

Évaluer le marché de crédit Zone euro : des modèles d'évaluation des *spreads rating* et secteur



Damien Berlemont
Risk Officer
Sinopia
damien.berlemont@sinopia.fr



Sander Cohen
Ingénieur financier
Sinopia
sander.cohen@sinopia.fr



Hassan El Hady
Quantitative Analyst
HSBC Financial Products
hassan.elhady@ccf.com



Sophie Sentilhes
Gérant Obligataire
Sinopia
sophie.sentilhes@sinopia.fr

I Introduction : le marché de crédit Zone euro

Si le marché des obligations gouvernementales existe depuis plusieurs décennies en Europe, le marché des obligations « *corporate* »¹, c'est-à-dire des obligations émises par des entreprises et non par des États, est pour sa part beaucoup plus récent sur notre continent. Pourtant, deux facteurs essentiels ont contribué à son développement ces dernières années et lui ont permis de devenir une classe d'actifs à part entière, comme l'est son homologue américain depuis plus longtemps déjà.

Tout d'abord l'expansion du « marché du crédit », comme nous le nommerons par la suite, est liée au rôle de plus en plus important des marchés financiers dans l'économie. Les banques ont longtemps fourni l'essentiel des financements aux entreprises mais la désintermédiation bancaire qui s'est imposée à partir des années quatre-vingt-dix a permis à ces dernières de faire également appel aux intermédiaires de marché pour leurs besoins de financement.

Ensuite l'avènement de la monnaie unique en Zone euro s'est avéré primordial pour l'avenir de cette classe d'actifs sur le Vieux Continent. Face à une réduction significative des opportunités de placement à l'intérieur de la zone en raison de la convergence des taux de placement et des taux de change, le marché du crédit s'est imposé comme une nouvelle source de rendement.

Si l'on s'intéresse à l'indice Merrill Lynch Corporate Euro Investment Grade, qui est représentatif du marché des obligations « *corporate* » dont la notation chez Standard & Poor's et Moody's est comprise entre AAA/Aaa et BBB-/Baa3 (on exclut donc de notre étude les titres « *high yields* », c'est-à-dire à haut rendement), l'évolution du marché depuis la création de l'euro se reflète à deux niveaux :

– la taille et la profondeur de ce dernier ont tout d'abord considérablement augmenté, puisque l'encours obligataire atteint près de 880 milliards d'euros aujourd'hui, contre 300 milliards en janvier 1999, tandis que le nombre d'émetteurs a doublé dans le même temps (de 200 à près de 400 aujourd'hui)².

– la structure du marché a également significativement évolué pour apparaître plus équilibrée en termes de classes de notations (ou « *ratings* ») et de secteurs d'activité. Si début 1999, 20 % seulement des titres appartenaient aux notations les plus basses (A et BBB chez Standard & Poor's), offrant la meilleure rémunération mais aussi le plus fort risque de « défaut » dans l'univers des titres « *investment grade* », 65 % aujourd'hui en font partie. Par ailleurs, le marché était surtout composé d'émissions d'institutions financières au moment de l'avènement de l'euro, alors que 55 % des titres obligataires font aujourd'hui référence à des émetteurs du secteur non financier (industrie ou services)².

L'historique de données disponible ainsi que les nouvelles caractéristiques du marché du crédit en Zone euro attestent aujourd'hui indéniablement de sa maturité. Il nous apparaît opportun d'élaborer un modèle d'évaluation quantitatif sur ce dernier. C'est l'objet de cette étude. Plusieurs auteurs ont traité du choix des déterminants de crédit, mais dans le cadre d'autres données de crédit ou d'autres modélisations. C'est le cas notamment de Bevan et Garzarelli (1999), travaillant sur des données trimestrielles étalées sur quarante ans et sur le marché américain, Gauthier et Lardic (2003), s'intéressant au marché français mais de manière individuelle, sur données de panel, ou encore Tampèreau et Teïletche (2002), travaillant sur des titres « *high yields* ». Dans une première partie nous justifierons l'approche retenue pour notre processus d'investissement. Ensuite, après avoir discuté des principaux déterminants économiques et financiers du marché de crédit, nous détaillerons les modèles d'évaluation proprement dits, grâce auxquels nous montrerons l'existence d'une relation de long terme entre

les *spreads* des classes de *rating* et sectorielles, et un ensemble de variables économiques et financières. Enfin, nous présentons des simulations de portefeuille illustrant la robustesse de nos résultats.

II Facteurs systématiques du marché de crédit

Il est acquis dans l'univers des gérants d'actifs qu'un portefeuille de crédit se doit d'être pleinement diversifié en nombre d'actifs pour limiter l'impact lié aux risques de *downgrade* et de défaut. Au-delà des réglementations légales sur la gestion des actifs de crédit imposées aux sociétés de gestion, ces dernières développent également en interne leurs propres outils (*Value at Risk*, scénarios de stress...). Toutes ces dispositions ont pour objectif d'éviter que des pertes trop importantes ne viennent amputer la rentabilité du portefeuille. Les travaux portant sur la gestion de portefeuille de Harry Markowitz (1952) et William F. Sharpe (1964) ont en effet montré que les risques systématiques (affectant tous les actifs) étaient non diversifiables, alors que les risques spécifiques sont diversifiables (il est possible de les réduire significativement en combinant plusieurs actifs). Par la suite, des études ont porté selon les classes d'actifs sur l'identification d'effets systématiques, ou facteurs communs, guidant les rentabilités des actifs. Par exemple Litterman et Scheinkman (1991) et Knez, Litterman et Scheinkman (1994) ont trouvé que les taux d'intérêt étaient soumis à trois facteurs systématiques quelle que soit leur maturité : la translation, la rotation et la torsion de la courbe des taux. De leur côté, pour Fama et French (1993) les prix des actions sont dirigés par un facteur marché, un facteur taille ainsi qu'un facteur *book-to-market*. Qu'en est-il maintenant des facteurs communs pour les portefeuilles de crédit ?

Afin d'étudier les performances de portefeuilles de crédit, il est usuel de s'intéresser aux *spreads* de crédit. Ils correspondent principalement à la rémunération du risque de crédit que les investisseurs exigent pour la détention d'obligations émises par des entreprises. Concrètement, le *spread* de crédit est l'écart entre le taux actuariel de l'obligation émise par l'entreprise et le taux actuariel d'une obligation gouvernementale de même maturité. Merrill Lynch publie quotidiennement un *spread*³ représentatif du niveau général du risque de crédit pour les entreprises de la catégorie *investment grade* en Zone euro, i.e. les titres correspondant aux meilleures notations, AAA, AA, A et BBB ; le *spread* est obtenu en pondérant les *spreads* des titres par leur poids dans l'indice⁴. Merrill Lynch publie également des *spreads* relatifs à des classes de l'indice ; par exemple les *spreads* agrégés par classe de notation (de AAA à BBB) ou par secteur d'activité. Une manière d'analyser la performance d'un portefeuille de crédit peut s'appuyer sur ces regroupements. On peut s'attendre en effet à ce que les titres aient des comportements plus semblables que s'ils étaient associés au hasard. Une Analyse en Composantes Principales sur des rentabilités individuelles (au niveau des titres) nous conforte sur le sens à donner à de tels sous-indices, par les fortes corrélations intra-sectorielles et intra-ratings obtenues⁵.

Un document de travail, réalisé par J.-G. Attali et S. Cohen (2004), applique une Analyse en Composantes Indépendantes⁶ sur les rentabilités des classes croisées *rating*-secteurs existantes sur la période décembre 1996-mai 2003 ; les rentabilités relatives à l'indice global, aux classes *rating* et aux secteurs sont introduites comme variables supplémentaires, pour aider à interpréter les facteurs obtenus. Le *tableau 1* permet d'observer l'explication des diverses classes de *rating* par les trois premiers facteurs (les facteurs ayant été ordonnés selon la variance expliquée lors de l'analyse en composantes indépendantes).

Tableau 1. Corrélations des rentabilités des classes de rating avec les trois premiers facteurs

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3
AAA	0,62	0,24	0,06
AA	0,60	0,46	0,19
A	0,39	0,50	0,45
BBB	0,31	0,50	0,54

Source : J.-G. Attali & S. Cohen, 2004

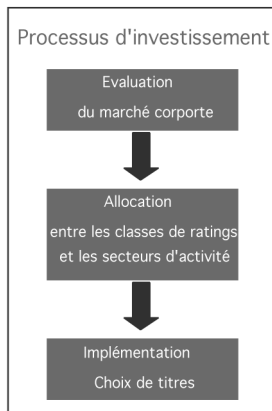
Les auteurs remarquent que, pour tous les facteurs, les corrélations sont ordonnées selon la qualité du crédit ; de plus, ces trois axes factoriels permettent d'expliquer de 45 à 65 % de la variance des rentabilités *rating*. Sur les autres axes, les contributions aux explications des *ratings* sont relativement minimales et les corrélations ne sont pas ordonnées suivant la qualité de notation. Ainsi, Attali et Cohen remarquent un premier facteur qui est plus associé aux meilleures notations (AAA, et AA), le deuxième facteur donnant plus de poids aux trois dernières notations, et un troisième facteur plus corrélé aux deux dernières notations de la catégorie *investment grade*.

Le tableau mis en annexe 2 regroupe les corrélations des rentabilités sectorielles avec les différents facteurs. Pour le premier, la corrélation est importante avec le secteur bancaire – ceci est cohérent avec l'interprétation des premiers axes porteurs d'information sur la qualité du crédit car les classes de *rating* AAA et AA sont composées essentiellement de titres appartenant à ce secteur. Les deuxième et troisième facteurs ont des corrélations dont le comportement est relativement similaire : de nombreux secteurs ont de fortes corrélations avec ces facteurs. Les facteurs suivants ont deux types de comportement : certains présentent des corrélations élevées avec deux ou trois secteurs, les rassemblant selon un critère commun ; c'est le cas du cinquième facteur qui semble représenter la cyclicité des secteurs (secteurs automobile, services cycliques et biens d'investissement). Le deuxième type de comportement est l'existence d'une unique forte corrélation avec un secteur – le quatrième axe avec le secteur Assurance, le septième avec la consommation non cyclique...

Pour résumer, les trois premiers axes permettent d'expliquer et d'ordonner les différentes classes de notation (les classes de notation forment une partition complète de l'indice global – expliquer les classes de notation nous

permettra donc d'expliquer ce dernier). Les facteurs suivants, moins explicatifs et plus nombreux, séparent les différents secteurs ou rapprochent ceux ayant le même type de comportement.

