JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

SANVI AVOUYI-DOVI
THIERRY BLAIS
STEFAN KELLER
ÉRIC OYNOYAN

Un modèle du spread swap/OAT 10 ans

Journal de la société statistique de Paris, tome 139, n° 1 (1998), p. 89-100

<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1998__139_1_89_0>

© Société de statistique de Paris, 1998, tous droits réservés.

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

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

UN MODÈLE DU SPREAD SWAP/OAT 10 ANS[1]

Sanvi AVOUYI-DOVI

Thierry BLAIS

Stefan KELLER

Eric OYNOYAN

Banque Nationale de Paris[2]

Résumé

Le développement des swaps au cours des dix dernières années pose le problème de la relation entre la courbe de taux swap et celle des rendements obligataires. En se fondant sur l'écart swat/OAT 10 ans, nous avons cherché des variables financières qui influencent l'évolution de ce spread. Ce sont la taille des émissions, la forme de la courbe des taux, un indicateur de convergence des marchés européens, le spread swap/Bund 10 ans en Allemagne et le spread 3 mois/10 ans aux Etats-Unis qui expliquent le mieux le spread swap/OAT.

Abstract

The development of the swat market over the last decade has led us to analyse the relationships between the swap curve and the bond yield curve. In this paper, we try to highlight the mein variables that explain the long and the short term behaviour of the 10 year swat/OAT spread. The volume of the new issues, the curvature, the convergence of European markets, the 10 years swap/Bund spread in Germany and the 3 month/10 year spread in the US seem the most relevant variables.

Mots-clés : spread swap/OAT, courbe de taux, volatilité, ARCH, MCE.

---

1. Cet article est une synthèse d'une Note Technique de GLOBAL MARKETS RESEARCH de la BNP

2. 20, boulevard des Italiens, 75009 Paris

Nous nous proposons d'estimer un modèle économétrique permettant d'estimer la variation du spread (écart) swap/OAT 10 ans. Il s'agit ici des swaps de taux d'intérêt[3].

C'est l'évolution tendancielle du spread swap/OAT (moyenne mobile du spread observé) qui est modélisé. Le spread français est lié au spread swat/Bund 10 ans et au spread 3 mois/10 ans aux Etats-Unis, à un indicateur de convergence en Europe et à la courbe de rendement obligataire en France. Par ailleurs, nous avons tenté d'évaluer l'impact de la volatilité des marchés sur le spread swap/OAT 10 ans soit en introduisant dans l'équation du spread un indicateur empirique de la volatilité, soit en adoptant une approche permettant d'endogénéiser la volatilité. C'est un modèle ARCH (*AutoRegressive Conditionnal Heteroscedasticity*) qui est alors testé.

L'intérêt de l'exercice est double : il permet à l'économiste d'identifier les facteurs expliquant l'écart entre le swap et l'OAT à 10 ans ; il permet au praticien de justifier ses choix d'investissement par une maîtrise des variables financières fondamentales. Cette étude jette, à l'évidence, le pont entre les décideurs des marchés et les modélisateurs.

Après une brève présentation des données utilisées, la spécification du modèle est exposée, les principaux résultats sont ensuite discutés.

