

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

Rating and Spread: The French Market before Euro

Hervé ALEXANDRE

Maxime MERLI¹

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) 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.

Keywords : Bonds, Spread, Rating, Default risk

Classification JEL : G100

¹ Professeur, FARGO-LATEC, Université de Bourgogne / Professeur, LARGE, Université Louis Pasteur, Strasbourg I.

1-INTRODUCTION

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 et les mesures communément admises 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 « proxy » à 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'Etat. 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 notations Standard and Poor's et Moody's² 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'Etat ou garantie par l'Etat de mêmes caractéristiques.

Les principales études du marché obligataire français (Billy et Meunier (1990), Hubler et Raimbourg (1996), Artus et *alii.* (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 et quatre classes de notations semblent suffisantes 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 de l'émetteur. Deux originalités sont à souligner dans ce travail. 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 généralisée³, les écarts de rentabilité semblent avoir connu un nouvel écartement et la courbe swap en euro 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.

2-METHODOLOGIE ET ECHANTILLON

² Pour une étude détaillée du fonctionnement de ces agences, on peut se référer à Raimbourg (1990)

³ On estime environ à 2200 le nombre d'entreprises notées au sein de l'Union Européenne (dont 90% des entreprises du CAC 40).

Comme nous l'avons signalé plus en amont, la méthode du spread actuariel est la plus courante ; il 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 $t+1$ 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 structure⁴.

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 $\mathbf{a}_t(X)$ solution de l'équation :

$$\Pi_X(t) = \sum_{s=t+1}^{T_X} x_s \exp[-(r_t(s) + \mathbf{a}_t(X))(s-t)]$$

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)⁵.

⁴ 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.

⁵ Voir aussi Vasicek et Fong (1982), Delbaen et Lorimier (1992).

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 sont plates. 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 obtenus⁶. 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. A chacune de ces dates, la structure par termes des taux sans risque a été reconstruite par la méthode proposée par Roger- Rossiensky (1995) sur la base d'une collection du prix d'un panel d'OAT⁷.

En outre, certaines obligations ont été émises durant cette période ou parfois notées en court 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 retenues⁸. 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 évènement⁹. L'échantillon global comprend finalement 3942 observations. Une observation contient les caractéristiques de l'émission, sa note et les spreads qui lui sont associés.

3- NIVEAU GENERAL DES ECARTS DE RENTABILITE

Le tableau 1 présente les résultats en termes de spreads zéro-coupons (en points de base)¹⁰ et d'écarts entre spreads zéro-coupons et spreads actuariels interpolés (en points de base) pour différents découpages de la période étudiée.

Tableau 1 : Résultats par semestre.

Période	N	MOY	EC-T	VAR	INTER
---------	---	-----	------	-----	-------

⁶ 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. Un contrôle systématique de l'échange de ces titres a été également opéré.

⁷ Il est à noter qu'un contrôle systématique du lissage de cette structure a été ajouté à la programmation

⁸ 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)

⁹ L'impact de ces dégradations est étudié plus loin.

¹⁰ 1 points de base correspond à 1 centime de taux d'intérêt.

Global	3942	35.9	29.3	[0 : 256]	[16.6 : 47.2]
		<i>0.2</i>	<i>3.8</i>	<i>[-12.1 : 20.3]</i>	<i>[-1.1 : 3.8]</i>
1 sem 96	952	44.3	41.6	[0 : 256]	[16.6 : 57.4]
		<i>1.7</i>	<i>4.6</i>	<i>[-12 : 20.5]</i>	<i>[1.1 : 3.8]</i>
2 sem 96	1352	37.4	25.1	[0 : 158]	[17.9 : 50.8]
		<i>0.34</i>	<i>3.42</i>	<i>[-9.8 : 11.9]</i>	<i>[-1.7 : 1.92]</i>
1 sem 97	1136	27.5	17.1	[0 : 102.6]	[15.5 : 37.4]
		<i>-1.1</i>	<i>3.19</i>	<i>[-10.1 : 20.33]</i>	<i>[-2.4 : 0.5]</i>

Les découpages proposés sont au nombre de 4, les résultats sur la période globale sont tout d'abord exposés puis sont présentés les résultats pour le premier semestre 96 (1 sem 96), le deuxième semestre 96 (2 sem 96) et enfin pour le premier semestre 97 (1 sem 97). Les colonnes contiennent les informations suivantes :

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

Les lignes en gras contiennent les résultats ayant trait au spread zéro-coupon et les lignes en italique contiennent les résultats pour la variable Ecart 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 1 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, additionnée 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.