Graphique 1.



L'approche retenue pour notre évaluation du marché *corporate* tient intimement compte de ces résultats. Nous proposons d'abord des modèles d'évaluation sur les *spreads* agrégés par rating. Ils permettent de réaliser une prévision de rentabilité attendue de chacun des compartiments ratings. L'évolution attendue du marché dans son ensemble découle alors des prévisions de *spreads* par rating selon la proportion de chacun dans l'indice. Ensuite, nous construisons des modèles sectoriels ; les *spreads* sectoriels sont déterminés à la fois par les *spreads* rating et des effets purement spécifiques au secteur. L'implémentation de ces décisions à travers le choix de titres est la dernière étape de notre processus d'investissement.

Par la suite, nous présentons les modèles d'évaluation rating puis secteur qui amènent aux décisions d'allocations sur le marché *corporate*, entre les ratings et entre les secteurs d'activité. Notre modèle de choix de titres sera détaillé dans un futur papier. Le graphique 1 résume le processus de construction de portefeuille.

III *Spreads* et environnement économique et financier

Pour expliquer les mouvements des *spreads* de crédit *corporate*, nous utilisons un ensemble de variables économiques et financières. Le choix de ces variables est une étape importante ; pour cela, il est nécessaire de bien comprendre le fonctionnement du marché de crédit, et la relation entre les *spreads* de crédit et les données économiques et financières.

1. Interaction entre les marchés de crédit Zone euro et US

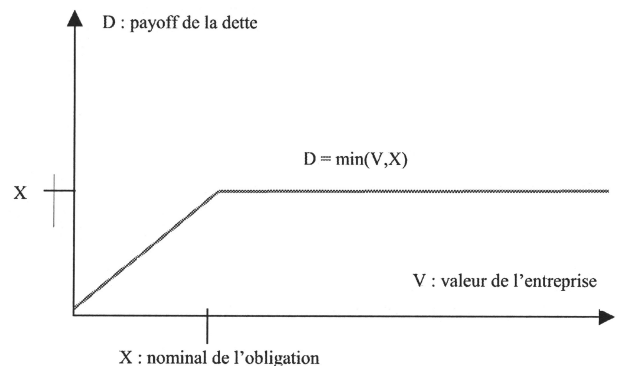
L'examen des séries de *spreads* a mis en évidence l'existence d'une corrélation entre les *spreads* Zone euro et US. Cette corrélation est plus marquée durant les périodes de forte volatilité⁷ : aversion au risque élevée, beaucoup d'événements de crédit (défaut, *downgrading*, ...). Les liens entre les conjonctures économiques euro et US sont en

grande partie à l'origine de cette corrélation. Beaucoup d'entreprises américaines utilisent des émissions en euro pour financer leurs activités dans la zone : plus de 35 % de l'indice Merrill Lynch est composé des émissions des sociétés hors Zone euro, ce qui a pour conséquence la dépendance du *spread* Zone euro à la situation économique américaine. Pour tenir compte de cette corrélation, nous utilisons simultanément des variables domestiques et des variables US – les États-Unis étant considérés comme un pays leader d'un point de vue économique – pour expliquer les mouvements des *spreads* de la Zone euro.

2. Le caractère optionnel du risque de crédit

R. Merton (1974) a introduit l'un des premiers modèles d'évaluation de la dette risquée. Celui-ci est basé sur la théorie des options réelles développée par Black et Scholes (1973). Depuis, tous les modèles structurels suivent ce schéma.

Graphique 2. Caractère optionnel du risque de crédit



La détention d'une obligation risquée équivaut à la détention d'une obligation de mêmes caractéristiques sans risque de défaut, combinée avec la vente d'un put sur les actifs de l'entreprise⁸ (voir Graphique 2).

En utilisant la théorie du *pricing* des options, Merton a établi une formule explicite du *spread* de crédit. Cette formule fait intervenir principalement les *inputs* suivants :

- a – Le ratio d'endettement de l'entreprise
- b – La volatilité des actifs : risque d'exploitation
- c – Le niveau des taux d'intérêt

On s'attend à ce que plus le ratio d'endettement est élevé, plus le niveau du *spread* est grand : ce résultat est intuitif car une entreprise dont le ratio d'endettement est important a une probabilité élevée de ne pas honorer sa dette.

Un niveau élevé de la volatilité implique également un niveau élevé du *spread*. Dans le cadre du *pricing* des options, une hausse de la volatilité de l'actif implique une hausse du prix du *put*, ceci réduit la valeur de l'obligation risquée et accroît le niveau du *spread*.

La volatilité des actions étant étroitement liée à la volatilité des actifs, nous avons utilisé la volatilité implicite du marché des actions comme une variable explicative dans notre modèle. Plus précisément nous avons utilisé les indices des volatilités implicites du VIX et du VDAX.

3. Le risque de crédit et les variables économiques et financières

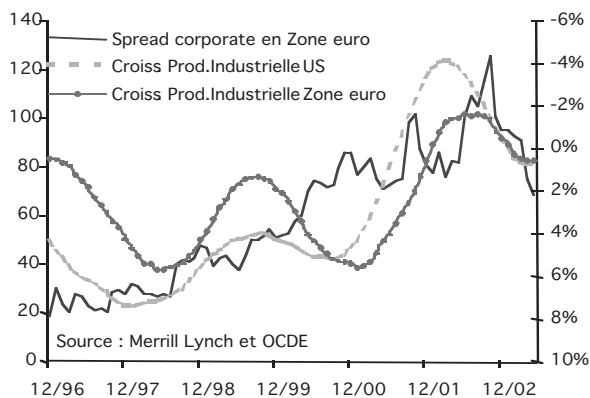
Le risque de crédit d'une entreprise étant directement lié à sa situation financière et à sa capacité à rembourser sa dette, la situation globale de l'économie est un élément important à prendre en compte pour expliquer les mouvements des *spreads*.

A. Le risque de crédit et les cycles économiques

Nous avons étudié la relation entre les *spreads* de crédit et deux indicateurs de la conjoncture économique : les taux de croissance du PIB et de la production industrielle. Les niveaux des *spreads* sont négativement corrélés à ces deux indicateurs. Nous avons observé une relation plus forte et plus stable entre les *spreads* et la production industrielle.

Nous utilisons simultanément la production industrielle de la Zone euro et celle des États-Unis qui sont représentées sur le graphique 3 (échelle de droite inversée).

Graphique 3. *Spreads* de crédit et production industrielle



B. Niveaux des taux d'intérêt et d'inflation

La relation entre les *spreads* de crédit et les taux d'intérêt de court terme a fait l'objet de très nombreuses études.

À long terme, on anticipe une relation positive : dans un environnement de taux et d'inflation faibles, les primes de risque sont basses et le coût de la dette est faible, par conséquent, les *spreads* sont bas.

Sur le court terme, la relation est ambiguë, et dépend d'autres facteurs. La nature optionnelle du risque de crédit et l'expression d'un *flight-to quality* nous incitent à penser que cette relation est négative.

C. Comptes publics

Le déficit budgétaire est un facteur déterminant des niveaux des taux et de l'offre des papiers gouvernementaux. Le *spread* de crédit est l'écart de prix entre la dette gouvernementale et la dette du secteur privé : une hausse du déficit budgétaire, ou une baisse du surplus, impactent négativement le prix de la dette gouvernementale, et provoquent donc une baisse des *spreads* (effet mécanique).

IV Modèle d'évaluation par rating

1. Spécification du modèle et méthodologie d'estimation

En terme d'évaluation, l'objectif est de juger dans quelle mesure le niveau du *spread* de crédit aujourd'hui est justifié ou non, au regard des fondamentaux économiques. L'intérêt se porte donc sur la « photo » du marché du crédit, même s'il faut être également capable de prévoir la variation du *spread* d'un mois sur l'autre. C'est ce que fait notre modélisation en évaluant à la fois une relation de long terme et une dynamique de court terme entre *spread* de crédit et fondamentaux économiques.

Notre modèle pose l'hypothèse selon laquelle il est possible d'identifier à tout instant un niveau d'équilibre du *spread* de crédit, fonction d'un ensemble de variables économiques et financières, décrites dans la section précédente. Cette prime de risque « normale » est liée à l'existence d'une relation structurellement stable à long terme entre les *spreads* de crédit et cet ensemble de variables. Les sources et modes de calcul de ces variables se trouvent en annexe 3. Deux périodes caractérisées par des environnements économiques et financiers identiques (même niveau de l'activité, même politiques monétaire, budgétaire, même volatilité sur les marchés actions...) seront associées dans notre modèle à un même niveau du risque de crédit. Surtout, il est possible d'évaluer quelles informations jouent un rôle prépondérant dans la détermination du niveau d'équilibre des *spreads* de crédit. L'importance relative de chacune des variables pour expliquer le *spread* d'équilibre se matérialise à travers les sensibilités de long terme (Encadré 1) du *spread* des quatre classes de rating (AAA, AA, A et BBB) vis-à-vis des variables explicatives.

Encadré 1. Relation de long terme le niveau d'équilibre des *spreads* de crédit

À chaque date t , le modèle pose que le *spread* d'équilibre est donné par la relation linéaire suivante entre les variables choisies :

$$S_t^* = \alpha + \sum_i \beta_i^{LT} \cdot X_{i,t}$$

avec : S_t^* le *spread* d'équilibre

α la constante

β_i^{LT} les sensibilités de long terme des *spreads* aux variables exogènes X_i ; si les variables explicatives varient de 1 %, le niveau d'équilibre des *spreads* variera de la valeur de leur coefficient en %.

Notre modèle d'évaluation des marchés de crédit identifie également la dynamique de court terme des *spreads*, c'est-à-dire la façon dont ils varient d'un mois à l'autre, en réponse aux variations des variables explicatives et au déséquilibre constaté dans le marché au début du mois. Afin de représenter au mieux la relation de long terme et la dynamique de court terme, les *spreads* de crédit sont estimés par un modèle à correction d'erreur (Encadré 2). Cette approche suppose que les marchés financiers sont efficaces en

moyenne. Cette hypothèse classique en finance signifie que le *spread* observé peut s'écarter du *spread* d'équilibre mais uniquement de manière temporaire : la prime de risque constatée sur le marché fluctue autour de la prime de risque d'équilibre calculée. À court terme, des déséquilibres dans les prix des actifs peuvent donc être source de rémunération.

