facile à simuler. Il suffit alors d'adopter un modèle auxiliaire plus aisé à estimer et de simuler les prix des zéro-coupon correspondant au modèle initial avant de mettre en œuvre la procédure de calibrage. Dans l'approche de type série chronologique, l'application de l'inférence indirecte permet de remédier au biais survenant lors de la discrétisation des pro-

cessus en temps continu. Son application proposée par Gouriéroux, Monfort et Renault [1993] requiert quatre étapes successives :

1. Création d'ensembles de données simulées de taille  $T$  et d'intervalle de temps  $\tau$  (l'intervalle d'échantillonnage), en utilisant le modèle de diffusion que l'on désire estimer comme processus générateur des données pour des valeurs de  $\theta$  ;
2. Maximisation d'un critère donné  $S_T(\cdot, \beta)$  appliqué aux données observées ;
3. Maximisation du même critère utilisant les données simulées ;
4. Calibrage par rapport à  $\theta$  afin de minimiser la distance entre les sorties des étapes 2 et 3.

En général, la première étape ne peut être effectuée puisque les probabilités de transitions des processus de diffusion ne sont pas directement calculables. Une approche naturelle consiste à utiliser des discrétisations plus fines du processus de diffusion considéré, c'est-à-dire des discrétisations faisant intervenir un pas de discrétisation  $h$  plus petit que le pas d'observation  $\tau$ . Comme on ne simule pas le vrai modèle, cette méthode est appelée inférence quasi indirecte. Il faut remarquer que les erreurs servant à créer les valeurs simulées ne doivent pas être générées à chaque itération de l'algorithme de calibrage. Si elles l'étaient, l'algorithme ne pourrait distinguer une amélioration de la fonction objectif due à une variation dans le tirage aléatoire d'un changement dû à une modification de la valeur du paramètre. Notons également qu'il n'est pas nécessaire de simuler des données pour toutes les valeurs de  $\theta$  mais seulement pour celles proposées par l'algorithme de calibrage.

Des résultats empiriques concernant des données américaines et européennes de taux d'intérêt à court terme sont présentés respectivement dans Broze, Scaillet et Zakoïan [1993] et De Winne [1995]. L'estimation d'un modèle de Brennan et Schwartz [1980] généralisé à partir de données américaines mensuelles (janvier 1972 à novembre 1991) donne :

$$dr_t = (0,0002 - 0,01 r_t) dt + 0,001 (r_t - 0,0008) dW_t,$$

où  $W_t$  représente un mouvement brownien standard. Les estimations sur données françaises journalières (janvier 1981 à décembre 1992) donnent pour les modèles de Vasicek [1977], CIR [1985], Brennan et Schwartz [1980] et Longstaff [1989] :

$$\begin{aligned} dr_t &= (0,002 - 0,031 r_t) dt + 0,001 dW_t, \\ dr_t &= (0,002 - 0,031 r_t) dt + 0,004 \sqrt{r_t} dW_t, \\ dr_t &= (0,002 - 0,031 r_t) dt + 0,016 r_t dW_t, \\ dr_t &= (0,005 - 0,017 \sqrt{r_t}) dt + 0,005 \sqrt{r_t} dW_t. \end{aligned}$$

Les propriétés asymptotiques de l'estimateur d'inférence quasi indirecte sont établies dans Broze, Scaillet et Zakoïan [1995]. Ci-dessous, nous présentons, à partir de simulations de Monte-Carlo, le comportement à distance finie de l'estimateur d'inférence quasi indirecte  $\hat{\theta}_T$  dans le cas du mouvement brownien géométrique. L'équation différentielle stochastique de ce processus est donnée par :

$$dr_t = \mu r_t dt + \sigma r_t dW_t,$$

et le modèle discret (discrétisation d'Euler) pour un pas de discrétisation  $h$  servant à l'approcher par :

$$r_{(t+1)h} = (h\mu + 1) r_{th} + \sqrt{h} \sigma r_{th} \varepsilon_{(t+1)h}, \quad (1)$$

où  $\varepsilon_{(t+1)h}$  est un bruit indépendant  $N(0,1)$ . Le modèle auxiliaire choisi est le modèle discret (1) avec  $h = 1$  (ce qui correspond à un intervalle d'échantillonnage  $\tau = 1$ ). Ce modèle auxiliaire peut facilement être estimé par pseudo-maximum de vraisemblance, méthode que nous avons retenue comme critère auxiliaire. La matrice de poids  $\Omega$  est prise égale à la matrice identité. L'expérience a été reproduite cent fois pour  $K = 1, 2, 5, 8, 10, 15, 20$  pour un pas de discrétisation  $h = 1/10$  et  $h = 1/100$  et une longueur de série  $T = 50$ . Les valeurs des paramètres  $\mu$  et  $\sigma$  sont respectivement égales à  $-0,2$  et  $0,5$  et la valeur initiale  $r_0$  égale à  $10$ . Nous reprenons également dans les résultats l'estimateur du maximum de vraisemblance qui est calculable à partir de la version discrétisée exacte (cette version n'est disponible que pour un nombre très limité de processus de diffusion). Comme nous pouvons le constater dans le tableau 1, l'augmentation du nombre de chemins simulés améliore la qualité de l'estimation. Il peut dès lors être utile de ne pas se contenter de prendre  $K = 1$ . D'autre part, le choix d'un pas de discrétisation plus petit ne semble pas donner de meilleures estimations.