4-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

4.1. Statistiques descriptives

L'échantillon global est pris en compte et le tableau 2 offre les résultats en termes de spreads zéro-coupon¹¹ par niveau de rating¹².

Les colonnes N et No 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.

Tableau 2 : Résultats par classe de rating.

RATING	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]

La moyenne par classes de notations semble, comme dans les études précédentes (Hubler et Raimbourg (1996), Artus et *alii* (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.

¹¹ Les résultats, en termes de spreads actuariels interpolés (globalement très proches) sont volontairement omis afin de ne pas alourdir cette présentation.

¹² Nous rappelons que le rating retenu est le rating Standard and Poor's .

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's¹³. Le tableau 4 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 : Résultats 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	9	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 important puisqu'il s'élève au minimum à 12 bps pour deux classes consécutives¹⁴.

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.

4.2. 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 nécessite l'utilisation des méthodes d'analyse de données de panel. En effet, la base de données offre des informations sur plusieurs obligations à différents intervalles de temps. Enfin,

¹³ A titre d'exemple, la classe AAA contient la notation AAA et la classe AA contient les classes AA+, AA, AA-.

¹⁴ L'étude économétrique qui suit permettra de tester la significativité de cette différence.

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 :

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

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

où

$a_{it}(X)$ 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

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

Les régressions sont effectuées sur des données calibrées afin de disposer d'un échantillon utilisable par la méthode des données de panel. Du calibrage, il ressort un échantillon de 19 obligations (dont l'obligation du CFF) cotées sur 41 périodes¹⁵. 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 adapté 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 :

$$e_{it} = \mu + h_{it}$$

où :

μ traduit l'effet temporel,

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

L'estimation des deux modèles offre les résultats suivants (tableaux 4 et 5).

Tableau 4 : Estimation du modèle 1 par la méthode des données de panel.

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
AA ajusté	0,89				
Durbin-Watson	2,55				

Tableau 5 : Estimation du modèle 2 par la méthode des données de panel.

¹⁵ Ce calibrage empêche, dès lors, toute comparaison directe avec les résultats obtenus dans la première partie de cet article.

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
AA ajusté	0,88				
Durbin-Watson	2,52				

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 d'avantage de coefficients significativement différents de 0.

Les effets des notations sur les spreads peuvent alors être résumés dans la tableau suivant (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 correspond quant à lui à la différence de l'effet de la classe AAA par rapport à la classe BBB.

Tableau 6 : Effet du Rating sur le spread.

RATING	Spread zéro-coupon	Spread 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, la significativité 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.

4.4 Spread de taux et changements de notation

Afin de compléter cette étude, nous étudions l'impact de la dégradation de la notation sur la prime de risque exigée par le marché sur la base de tests non paramétriques originaux. Cette problématique n'étant pas l'objet central de cet article seul le cas de France Telecom est traité avec détail ; les résultats obtenus semblent une

bonne illustration du phénomène observé¹⁶. Le tableau 7 offre l'ensemble des dégradations relevées sur cette période. Les notes initiales sont répertoriées dans la deuxième colonne (les notes accordées par Moody's sont en italique). Les colonnes suivantes précisent la nouvelle notation et la date de changement de note.

