

Marché des CDD : aversion pour le risque et contrepartie du risque¹

Les primes des contrats dérivés sur défaut (CDD) indemnisent les investisseurs pour les pertes attendues, mais elles comportent aussi une contrepartie du risque de défaut. Selon nos estimations, ce dernier élément ainsi que l'aversion pour le risque ont fortement fluctué entre 2002 et 2005. Leur évaluation paraît liée à des facteurs macroéconomiques fondamentaux, telle l'orientation de la politique monétaire, et techniques, comme les émissions de titres garantis par des créances (TGC).

JEL : G120, G130, G140.

L'une des principales difficultés de l'analyse des marchés financiers consiste à déterminer dans quelle mesure l'évolution des prix des actifs résulte soit de modifications des facteurs économiques influant sur les rendements, soit de celles de la contrepartie du risque. Les marchés du risque de crédit ne font pas exception à cet égard. La forte augmentation des primes pendant l'été 2002 a-t-elle été provoquée par la dégradation rapide des perspectives ou par une soudaine accentuation de l'aversion pour le risque ? Le resserrement des primes sur la dette des entreprises, revenues depuis à des planchers historiques, s'explique-t-il surtout par l'amélioration des bilans ou par un goût de plus en plus marqué pour le risque ? Et comment interpréter l'envolée des primes au printemps dernier, après les déclassements intervenus dans le secteur automobile américain ? Les réponses à ces questions sont importantes pour déchiffrer les signaux que les marchés envoient aux autorités, tant en situation normale qu'en période de crise. Elles ne peuvent manquer d'intéresser aussi les spécialistes, par les indications qu'elles fournissent sur les modèles de tarification des actifs, ainsi que les divers intervenants, en quête d'arbitrages de valeur relative entre instruments et catégories d'actifs.

Dans la présente étude, nous mesurons la contrepartie du risque et l'aversion pour le risque en utilisant les statistiques relatives au marché, en rapide expansion, des contrats dérivés sur défaut (CDD) pendant la période 2002–05. Les primes reflètent en principe les pertes attendues en cas de

¹ L'auteur exprime ses remerciements à JPMorgan Chase pour les données sur les émissions de TGC synthétiques, à Claudio Borio, Frank Packer et Philip Wooldridge pour leurs précieux commentaires ainsi qu'à Jhuvesh Sobrun pour son assistance technique. Les points de vue exprimés ici sont ceux de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement ceux de la BRI.

défaut et la contrepartie du risque supporté par les investisseurs. Nous constatons ainsi que cette contrepartie est extrêmement volatile ; cela confirme l'avis de nombreux opérateurs de marché, qui voient dans les changements d'attitude envers le risque une cause essentielle des mouvements des prix des actifs. En cherchant également à identifier les principaux déterminants de la contrepartie du risque, nous estimons que cette contrepartie ainsi que l'aversion pour le risque sont étroitement liées à des facteurs fondamentaux, tels les indicateurs de l'activité économique et l'orientation de la politique monétaire, et techniques, comme les émissions de titres garantis par des créances (TGC).

En préambule, nous présentons les marchés des CDD (contrats sur défaut d'un seul emprunteur, CDE, et sur défaut indiciel, CDI), sur lesquels sont centrées nos recherches empiriques. Nous examinons ensuite brièvement les études sur le sujet et les données que nous avons utilisées, avant de passer à l'élaboration des mesures de la contrepartie du risque et de l'aversion à l'égard du risque. Après avoir analysé ce qui les détermine, nous concluons par une synthèse et des propositions de travaux ultérieurs.

Le marché des CDD

Notre analyse est axée sur le segment des CDD, qui enregistre, ces dernières années, l'une des plus rapides expansions à l'échelle mondiale. Un CDD est un contrat d'assurance qui couvre l'acheteur contre les pertes liées au risque de défaut d'une signature de référence. En échange, celui-ci verse une prime régulière, sur la durée du contrat, au vendeur (« investisseur ») de cette protection². Initialement, ce marché s'est surtout développé sous forme de CDE. Depuis fin 2003, cependant, les CDI, qui retiennent essentiellement notre attention, sont de plus en plus négociés. En juin 2005, l'encours notionnel cumulé de ces deux types d'instruments s'élevait à \$10 200 milliards selon les statistiques BRI³.

Plusieurs raisons incitent à choisir les CDD plutôt que le marché au comptant. Tout d'abord, ils tiennent aujourd'hui une place centrale sur les marchés du risque de crédit : ils permettent à diverses catégories d'investisseurs de faire valoir leurs points de vue sur la qualité d'une signature ; ils servent aux banques dans leurs opérations de couverture ; ils constituent une composante essentielle des montages synthétiques de crédits structurés. Ensuite, étant donné le degré de liquidité relativement élevé de ces instruments, leurs primes passent pour un indicateur plus fidèle du risque de

Le segment des CDD en rapide expansion...

...se prête à l'analyse des primes

² Pour une description des CDD et de leurs caractéristiques, voir notamment O'Kane, Naldi *et al.* (2003). La plupart des contrats couvrent quatre incidents de crédit : faillite, défaut de paiement, répudiation et restructuration importante de la dette (y compris accélération des remboursements). Le terme « défaut » désigne ci-après un incident de crédit.

³ Même si la valeur nette des expositions est bien moindre (\$267 milliards en juin 2005), on estime que les volumes échangés sont largement supérieurs à ceux des marchés obligataires sous-jacents.

défaut et de recouvrement que celles de la plupart des obligations d'entreprise, ce qui facilite l'évaluation de la contrepartie du risque⁴.