I. LES DONNÉES

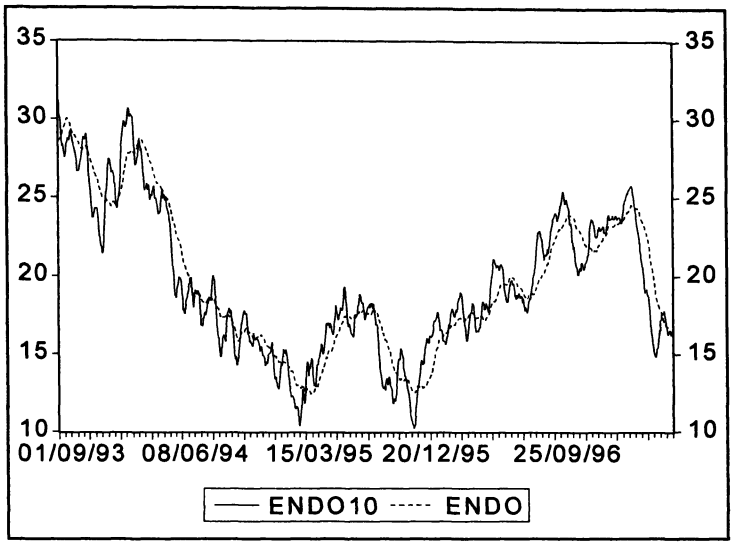
Les données (en fréquence quotidienne) couvrent la période allant du 28 avril 1993 au 18 juin 1997 ; elles sont tirées de *Datastream*, hormis la variable de volume (volumes d'émission des obligations domestiques et d'euro-obligations, *Capital Bondware Software*).

I.1 La variable endogène

Partant du principe que l'étude en fréquence quotidienne du spread swap/OAT 10 ans lissé est plus aisée, c'est la moyenne mobile sur quarante jours qui est appliquée pour définir l'endogène. Sur la période allant de juin 1994 à mars 1995 par exemple, la moyenne mobile sur dix jours fait apparaître d'importantes fluctuations à court terme, alors que la moyenne mobile sur quarante jours est plus stable (Graphique 1). Du fait de la plus grande stabilité de cette dernière moyenne mobile, il est *a priori* plus facile d'obtenir un ajustement de bonne qualité du modèle avec le spread lissé sur quarante jours.

3. On définit un swap de taux comme un contrat d'échange des taux d'intérêt. Les échanges sont alors fixés comme un paiement par une contrepartie d'un montant indexé sur un taux fixe contre un paiement indexé sur un taux variable par l'autre contrepartie. C'est une succession de taux d'intérêt (E. JONDEAU, 1996, C. CHAZOT et P. CLAUDE, 1995).

GRAPHIQUE 1 : **Spread OAT 10 ans/swap**



Trois phases apparaissent dans l'évolution du spread swap/OAT 10 ans :

• la première phase allant du 20 juin 1993 au 25 mars 1995, où le spread swap/OAT a baissé (de +35 à +12 points de base [4]). Cette phase se caractérise par deux principales tendances en matière de taux d'intérêt au niveau mondial : des politiques monétaires accommodantes accompagnées d'une tendance haussière sur les marchés obligataires jusqu'à la fin de 1993 (octobre 1993 aux Etats-Unis et février 1994 en Europe) et une tendance au relèvement du loyer de l'argent dans les pays anglo-saxons ;

• la deuxième phase va du 26 mars 1995 au 16 mars 1997. Le spread swap/OAT est passé de +12 à +24 pb dans un contexte globalement haussier des marchés obligataires. Au cours des deuxième et troisième trimestres de 1996, un découplage est apparu entre les taux d'intérêt à long terme américains et européens ;

• de la fin du mois de mars à juin 1997, le spread swap/OAT s'est constamment réduit dans un environnement contrasté des marchés obligataires au niveau mondial.

4. Un point de base (pb) est un centième d'un point de pourcentage.

TABLEAU 1

Statistiques descriptives du spread swap/OAT (ENDO)

Spread swat/OAT (points de base)	avril 93 25-3-95	26-03-95 16-03-97	17-03-97 18-06-97	avril 93 juin 97
Moyenne	22,33	18,18	20,61	20,17
Médiane	24,50	17,60	20,77	18,83
Maximum	34,70	24,37	24,59	34,70
Minimum	12,43	12,41	16,27	12,41
Ecart-type	5,91	3,39	3,08	5,06
Skewness	-0,07	0,11	-0,06	0,48
Kurtosis	1,65	2,00	1,35	2,33

Par ailleurs, on peut accepter l'hypothèse de la normalité de la distribution de l'endogène sur l'ensemble de la période (tableau 1) : la skewness du spread swap/OAT est proche de zéro mais son kurtosis est inférieur au seuil critique de 3,00 quelle que soit la sous-période. Pour l'ensemble de la période par exemple, la skewness du spread swap/OAT vaut 0,48 et son kurtosis 2,3.

