



HAL
open science

Notations et écarts de rentabilité: le marché français avant l'euro

Hervé Alexandre, Maxime Merli

► **To cite this version:**

Hervé Alexandre, Maxime Merli. Notations et écarts de rentabilité: le marché français avant l'euro. Finance Contrôle Stratégie, 2003, 6 (3). hal-01622853

HAL Id: hal-01622853

<https://hal.science/hal-01622853>

Submitted on 24 Oct 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Notations et écarts de rentabilité : le marché français avant l'euro

Hervé ALEXANDRE*

Université de Bourgogne

Maxime MERLI

Université de Strasbourg 1

Classification JEL : G100

Correspondance :

Hervé Alexandre, Latec/Fargo
Université de Bourgogne PEG
2, Bd Gabriel, BP 26611
21066 Dijon Cedex
Tel. 03 80 39 54 20
E-mail : Herve.alexandre@u-bourgogne.fr

Résumé : L'objectif de cet article est de confronter deux mesures classiques du risque de défaillance de l'émetteur, la notation et l'écart de rentabilité. La première est attribuée par des agences spécialisées dans cette activité (Standard and Poor's et Moody's) alors que la seconde résulte du prix de l'obligation sur le marché financier. Cet article illustre et étudie ce lien sur une période de deux ans pour une quarantaine d'obligations émises en francs. Deux types de mesures de l'écart de rentabilité sont retenus et les résultats obtenus sur la grille de notation complète puis sur une grille de notation réduite montrent la prise en compte très partielle de cette information par les investisseurs sur le marché français.

Mots clés : obligations – *spread* de taux – notation – risque de défaut.

Abstract : The main task of this paper is to confront two classical measures of default risk of the issuer, the rating and the spread. The first is attributed by agencies specialized in this activity (Standard and Poor's or Moody's) while the second results directly from the market price of the bond. This article studies this link over a period of two years for about forty French denominated bonds. Two measures of the spread are used and the results obtained show the very partial consideration of this information by the investors on the French bond market.

Key words : bonds – spread – rating – default risk.

* Les auteurs sont respectivement professeur à l'Université de Bourgogne (membre du Latec/Fargo) et à l'Université de Strasbourg 1 (membre du Large).

Le risque associé à la détention d'une obligation peut schématiquement se décomposer en trois éléments. Le risque de taux traduit l'exposition du titre aux variations du niveau des taux d'intérêt : les mesures communément admises de ce risque sont la durée ou la convexité. Le risque de liquidité traduit l'impossibilité pour le détenteur de l'obligation de céder son titre dans des conditions de marché satisfaisantes. Le volume d'émission ou l'encours peuvent alors servir de variables d'approximation de ce risque. Enfin, le risque de défaut correspond à la difficulté de paiement potentielle de l'émetteur, ce risque est dès lors présent pour des émissions autres que garanties par l'État. Deux mesures sont généralement à l'épreuve dans l'évaluation de ce risque. La notation ou *rating*, mesure qualitative, attribuée par des agences spécialisées dans cette activité. Les deux principaux acteurs de ce marché sont les agences de notation *Standard and Poor's* et *Moody's*¹ et cette note peut être vue comme une évaluation « hors-marché » supposée refléter la situation financière actuelle de l'émetteur ainsi que ses perspectives de croissance. La deuxième évaluation, l'écart de rentabilité (ou *spread* de taux) repose sur le prix de marché de l'obligation et donc de la cotation de l'emprunt sur le marché financier. Cette dernière s'appuie sur la différence de rendement entre des obligations risquées et des obligations d'État ou garanties par l'État de mêmes caractéristiques.

Les principales études du marché obligataire français (Billy et Meunier 1990, Hubler et Raimbourg 1996, Artus et al. 1992) sont menées en termes de *spread* actuariel. Cette mesure qui demeure la référence la plus couramment usitée par les professionnels de marché est soumise à de nombreuses critiques, dont la principale est de négliger la forme de la structure par termes des taux d'intérêt en ne s'appuyant pas sur des taux zéro-coupon. Récemment, Merli et Roger (1999) ont proposé une étude du lien entre notation et *spread* de rendement fondée sur une mesure originale, le *spread* zéro-coupon. Ces auteurs mettent en lumière une prise en considération très limitée de la gamme de notations par les investisseurs sur le marché domestique ; quatre classes de notations semblent suffire à la description de l'ensemble de ce marché. Cependant, cette étude est menée sur deux dates consécutives et ne permet pas de mettre en lumière la dynamique de la relation *spread* de taux-notation.

¹ Pour une étude détaillée du fonctionnement de ces agences, on peut se référer à Raimbourg (1990).