Encadré 2. Modèle à correction d'erreur

Nous avons estimé simultanément pour chaque rating la relation de long terme et la dynamique de court terme. L'équation estimée est la suivante :

$$\Delta S_t = \sum_i \beta_i^{CT} \cdot \Delta X_{i,t} + (\rho - 1) \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec :

$$u_{t-1} = S_{t-1} - S_{t-1}^*$$

$$S_{t-1}^* = -\alpha - \sum_i \beta_i^{LT} \cdot X_{i,t-1}$$

où : ΔS_t la variation mensuelle de *spread* rating au mois t .

$\Delta X_{i,t}$ la variation mensuelle de la variable explicative X_i , au mois t .

u_{t-1} l'écart à l'équilibre de la période précédente. Le coefficient ρ caractérise l'autocorrélation des écarts à l'équilibre. $\rho - 1$ représente la vitesse d'ajustement du modèle, c'est-à-dire la vitesse de convergence du *spread* observé vers le *spread* d'équilibre.

Les coefficients obtenus (cf. annexe 5) ont des niveaux de significativité tous satisfaisants. Notamment, pour tous les ratings, l'autocorrélation des écarts à l'équilibre est significative, positive et inférieure à l'unité. Par conséquent, si l'écart à l'équilibre est positif, les *spreads* auront tendance à diminuer : on observe bien une dynamique de retour à l'équilibre.

Le modèle met en avant des sensibilités à la fois de court et long terme, β^{CT} et β^{LT} , c'est-à-dire la réponse du *spread* de crédit à une variation de X_i après un mois et après plusieurs mois.

2. Résultats de l'estimation

Plusieurs techniques sont disponibles pour l'estimation du modèle spécifié. La méthode d'estimation que nous avons sélectionnée a été développée par Pesaran et Shin (1997) et Pesaran, Shin et Smith (2001) et est présentée en annexe 4.

Le modèle a été estimé sur la période février 1994 – mai 2003 à l'aide de données de fréquence mensuelle pour chacune des quatre classes de *rating* (AAA, AA, A et BBB)⁹.

L'existence d'une relation de long terme entre les *spreads* de crédit par classe de *rating* et les variables décrites précédemment (variation de la production industrielle aux États-Unis et en Zone euro, taux d'intérêt de court terme, variation prévue de l'inflation et surplus budgétaire en Zone euro, volatilités implicites des indices VIX et VDAX) est validée par nos tests, présentés en annexe 5.

Les sensibilités de long terme issues des modèles par rating, également présentées en annexe 5, et reproduites dans le tableau 2, ont des signes conformes à l'intuition financière :

- Une accélération de la production industrielle entraîne une contraction des *spreads*. Autrement dit, si la conjoncture est favorable, les carnets de commandes sont bien remplis et les investisseurs s'attendent à ce que l'entreprise génère par son activité des flux de trésorerie suffisants pour rembourser leur dette, le risque de crédit aura tendance à diminuer. Plus précisément, pour le rating BBB, si la croissance annuelle de la production industrielle américaine passe de 3 % à 4 % alors le *spread* estimé par le modèle sera de 12 pb plus faible.

Tableau 2. Modèles rating : multiplicateurs de long terme (en pb)

	AAA	AA	A	BBB
Croissance Production Indust. UEM ↗ 1% ann.	-1.2	-2.1	-2.8	-3.3
Croissance Production Indust. USD ↗ 1% ann.			-2.9	-12.3
Volatilité implicite DAX ↗ 5%	0.7	1.4	1.9	2.9
Volatilité implicite SP500 ↗ 5%			1.5	6.8
Euribor 3 mois ↗ 100 pb	6.7	8.5	14.6	25.5
Surplus budgétaire UEM ↗ 1%	7.8	9.7	14.5	16.5
Croiss. prévue à 1 an d'inflation UEM ↗ 50 pb	5.0	5.4	9.7	24.0

- Plus le risque des marchés actions est important et plus les *spreads* de crédit seront élevés. Concrètement, une augmentation de 5 % des volatilités implicites des indices allemands et américains se traduit par une hausse de 3 pb pour le *spread* A et de 10 pb pour le *spread* BBB.
- Plus les taux courts sont élevés et plus le risque de crédit s'accroît. Dans l'hypothèse où la politique monétaire est restrictive, la liquidité se réduira pour des entreprises à la recherche de financements dont les cash flow nets à venir seront amputés. Des taux à 3 mois supérieurs de 100 pb contribuent aux *spreads* AAA, AA, A et BBB à hauteur respectivement de 7 pb, 8 pb, 15 pb et 25 pb.
- Des surplus budgétaires qui augmentent (ou des déficits qui se réduisent) favorisent la hausse des *spreads* de crédit. Il s'agit d'un effet mécanique d'offre et de demande sur les taux longs gouvernementaux qui se transmet aux *spreads* de crédit. Un effort sur les déficits de 1 % du PIB contribue à une augmentation du *spread* AA de 10 pb.
- Une inflation anticipée supérieure à l'inflation observée, contribue positivement aux *spreads* de crédit. Historiquement, les périodes d'inflation élevée sont associées avec une plus grande incertitude sur les revenus futurs des agents économiques en particulier des entreprises. Si les investisseurs anticipent une hausse de l'inflation, ils exigeront une rémunération supérieure de l'emprunt privé afin de compenser le caractère plus incertain des recettes des entreprises. Par exemple, le *spread* de notation A sera de 10 pb supérieur si les économistes anticipent une augmentation de 50 pb de l'inflation Zone euro.

Les résultats des estimations sont particulièrement cohérents selon le rating : les coefficients sont ordonnés par rating. Ainsi par exemple, plus la qualité du crédit se détériore et plus la contribution du surplus budgétaire est grande. Il en est de même pour la constante. Celle-ci peut être interprétée comme

une part de la prime de risque incompressible principalement due à la liquidité, au risque de défaut, et aux taxes.

Avec ces estimations, un environnement économique et financier normatif comme dans le *tableau 3* amène les *spreads* d'équilibre rating suivants :

Tableau 3. Un exemple de *spread* de long terme

Croissance Production . UEM	3 %	→	Spread de long terme	
. USD	4 %			
Volatilité impliciteDAX	20 %		AAA	45 pb
Volatilité impliciteSP500	15 %		AA	62 pb
Euribor 3 mois	4 %		A	96 pb
Surplus budgétaireUEM	0 %		BBB	134pb
Croiss. prévue à 1 an d'inflationUEM	0 %			

Les résultats de notre modèle d'évaluation montrent qu'une partie de la rentabilité prévue sur les *spreads corporate* provient du déséquilibre constaté aujourd'hui : si le *spread* observé est trop nettement au-dessus du *spread* d'équilibre, il aura tendance à revenir vers celui-ci et donc, toutes choses égales par ailleurs, à diminuer.

Nous observons, toujours dans l'annexe 5, que toutes les sensibilités de court terme sont numériquement proches des sensibilités de long terme sauf pour le taux court à 3 mois et la croissance attendue à un an d'inflation. Les résultats montrent que le niveau des taux courts contribue positivement au niveau des *spreads* mais que la corrélation entre les variations des taux courts et les variations de *spreads* est négative (rating BBB) ou nulle (pour les autres ratings). Pour sa part, la croissance attendue d'inflation n'a pas d'impact à court terme sur les *spreads* : elle contribue positivement au niveau des *spreads* mais une variation d'une unité n'affecte pas la variation de *spread*.

V Modèles d'évaluation par secteur d'activité

1. Spécification du modèle

Le risque de crédit associé à un secteur d'activité est avant tout lié à la qualité de crédit des titres le composant. Si le secteur des télécommunications est considéré aujourd'hui comme possédant un risque de crédit marqué c'est en premier lieu parce qu'il est majoritairement constitué d'entreprises dont la dette est notée BBB. Néanmoins, des phénomènes indépendants du niveau des notations peuvent faire évoluer le *spread* de crédit des secteurs : un portefeuille composé de titres du même secteur est affecté d'abord par l'effet marché et la qualité de crédit mais aussi par des problématiques spécifiques aux secteurs d'activité.

Pour ces raisons, et comme elle est détaillée dans l'encadré 3, la modélisation sectorielle proposée fait dépendre le niveau d'équilibre des *spreads* sectoriels de deux termes : un *effet qualité de crédit* à travers les *spreads* d'équilibre rating issus des modèles précédents et un *effet sectoriel spécifique*.

Les poids des ratings à l'intérieur des secteurs évoluant tous les mois, il a été nécessaire de recalculer en historique la

structure rating par secteur de l'indice Merrill Lynch Corporate Euro Investment Grade. Cette composition peut varier sérieusement dans le temps ; pour exemple, en décembre 1996 le secteur des télécommunications était constitué exclusivement de titres notés AAA et AA alors qu'en mai 2003 il comprend près de 80 % de titres BBB.

Encadré 3. La modélisation sectorielle

Dans notre modèle, le *spread* d'équilibre sectoriel est donné par la relation suivante :

$$S_{Secteur,t}^* = \underbrace{\sum_{R=AAA}^{BBB} [\omega_{R,t}^{Secteur} \cdot S_{R,t}^*]}_{\text{Effet qualité de crédit}} + \underbrace{\delta_0 + \sum_k \delta_k \cdot Z_{k,t}}_{\text{Effet sectoriel spécifique}}$$

avec : $S_{Secteur,t}^*$ le *spread* d'équilibre du secteur,

$\omega_R^{Secteur}$ le poids du rating R dans le secteur, avec

$$\text{pour chaque date } t, \sum_{R=AAA}^{BBB} \omega_{R,t}^{Secteur} = 1.$$

S_R^* le *spread* d'équilibre du rating R (AAA, AA, A ou BBB) issu du modèle rating correspondant,

Z_k une variable spécifique à l'effet sectoriel,

δ_0, δ_k des coefficients estimés.

Dans l'estimation nous imposons que le coefficient soit égal à un devant l'effet qualité de crédit, cette valeur étant dans l'intervalle de confiance de +/- 1 écart-type du coefficient estimé.

La sensibilité du *spread* à la variable explicative X_i est donnée par la moyenne pondérée des coefficients des

$$\text{modèles rating : } \sum_{R=AAA}^{BBB} [\omega_{R,t}^{Secteur} \cdot \beta_R^{LT}] \text{ Par conséquent,}$$

elle est susceptible d'évoluer dans le temps selon la qualité de crédit moyenne du secteur.