I.2 Les variables exogènes

Les variables exogènes sont exclusivement tirées des sphères financières des économies française et étrangères (Allemagne et Etats-Unis essentiellement) lissées sur quinze jours :

• le spread swap/Bund (Ger.Swap) constitue une bonne référence pour le spread swap/OAT, en raison de la forte liaison entre les marchés européens. Intuitivement, le spread swap/Bund devrait donc apparaître dans la relation explicative structurelle du spread français ;

• les écarts de rendements américains permettent davantage de tenir compte de la hiérarchie des principaux marchés obligataires. C'est le spread 10 ans/3 mois aux Etats-Unis (US310) qui semble le plus approprié pour décrire l'évolution de la courbe des taux américaine ;

• le spread swap/OAT est naturellement lié à l'évolution des taux d'intérêt en France. C'est la moyenne entre le taux à 2 ans et celui à 10 ans (AV210) qui est retenu comme l'indicateur le plus représentatif de l'évolution des taux français ;

• la variable de volume (Size), rapportée à sa moyenne, représente les volumes mensuels des émissions domestiques et d'euro-émissions. Elle permet d'intégrer "l'effet volume" dans l'équation du spread swap/OAT ;

• l'écart entre le rendement observé de l'OAT 5 ans et le rendement théorique (F5I5), obtenu à l'aide d'une interpolation linéaire (entre le 2 ans et le 10 ans), représente la convexité de la courbe de taux. Cette variable met en évidence

les anticipations des marchés concernant l'évolution de la politique monétaire de la Banque de France ;

• l'effet euro est pris en compte à l'aide d'un indicateur de convergence (CVECU). Ce dernier est défini comme la différence entre une moyenne pondérée de rendements obligataires à 10 ans européens et le rendement allemand de même maturité ;

• des indicateurs de volatilité correspondant à la prime de risque sur le marché des swaps sont également comparés au spread swap/OAT. Ils sont définis comme des variances empiriques calculées sur 22, 33, 44 et 66 jours (VOL22, VOL33,...) ;

• les différentes crises monétaire de 1995 et de change de l'été 1996 en France, ont aussi été introduites dans l'ensemble des variables explicatives du spread swap/OAT à l'aide des variables muettes.

On note brièvement que :

• le spread swap/Bund a été plus volatil que le spread swap/OAT (+13 / +48 pb contre +12 / +35 pb) ;

• tout aplatissement de la courbe américaine entraîne un resserrement du spread swap/OAT. Cette variable, très volatile, met en relief la forte amplitude des courbes sur la période 1993-1994 ;

• l'amplitude de la variable AV210 (de 4,38 % à 7,80 %) laisse penser que ses variations pourraient expliquer celles du spread swap/OAT ;

• les pics de la variable volume (Size) coïncident avec les points bas intermédiaires des taux obligataires en France. Il existerait donc *a priori* une liaison inverse entre les deux variables.

Par ailleurs, une rapide étude des coefficients de corrélation (tableau 2) montre que :

• les coefficients de corrélation calculés entre certaines variables (Ger.Swap, F5I5 et Size) et le spread swap/OAT varient fortement d'une sous-période à l'autre. F5I5, par exemple, est significativement liée à ce spread mais le signe du coefficient de corrélation varie selon la sous-période ;

• les liaisons entre les variables US310, AV210 et CVECU et le spread swap/OAT sont stables et ont le signe attendu quelle que soit la sous-période considérée. Le coefficient de corrélation entre l'écart des taux américains et le spread swap/OAT est légèrement supérieur à 50 % tandis que ceux mesurés entre le spread swap/OAT et les deux autres variables sont proches de 90 % (en valeur absolue) ;

• en revanche, sur l'ensemble de la période (avril 93/juin 97), à l'exception du spread swap/Bund, tous les coefficients de corrélation ont le signe attendu.