Deux originalités sont à souligner dans le travail proposé. La première est d'étudier la relation entre la notation et le *spread* zéro-coupon dans une vision dynamique de 1996 à 1998. La seconde, plus marginale, est de tester sur une période longue la différence entre la mesure traditionnelle du *spread* de taux et le *spread* zéro-coupon. On peut d'ores et déjà noter que de profondes mutations ont affecté le marché domestique depuis le passage à l'euro. En particulier, depuis le 1^{er} janvier 1999 et l'émergence d'un vaste marché obligataire dans une devise unique l'activité de notation s'est généralisée², les écarts de rentabilité semblent avoir connu un nouvel écartement et la courbe *swap* en euros semble s'imposer comme référence sans risque de cette zone. Notre article s'inscrit, de ce fait, dans une perspective « historique » afin de compléter les études du marché domestique avant ces mutations.

Une deuxième section revient sur la définition précise des différentes mesures de l'écart de rentabilité. La troisième section présente les données retenues et les résultats de statistiques descriptives. Enfin la quatrième section propose une étude économétrique et statistique permettant d'affiner les premiers résultats obtenus.

1. Méthode et échantillon

Une des principales mesures du risque de défaut des titres obligataires s'appuie sur la différence (le *spread*) de rendement entre des obligations risquées et des obligations d'État ou garantie par l'État de mêmes caractéristiques. Les principales études du marché obligataire français sont menées en termes de *spread* actuariel qui peut se définir comme suit.

Notons X une obligation risquée d'échéance $T_{(X)}$ et B une obligation sans risque d'échéance $T_{(B)}$; si t désigne la date actuelle, ces titres sont définis par $X = (X(t+1), X(t+2), \dots, X(T_{(X)}))$ et $B = (B(t+1), B(t+2), \dots, B(T_{(B)}))$ c'est-à-dire par les flux futurs qu'ils sont susceptibles de générer. Les derniers flux $X(T_{(X)})$ et $B(T_{(B)})$ contiennent les prix de remboursement. L'indexation débute en

² On estime environ à 2 200 le nombre d'entreprises notées au sein de l'Union Européenne (dont 90 % des entreprises du CAC 40).

$t + 1$ car, dans la suite, nous retenons une évaluation ex-coupon. Si $\Pi_X(t)$ et $\Pi_B(t)$ désignent les prix à la date t de ces deux titres, les taux actuariels, exprimés en continu, de ces deux obligations, sont solution des équations :

$$\Pi_Y(t) = \sum_{s=t+1}^{T_Y} Y_s \exp[-r_y(t)(s-t)]$$

avec $Y = X$ ou B

On appelle *spread* actuariel (de défaut) de X la différence $r_X(t) - r_B(t)$ notée S_t . Ce *spread* n'a *a priori* de sens que si ces deux obligations ont mêmes flux et même échéance. Comme X est risquée, il serait plus précis de dire que le flux maximal de X est le même que celui de B à chaque date. Lorsque ce n'est pas le cas, on a recours à une interpolation des taux actuariels non risqués en considérant deux obligations B^1 et B^2 dont les échéances $T_{(B^1)}$ et $T_{(B^2)}$ encadrent $T_{(X)}$ et l'on retient un taux interpolé défini par :

$$r_B^I(t) = \frac{r_{B^1}^I(t)(T_{(B^2)} - T_{(X)}) + r_{B^2}^I(t)(T_{(X)} - T_{(B^1)})}{T_{(B^2)} - T_{(B^1)}}$$

Il est évident que cette méthode présente plusieurs inconvénients, le principal étant de ne tenir compte que de deux obligations sans risque. Cette méthode néglige finalement l'information contenue dans le prix des obligations sans risque.

Afin de pallier ces inconvénients, nous utilisons une mesure alternative au *spread* actuariel, le *spread* zéro-coupon. Ce *spread* est fondé, comme le *spread* actuariel, sur la déformation parallèle de la structure par termes des taux d'intérêt sans risque mais présente l'avantage de tenir compte de toute l'information prix contenu dans cette structure³.

Définition :

Soit $r_t(s)$ le taux sans risque en date t pour l'échéance $s > t$; on appelle *spread* zéro-coupon pour X en date t la quantité $\alpha_t(X)$ solution de l'équation :

³ Nous ne cherchons pas ici à reconstruire la structure par termes des taux risqués (voir, par exemple, Duffie et Singleton 1998 ou encore Jarrow et Turnbull 1995) mais simplement à utiliser une mesure alternative au *spread* actuariel.

$$\Pi_X(t) = \sum_{s=t+1}^{T_y} x_s \exp[-(r_t(s) + \alpha_t(X))(s-t)]$$

Cette méthode nécessite préalablement la reconstruction de la structure par termes des taux sans risque. Dans la suite, cette structure est obtenue par un lissage des taux *forward* sous contrainte d'ajustement de prix proposée par Roger et Rossiensky (1995)⁴.