Pour le cas où la variable spécifique est déjà une des variables explicatives du modèle rating, la sensibilité totale du *spread* sectoriel à celle-ci s'obtient en ajoutant le coefficient δ spécifique au secteur. Ce coefficient vient donc accentuer ou corriger l'effet issu des ratings.

De la même façon que pour la modélisation rating, l'estimation des relations de long et de court terme s'effectue simultanément par la méthode de Pesaran. Les sensibilités de court et de long terme sont choisies identiques pour tous les modèles sectoriels. Ainsi, la variation des *spreads* sectoriels s'explique par le changement dans les *spreads* d'équilibre sectoriels mais aussi par l'écart à l'équilibre sectoriel constaté aujourd'hui.

$$\Delta S_{Secteur,t} = \underbrace{\Delta S_{Secteur,t}^*}_{\text{Changement dans l'équilibre}} + \underbrace{(\rho - 1) \cdot u_{Secteur,t-1}}_{\text{Retour à l'équilibre}} + \varepsilon_t$$

Dans le second terme, les variables sont associées à un effet indépendant des ratings. De nombreuses variables ont

été testées. Parmi celles-ci, il y a tout d'abord les données entrant déjà dans le modèle rating ; par exemple pour savoir si un secteur est significativement plus ou moins cyclique que sa composition rating ne le laisse présager nous essayons d'introduire la croissance de la production industrielle. Enfin, d'autres variables véritablement spécifiques à l'activité des entreprises constituant le secteur ont aussi été testées

2. Résultats de l'estimation

Des modèles ont été estimés sur la période décembre 1996 à mai 2003 pour les secteurs d'activité banques, assurance, automobiles, industrie lourde, biens d'investissement, consommation non cyclique, énergie, services cycliques, télécommunications, technologie et distribution de gaz & électricité. Le secteur consommation non cyclique apparaît fortement hétérogène en terme de risque de crédit. En effet, il contient le sous-secteur tabac dont le comportement se détache particulièrement d'entreprises comme celles de la grande distribution. Nous avons en conséquence choisi de construire deux modèles distincts : un modèle tabac et un modèle consommation Non nyclique ex. tabac. Puisque Merrill Lynch ne publie pas de *spreads* pour ces deux sous-ensembles, nous en avons recalculé les historiques (comme la moyenne pondérée des *spreads* des titres constituant chacun de ces sous-secteurs).

L'ensemble des variables utilisées et les coefficients estimés se trouvent en annexe 6. Là encore, l'utilisation de modèles à correction d'erreur se justifie pleinement, puisque les estimations font apparaître des autocorrélations des écarts à l'équilibre toutes significatives. Les variables sectorielles spécifiques témoignent de résultats particulièrement intuitifs :

– La croissance de la production industrielle ressort comme variable spécifique avec un signe plus négatif pour les secteurs d'activité communément considérés comme cycliques (biens d'investissement, services cycliques et technologie). À l'inverse, pour les secteurs non cycliques ou défensifs (énergie, distribution de gaz & électricité, consommation non cyclique ex. tabac) l'activité économique apparaît statistiquement significative mais avec un signe positif qui corrige (mais n'inverse pas) l'effet dû au rating. Pour les secteurs énergie, tabac et technologie, dont l'activité est véritablement internationale, la production US est un meilleur proxy de l'activité mondiale que ne l'est la production industrielle Zone euro.

– Deux secteurs réagissent davantage à la volatilité des marchés actions que ne le laisserait penser leur composition rating : assurance et services cycliques. À l'opposé, industrie lourde et consommation non cyclique ex.-tabac sont moins soumis à l'incertitude sur les marchés actions.

– Pour les modèles concernant les secteurs banques et distribution de gaz & électricité la constante est négative, ce qui traduit un risque de crédit structurellement plus faible que leur composition rating ne le laisserait supposer. Aucun autre effet spécifique n'a été ajouté au modèle du secteur banques qui est presque totalement expliqué par ses ratings, car les classes AAA et AA sont elles-mêmes historiquement et de manière quasi-exclusive bancaires.

– L'endettement excessif des entreprises des secteurs technologie et télécommunications a connu, depuis la bulle technologique, une résonance particulière auprès d'investisseurs de plus

en plus méfiants. Afin de prendre en compte les changements structurels des bilans et comptes de résultat de ces entreprises, nous utilisons le ratio financier dette totale sur excédent brut d'exploitation à un niveau sectoriel. Il est recalculé en historique sur la base des compositions de l'indice Merrill Lynch.

– D'autres effets spécifiques ont été mis en avant dans les modèles d'évaluation sectorielle. Ainsi, le secteur automobile surperforme lorsque les ventes d'automobiles anticipées sont révisées à la hausse et les titres du secteur énergie progressent avec un accroissement des prix des matières premières énergétiques. Encore une fois, ces effets s'appliquent en plus de ceux provenant de la composition rating de ces secteurs.

VI Traitement des données dans les modèles

Le principal souci des rebalancements d'indice et des variations extrêmes de *spreads* individuels vient des biais qu'ils peuvent induire dans les coefficients estimés. En effet, un seul titre atypique peut suffire à polluer les *spreads* agrégés par classes de rating et de secteur.

En général, une sortie d'indice (une entrée dans l'indice n'a souvent qu'un effet très limité sur le niveau des *spreads* agrégés) se justifie par un événement de crédit qui engendre l'explosion du *spread* du titre ; celle-ci est bien souvent associée à une anticipation de futurs *downgrade*, au passage dans la catégorie speculative grade voire même au défaut. Au cours des dernières années, de tels exemples ne manquent pas : Fiat, Ericsson, Repsol, Enron...

Si les variations des *spreads* corrigés des rebalancements sont intégrées dans les modèles, les résultats des estimations sont légèrement moins satisfaisants. Une bonne connaissance des marchés du crédit, ainsi que des indices les représentant, rendent en réalité ces résultats peu surprenants : l'information sur l'événement de crédit spécifique se trouve bien souvent déjà partagée par l'ensemble des intervenants sur le marché avant les changements de compositions. Le biais de rebalancement ne coïncide donc pas avec l'explosion des *spreads* qui intervient un à deux mois avant la sortie effective de l'indice. Il n'y a pas de règle générale sur ces décalages (même mois, 1 mois après, 2 mois après). C'est la raison pour laquelle nous avons opté pour un retraitement *a posteriori* des explosions des *spreads* et des rebalancements par l'introduction de variables indicatrices correspondant à ces dates dans les modèles rating et secteur.

La difficulté est de déterminer l'historique des dates polluant les *spreads* agrégés par classes rating ou secteur. Si la dispersion des *spreads* des titres à l'intérieur d'une classe rating ou secteur explose, c'est que la cohérence de ce regroupement n'est plus respectée. Il faut alors considérer, pour ce mois, que sa composition n'est plus suffisamment homogène pour une évaluation normale du *spread* agrégé. Un moyen, afin de détecter en historique les mois atypiques, est donc d'observer la dispersion des *spreads* à l'intérieur des classes rating ou secteur. Une règle de décision simple¹⁰ nous permet de sélectionner une liste de dates potentiellement atypiques marquant l'explosion de la variance *intra-rating* ou *intra-secteur* des *spreads*.

Si l'événement de crédit est commun à l'ensemble des titres, toutes les dispersions intra-classes connaîtront un saut. Ce type de phénomène est capté par les modèles rating, soit par des variables déjà présentes et tout particulièrement par la volatilité implicite, soit par une indicatrice de dispersion supplémentaire.

Le tableau en annexe 7 résume l'ensemble des dates conservées pour chaque modèle. L'impact de l'explosion du *spread* d'un titre étant d'autant plus important que les regroupements des titres sont petits, ce sont donc les modèles sectoriels qui sont les plus concernés. Dans ce cas, le plus fréquent, l'événement de crédit est spécifique à un secteur d'activité en particulier. Les variables indicatrices, qui sont jugées significatives dans les modèles, correspondent à des dates bien connues des praticiens du marché de crédit : l'explosion des *spreads* d'Alcatel et d'Ericsson en juin 2002 avant leur sortie de l'indice en juillet, les déboires d'ABB quant à leurs procès sur l'amiante, les difficultés de Repsol en Amérique du Sud, la crise chez Fiat avant la restructuration de leurs activités... Les principaux titres en cause sont reproduits dans les tableaux en annexe.

Ces travaux sur les données des indices de crédit améliorent à la fois l'estimation des coefficients des modèles et l'utilisation pratique du modèle. En effet, la mise en place d'une surveillance précise des indices de crédit (suivis des entrées et sorties des titres des indices, biais de rebalancements, dispersions des *spreads* par rating et secteur...) permet certes de mieux appréhender la dynamique du marché de crédit mais surtout elle évite d'émettre un signal marqué d'achat ou de vente seulement parce que le *spread* excessif d'un titre (que des questions de risque ne nous auraient d'ailleurs jamais fait acheter) viendrait polluer le *spread* du secteur tout entier. D'un point de vue prospectif, des *spreads* rating et secteur peuvent être recalculés sans tenir compte du ou des titres détectés.

Prenons l'exemple du scandale Parmalat qui a éclaté à la fin de l'année 2003, soit en dehors de la période d'estimation. Certes les titres Parmalat se sont toujours situés parmi ceux dont le *spread* est le plus élevé des indices de crédit (depuis la mi-2002 déjà, leur *spread* moyen est supérieur à 200 pb). Toutefois, rien n'incitait, à ce stade, à enlever les titres Parmalat de l'indice Merrill Lynch. En effet, le niveau du *spread* Consommation Non Cyclique reflétait le risque de crédit d'un ensemble de titres encore homogène, et non pas l'imminence d'une sortie pour cause de *downgrade* annoncé ou de défaut. Au cours du mois de novembre de nouvelles rumeurs sur les difficultés de Parmalat se sont faits jour et son *spread* a connu une envolée. Dès le vendredi 21 novembre le secteur Consommation Non Cyclique n'est plus un regroupement cohérent de titres ; la dispersion des *spreads* explose. Le secteur se décompose en deux groupes distincts : d'un côté les titres Parmalat et de l'autre le reste du secteur Consommation Non Cyclique dont le *spread* doit être recalculé. Bien que Parmalat ne pèse que 5,6 % de son secteur, l'enlever de l'indice revient à diminuer le *spread* officiellement publié du secteur Consommation Non Cyclique de 34 pb (de 87 pb à 53 pb). Nos évaluations faisaient état alors d'un *spread* d'équilibre du secteur à 44 pb. Ainsi, la décision de ne pas tenir compte de Parmalat à partir de cette date a eu pour effet d'émettre un signal neutre sur l'ensemble du secteur

Consommation Non Cyclique (c'est-à-dire pas d'avis marqué sur l'évolution prévue du secteur). En conservant les titres Parmalat (de *spread* moyen 662 pb à cette date), la rentabilité attendue à 3 mois sur le secteur aurait été beaucoup plus grande, du seul fait de l'écart à l'équilibre démesuré, et le signal aurait été très positif.