On pourrait donc procéder à une première sélection des variables explicatives les plus pertinentes sur la base de cette brève analyse descriptive. Ainsi, sur l'ensemble de la période, les variables exogènes retenues ici (hormis peut-être le spread swap/Bund) pourraient constituer le tronc commun des variables explicatives du spread swap/OAT 10 ans ;

TABLEAU 2 :

Coefficients de corrélation entre endogène et exogènes (en %)

Variables exogènes	avril 93 25-3-95	26-03-95 16-03-97	17-03-97 18-06-97	avril 93 juin 97
Ger.swap	7,2	-28,6	79,2	-1,0
US310	57,0	54,7	89,9	56,7
AV210	-92,9	-83,3	-38,5	-54,3
Size	33,1	69,0	81,1	36,9
F515	-91,8	58,6	56,1	-58,8
CVECU	-92,3	-91,5	92,7	-73,0

Enfin, les tests standards de racine unité montrent que les variables exogènes et l'endogène ne sont pas stationnaires mais que leurs différences premières le sont. Les variables sont donc intégrées d'ordre 1. Cette propriété doit être prise en compte dans la spécification finale du modèle. C'est l'approche par les modèles à correction d'erreur (MCE) qui est alors adoptée (HENDRY (1986), GRANGER (1986) ou ENGLE et GRANGER (1987)).

II. SPÉCIFICATIONS ET ESTIMATIONS DU MODÈLE

II.1 Le modèle de base

Comme on l'a déjà signalé, notre démarche est fondée sur une approche empirique. Dans le modèle de base, on suppose qu'une liaison linéaire relie le spread swap/OAT aux variables explicatives présentées ci-dessus (équation 1). Nous avons maintenu le spread swap/Bund dans la relation en raison de la forte liaison entre les marchés financiers allemand et français, et du fait que cette liaison est empiriquement incontestable du moins sur certaines sous-périodes.

Equation 1 :

$$\text{ENDO} = \alpha \,.\, \text{Ger.Swap} + \beta \,.\, \text{US310} + \gamma \,.\, \text{AV210} + \delta \,.\, \text{Size} + \phi \,.\, \text{F5I5} + \eta \,.\, \text{CVECU}$$

$$+ \varphi \,.\, \text{VOL}_{i(-1)} + \lambda \,.\, \text{Dum.} + \kappa + \varepsilon$$

où α, β, δ sont positifs et γ, ϕ, η sont négatifs ; φ est positif ou négatif, κ est la constante et ε le résidu, avec i appartenant à {22, 33, 44, 66}. Les signes attendus des coefficients inconnus répondent à une logique économique ou financière.

C'est cette équation qui est censée décrire le comportement de long terme de l'endogène.

II.2 Le modèle à correction d'erreur

Afin de tenir compte de la non-stationnarité des variables, nous avons utilisé la méthode traditionnelle des modèles à correction d'erreur qui distinguent la dynamique de court terme et l'évolution de long terme de la variable endogène. Plus précisément, le niveau d'équilibre à long terme est décrit par l'équation 1. Dans l'équation 2, qui décrit la dynamique de court terme, nous supposons que la différence première du spread swap/OAT dépend des variables suivantes :

- la somme de la différence première retardée de la variable endogène et des variables exogènes ;
- une force de rappel (terme de correction) matérialisant la convergence vers le niveau d'équilibre à long terme ;
- d'autres variables exogènes (Z_i) ayant un effet transitoire.