Cette méthode propose la construction de la structure par termes sans risque à partir des prix d'un panel d'obligations sans risque (obligations assimilables du Trésor pour la France). Elle permet, en outre, l'évaluation sans aucune contrainte préliminaire sur la forme de cette structure (mise à part la positivité des taux *forward*). Il est à noter que des différences non négligeables peuvent apparaître entre ce calcul et celui du *spread* actuariel. Intuitivement, le calcul du *spread* actuariel s'effectue en deux étapes. Dans un premier temps, deux obligations de référence (au mieux) sont choisies et ceci conduit à négliger l'ensemble de l'information contenue dans le prix des autres titres sans risque. Dans un deuxième temps, la différence de taux actuariels est calculée et ceci revient à supposer que la pente des structures par termes sans risque et risquée est nulle. Merli et Roger (1999) montrent que l'écart entre ces deux mesures de *spreads* est essentiellement dû au fait de négliger une partie de l'information disponible sur le marché des obligations sans risque.

Dans cet article, le suivi d'une quarantaine d'obligations est proposé. Le nombre d'obligations est volontairement réduit et seules des obligations jugées liquides ont été retenues. Ce choix permet, en particulier, de minimiser l'impact de la composante « liquidité » sur les résultats obtenus⁵. La période d'étude s'étend sur deux années et couvre les dates allant du 20/11/95 au 20/09/97. Cette étude est menée en termes de *spread* zéro-coupon et de *spread* actuariel interpolé et les prix de ces différentes émissions ont été relevés tous les 4 jours ouvrables. Cette périodicité conduit à environ 150 dates étudiées. À chacune de ces dates, la structure par termes des taux sans risque a été reconstruite par la

⁴ Voir aussi Vasicek et Fong (1982), Delbaen et Lorimier (1992).

⁵ Les historiques de prix à l'origine de cette étude sont proposés par Bloomberg et le tableau en annexe 1 offre un descriptif des obligations retenues.

méthode proposée par Roger et Rossiensky (1995) sur la base d'une collection du prix d'un panel d'OAT⁶.

En outre, certaines obligations ont été émises durant cette période ou parfois notées en cours d'étude (c'est le cas de la Générale des Eaux, par exemple). Pour ces deux raisons, la taille de l'échantillon est variable mais on peut d'ores et déjà souligner que, quelle que soit la date considérée, au minimum 25 obligations sont étudiées et qu'en moyenne plus de 30 obligations sont répertoriées. Le *rating* retenu est le *rating Standard and Poor's* ; cette agence étant la plus active sur le panel d'obligations retenues⁷. Nous avons également tenu compte de l'ensemble des dégradations de note survenues dans cette période et les obligations ont été systématiquement reclassées dans leur nouvelle catégorie après cet événement. L'échantillon global comprend finalement 3 942 observations. Une observation contient les caractéristiques de l'émission, sa note et les *spreads* qui lui sont associés.

2. Niveau général des écarts de rentabilité

Le tableau 1 présente les résultats en termes de *spreads* zéro-coupons (SPZC, en points de base)⁸ et d'écarts entre *spreads* zéro-coupons et *spreads* actuariels interpolés (SPZC-SPINT, en points de base) pour différents découpages de la période étudiée.

Tableau 1 – Écarts de rentabilité par semestre

Période	Variables	N	MOY	EC-T	VAR	INTER
Période totale	SPZC	3942	35,9	29,3	[0 : 256]	[16,6 : 47,2]
	SPINT-SPZC		0,2	3,8	[-12,1 : 20,3]	[-1,1 : 3,8]
1er semestre 96	SPZC	952	44,3	41,6	[0 : 256]	[16,6 : 57,4]
	SPINT-SPZC		1,7	4,6	[-12 : 20,5]	[1,1 : 3,8]
2e semestre 96	SPZC	1352	37,4	25,1	[0 : 158]	[17,9 : 50,8]
	SPINT-SPZC		0,34	3,42	[-9,8 : 11,9]	[-1,7 : 1,92]
1er semestre 97	SPZC	1136	27,5	17,1	[0 : 102,6]	[15,5 : 37,4]
	SPINT-SPZC		-1,1	3,19	[-10,1 : 20,33]	[-2,4 : 0,5]

⁶ Il est à noter qu'un contrôle systématique du lissage de cette structure a été ajouté à la programmation.

⁷ Il est à noter que le fait de ne retenir qu'une agence peut conduire à des résultats partiels puisque certains émetteurs sont doublement notés (*split rating*). À ce sujet, le lecteur peut se référer par exemple à Cantor et al. (1997).

⁸ 1 point de base correspond à 1 centime de taux d'intérêt.

Les colonnes contiennent les informations suivantes :

- « N » contient le nombre d'observations ;
- « MOY » et « EC-T » sont respectivement la moyenne et l'écart-type de chacune des variables ;
- « VAR » et « INTER » sont respectivement l'intervalle de variation et l'intervalle interquartile associés à chacune des variables.