Tableau 7 : Changements de notation

Emetteurs	Notes initiales	Standard&Poor's	Moody's
Alcatel	AA- / <i>A1</i>	A + (01/07/97)	/
Paribas	A / <i>A2</i>	A - (18/04/96)	/
Banque Sofinco	A / nr	A - (30/11/95)	/
Crédit Foncier	AA / <i>A2</i>	A (10/11/95)	/
DEXIA France	AAA / <i>Aaa</i>	AA + (03/02/97)	<i>Aa1</i> (17/10/96)
France Telecom	AAA / <i>Aaa</i>	AA + (03/03/97)	<i>Aa1</i> (10/07/96)
Générale des eaux	Nr	BBB + (15/10/96)	<i>Baa3</i> (09/06/96)
Lafarge Coppée	nr	A + (22/10/97)	/
Total SA	AA - / <i>A1</i>	/	<i>Aa3</i> (14/08/96)

Il est évident que certaines dégradations apparaissent trop tôt ou trop tard dans cet échantillon et dans ce cas il s'avère impossible de mesurer de façon satisfaisante l'impact du changement de note. Dans les autres cas nous construisons des tests non paramétriques autour de la date de dégradation (date 0)¹⁷. Le cas de France Telecom est très détaillé car pour cet émetteur nous disposons d'une dégradation des deux agences et de deux obligations. Le tableau suivant offre les résultats des tests de Mann-Withney concernant les deux obligations France Telecom et les deux changements de notes (Moody's en italique et S&P en police normale).

Tableau 8 : Tests non paramétriques

Emission	TESTS	Rang avant	Rang après	Probabilité
7(5/8)% / 03/03/03	[- 6 mois, 0] / [0, + 6 mois]	936	928	98
	[- 3 mois, 0] / [0, + 3 mois]	383	283	31
	[- 1 mois, 0] / [0, + 1 mois]	46	45	56
7(5/8)% / 03/03/03	[- 6 mois, 0] / [0, + 6 mois]	1444	1796	9*
	[- 3 mois, 0] / [0, + 3 mois]	424	522	35
	[- 1 mois, 0] / [0, + 1 mois]	70	66	83
6(1/4)% / 03/11/06	[- 6 mois, 0] / [0, + 6 mois]	1229	851	93
	[- 3 mois, 0] / [0, + 3 mois]	335	260	93
	[- 1 mois, 0] / [0, + 1 mois]	47	31	20
6(1/4)% / 03/11/06	[- 6 mois, 0] / [0, + 6 mois]	1874	5386	0.5*
	[- 3 mois, 0] / [0, + 3 mois]	276	503	0.6*
	[- 1 mois, 0] / [0, + 1 mois]	52	53	90

¹⁶ Cette dernière partie s'apparente d'avantage à une étude sur la base de l'échantillon construit au début de cet article plutôt qu'à une étude complète sur le sujet

¹⁷ D'autres méthodes peuvent être envisagées, on peut se référer par exemple à Raimbourg (1995) ou encore à Hubler et Raimbourg (2001)