Equation 2 :

$$\mathrm{D\,Endo} = \theta \times \{\mathrm{Endo}_{(-1)} - (\alpha \,.\, \mathrm{Ger.swap}_{(-1)} + \beta \,.\, \mathrm{US310}_{(-1)} + \gamma \,.\, \mathrm{AV210}_{(-1)}$$

$$+ \delta \,.\, \mathrm{Size}_{(-1)} + \phi \,.\, \mathrm{F5I5}_{(-1)} + \eta \,.\, \mathrm{CVECU}_{(-1)} + \varphi \,.\, \mathrm{VOLi}_{(-1)} + \kappa)\}$$

$$+ \sum_{i=1}^{n} \pi_{1i} \,.\, \mathrm{DX}_{i(-1)} + \sum_{i=1}^{n} \pi_{2i} \,.\, \mathrm{DX}_{i(-2)} + \Psi \,.\, \mathrm{DEndo}_{(-1)} + \sum_{i=1}^{m} \lambda \mathrm{i} \,.\, \mathrm{DZ}_{i(-1)}$$

où :

- l'expression entre crochets est le terme de correction d'erreur (force de rappel) ;
- les X_i appartiennent à l'ensemble :
{ Ger.swap , US310 , AV210 , Size , F5I5 , CVECU , VOL_i , Dum ,$\cdots$} ;
- les Z_i sont les variables exogènes avec un effet transitoire ;
- DX est la différence première de X ;
- la valeur absolue de θ est supposée inférieure à un ; ici θ est fixé à -0,05 ;
- π_{1i} et π_{2i} sont respectivement les paramètres de $\mathrm{DX}_{i(-1)}$ et $\mathrm{DX}_{i(-2)}$

L'analyse des résultats des estimations (tableau 3) conduit aux remarques suivantes :

- le coefficient du spread swap/Bund est positif (comme attendu), mais n'est pas significativement différent de 0 (ce qui confirme les résultats de l'analyse des statistiques descriptives) ; le coefficient de la variable moyenne des taux français (AV210) est différent de 0 au seuil de 10 % ;
- la variable Size et l'indicateur de convergence (CVECU) semblent jouer un rôle spécifique dans l'évolution du spread. Leurs coefficients sont significativement différents de zéro aussi bien dans la relation de long terme que dans celle de court terme. Ce sont les seules variables qui jouissent de cette propriété dans cette spécification du modèle. En outre, les coefficients du spread 3 mois/10 ans aux Etats-Unis (US310) et de F5I5 sont très élevés. Le

modèle explique environ 85 % de la variance de l'endogène. Enfin, les valeurs observées et estimées du spread swap/OAT sont très proches les unes des autres (graphique 2). Toutefois, le modèle surestime le spread swap/OAT en fin de période.

Au total, ce modèle permet de réaliser un ajustement convenable du spread swap/OAT et peut être considéré comme un bon outil d'aide à la décision. Par ailleurs, compte tenu de la fréquence des données et de la simplicité de la spécification présentée ici, les performances du modèle apparaissent remarquables. Notons que l'introduction d'indicateurs de volatilité dans l'équation (tableau 4) n'améliore pas fondamentalement les résultats. En revanche, les coefficients des principales variables exogènes sont très stables.