Les lignes en caractère normal contiennent les résultats ayant trait au *spread* zéro-coupon et les lignes en italique contiennent les résultats pour la variable Écart définie comme la différence entre le *spread* actuariel interpolé et le *spread* zéro-coupon (exprimée en points de base).

En guise d'illustration, l'échantillon global présente un *spread* zéro-coupon moyen de 35,9 bps, un écart type de 29,3 bps, un intervalle de variation de [0 : 256] et enfin un intervalle interquartile de [16,6 : 47,2]. En outre, l'écart entre le *spread* zéro-coupon et le *spread* actuariel s'étend de -12,1 bps à 20 bps avec un intervalle interquartile de -1,1 bps à 3,8 bps.

Le faible niveau des *spreads* associés au marché français est confirmé puisque la distribution centrale des *spreads* observés se situe dans un intervalle allant de 16,6 bps à 47,2 bps. Des niveaux très élevés sont toutefois observés. En effet, la valeur maximale atteinte par ces *spreads* est de l'ordre de 256 bps. Ces niveaux particulièrement élevés sont essentiellement dus aux *spreads* des émissions Crédit Foncier de France. Il faut rappeler que cet émetteur a été, en 1995 et 1996, sujet à de multiples rumeurs (faillite par exemple). Les résultats de la même étude, exclusion faite des émissions du Crédit Foncier de France, sont donnés en annexe 2.

Les faits les plus marquants sont décrits par l'évolution des intervalles interquartiles. Cette mesure présente, en outre, l'avantage d'être peu sensible aux données aberrantes (inhérentes à tout échantillon d'une telle taille). Pour les *spreads*, la borne inférieure de ces intervalles est quasiment équivalente pour les trois semestres (autour de 16 bps). Par contre, la borne supérieure ne cesse de décroître et passe de 51 bps au premier semestre 96 à 33 bps au dernier semestre étudié. Ce phénomène peut illustrer à la fois un resserrement des *spreads* sur le marché (entre les émetteurs) mais également une variabilité plus faible de ces derniers. L'évolution de la moyenne et de l'écart-type de cette variable accentue ce constat. En effet, ces deux variables perdent près de 10 bps entre le premier semestre 96 et le premier semestre 97. Plus précisément, il semble que l'écart-type soit plutôt associé à la variabilité intra-

échantillon. À titre d'exemple, au 31/12/96, 35 obligations sont étudiées, la moyenne des *spreads* est à cette date d'environ 27 bps et l'écart-type de 24,5 bps. À la date du 26/06/97 (soit un semestre plus tard) cette moyenne est toujours d'environ 27 bps et l'écart type de la distribution n'est plus que de 15,06 bps (pour un nombre équivalent d'obligations pris en compte). Ceci traduit par conséquent un resserrement des *spreads*. Cette remarque, ajoutée à la baisse de la moyenne de cette variable traduit, finalement, à la fois une baisse des *spreads* de rendement et un resserrement de ces derniers sur la période 20/11/95 – 20/09/97.

La variable écart est ajoutée afin de mettre en évidence le biais induit par le calcul du *spread* actuariel interpolé. En effet, ce biais peut conduire à des différences d'évaluation pouvant atteindre 20 bps sur certaines obligations. Il semble pourtant que les écarts importants soient en grande partie dus aux obligations les plus courtes. Ceci confirme l'effet de la pentification de la structure par termes des taux sans risque. En outre, l'intervalle interquartile associé à cette variable se réduit au fil des semestres. Cette constatation est à mettre en parallèle avec l'aplatissement de la courbe des taux durant ces deux années.

3. *Spreads* de taux et notations

Une première section est consacrée aux résultats de statistiques descriptives, une étude économétrique est ensuite proposée afin d'affiner nos résultats.

3.1. *Statistiques descriptives*

L'échantillon global est pris en compte et le tableau 2 offre les résultats en termes de *spreads* zéro-coupon⁹ par niveau de *rating*¹⁰.

⁹ Les résultats, en termes de *spreads* actuariels interpolés (globalement très proches) sont volontairement omis afin de ne pas alourdir cette présentation.

¹⁰ Nous rappelons que le *rating* retenu est le *rating* Standard and Poor's.

Tableau 2 – *Statistiques descriptives des écarts de rentabilité par classe de rating*

<i>Rating</i>	N	N0	MOY	EC-T	INTER
AAA	1098	9	17,11	11,01	[9,78 : 21,5]
AA+	126	2	17,4	21,11	[10,2 : 17,9]
AA	264	3	28,15	22,63	[16 : 29,73]
AA-	1176	12	32,24	15,68	[21,13 : 41,3]
A+	415	4	53,52	27,86	[31,61 : 66,62]
A	240	2	79,64	58,6	[44 : 107,6]
A-	280	3	46,16	27,54	[24,35 : 66,8]
BBB+	343	3	61,2	17,7	[47,13 : 73,8]

Les colonnes N et N0 contiennent respectivement le nombre d'observations et le nombre d'obligations à l'étude (en début de période). La colonne INTER donne la valeur des intervalles interquartiles de chacune des distributions.