VII Simulations de portefeuilles

Afin de tester la robustesse de nos modèles, nous avons réalisé des simulations pour chaque secteur et classe de notation.

Le modèle d'évaluation nous permet d'obtenir une prévision de *spread* à horizon 3 mois par catégorie. De cette prévision découle une prévision de rentabilité issue du *spread*, que nous comparons à un niveau de risque afin d'obtenir un signal. Généralement la mesure de risque utilisée dans le calcul d'un signal est l'écart-type des rentabilités, néanmoins dans le cas du marché du crédit cette mesure de risque est inadaptée. En effet la distribution des rentabilités de cette classe d'actifs ne suit pas une loi normale, mais est asymétrique avec une queue de distribution épaisse du côté gauche. Cela reflète une forte probabilité d'obtenir des gains relativement faibles (le *spread* ne descendra pas en dessous de zéro) et une faible probabilité de perdre beaucoup en cas de downgrade ou de défaut. C'est pourquoi nous préférons construire notre signal sans utiliser la volatilité des différents ratings ou secteurs, mais plutôt en comparant les rentabilités attendues à des seuils définis par les quantiles des séries historiques de rentabilités attendues.

Nous calculons en historique sur toute la période d'estimation (février 1994 – mai 2003) la prévision de rentabilité à 3 mois pour chacun des modèles rating et secteur¹¹. Puis nous définissons les différents seuils qui serviront à classer nos signaux en fonction des quantiles des séries de rentabilités à 5, 25, 50, 75 et 95 %. Nous définissons ainsi plusieurs niveaux de signaux : très défavorable, défavorable, neutre, favorable et très favorable. Dans le *tableau 4* sont reproduits les résultats obtenus pour les modèles rating.

Tableau 4. Seuils des signaux d'évaluation rating

Signaux	--	-	N-	N+	+	++
Seuils	Seuil1	Seuil2	Seuil3	Seuil4	Seuil5	
Rating AAA	-7.8	3.1	7.9	12.9	22.8	
Rating AA	-13.7	6.5	11.5	18.2	30.9	
Rating A	-17.4	9.3	15.6	28.7	57.2	
Rating BBB	-19.6	11.2	20.8	49.6	124.3	

Les niveaux des différents seuils sont particulièrement cohérents par rating mais aussi d'un rating à l'autre. À une même rentabilité correspondent en effet des signaux ratings ordonnés. On constate que le Seuil 2, la limite haute du signal défavorable, correspond à une rentabilité à 3 mois positive. Ceci est dû à l'impact du portage dans le calcul de la rentabilité attendue, c'est-à-dire à ce que rapporte structurellement le *spread* du rating considéré, indépendamment de la variation de *spread* prévue.

Tableau 5. Composition du portefeuille actif en fonction des signaux

Signal (*)	--	-	N	+	++
Part d'actif risqué dans le portefeuille actif	0%	25%	50%	75%	100%

(*) : le poids en actif risqué est déterminé par le signal à la fin du mois passé

Une fois les différents signaux obtenus, nous procédons à plusieurs simulations mensuelles individuelles *in sample*, c'est-à-dire sur la période d'estimation, en comparant deux types de portefeuilles. Le portefeuille passif est composé pour moitié de taux sans risque et de *spread* de crédit (investissement dans des obligations corporate où le risque de taux a été immunisé, ou investissement via des dérivés de crédit). Le portefeuille actif, lui, a une proportion variable en actif risqué qui dépend des signaux issus des modèles d'évaluation, et qui est modifié chaque mois. Le tableau 5 résume les parts possibles d'actif risqué dans le portefeuille actif. Une simulation est faite pour chacune des classes, rating ou secteur.

Tableau 6. Résultats des simulations de portefeuilles

	Excess Return	Tracking Error	Ratio d'information
Rating AAA	0.27 %	0.29 %	0.93
Rating AA	0.36 %	0.29 %	1.25
Rating A	0.51 %	0.40 %	1.28
Rating BBB	0.85 %	0.65 %	1.32
Banques	0.24 %	0.26 %	0.90
Assurance	0.50 %	0.53 %	0.94
Automobiles	0.68 %	0.71 %	0.96
Industrie Lourde	0.44 %	0.39 %	1.14
Biens d'Investissements	0.65 %	0.71 %	0.92
Energie	0.54 %	0.47 %	1.16
Services Cycliques	0.37 %	0.48 %	0.77
Telecommunications	1.01 %	0.64 %	1.57
Technologie	0.24 %	0.45 %	0.53
Distrib. Gaz/Electricité	0.11 %	0.35 %	0.33
Consom. Non Cyclique	0.40 %	0.34 %	1.20

Les rentabilités des *spreads* de crédit utilisées ici sont corrigées des changements mensuels de compositions afin de

1. Le terme corporate regroupe ici toutes les entreprises privées, financières ou non.
2. Ces statistiques ont été calculées à partir des compositions de l'indice Merrill Lynch Corporate Euro Investment Grade. Source : Bloomberg
3. De façon plus précise, le *spread* de crédit publié par Merrill Lynch est l'*Option Adjusted Spread*. Celui-ci correspond, dans le cadre général d'un titre à clause optionnelle, à la partie du *spread* non attribuable aux options. En ce qui concerne les titres dont les caractéristiques n'incluent pas de clause optionnelle, l'écart entre les taux actuariels de l'obligation étudiée et de celle de référence est retrouvé. Dans l'indice utilisé, certains titres sont à clause optionnelle, d'où le choix de l'*Option Adjusted Spread*.
4. De plus, le choix de la courbe gouvernementale et non de la courbe swap comme référence (bien que cette dernière soit souvent utilisée) est en cohérence avec nos soucis d'application des résultats du modèle : une comparaison des taux gouvernementaux et corporate afin de procéder à des allocations entre ces deux types d'instruments financiers.
5. Remarquons que la composition de l'indice considéré est modifiée tous les mois. La variation de *spreads* de l'indice d'un mois à l'autre ne se fait donc pas à échantillon constant ; on parle d'« index-refreshing ». A une date donnée, le « vrai » *spread*, touché en cas d'entrée sur le mar-

retranscrire fidèlement les performances historiques effectivement touchées par les investisseurs. Les différents résultats sont présentés dans le tableau 6.

Pour chaque modèle le portefeuille actif fait mieux que le *benchmark* : l'« *excess return* » (par rapport au benchmark) est à chaque fois positif. De surcroît, les *tracking-errors* sont faibles relativement au tilt généré, ce qui laisse apparaître des ratios d'information particulièrement attractifs.

VIII Conclusion

Gérer un portefeuille de crédit nécessite la mise en place d'un processus d'investissement clairement structuré et d'un traitement des données rigoureux ; une gestion quantitative s'applique tout particulièrement à cette problématique. La nature des actifs considérés dans cette étude souligne d'autant plus l'importance du traitement de l'information pour les métiers de la gestion collective.

Il a été souligné l'importance des facteurs communs dans l'explication du comportement de rentabilités, notamment de l'appartenance à une classe de rating ou à un secteur d'activité – la part prépondérante d'information commune (autre celle relative au marché) venant du rating.

Les modèles d'évaluation développés dans cet article permettent de calculer des rentabilités attendues sur chaque classe rating et secteur du marché du crédit *investment grade* en Zone euro. Il s'agit donc d'outils d'aide à la décision déterminants pour les gérants de portefeuille. En effet, ces modèles sont utilisés pour décider de l'exposition au marché « corporate » dans son ensemble, pour allouer entre les classes de rating et de façon analogue entre les secteurs d'activité.

Au final, un modèle de risque sur ces classes d'actifs de crédit doit être étudié afin de passer des prévisions de rentabilités à l'allocation d'actifs proprement dite, et donc à la détermination des poids des ratings et des secteurs au sein du portefeuille. Ce sera l'objet de prochains travaux qui se concrétiseront par la réalisation d'un outil d'optimisation de portefeuille. ■

ché, est bien le *spread* officiel publié par Merrill Lynch ; qui représente une photo – la « meilleure » au sens du contributeur - du marché corporate. Par contre, si un investisseur détient un portefeuille indexé sur la performance de l'indice, la rentabilité provenant de la variation du *spread* qu'il touchera n'est pas celle calculée sur le *spread* officiel mais celle corrigée des rebalancements. Dans la suite, nous avons travaillé sur des rentabilités corrigées des changements mensuels de compositions (voir Annexe 1), c'est-à-dire sur les performances réelles qu'un investisseur aurait pu s'attendre à toucher.

5. L'étude au niveau individuelle n'a pas été poussée plus avant car les données disponibles ne sont pas complètes.
6. Nous avons utilisé ce type d'analyse pour tenir compte du caractère non-normal des rentabilités de crédit. Une ACI nous donne plus de chances d'identifier des facteurs qui sont non seulement non corrélés mais aussi indépendants.
7. En effet, le coefficient de corrélation entre les deux séries de *spreads* globaux calculés par Merrill Lynch ont un coefficient de corrélation de plus de 0,9 entre décembre 1996 et aujourd'hui (données mensuelles). En période de forte volatilité, celui-ci passe à près de 0,95.
8. Parallèlement, l'action est équivalente à la détention d'un call sur les actifs.

9. Bien que Merrill Lynch ne publie pas de *spread* avant décembre 1996, nous avons voulu estimer un modèle sur une plus longue période afin de prendre en compte un demi-cycle économique supplémentaire spécifique (forte reprise de l'activité en zone Euro suite à une relance conjuguée des politiques monétaire et budgétaire). Les *spreads* corporate par rating sur la période 1994-1996 sont déduits du niveau du swap *spread* zone Euro (allemand en l'occurrence) à l'aide d'une régression entre ces variables sur la période 1997-2000. Cette relation, prise linéaire, entre *spread* corporate et swap *spread* fonctionne particulièrement bien jusqu'à la fin 2000. Nous n'introduisons toutefois pas le swap *spread* comme variable explicative dans nos modèles d'évalua-

tion par rating car cette relation n'est pas viable sur toute la période d'estimation. En effet, à partir de 2001, les swap *spreads* sont principalement dirigés par des facteurs techniques, comme par exemple l'intervention de l'état français sur le marché des swaps dans un souci de meilleure gestion de sa dette.