GRAPHIQUE 2 : **Spread swap/OAT estimé avec le MCE**

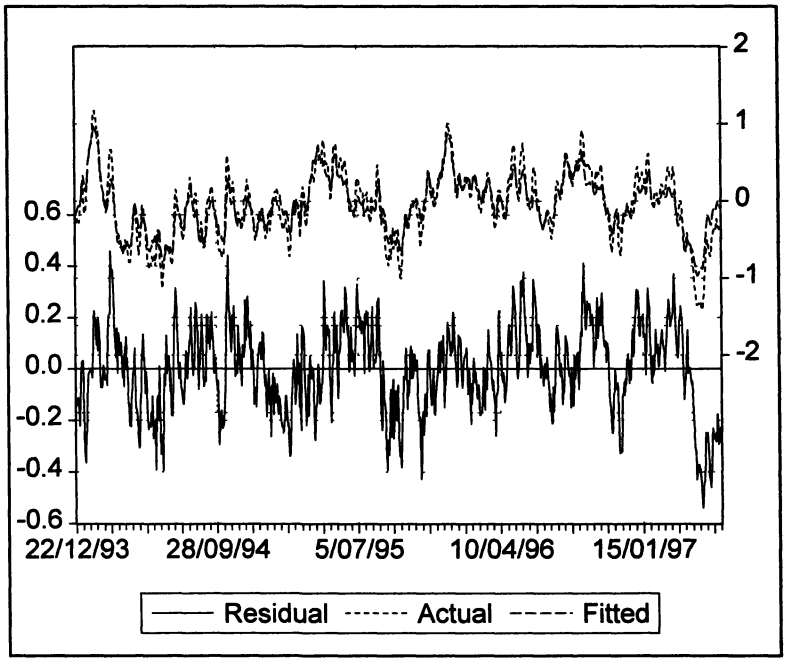


TABLEAU 3 : **Résultat d'estimation du MCE**
Période d'estimation : 22/12/93 au 18/06/97

EXO	GerSwap	US310	AV210	Size	CVECU	F515	VOL	Int.	Dum.	endo
.	α	β	γ	δ	η	ϕ	φ	κ	λ	(-1)
LT	0,009	0,648		1,89	-0,050	-0,140		22,82		
-0,05	(0,45)	(3,95)		(9,51)	(-17,68)	(-14,46)		(25,31)		
CT			-0,195	0,05	-0,006				0,185	0,65
			(-1,63)	(2,15)	(-2,98)				(7,81)	

R^2 corrigé : 0,854 SER : 0,170

TABLEAU 4 : **Résultat d'estimation du MCE avec effet de volatilité**
Période d'estimation : 30/08/93 au 18/06/97

EXO	GerSwap	US310	AV210	Size	CVECU	F515	VOL22	Int.	Dum.	endo
	α	β	γ	δ	η	ϕ	φ	κ	λ	(-1)
LT	-0,043	0,673		1,896	-0,052	-0,153	0,110	24,21		
-0,05	(-2,35)	(4,11)		(8,79)	(-14,14)	(-18,96)	(2,27)	(23,82)		
CT			/-0,157	0,059	-0,007				0,178	0,65
			/(-1,58)	(2,70)	(-4,02)				(10,24)	

R^2 corrigé : 0,851 SER : 0,172

II.3 Le modèle ARCH

Comme on vient de le montrer, le modèle à correction d'erreur décrit convenablement l'évolution du spread swap/OAT. Nous avons cependant cherché à vérifier si l'endogénéisation de la volatilité pouvait permettre d'améliorer la performance du modèle de base. Pour cela nous avons opté pour les modèles ARCH.

Etant donnée la différence de sensibilité du spread swap/OAT à la convexité des courbes de taux, nous avons supposé qu'un modèle ARCH avec un effet asymétrique pourrait décrire correctement la volatilité de l'endogène. Plus précisément, c'est le modèle à seuil (Threshold ARCH, TARCH, encadré) développé notamment par ZAKOIAN (1990) et GLOSTEN *et alii* (1993) qui nous a semblé le plus approprié. En outre, nous avons testé l'effet de la prime de risque sur l'endogène. C'est donc un modèle TARCH-in-Mean (TARCH-M) qui est estimé.

Les résultats des estimations confirment *ex post* la pertinence de ce choix (tableau 5 et graphique 3) : l'effet ARCH et les coefficients d'asymétrie sont significativement différents de 0 (l'impact des "bonnes nouvelles" (1,2) est très différent de celui des "mauvaises nouvelles" (1,2-0,90)) ; la volatilité (prime de

risque) est positivement liée à la variable endogène (le coefficient φ est en outre très élevé).