La moyenne par classes de notations semble, comme dans les études précédentes (Hubler et Raimbourg 1996, Artus et *al.* 1992, Merli et Roger 1999), une représentation peu satisfaisante du *rating* de l'émetteur. En faisant abstraction des classes A+ et A, cette variable semble tout de même plutôt décroissante avec la notation. En outre, la moyenne particulièrement élevée de la classe A s'explique par la présence des émissions Crédit Foncier.

Les intervalles interquartiles confirment également la faible prise en compte, de la part des investisseurs, des différents échelons de la grille complète de notations. En effet, il est important de remarquer que tous ces intervalles ne sont pas disjoints. En d'autres termes, la distribution centrale des *spreads* par classes de *rating* est une représentation partielle du niveau de notation de l'émission. En excluant la classe AA+ et A, la borne supérieure de cet intervalle est décroissante avec la notation de l'émetteur. En outre, pour le haut de la gamme de notations – notes comprises dans l'intervalle [AAA-A+] –, l'étendue de l'intervalle interquartile est décroissante avec la notation. Par exemple, ceci traduit une distribution centrale plus étendue à l'intérieur de la classe AA- que pour la classe AAA. Une hétérogénéité plus importante des émetteurs à l'intérieur des classes de notations les plus basses peut être à l'origine de cette observation.

Afin de préciser toutes ces remarques, nous proposons les résultats de cette étude sur une grille réduite de notation. La grille réduite est construite en ne tenant compte que des lettres de la notation *Standard*

and Poor's¹¹. Le tableau 3 offre les résultats en termes de moyennes, écart-types et intervalles interquartiles pour les *spreads* zéro-coupons. Les deux lignes associées à la classe A(-CFF), présentent les résultats pour la classe A, exclusion faite des obligations du CFF.

Tableau 3 – *Statistiques descriptives des écarts de rentabilité par classe de rating réduite*

Rating	N	No	MOY	EC-T	INTER
AAA	1098	9	17,11	11,01	[9,78 : 21,5]
AA	1566	17	30,5	17,97	[18,81 : 38,21]
A	935	9	58,1	40,31	[31,17 : 73,89]
A(-CFF)	426	7	49,23	28,83	[27 : 66]
BBB	343	3	61,2	17,7	[47 : 73]

Cette réduction à 4 classes permet de retrouver la décroissance du *spread* moyen en fonction de la notation et confirme les résultats obtenus par Merli et Roger (1999). L'écart de *spreads* moyens est assez faible puisqu'il s'élève à 12 bps (en moyenne) pour deux classes consécutives¹².

Cette réflexion est cependant atténuée par la valeur des différents intervalles interquartiles. En effet, ce qui était déjà observé pour la grille complète l'est à nouveau pour la grille réduite. Les intervalles obtenus ne sont pas disjoints, ni pour le *spread* zéro-coupon.

Afin de préciser ces différents commentaires et de tenir compte de la structure de l'échantillon retenu, une analyse économétrique de la relation *spread* de taux-notations est proposée.

3.2. Résultats économétriques

Une analyse économétrique doit permettre de pallier les insuffisances de l'analyse empirique jusqu'alors réalisée. Une approche multivariée de la relation entre la notation et le *spread* de taux est envisagée. En outre, la structure même des données justifie l'utilisation des méthodes d'analyse de données de panel. En effet, la base de données offre des informations sur plusieurs obligations et pour plusieurs pério-

¹¹ À titre d'exemple, la classe AAA contient la notation AAA et la classe AA contient les classes AA+, AA, AA-.

¹² L'étude économétrique qui suit permettra de tester la significativité de cette différence.

des de temps. Une régression par les moindres carrés ordinaires gommerait cette structure particulière de l'échantillon en interprétant l'échantillon soit comme une seule obligation sur une très longue période, soit plusieurs obligations observées à une seule date. Une dimension est omise dans l'analyse. En termes économétriques, la matrice de variances-covariances a de fortes probabilités de ne pas être unitaire, justifiant l'abandon de l'estimateur des MCO. Enfin, l'analyse économétrique permet de tester la réelle existence du lien entre classe de notation et *spread* de taux. Finalement, les modèles sur lesquels sont effectués les estimations et les tests sont de la forme suivante :

$$\alpha_{it}(X) = Cste + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 \text{durée}_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{modèle 1}$$

$$S_{it}(X) = Cste + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 \text{durée}_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{modèle 2}$$

où

$\alpha_{it}(X)$ est le *spread* zéro-coupon de l'obligation i à la période t ;

$S_{it}(X)$ est le *spread* interpolé de l'obligation i à la période t ;

D_k ($k=1, \dots, 3$) sont des variables muettes qui prennent la valeur 1 si l'obligation appartient à la classe de notation R_k et 0 sinon ;

durée est la durée de vie restant à courir pour l'obligation ;

a_k ($k=1, \dots, 4$) sont les coefficients à estimer et sur lesquels vont porter les tests ;

ε_{it} est le résidu qu'on suppose distribué selon une loi normale $(0, \sigma^2)$.