10. Si la dispersion des *spreads* de la classe est supérieure à quatre fois la moyenne passée des dispersions alors ce mois est considéré comme atypique. Si une date ressort, elle n'est plus intégrée dans le calcul des dispersions suivantes.

11. Pour cette simulation, nous conditionnons la variation prévue du *spread* entre t et $t + 3$ uniquement au déséquilibre constaté en t .

Références

A. Bevan & F. Garzarelli, 1999, *Corporate Bond Spreads and the Business Cycle : Introducing GSSPREAD*, Global Economics Paper 35, Goldman Sachs

C. Gauthier & S. Lardic, 2003, *Un modèle multifactoriel des spreads de crédit : estimation sur panels complets et incomplets*, Economie et Prévision 159, pp. 53-70

Y. Tampéreau & J. Teïletche, 2002, *Marché du « High Yield » : caractéristiques du secteur et déterminants des primes de risque*, Banque & Marchés 56 (Janvier-Février), pp 5-14

H. Markowitz, 1952, *Portfolio Selection*, Journal of Finance 7 (Mars), pp 77-91

W. F. Sharpe, 1964, *Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance 19 (Septembre), pp 425-442.

R. Litterman & J. Scheinkman, 1991, *Common Factors Affecting Bond Returns*, Journal of Fixed Income 1 (Juin), pp 54-61.

P. J. Knez, R. Litterman & J. Scheinkman, 1994, *Explorations into Factors Explaining Money Market Returns*, Journal of Finance 49 (Decembre), pp 1861-1882.

E. Fama & K. French, 1993, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, Journal of Financial Economics, vol. 33

J.-G. Attali & S. Cohen, 2004, *Analyse en Composantes Indépendantes pour la détermination de facteurs indépendants : application au marché du crédit*, Working Paper Sinopia A. M.

R. Merton, 1974, *On the pricing of corporate debt : the risk structure of interest rates*, Journal of Finance 39, pp. 449-470

F. Black & M. Scholes, 1973, *The pricing of options and corporate liabilities*, Journal of Political Economy, pp. 637-659

M.H. Pesaran & Y. Shin, 1997, *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*, Trinity College, Cambridge

M.H. Pesaran, Shin Y. & Smith R., 2001, *Bounds testing approaches to the analysis of long run relationships*, Journal of Applied Econometrics, Vol.16 pp.289-326.

Annexe 1. Spread d'indice et biais de rebalancement

La rentabilité mensuelle du *spread* d'un titre i est donnée au premier ordre par la formule :

$$R_t^i = \frac{S_{t-1}^i}{12} - d^i \cdot \Delta S^i(t-1, t) \quad (1)$$

$$\text{et : } \Delta S^i(t-1, t) = S_t^i - S_{t-1}^i$$

avec : S_t^i le *spread* du titre i à la date t ,

d^i la sensibilité aux variations de *spread* du titre i ,

$\Delta S^i(t-1, t)$ représente la variation mensuelle du *spread* entre $t-1$ et t pour le titre i .

Cette relation est vraie pour un titre, mais pour un indice ou un sous-indice rating ou secteur, il faut tenir compte de la composition utilisée. Le *spread* d'un indice est l'agrégat de l'ensemble des titres qui le compose, soit :

$$S_t(t') = \sum p^i(t') \cdot S_t^i$$

$$\text{et : } \sum_i p^i(t') = 1, \forall t'$$

avec : $S_t(t')$ le *spread* agrégé des titres à la date t qui composent l'indice à la date t' .

$p^i(t')$ le poids du titre i dans la composition de l'indice prise à la date t' .

Si on applique (1) directement au *spread* à la date t d'un indice en t on obtient une rentabilité mensuelle officielle, que nous l'appellerons rentabilité apparente :

$$R_t^{APP} = \frac{S_{t-1}(t-1)}{12} - d \cdot \Delta S^{APP}(t-1, t)$$

$$\text{et : } \Delta S^{APP}(t-1, t) = S_t(t) - S_{t-1}(t-1)$$

avec : $\Delta S^{APP}(t-1, t)$ la variation apparente des *spread* entre $t-1$ et t ; c'est la variation de *spread* publiée par Merrill Lynch.

d la sensibilité de la classe rating ou secteur ; c'est la moyenne des sensibilités individuelles pondérées par les poids des titres dans la classe.

Pour connaître la rentabilité que toucherait véritablement le détenteur d'un portefeuille indexé sur la performance de l'indice, il faut utiliser la relation de la rentabilité corrigée des changements mensuels de compositions d'indice donnée par :

$$R_t^{Corr} = \frac{S_{t-1}(t-1)}{12} - d \cdot \Delta S^{Corr}(t-1, t) \quad (2)$$

$$\text{et : } \Delta S^{Corr}(t-1, t) = S_t(t-1) - S_{t-1}(t-1)$$

avec : $S_{t-1}(t)$ le *spread* agrégé à la date t des titres qui composaient l'indice à la date $t-1$.

$\Delta S^{Corr}(t-1, t)$ est cette fois une variation de *spread* à échantillon constant (celui de la composition du mois $t-1$).

Des relations (1) et (2) nous déduisons le biais de rebalancement dû au entrées et sorties d'indice à la fin du mois t

comme la différence entre les variations de *spreads* apparente et corrigée. En effet on obtient :

$$\Delta S^{App.}(t-1, t) = \Delta S^{Corr.}(t-1, t) + \text{Biais de rebalancement}$$

Pour illustration, si un titre, au *spread* plus important que la moyenne pondérée des *spreads* de son secteur (par exemple en cas de passage dans la catégorie « high yield » ou de défaut attendu), sort de l'indice, le biais de rebalancement sera alors négatif : de manière artificielle, le *spread* du secteur aura diminué et la performance apparente du secteur

sur ce mois sera très avantageuse pour la seule raison d'un changement de composition d'indice.

En utilisant l'ensemble des compositions de l'indice Merrill Lynch depuis décembre 1996, nous avons recalculé les rentabilités secteur et rating afin de tenir compte des rebalancements mensuels. Sur la période janvier 1997 – mai 2003 et pour des données mensuelles, nos calculs montrent que, pour la classe de rating BBB, l'écart-type des biais de rebalancements s'élève à 8,3 pb ; soit pour une sensibilité moyenne de 4, une tracking-error entre les séries de rentabilités officielles et corrigées des rebalancements de 0,33 %.

Annexe 2. Corrélations entre les secteurs et les facteurs déterminés par l'ACI sur les classes croisées

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4	Facteur 5	Facteur 6	Facteur 7	Facteur 8	Facteur 9	Facteur 10
Banques	0.64	0.31	0.11	-0.17	-0.11	-0.35	-0.02	-0.15	0.03	-0.19
Assurance	0.27	0.48	0.25	-0.46	-0.08	-0.04	0.02	-0.14	0.41	-0.06
Industrie Lourde	0.29	0.35	0.44	-0.16	-0.21	-0.22	0.15	-0.04	-0.33	-0.23
Biens d'Investissement	0.20	0.76	0.32	-0.07	-0.36	-0.19	-0.02	-0.04	-0.04	-0.11
Consommation non Cyclique	0.18	0.21	0.10	-0.13	-0.09	-0.07	0.87	-0.25	-0.06	-0.05
Energie	0.19	0.46	0.00	0.00	-0.07	-0.18	0.01	-0.04	0.03	-0.10
Telecommunications	0.39	0.21	0.53	0.04	0.11	-0.15	-0.02	-0.02	0.02	-0.03
Technologie	0.14	0.51	0.32	-0.02	-0.06	-0.06	-0.02	-0.05	0.00	-0.01
Distribution d'eau et d'électricité	0.37	0.50	0.28	-0.08	-0.17	-0.29	0.06	-0.04	-0.08	-0.12
Automobile	0.22	0.44	0.44	-0.10	-0.56	-0.11	-0.06	-0.13	-0.03	-0.08
Services cycliques	0.04	0.48	0.25	-0.07	-0.51	-0.09	-0.02	-0.07	-0.11	-0.09

	Facteur 11	Facteur 12	Facteur 13	Facteur 14	Facteur 15	Facteur 16	Facteur 17	Facteur 18	Facteur 19	Facteur 20
Banques	0.10	0.00	0.01	0.20	-0.31	0.12	0.16	0.02	0.00	-0.16
Assurance	0.03	-0.05	-0.14	0.35	-0.01	0.06	-0.06	0.04	-0.09	-0.05
Industrie Lourde	0.42	0.03	-0.10	0.08	0.03	0.08	-0.19	0.01	-0.06	-0.01
Biens d'Investissement	0.18	0.09	-0.03	0.01	-0.05	0.00	-0.03	-0.10	0.01	0.17
Consommation non Cyclique	0.07	-0.02	-0.03	0.02	-0.02	0.01	-0.01	-0.10	0.05	-0.01
Energie	0.16	-0.05	-0.09	-0.15	0.10	0.40	0.11	0.04	0.18	0.12
Telecommunications	0.16	0.01	-0.08	0.06	-0.06	0.08	-0.03	-0.14	-0.03	0.24
Technologie	0.18	-0.04	-0.03	0.02	-0.11	-0.02	0.02	-0.01	0.11	0.26
Distribution d'eau et d'électricité	0.17	-0.03	-0.20	0.19	0.05	0.24	0.17	0.00	0.02	0.03
Automobile	0.09	0.03	0.01	0.01	-0.06	0.14	0.03	0.06	-0.02	0.19
Services cycliques	-0.04	0.23	-0.05	0.04	-0.09	-0.09	-0.02	-0.05	0.10	-0.08

Ref: J.-G. Attali & S. Cohen, 2004, Analyse en Composantes Indépendantes pour la détermination de facteurs indépendants : application au marché du crédit, Working Paper Sinopia A. M.

Annexe 3. Les variables des modèles d'évaluation par rating

– La croissance de la production industrielle américaine est calculée en moyenne annuelle à partir de l'indice de production US publié par l'OCDE :

Croissance de la production industrielle

$$= 100 * \frac{\sum_{k=0}^{11} IPI_{t-k}}{23} - 1$$

où IPI est l'indice de production industrielle.