Par ailleurs, la variable tenant compte du niveau des taux d'intérêt en France (AV210) et l'indicateur de convergence (CVECU) influencent l'évolution du spread swap/OAT sur le court et le long termes. C'était l'indicateur de convergence et la variable Size qui jouaient ce rôle dans la précédente estimation (MCE). La mise en évidence d'une relation entre le niveau des taux d'intérêt français et le spread swap/OAT surprend au sens où cette variable ne jouait pas un rôle essentiel dans les précédentes estimations. Globalement, les coefficients estimés sont stables et le pouvoir explicatif du modèle est satisfaisant.

TABLEAU 5 : **Résultat d'estimation dun modèle TARCH**

Période d'estimation : 29/07/93 au 18/06/97

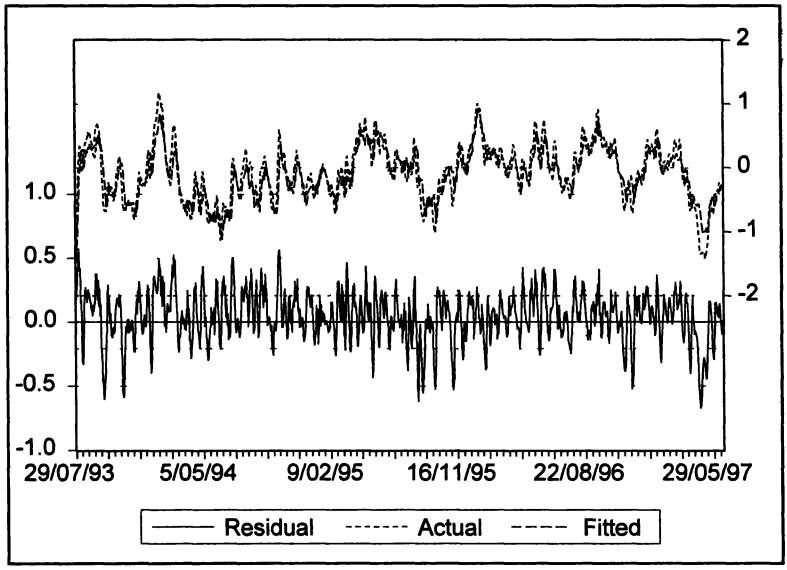
EXO	GerSwap	US310	AV210	Size	CVECU	F515	VOL	Int.	Dum.	endo
	α	β	γ	δ	η	ϕ	φ	κ	λ	(-3)
LT	n.d.	-0,08	0,035		-0,0008	-0,118	0,576	-0,140		
n.d.		(-9,02)	(2,55)		(-2,63)	(-4,77)	(11,4)	(-2,91)		
CT		0,248	-1,50/0,75	0,144	-0,003				0,175	0,72
		(4,10)	(-4,86)/2,45	(9,81)	(-2,48)				(13,5)	(84,9)

R^2 corrigé : 0,787 SER : 0,210

Coefficients ARCH :

Constante : 0,011 (13,65) ; ARCH(1) : 1,251 (13,52), Effet d'asymétrie : - 0,901 (-8,18)

GRAPHIQUE 3 : **Modèle TARCH**



Le modèle TARCH

En omettant ici l'équation de l'espérance conditionnelle dans le modèle TARCH d'ordre 1, l'équation de la variance conditionnelle s'écrit sous la forme de l'équation (1) :

(1) $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \cdot \varepsilon^2_{(t-1)} + \gamma \cdot \varepsilon^2_{(t-1)} \cdot d_{(t-1)}$

où $d_{(t-1)} = 1$ si $\varepsilon_t < 0$ et 0 sinon

Le modèle TARCH permet de distinguer les effets des chocs positifs et négatifs sur la variance conditionnelle. Plus précisément, l'effet de "bonnes nouvelles" ($\varepsilon_t > 0$) sur la variance conditionnelle est estimé par le paramètre α et celui des "mauvaises nouvelles" par $(\alpha + \gamma)$. Le paramètre γ représente l'effet asymétrie (ou effet de levier). Cet effet apparaît également dans les modèles EARCH (Exponential ARCH).