La colonne « TESTS » précise la durée d'étude avant et après le changement de notations. Les deux colonnes suivantes offrent la somme des rangs pour les spreads avant le changement et après le changement. Enfin, la probabilité critique pour chacune des périodes envisagées est donnée dans la dernière colonne. En guise d'illustration, la deuxième ligne de ce tableau compare la distribution des spreads de l'obligation France Telecom 7(5/8)% 03/03/2003 dans la période allant de 3 mois avant le changement de note à la date de changement de notation à la distribution des spreads allant de la date de changement de notation à 3 mois après cet événement. La probabilité critique associée à ce test est de l'ordre de 30%. Il existe finalement 30% de chance pour que les distributions de spreads avant et après cette dégradation soient identiques. En général, cette probabilité est considérée comme significative au seuil de 10 %. Par conséquent, il n'existe aucune différence significative entre les deux distributions étudiées et aucun impact du changement de notation sur les spreads n'est détecté. Si l'on se réfère aux résultats présentés dans ce tableau, le changement de notation de l'agence Standard and Poor's n'a eu aucune influence significative sur le comportement des deux obligations de cet émetteur. En effet, les probabilités critiques sont dans ce cas très largement supérieures à 10 %. Il est évident que ce constat peut être le fruit de la dégradation tardive de cette agence par rapport à sa consœur. En revanche, les différents tests concluent à un impact du changement de rating de l'agence Moody's (les résultats significatifs sont marqués d'une étoile). Pour la première obligation, les tests à 6 mois affichent une probabilité critique de moins de 10 %. C'est le cas également des tests à 3 et 6 mois pour l'obligation la plus longue. Une conclusion hâtive verrait dans ce phénomène un impact significatif du changement de notation. Cette conclusion est parfaitement erronée. Pour l'obligation la plus courte, ces tests indiquent que les distributions 3 mois avant ce changement et 3 mois après ce changement sont identiques et il n'y finalement pas de réaction immédiate du marché à ce changement. Pour être plus précis, d'autres tests paramétriques sont opérés afin de détecter la période dans laquelle le mouvement significatif a eu lieu. Le tableau suivant résume les résultats obtenus pour l'obligation. Les tests et résultats concernant l'obligation longue sont répertoriés en police normale, ceux ayant trait à l'obligation courte sont présentés en italique. Dans le cas de l'obligation longue ces tests concluent à une différence significative antérieure au changement de notation. Dans le cas de l'obligation courte, ces tests permettent d'affirmer que la variation significative des écarts de rentabilité se situe dans les 3 mois qui précèdent la date de l'intervention de l'agence.

TESTS	Rang (gauche)	Rang (droite)	Probabilité
<i>[- 6 mois ; - 3 mois] / [- 3mois, 0]</i>	299	481	0.5*
<i>[0 mois, + 3 mois] / [+ 3mois, +6 mois]</i>	445	375	65
<i>[- 3 mois, -1.5 mois] / [- 1.5 mois,0]</i>	59	31	1.15*
<i>[0, +1.5 mois] / [+1.5 mois, + 3 mois]</i>	114	117	20

Il est à noter que les autres dégradations étudiées (en particulier ceux de DEXIA et d'Alcatel Alsthom) conduisent au même type de résultats et que le changement de notation ne semble avoir aucun impact significatif sur le niveau des écarts de rentabilité. Finalement, l'étude de ces quelques cas corroborent les résultats obtenus par Raimbourg (1995) et Hubler et Raimbourg (2001) sur des échantillons plus vastes

V-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 donnée 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 3 grandes classes de notes. Finalement, sur la période 1995 à 1997, 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. Les investisseurs ont pu, par exemple, assigner de façon subjective un niveau de spreads moyens par classe de rating (même décroissant avec la notation) mais ensuite retenir d'autres informations. Dans ce cas, le poids de l'information supplémentaire pourrait conduire à une différenciation des émetteurs intra-classe aussi importante qu'inter-classe.

De nouvelles études sont dès lors nécessaires afin de tester la persistance de ces observations dans le cadre du marché obligataire en euro.

BIBLIOGRAPHIE

Artus P., Garrigues J. et M. Sassenou (1993), Interest rate costs and issuer ratings, *The journal of international securities markets*, autumn.

Baltagi B. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, New-York, 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 n°11, pp 45-63.

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*, pp 259-269.

Duffie D. et Singleton K. J. (1998), Modeling term structure of defaultable bonds, *Review of Financial Studies*, vol n°12, pp 687-720.

Greene W.H. (2000), *Econometric Analysis*, Prentice Hall 4^{ème} édition.

Hubler J. et Raimbourg P. (1996), La notation et le marché obligataire primaire en France, *Revue d'Economie financière*, vol n°37, pp 171-187.

Hubler J. et Raimbourg P. (2001), *L'évaluation du coût de la dette obligataire ne cas de modification de rating : une nouvelle méthodologie d'étude d'évènements*, in Finance d'Entreprise, Recherches du CREFIB, Economica.

Jarrow R. A. et Turnbull S. M. (1995), Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk, *The Journal of Finance*, vol n°50, pp 53-85.

Merli M. et Roger P. (1999), Probabilité de défaut et spread de taux : Etude empirique du marché français, *Finance*, vol n°20, pp 61-89.