La croissance de la production industrielle moyenne de la Zone euro est calculée avec les croissances de production industrielle des pays membres, comme moyenne pondérée par les poids en PIB des pays.

– Les **volatilités implicites** des indices VDAX et VIX sont calculées respectivement par la bourse de Francfort et la Chicago Board Options Exchange. Elles ont été fournies par Bloomberg.

– Le **taux court** 3 mois de la Zone euro est le « Euro Interbank Offer Rates 3 Months ».

– Le **Surplus budgétaire** de la Zone euro est obtenu en interpolant les prévisions de fin d'année publiées par l'OCDE. Ses valeurs sont données en pourcentage du PIB.

– La variation attendue sur une année de l'**inflation** en Zone euro est calculée comme la différence entre l'inflation anticipée dans 12 mois et l'inflation observée calculée en moyenne annuelle. L'inflation anticipée à 12 mois est obtenue en interpolant les inflations calendaires prévues données par le Consensus Forecasts publié par Consensus Economic Inc.

Annexe 4. L'estimation d'un Modèle à Correction d'Erreur par la méthode de Pesaran et Shin

Une relation d'équilibre peut être définie comme une relation (linéaire), structurellement stable à long terme, entre une variable y_t en niveau, et un vecteur X_t , du type $y_t = \mu + \delta t + \theta'X_t$, où t est une tendance déterministe.

En termes statistiques, une relation d'équilibre peut être donnée par :

$$y_t = \mu + \delta t + \theta'X_t + v_t \quad (1)$$

où μ , δ et θ' sont les coefficients de la relation d'équilibre, et v_t est l'erreur : la différence entre la variable et son niveau d'équilibre $\mu + \delta t + \theta'X_t$. L'équation ci-dessus décrit un rapport d'équilibre si le processus $v_t = y_t - \mu - \delta t - \theta'X_t$ est de moyenne nulle et stationnaire (ie. de retour à la moyenne), ce qui signifie que si le système n'est pas à l'équilibre, il devrait avoir tendance à se déplacer vers celui-ci dans une période relativement courte.

Le modèle à correction d'erreur (MCE), dans le cadre du modèle (1), tient compte de l'impact du déséquilibre sur l'évolution de y_t , aussi bien que de l'influence d'autres effets à court terme. Par exemple, nous pouvons avoir :

$$\Delta y_t = c + \delta t + \sum_{i=0}^k \lambda_i' \Delta X_{t-i} \quad (2)$$

$$+ (\rho - 1)(y_{t-1} - \mu - \theta'X_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \delta_i' Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

où ρ est le coefficient d'autocorrélation de v_t , et ε_t est un terme d'erreur iid.

Cette équation décrit explicitement la façon dont y_t est soumis à une force de rappel moyenne, ou « mécanisme de correction d'erreur », qui le pousse vers son équilibre de long terme. Une distinction est faite entre l'élasticité de long terme entre y_t et X_t , mesurée par θ' et l'élasticité de court terme entre ce groupe de variables, mesurée par λ' . Des variables complémentaires représentées par le vecteur Z_t , peuvent faire partie de la dynamique de court terme (qui peut aussi inclure les différences passées d' y_t).

Différentes méthodes sont disponibles pour évaluer (1) et (2), le choix dépendra souvent des caractéristiques sous-jacentes des variables.

Dans la littérature, on retrouve des méthodes d'évaluation de (1) et (2) basées sur l'analyse de rapports de long terme entre les variables I(1) (une série est dite I(1) si elle est non-stationnaire, et la série de ses différences premières est stationnaire). S'il existe une combinaison linéaire stationnaire des variables (la combinaison linéaire est dite I(0)), les variables sont dites co-intégrées : les tests de co-intégration entre les variables sont équivalents aux tests d'existence d'une relation de long terme entre les variables. Les tests et méthodes d'évaluation utilisés dans ce contexte requièrent le caractère I(1) de toutes les variables de la relation de long terme.

Pesaran, Shin et Smith (2001) ont développé une nouvelle approche relative au test d'existence d'une relation de long terme entre une variable dépendante et un jeu de régresseurs, dans le cas où on ne sait pas si les régresseurs sont stationnaires en niveau ou en différence première.

Le processus décrit en (1) et (2) admet une représentation ARDL(p, q) – ie. *Autoregressive Distributed Lag* :

$$\phi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta'(L)X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j$$

avec

$$\beta(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j L^j$$

et où ε_t est iid $(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

La première étape de la méthode de Pesaran consiste à déterminer le nombre de retards significatifs dans la représentation ARDL du processus, ceci à l'aide du critère d'information d'Akaike et/ou du critère Bayésien de Schwarz. Ceci fait, la représentation à correction d'erreur est évaluée, et la significativité des coefficients des variables de la relation de long terme lagguées est testée :

$$\Delta y_t = c + \delta t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} X_{t-1} \quad (4)$$

$$+ \sum_{i=1}^k \lambda_i' \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i' Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

Nous considérons l'hypothèse nulle ci-dessous dans le but de tester l'absence d'une quelconque relation de long terme :

$$H_0 : \pi_{yy} = 0, \pi_{yx} = 0$$

L'hypothèse alternative étant :

$$H_{11} : \pi_{yy} \neq 0 \text{ ou } H_{12} : \pi_{yx} \neq 0$$

Le test est de type test de Fisher ; il est effectué après évaluation de l'équation (4) par une régression mco. Les distributions asymptotiques de la F-statistique sont non-standard, indépendamment du caractère I(0) ou I(1) des variables prises en compte dans la relation de long terme. Pour différents cas¹², Pesaran, Shin et Smith fournissent deux jeux de valeurs critiques asymptotiques : une limite inférieure dans le cas où tous les régresseurs sont I(0), une limite supérieure supposant qu'ils sont tous I(1). Si la F-statistique calculée est supérieure à la valeur critique supérieure, l'hypothèse d'absence de relation de long terme est rejetée. Si elle est inférieure à la valeur critique inférieure, H_0 n'est pas rejetée. Enfin, si la F-statistique est comprise entre les deux bornes, on ne peut conclure.

Des valeurs critiques relatives à la t-statistique sur le coefficient de y_t sont également fournies par les auteurs.

Notons que, dans l'équation (4),

$$\theta = -\pi_{yx.x}/\pi_{yy} \text{ et } \mu = -c/\pi_{yy}.$$

Une fois la relation de long terme confirmée, nous pouvons passer à l'étape suivante : l'estimation des coefficients de long et de court termes du Modèle à Correction d'Erreur via une régression de type mco de la représentation ARDL (équation (3)). Les coefficients de long terme μ , θ et δ sont obtenus de la façon suivante :

$$\mu = (\alpha_0 - \phi^*(1)\delta)/\phi(1), \delta = \alpha_1/\phi(1),$$

$$\text{et } \theta = \theta(1) = \beta(1)/\phi(1)$$

tandis que les écart-types sont obtenus en utilisant la « delta-méthode ». Remarquons que les estimations des coefficients de long terme sont des fonctions non-linéaires des coefficients de court terme évalués ; ces fonctions non-linéaires sont approximées par des fonctions linéaires. De ce fait, la variance des coefficients de longue durée est approximée par la variance des fonctions linéaires définies.

Annexe 5. Résultats des estimations pour les modèles d'évaluation par rating

		Coefficients de Long Terme							
		Constante	Prod. Ind. UEM	Prod. Ind. USD	Vol. Imp. DAX	Vol. Imp. USD	Euribor	Surplus Budg. UEM	Inflat. à un an UEM
AAA	Coefficients	18.8	-1.2		0.2		6.7	7.8	10.0
	t-statistique	(2.85)	(-2.09)		(2.02)		(3.88)	(7.71)	(2.68)
AA	Coefficients	28.7	-2.1		0.3		8.5	9.7	10.8
	t-statistique	(3.25)	(-2.64)		(3.26)		(3.56)	(7.54)	(2.10)
A	Coefficients	45.9	-2.8	-2.9	0.4	0.3	14.6	14.5	19.3
	t-statistique	(3.32)	(-1.87)	(-2.45)	(1.90)	(1.20)	(4.00)	(5.92)	(2.16)
BBB	Coefficients	59.2	-3.3	-12.3	0.6	1.4	25.5	16.6	48.1
	t-statistique	(2.38)	(-1.16)	(-5.50)	(1.53)	(2.86)	(3.82)	(3.42)	(2.96)

		Force de Rappel	Coefficients de Court Terme						
		Rho	Prod. Ind. UEM	Prod. Ind. USD	Vol. Imp. DAX	Vol. Imp. USD	Euribor	Surplus Budg. UEM	Inflat. à un an UEM
AAA	Coefficients	0.6	-1.3		0.2			4.2	
	t-statistique	(7.33)	(-1.48)		(2.52)			(1.97)	
AA	Coefficients	0.6	-1.7		0.2			4.9	
	t-statistique	(8.6)	(-1.71)		(3.07)			(1.78)	
A	Coefficients	0.6	-1.9	-2.7	0.3	0.3		10.4	
	t-statistique	(8.31)	(-0.91)	(-1.00)	(1.41)	(1.30)		(3.02)	
BBB	Coefficients	0.6	-5.8		0.3	1.2		23.1	16.6
	t-statistique	(7.7)	(-1.72)		(0.66)	(2.74)		(2.79)	(0.97)

R2 corrigés des différentes estimations

	R ² corrigés
AAA	30.90 %
AA	30.00 %
A	41.10 %
BBB	54.40 %

Dans les tableaux ci-dessus figurent les coefficients estimés sur la période février 1994 – mai 2003 par les quatre modèles rating ainsi que la statistique de Student associée, et les R² corrigés.

Remarque : en cohérence avec la méthode présentée en Annexe 4, nous avons effectué les tests d'absence de relation de long terme sur la représentation ARDL du modèle. Il s'agit de tester la nullité globale des coefficients des variables retardées de la relation de long terme dans l'équation de correction d'erreur (notés π_{yy} et $\pi_{yx.x}$ précédemment) par le biais d'une F-statistique. Par ailleurs, dans cette même équation, la nullité du coefficient relatif au *spread*

retardé (π_{yy} dans l'Annexe 4) peut être testée individuellement *via* l'utilisation d'une t-statistique¹³.