Afin de travailler sur un échantillon homogène, les régressions sont effectuées sur des données calibrées. Du calibrage, il ressort un échantillon de 19 obligations (dont l'obligation du CFF) cotées sur 41 périodes¹³. Le tableau 4 permet de constater la proximité des deux échantillons.

Tableau 4 – Caractéristiques comparées des deux échantillons

	Échantillon calibré		Échantillon calibré	
	SPZC	SPINT	SPZC	SPINT
Moyenne	35,98	35,92	36,58	35,77
Médiane	27,47	27,17	27,56	26,69
Ecart-type	29,25	27,55	32,70	30,73

SPZC : *Spread* zéro coupon ; SPINT : *Spread* actuariel interpolé

¹³ Ce calibrage empêche, dès lors, toute comparaison directe avec les résultats obtenus dans la première partie de cet article.

Afin de tenir compte de la structure particulière de notre échantillon, une estimation par la méthode des données de panel est effectuée en corrigeant cependant la très forte autocorrélation apparaissant dans les résidus par la méthode de Cochrane-Orcutt qui est adaptée dans notre cas (Greene 2000 et Baltagi 1995)

Nous estimons les deux modèles à l'aide de la méthode des données de panel à effet aléatoire. Cela permet d'intégrer un effet temporel dans la structure des résidus tenant compte de la nature de l'échantillon. Il est supposé la structure suivante qui implique une décomposition des résidus :

$$\varepsilon_{it} = \mu_t + \eta_{it}$$

où :

μ_t traduit l'effet temporel ;

η_{it} est le « pur » effet aléatoire qui suit une loi normale $N(0, \sigma_\eta^2)$.

L'estimation des deux modèles offre les résultats présentés dans les tableaux 4 et 5.

Tableau 5 – Estimation du modèle 1 par la méthode des données de panel

$$\alpha_{it}(X) = Cste + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 \text{durée}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Spread zéro coupon	Constante	AAA	AA	A	Durée
Coefficient	59,79	-36,15	-33,22	-20,35	0,004
T-stat*	3,23	-2,0	-1,9	-1,07	0,45
R ² ajusté	0,89				

Tableau 6 – Estimation du modèle 2 par la méthode des données de panel

$$S_{it}(X) = Cste + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 \text{durée}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Spread interpolé	Constante	AAA	AA	A	Durée
Coefficient	59,66	-37,98	-34,84	-21,51	0,003
T-stat*	3,61	-2,23	-2,07	-1,26	0,53
R ² ajusté	0,88				

* La statistique étant distribuée selon une loi de Student, la valeur seuil du test à 5 % est de 1,96

Les coefficients sont proches d'une régression à l'autre. On peut signaler que le second modèle (dans lequel la variable explicative est le

spread interpolé) fournit des résultats qui comportent davantage de coefficients significativement différents de 0.

Les effets des notations sur les *spreads* peuvent alors être résumés dans le tableau 7. La constante mesure l'effet sur le *spread* d'une notation de l'obligation incluse dans la classe BBB. Le coefficient de la variable AAA, par exemple, correspond à la différence de l'effet de la classe AAA par rapport à la classe BBB.

Tableau 7 – Effet du rating sur le *spread*

<i>Rating</i>	<i>Spread</i> zéro-coupon	<i>Spread</i> interpolé
AAA	23,6	21,7
AA	26,6	24,8
A	39,4	38,1
BBB	59,7	59,6

Il apparaît que les *spreads* sont croissants avec la dégradation de la classe de risque ce qui est conforme à l'intuition mais également aux travaux précédents déjà cités.

Ensuite, la différence entre les *spreads* de la classe AAA et AA semble minime et il est pertinent de tester, outre la significativité des coefficients, celle de la différence entre les coefficients associés aux classes AAA et AA. Pour cela, nous estimons un modèle dans lequel les coefficients de AAA et AA sont contraints à être égaux. Les statistiques F pour chacun des modèles valent respectivement 0,305 pour le modèle 1 et 0,390 pour le modèle 2. Au seuil de 5 %, il est impossible de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité de ces deux coefficients. Des tests analogues ont été effectués pour les coefficients associés aux classes AA et A, les différences sont, dans ce cas, fortement significatives.