Tableau 1. Statistiques descriptives

$\mu = -0,2$					$\sigma = 0,5$				
Méthode	K	h	Moyenne	Écart-type	Méthode	K	h	Moyenne	Écart-type
Max. Vrais.			-0,21418	0,08221	Max. Vrais.			0,49462	0,05344
Aux.			-0,18811	0,06762	Aux.			0,43869	0,09857
Inf. Ind.	1	1/10	-0,21222	0,10467	Inf. Ind.	1	1/10	0,48680	0,17465
Inf. Ind.	1	1/100	-0,19899	0,12413	Inf. Ind.	1	1/100	0,53766	0,11939
Inf. Ind.	2	1/10	-0,21057	0,09008	Inf. Ind.	2	1/10	0,49707	0,08439
Inf. Ind.	2	1/100	-0,20657	0,10553	Inf. Ind.	2	1/100	0,51894	0,09183
Inf. Ind.	5	1/10	-0,21420	0,08355	Inf. Ind.	5	1/10	0,49261	0,07580
Inf. Ind.	5	1/100	-0,21439	0,09320	Inf. Ind.	5	1/100	0,50953	0,08158
Inf. Ind.	8	1/10	-0,21101	0,08457	Inf. Ind.	8	1/10	0,49312	0,07468
Inf. Ind.	8	1/100	-0,21442	0,08893	Inf. Ind.	8	1/100	0,50730	0,07937
Inf. Ind.	10	1/10	-0,20928	0,08553	Inf. Ind.	10	1/10	0,49355	0,07469
Inf. Ind.	10	1/100	-0,21505	0,08837	Inf. Ind.	10	1/100	0,50467	0,07698
Inf. Ind.	15	1/10	-0,20948	0,08437	Inf. Ind.	15	1/10	0,49194	0,07543
Inf. Ind.	15	1/100	-0,21072	0,08586	Inf. Ind.	15	1/100	0,50613	0,07823
Inf. Ind.	20	1/10	-0,20999	0,08404	Inf. Ind.	20	1/10	0,49263	0,07661
Inf. Ind.	20	1/100	-0,20913	0,08635	Inf. Ind.	20	1/100	0,50667	0,07968

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BLACK F. et SCHOLÉS M. [1973], « The Pricing of Options and Corporate Liabilities », *Journal of Political Economy*, 81, p. 637-654.
- BRENNAN M.J. et SCHWARTZ E.S. [1980], « Analyzing Convertible Bonds », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15, p. 907-929.
- BROZE L., SCAILLET O. et ZAKOÏAN J.M. [1993], « Testing for Continuous-Time Models of the Short Term Interest Rate », *Journal of Empirical Finance* (à paraître).
- BROZE L., SCAILLET O. et ZAKOÏAN J.M. [1995], « Quasi Indirect Inference for Diffusion Processes », DP CREST 9511.
- CHAN K., KAROLYI G., LONGSTAFF F. et SANDERS A. [1992], « An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short Term Interest Rate », *Journal of Finance*, 47, p. 1209-1227.
- COX J., INGERSOLL J. et ROSS S. [1981], « A re-examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates », *Journal of Finance*, 36, p. 769-799.
- COX J., INGERSOLL J. et ROSS S. [1985], « A Theory of the Term Structure of Interest Rates », *Econometrica*, 53, p. 385-407.
- DE WINNE R. [1994], « Estimation des paramètres de processus de diffusion de taux d'intérêt », DP Facultés universitaires catholiques de Mons.
- DUFFIE D. et SINGLETON K.J. [1993], « Simulated Moments Estimation of Markov Models of Asset Prices », *Econometrica*, 61, p. 929-954.
- FISCHER I. [1896], « Appreciations and Interest », *Publications of the American Economic Association*, XI, Aug. 23-29, p. 91-92.
- FRACHOT A. et SCAILLET O. [1995], « Reconstitution de la courbe des taux zéro-coupon et modèles d'arbitrage », *mimeo*.
- GALLANT A.R. et TAUCHEN G. [1992], « Which Moments to Match ? », DP Duke University, *Econometric Theory* (à paraître).
- GOURIÉROUX A. et SCAILLET O. [1994], « Estimation of the Term Structure from Bond Data », DP CREST 9415.
- GOURIÉROUX C., MONFORT A. et RENAULT E. [1993], « Indirect Inference », *Journal of Applied Econometrics*, 8, p. 85-118.
- HEATH D., JARROW R. et MORTON A. [1992], « Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates : a New Methodology for Contingent Claims Valuation », *Econometrica*, 60, p. 77-105.
- LAROQUE G. et SALANIÉ B. [1993], « Simulation-Based Estimation of Models with Lagged Latent Variables », *Journal of Applied Econometrics*, 8, p. 119-134.
- LONGSTAFF F. [1989], « A Nonlinear General Equilibrium Model of the Term Structure of Interest Rates », *Journal of Financial Economics*, 23, p. 195-224.
- LUCAS R.E. [1978], « Asset Prices in an Exchange Economy », *Econometrica*, 46, p. 1426-1446.
- MERTON R.C. [1973a], « Theory of Rational Option Pricing », *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, p. 141-183.
- MERTON R.C. [1973b], « An Intertemporal Capital Asset Pricing Model », *Econometrica*, 41, p. 867-887.
- SMITH A. [1990], « Three Essays on the Solution and Estimation of Dynamic Macroeconomic Models », Ph. D. Thesis, Duke University.
- VASICEK O. [1977], « An Equilibrium Characterization of the Term Structure », *Journal of Financial Economics*, 5, p. 177-188.