Les valeurs obtenus des différentes statistiques sont résumées dans le premier tableau ci-dessous¹⁴.

Valeurs des statistiques de test

	Nb de variables explicatives	F-Statistique	t-statistique
AAA	5	4,38*	-3,48
A	5	6,06**	-4,69*
A	7	6,50**	-5,90**
BBB	7	7,25**	-6,36**

*hypothèse nulle rejetée au seuil de 2,5 %

**hypothèse nulle rejetée au seuil de 1 %

Le résultat du t-Test relatif au modèle AAA n'est pas concluant : la t-statistique n'est pas inférieure à la borne inférieure de la valeur critique au seuil 90 % du test, mais le test F rejette l'absence de relation de long terme.

Annexe 6. Modèles d'évaluation par secteur d'activité

Variabes : source et mode de calcul

– La variable d'endettement a été calculée à partir des EBITDA (Earning Before Interest, Taxes, Depreciation & Amortization) et des dettes totales (somme des dettes court terme et long terme) de chaque entreprise et du poids de chaque entreprise dans le secteur. Les données ont été récupérées via Bloomberg (informations relatives aux entreprises et aux compositions de l'indice Merrill Lynch).

$$\text{Endettement}_t = \frac{\sum_{\text{secteur}} P_{\text{ent/secteur},t} * \text{Dette Totale}_{\text{ent},t}}{\sum_{\text{secteur}} P_{\text{ent/secteur},t} * \text{EBITDA}_{\text{ent},t}}$$

où : $P_{\text{ent/secteur}}(t)$ est le poids de l'entreprise à l'intérieur du secteur à la date t .

Cette variable est utilisée pour les secteurs Telecommunications et Technologies.

– La variable d'anticipation à 12 mois des ventes d'automobiles aux États-Unis, recueillie par le Consensus Forecasts calculée en glissement annuel.

Cette variable est utilisée pour le secteur Automobiles.

– Le sous-indice énergie de l'indice Goldman Sachs sur les Matières Premières, basé au 31 Décembre 1996, a été utilisé pour le secteur Energie.

Coefficients

	Banques	Assurance	Automobiles	Industrie Lourde	Biens d'Investissements	Consommation Non Cyclique ex-Tabac	Tabac	Energie	Services Cycliques	Telecommunications	Technologies	Distribution de Gaz et Electricité
Constante	-2.77 (-3.36)											-12.65 (-5.24)
Croissance Production Industrielle UEM					-1.95 (-2.80)	2.6 (2.90)						2.3 (3.35)
Croissance Production Industrielle USD							5.83 (3.23)	1.1 (1.97)	-1.87 (-3.43)		-5.55 (-2.25)	
Volatilité implicite sur indice DAX		0.21 (2.54)		-0.21 (-2.43)		-0.64 (-5.00)			0.52 (4.95)			
Euribor						-6.69 (-5.34)						
Endettement Secteur Telecommunications										4.31 (3.01)		
Endettement Secteur Technology											7.64 (1.42)	
Croissance à 1 an des ventes automobiles USD			-2.59 (-3.72)									
Indice GS Energy								-7.5 (-2.97)				
Force de rappel Rho	0.83 (13.07)	0.89 (15.72)	0.76 (8.74)	0.78 (11.05)	0.64 (11.05)	0.51 (4.24)	0.84 (13.30)	0.68 (7.13)	0.62 (6.51)	0.74 (8.83)	0.88 (13.50)	0.73 (9.08)

$$\Delta S_{\text{Secteur}_t} = \sum_{R=AAA}^{BBB} \Delta [\omega_{R,t}^{\text{Secteur}} \cdot S_{R,t}^*] + \sum_k \delta_k^{CT} \cdot \Delta Z_{k,t} + (\rho - 1) \cdot \left[S_{\text{Secteur}_{t-1}} - \left(\sum_{R=AAA}^{BBB} [\omega_{R,t-1}^{\text{Secteur}} \cdot S_{R,t-1}^*] + \delta_0 + \sum_k \delta_k \cdot Z_{k,t-1} \right) \right] + \varepsilon_t$$

L'équation estimée par la méthode de Pesaran est donnée ci-dessus.

Pour chaque secteur, la valeur des coefficients δ_k ainsi que le niveau de leurs statistiques de Student ont été reproduits dans le tableau ci-dessus. Les R^2 corrigés sont présentés dans le premier tableau de la page suivante.

Remarque : Dans le second tableau présent à la page suivante, nous résumons les différentes statistiques relatives

aux tests d'absence de relation de long terme de la représentation ARDL.

Basé sur les F-statistiques, l'hypothèse de nullité de relation de long terme est rejetée dans tous les cas. Comme pour la classe de rating AAA, les résultats des t-Tests relatifs aux secteurs Banques, Assurance et Services Cycliques pour les *spreads* retardés ne sont pas concluants. ...

R² corrigés des différentes estimations

	R ² corrigés
Banques	88,61 %
Assurance	72,35 %
Automobiles	79,95 %
Industrie Lourde	70,48 %
Biens d'Investissement	63,45 %
Consommation Non Cyclique ex-Tabac	20,81 %
Tabac	15,67 %
Energie	91,55 %
Services Cycliques	35,60 %
Télécommunications	76,46 %
Technologies	93,63 %
Distribution de Gaz & Electricité	64,26 %

Valeurs des statistiques de test¹⁵

	Nb de variables explicatives	F-Statistique	t-statistique
Banques	1	5,49 [°]	-2,02
Assurance	2	3,89 ^{°°}	-2,55
Automobiles	2	6,54**	-3,60*
Industrie Lourde	2	4,69*	-2,86 [°]
Biens d'Investissement	2	11,66**	-4,63**
Consommation Non Cyclique ex-Tabac	4	5,71**	-4,35**
Tabac	2	3,96 ^{°°}	-2,79 [°]
Énergie	3	18,68**	-6,22**
Services Cycliques	3	5,28**	-2,90
Télécommunications	2	9,52**	-4,23**
Technologies	3	9,10**	-5,21**
Distribution De Gaz & Electricité	2	6,77**	-3,67 ^{°°}

[°]hypothèse nulle rejetée au seuil de 10 %

^{°°}hypothèse nulle rejetée au seuil de 5 %

*hypothèse nulle rejetée au seuil de 2,5 %

**hypothèse nulle rejetée au seuil de 1 %

Annexe 7. Variables indicatrices dans les modèles d'évaluation rating et secteur

Le tableau ci-après regroupe l'ensemble des variables indicatrices conservées dans les modèles avec pour chacune la date correspondant à l'explosion spécifique du *spread* du rating ou du secteur, le coefficient, la statistique de Student associée, ainsi que les titres mis en cause.

Modèles	Date	Coefficient	t-stat	Titres en cause
Rating BBB	31/10/2000	43.37	(3.52)	
	30/11/2000	29.09	(2.34)	
	31/10/2001	17.26	(1.56)	
	31/10/2002	42.07	(3.76)	
Assurance	31/03/2003	12.44	(3.08)	Aegon, Axa, AMP
	30/04/2003	10.93	(2.74)	Aegon, Axa, AMP
Automobiles	31/07/2002	17.77	(2.99)	Fiat
	31/10/2002	20.68	(3.04)	Fiat
	30/11/2002	29.37	(4.37)	Fiat
	31/03/2003	21.94	(3.77)	Ford Motor Cred
Industrie Lourde	31/12/2000	17.87	(3.15)	Corus Finance, Solutia Europe & Fort James Corp
	31/01/2001	10.51	(1.85)	Corus Finance & Solutia Europe
	31/01/2002	11.43	(2.00)	Rhodia SA, Corus Finance, Solutia Europe & Fort James Corp
	28/02/2002	9.70	(1.69)	Rhodia SA, Corus Finance, Solutia Europe & Fort James Corp
Biens d'Investissement	30/04/2002	12.17	(1.89)	Tyco Intl group
	31/10/2002	18.91	(2.48)	Bombardier, Invensys & FKI
	30/11/2002	29.00	(3.21)	Bombardier, Invensys & FKI
	31/12/2002	24.39	(2.55)	Bombardier, Heidel Zem & FKI
	31/01/2003	34.42	(3.53)	Bombardier, Heidel Zem & FKI
	28/02/2003	43.17	(4.40)	Bombardier, Heidel Zem & FKI
	31/03/2003	48.54	(4.93)	Bombardier, Heidel Zem & FKI
	30/04/2003	35.19	(3.57)	Bombardier, Heidel Zem & FKI
	31/05/2003	31.14	(3.16)	Bombardier & FKI

Energie	31/10/2001	36.63	(6.52)	Enron
	30/11/2001	51.15	(7.38)	Enron
	31/12/2001	37.94	(4.99)	El Paso & Pemex
	31/01/2002	56.00	(7.07)	Repsol
	28/02/2002	40.42	(4.94)	Repsol
	31/03/2002	42.69	(5.03)	Repsol
	30/04/2002	75.86	(8.86)	Repsol
	31/05/2002	67.10	(8.00)	Repsol
	30/06/2002	61.25	(7.40)	Repsol
	31/07/2002	105.15	(13.12)	Repsol & El Paso
	31/08/2002	66.74	(8.65)	Repsol & El Paso
	30/09/2002	102.54	(14.52)	Repsol & El Paso
	31/10/2002	70.35	(12.56)	Repsol & El Paso
Services Cycliques	31/03/2002	62.87	(3.96)	ABB
	31/07/2002	75.09	(4.54)	ABB
	31/08/2002	72.67	(4.44)	ABB
	30/09/2002	76.64	(4.53)	ABB
	31/10/2002	178.67	(10.92)	ABB
	30/11/2002	-37.89	(-2.38)	Sol Melia Europe, Scandinavian Air
	31/12/2002	-36.06	(-2.23)	Sol Melia Europe, Scandinavian Air
	31/01/2003	-29.79	(-1.85)	Sol Melia Europe, Scandinavian Air
	28/02/2003	-19.59	(-1.23)	Sol Melia Europe, Scandinavian Air
31/03/2003	-17.78	(-1.11)	Sol Melia Europe, Scandinavian Air	
Telecoms	30/09/2001	37.76	(4.88)	KPN
Technologies	31/10/2000	71.83	(6.20)	Xerox
	30/11/2000	101.81	(8.79)	Xerox
	31/08/2001	33.36	(3.31)	Marconi
	30/06/2002	274.88	(23.18)	Alcatel, Ericsson, Corning
	31/07/2002	41.70	(3.23)	Corning