Finalement, il semble que sur le marché français, les *spreads* soient effectivement fonctions des classes de risques réduites mais que seules trois classes soient réellement discriminantes, AAA-AA, A et BBB. En d'autres termes, l'appartenance à la classe AAA ou AA-/AA/AA+, ne semble pas influencer significativement la rentabilité exigée par les investisseurs sur la période 1996-1998.

Conclusion

L'étude réalisée sur un échantillon d'une trentaine d'obligations en francs sur la période 1996-1998 met en évidence que la grille complète de notation, proposée par *Standard and Poor's*, ne semble que partiellement prise en compte par les investisseurs. Ce constat corrobore les résultats des études antérieures du marché français. La réduction de la grille de *rating* en quatre classes de notes permet de retrouver un classement satisfaisant des *spreads* moyens. Cependant, malgré cette réduction, la discrimination reste faible (12 bps en moyenne) et les distributions centrales des *spreads* par classe de *rating* ne sont pas disjointes. L'étude économétrique en données de panel portant sur un échantillon réduit et calibré met, en outre, en lumière une discrimination inexistante entre les émetteurs appartenant aux quatre meilleures classes de notations de la grille initiale : la discrimination ne semble opérée qu'entre trois grandes classes de notes. Finalement, sur la période 1996 à 1998, cette grille ne semble refléter qu'une partie de l'information retenue par les investisseurs. En d'autres termes, la notation ne permet pas à elle seule d'expliquer le niveau des *spreads* de rendement. De nouvelles études sont dès lors nécessaires afin de tester la persistance de ces observations dans le cadre du marché obligataire en euros.

Bibliographie

- Artus P., Garrigues J. et Sassenou M. (1993), « Interest Rate Costs and Issuer Ratings », *Journal of International Securities Markets*, Autumn.
- Baltagi B. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons.
- Billy J-P. et Meunier F. (1990), « Que vaut la signature des grands émetteurs obligataires : un modèle d'évaluation », *Finance*, vol. 11, p. 45-63.
- Cantor R., Packer F. et Cole K. (1997), « Split Ratings and the Pricing Of Credit Risk », *Journal of Fixed Income*, vol. 7, n° 3, p. 72-82.
- Delbaen F. et Lorimier S. (1992), « Estimation of the Yield Curve and the Forward Rate Curve Starting from a Finite Number of Observations », *Insurance : Mathematics and Economics*, vol. 11, n° 4, p. 259-269.

- Duffie D. et Singleton K. J. (1998), « Modeling Term Structure of Defaultable Bonds », *Review of Financial Studies*, vol. 12, p. 687-720.
- Greene W.H. (2000), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 4^e édition.
- Hubler J. et Raimbourg P. (1996), « La notation et le marché obligataire primaire en France », *Revue d'Économie financière*, vol. 37, p. 171-187.
- Jarrow R.A. et Turnbull S.M. (1995), « Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk », *Journal of Finance*, vol. 50, p. 53-85.
- Merli M. et Roger P. (1999), « Probabilité de défaut et spread de taux : Étude empirique du marché français », *Finance*, vol. 20, p. 61-89.
- Raimbourg P. (1990), *Les agences de rating*, Économica.
- Roger P. et Rossiensky N. (1995), « Estimation de la structure par termes des taux d'intérêt par le simplexe et le lissage des taux forwards », *Finance*, vol. 16, p. 137-162.
- Vasicek O.A. et Fong H. G. (1982), « Term Structure Modeling Using Exponential Splines », *Journal of Finance*, vol. 37, p. 339-348.