Le modèle spécifique TARCH (1)-M estimé dans cette étude s'écrit de la manière suivante :

$$(1)\ \Delta 5\text{Endo} = \kappa + \{\sum_{i=1}^{n} \pi_{1i} \cdot X_{i(-1)}\} + \{\sum_{i=1}^{n} \pi_{2i} \cdot \Delta 5X_{i(-1)} + \Psi \cdot \Delta 5\text{Endo}_{(-3)}\} + \varphi \cdot \sigma^2{}_t + \varepsilon_t$$

$$(2)\ \sigma^2{}_t = \omega + \alpha \cdot \varepsilon^2_{(t-1)} + \gamma \cdot \varepsilon^2_{(t-1)} \cdot d^2_{(t-1)}$$

où

- X_i appartient à { Ger.swap , US310 , AV210 , Size , F5I5 , CVECU, Dum, $\cdots$}
- la première expression entre crochets représente la relation de long terme ;
- la seconde expression retrace l'influence de court terme des exogènes ;
- $\sigma^2{}_t$ est un indicateur de volatilité mais, contrairement à VOL_i (l'indicateur empirique de la volatilité), il est calculé de façon endogène.

En conclusion, les différents modèles exposés dans cet article permettent d'identifier les principales variables expliquant les variations du spread swap/OAT en distinguant les comportements de court et long terme de ce spread dans les années récentes.

Pour l'équation de long terme, les variables les plus significatives sont le volume des émissions, l'approximation de la courbe de taux française, l'indicateur de la convergence monétaire européenne et le spread 3 mois/10 ans aux Etats-Unis. Seul l'indicateur de convergence apparaît à la fois dans les relations de court et long termes quelle que soit la spécification retenue.

En outre, bien que l'indicateur de volatilité ait un impact non négligeable sur le spread, il n'améliore pas fondamentalement la performance globale du modèle. Cet indicateur n'est donc pas retenu dans le modèle final dont les performances hors échantillon sont satisfaisantes.

L'estimation de ce modèle met en lumière la possibilité de définir un cadre d'analyse rigoureux des variables financières jusqu'alors délaissées au seul jugement des praticiens. Par le biais de la modélisation statistique, on peut ainsi définir des outils d'aide à la décision souples et opérationnels.

Dans le cadre de cette étude, nous n'avons pas utilisé de variables économiques réelles en raison de la fréquence des données. Le choix de la fréquence quotidienne répond aux contraintes d'une utilisation effective de l'outil dans une salle des marchés. L'introduction d'indicateurs économiques de la sphère réelle pourrait définir une nouvelle étape de notre démarche, à savoir une analyse structurelle des variables financières. L'étude se situera alors dans une perspective de moyen terme.

RÉFÉRENCES

CHAZOT C. et CLAUDE P. (1995) *Les swaps, concepts et applications*, Economica.

ENGLE R. (1995) *[ed] ARCH Selected Readings : Advanced Tests in Econometrics*, Oxford University Press.

ENGLE R. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of UK Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.

ENGLE R. and GRANGER C. (1987) "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

GLOSTEN L. R., JAGANATHAN R. and RUNKLE D. (1993) "Relationship Between The Expected Value and The Volatility of the Nominal Excess Return of Stocks", *Journal of Finance*, 48, pp. 1779-1801.

GRANGER C.W (1986) "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 213-228.

HENDRY D. (1986) "Econometric Modelling With Cointegrated Variables : An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 201-212.

JONDEAU, E. (1996) *Constitution de courbes de taux zéro-coupon à partir des swaps de taux sur référence PIBOR*, Note interne, Direction Générale des Etudes, Banque de France.

ZAKOIAN J.-M. (1990) "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics*, 18, pp. 931-955.