Raimbourg P. (1990), *Les agences de rating*, Economica.

Raimbourg P. (1995), Impact de la notation et des changements de note sur le taux de rendement des titres obligataires français, Actes du Colloques de l'AFFI, bordeaux, juin.

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 n°16, pp 137-162.

Vasicek O.A. et Fong H. G. (1982), Term structure modeling using exponential splines, *The Journal of Finance*, vol n°37, pp 339-348, vol n°37.

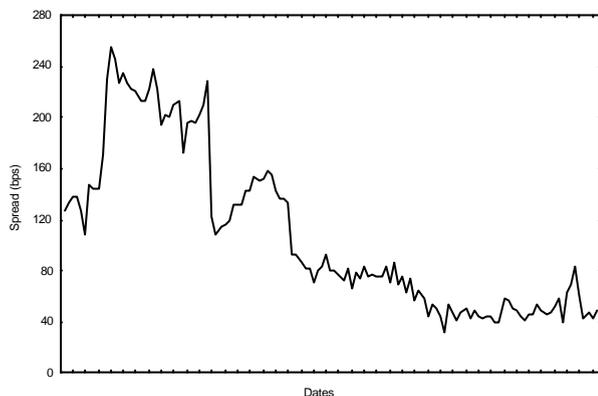
ANNEXE 1 : Echantillon retenu.

NOM	COUP	VOLUME (mF)	MATURITE	NOTE
PARIBAS	6	4000000	9 novembre 1998	A-
AQUITAINE	9	600000	18 août 1999	AA-
ALCATEL	8,75	2000000	24 novembre 1999	AA-
CETEM	8,5	1000000	8 février 2000	AA
BNP	8,25	1000000	17 février 2000	A+
LAFARGE	8	1000000	7 avril 2000	A+
CNAT	9	1500000	26 janvier 2001	AAA
PARIBAS	6	4000000	7 juin 2001	A-
GOBAIN	5,625	2000000	4 juillet 2001	AA-
BNP	10,2	2000000	23 juillet 2001	A+
REGIE	8,6	2000000	10 février 2002	AAA
CFF	10,5	1863145	26 mars 2002	A
AERO	9,125	1800000	1 avril 2002	AA-
LYONNAIS	7	35000000	19 juillet 2002	BBB+
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
AQUITAINE	7,125	1000000	11 août 2003	AA-
DEXIA	7,25	1000000	24 octobre 2003	AA+
ALCATEL	5,75	2000000	17 février 2004	AA-
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-
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
TOTAL	7,5	400000	11 octobre 2005	AA-
BARCLAYS	6	2000000	15 novembre 2005	AA
CETEM	6,75	2500000	3 janvier 2006	AA
DEXIA	5,75	500000	7 février 2006	AA+
CNAT	6,25	2000000	5 avril 2006	AAA
BNP	6,9	1000000	26 avril 2006	A+
SNCF	6	13000000	2 novembre 2006	AAA
TELECOM	6,25	4500000	3 novembre 2006	AAA
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 spreads de l'obligation Crédit Foncier 10(1/2)%-26/03/02 durant les deux années étudiées.

Figure 1 : Evolution 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 95 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 94, 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 11 offre les résultats obtenus sur l'échantillon global exclusion faite des émissions du CFF.

Tableau 11 : Résultats par semestre sans le CFF.

Période	N	MOY	EC-T	VAR	INTER
Global	3726	33.1	23.6	[0 : 162]	[16.1 : 44.2]
		0.3	3.8	[-10.1 : 20.4]	[-1.8 : 1.6]
1 sem 96	905	37.3	27.9	[0 : 124]	[15.8 : 51.4]
		1.35	4.2	[-12 : 20.5]	[-1.36 : 3.5]
2 sem 96	1297	35.1	22.8	[0 : 108]	[17.1 : 46.93]
		0.21	3.22	[-9.8 : 11.9]	[-1.8 : 1.82]
1 sem 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]