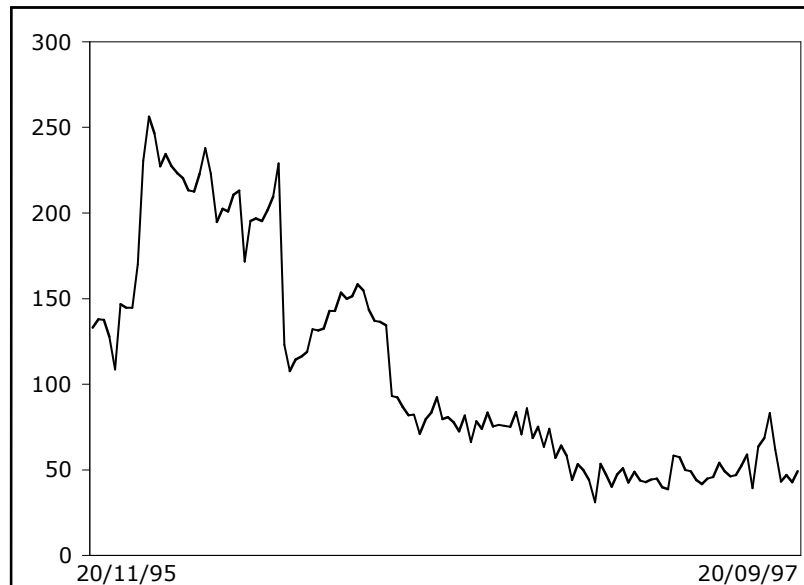
Annexe 1 – Échantillon retenu

Nom	Taux	Volume (Mf)	Maturité	Note	Retenue dans l'échantillon calibré
PARIBAS	6	4000000	9 novembre 1998	A-	
AQUITAINE	9	600000	18 août 1999	AA-	
ALCATEL	8,75	2000000	24 novembre 1999	AA-	X
CETELEM	8,5	1000000	8 février 2000	AA	
BNP	8,25	1000000	17 février 2000	A+	X
LAFARGE	8	1000000	7 avril 2000	A+	
CNAT	9	1500000	26 janvier 2001	AAA	X
PARIBAS	6	4000000	7 juin 2001	A-	
GOBAIN	5,625	2000000	4 juillet 2001	AA-	
BNP	10,2	2000000	23 juillet 2001	A+	X
REGIE	8,6	2000000	10 février 2002	AAA	X
CFF	10,5	1863145	26 mars 2002	A	X
AERO	9,125	1800000	1 avril 2002	AA-	X
LYONNAIS	7	35000000	19 juillet 2002	BBB+	X
AQUITAINE	8,5	1000000	2 décembre 2002	AA-	
S-GEN	8,5	1500000	10 décembre 2002	AA-	
AERO	8,375	1000000	10 février 2003	AA-	
TELECOM	7,875	2500000	3 mars 2003	AAA	X
AQUITAINE	7,125	1000000	11 août 2003	AA-	X
DEXIA	7,25	1000000	24 octobre 2003	AA+	X
ALCATEL	5,75	2000000	17 février 2004	AA-	X
G-EAUX	6,25	3000000	15 mars 2004	BBB+	
DANONE	6,5	2000000	21 juin 2004	AA-	
SOFINCO	7,7	400000	29 août 2004	A-	X
CFF	7,5	12222000	29 mars 2005	A	
G-EAUX	7,5	1000000	5 juillet 2005	BBB+	
CNAT	7,25	1000000	11 septembre 2005	AAA	X
TOTAL	7,5	400000	11 octobre 2005	AA-	X
BARCLAYS	6	2000000	15 novembre 2005	AA	
CETELEM	6,75	2500000	3 janvier 2006	AA	X
DEXIA	5,75	500000	7 février 2006	AA+	
CNAT	6,25	2000000	5 avril 2006	AAA	X
BNP	6,9	1000000	26 avril 2006	A+	
SNCF	6	13000000	2 novembre 2006	AAA	X
TELECOM	6,25	4500000	3 novembre 2006	AAA	X
SNCF	6,75	6000000	25 juillet 2007	AAA	
EDF	6,25	8276400	20 octobre 2008	AAA	

Annexe 2 – Le cas du Crédit Foncier

La figure 1 illustre l'évolution du *spread* de l'obligation Crédit Foncier 10(1/2) %-26/03/02 durant les deux années étudiées.

Figure 1 – Évolution du *spread* CFF 95-97



Les *spreads* zéro-coupons associés à cette émission sont largement supérieurs à 100 bps jusqu'au 29/07/96 et se stabilisent autour de 50 bps fin 1996. Cette augmentation ne débute pas au 20/11/95 car l'année 1995 avait déjà été tourmentée pour cet émetteur. En termes de *rating*, cette situation s'est traduite par plusieurs dégradations successives. Plus précisément, dès le 13 octobre 1994, *Standard and Poor's* dégrade cet émetteur de AA+ à AA et cette première dégradation est suivie d'une seconde dégradation de AA à A (soit 3 classes de *rating*) le 10/11/95. La notation de l'agence *Moody's* a suivi approximativement la même évolution avec une dernière dégradation le 27/10/95 qui conduit cet émetteur à une notation de A2 au début de la période étudiée. Le tableau 8 offre les résultats obtenus sur l'échantillon global exclusion faite des émissions du CFF.

Tableau 8 – Résultats par semestre sur l'échantillon global sans le CFF

Période	N	MOY	EC-T	VAR	INTER
Totale	3726	33,1	23,6	[0 : 162]	[16,1 : 44,2]
		0,3	3,8	[-10,1 : 20,4]	[-1,8 : 1,6]
1er semestre 96	905	37,3	27,9	[0 : 124]	[15,8 : 51,4]
		1,35	4,2	[-12 : 20,5]	[-1,36 : 3,5]
2e semestre 96	1297	35,1	22,8	[0 : 108]	[17,1 : 46,93]
		0,21	3,22	[-9,8 : 11,9]	[-1,8 : 1,82]
1er semestre 97	1064	26,5	17,1	[0 : 102,5]	[15,1 : 32,9]
		-1,01	3,24	[-10,1 : 20,33]	[-1,83 : 0,53]