Les CDI servent aujourd'hui de sous-jacents à d'autres dérivés de crédit importants

Il est également intéressant de se concentrer sur les CDI. En effet, ces instruments font l'objet de contrats d'échange et titres négociables, ce qui n'est pas le cas de la dette des entreprises. Nos observations permettent donc une analyse directe des primes et peuvent s'avérer utiles aux travaux menés sur les dérivés référencés sur les indices (tranches et options sur swap notamment). Les tranches, qui offrent aux investisseurs la possibilité de prendre des expositions sur des segments précis de la distribution des pertes sur CDI, sont tarifées et couvertes en partie sur la base des primes⁵. Celles-ci influent également sur la valorisation des options.

Travaux de référence

Peu d'études consacrées à la contrepartie du risque sur CDD

Nos résultats complètent les études – rares mais en nombre croissant – consacrées aux propriétés empiriques des primes CDD et à l'aversion pour le risque. L'analyse la plus proche est celle de Berndt *et al.* (2005), qui évalue la contrepartie du risque à partir des statistiques CDD relatives à 67 entreprises américaines opérant dans trois secteurs différents et des probabilités de défaut exprimées par les indicateurs de fréquences de défaut attendues (Expected Default Frequencies – EDFTM) de Moody's KMV. Ses auteurs élaborent à cet effet, pour chaque entreprise, des modèles dynamiques du risque de crédit dont chaque variable est paramétrée. Notre approche de mesure est plus simple, mais notre échantillon est plus large (titres composant le principal indice de défaut américain de qualité investissement), et nous considérons les relations des valeurs obtenues avec des variables représentatives de l'activité macroéconomique ou des marchés du risque de crédit.

Selon les estimations antérieures, la contrepartie du risque apparaît substantielle

Le marché des CDD étant relativement récent, la plupart des travaux sur les primes se sont appuyés sur l'obligataire. Elton *et al.* (2001) déterminent dans quelle mesure la variation des primes dans le temps (hors pertes attendues et fiscalité) peut s'expliquer par les facteurs de Fama–French et calculent ensuite une contrepartie du risque sur cette base. Driessen (2005) étudie un modèle dynamique de la structure d'échéances en scindant les primes en plusieurs composantes. Il conclut à une contrepartie du risque élevée et variable dans la durée ainsi qu'à l'existence d'une prime de liquidité. Amato et Luisi (2005) évaluent cette contrepartie à l'aide d'un modèle incluant des variables macroéconomiques comme déterminants de la structure d'échéances des primes sur obligations d'entreprise.

⁴ Les CDD peuvent être plus liquides que les obligations pour plusieurs raisons. Ainsi, la plupart de ces contrats sont standardisés : les incidents qui déclenchent l'indemnisation de l'acheteur de protection sont précisés dans les définitions de l'ISDA sur les dérivés de crédit (ISDA (2003)). Par ailleurs, les intervenants peuvent prendre des positions courtes plus facilement et à moindre coût. Voir Longstaff *et al.* (2005) pour une analyse approfondie.

⁵ Voir Amato et Gyntelberg (2005) pour une étude générale des CDI et des tranches ainsi que de certains aspects de la tarification de ces instruments.

Les données

Notre approche (section suivante) nécessite des données concernant les primes CDI et les probabilités de défaut des sociétés de l'indice. Nous élaborons une série chronologique, synthétique et historique, des primes à partir des données de Markit sur un ensemble défini d'entreprises. Cette démarche répond à un double objectif : assurer une cohérence dans le temps, étant donné que la composition des grands indices évolue puisqu'ils ont fait l'objet d'une fusion et qu'ils sont révisés tous les six mois⁶ ; effectuer une analyse sur la période la plus longue possible. Des séries chronologiques de données journalières peuvent être établies à compter de mai 2002 pour la plupart des sociétés de notre échantillon. Le négoce des CDI ayant commencé à la mi-2003, nous pourrions théoriquement utiliser les cotations, mais, en raison des changements dans l'indice le plus récent, l'échantillon qui en résulterait serait restreint et manquerait d'homogénéité.

Utilisation
d'un indice
synthétique...

Notre échantillon se compose des titres de l'indice DJ CDX Amérique du Nord, qualité investissement, série 4 (CDX.NA.IG.4)⁷. Les derniers contrats correspondants allaient du 21 mars au 20 septembre 2005. Cet indice inclut 125 entreprises notées pour la plupart entre A+/A1 et BBB-/Baa3. C'est principalement l'indice agrégé qui nous intéresse, mais nous analysons aussi cinq composantes sectorielles (biens de consommation, énergie, finance, industrie et TMT) pour déterminer dans quelle mesure leur évolution correspond à la tendance générale. Les séries synthétiques des primes pour l'indice et ses composantes sectorielles représentent des moyennes, à pondération égale, des primes des contrats sur emprunteur individuel.

...établi sur la base
du DJ CDX, série 4

Notre série synthétique peut différer des valeurs de marché pour au moins deux raisons⁸. Premièrement, alors qu'en théorie la prime de marché devrait être égale à la moyenne des primes des 125 entreprises de référence, il existe en fait des écarts (« base » non égale à zéro). C'est probablement dû en partie aux avantages offerts par les CDI pour la couverture du risque macroéconomique. Il convient donc de faire preuve de prudence en interprétant nos résultats par rapport aux primes CDI sur le marché. Deuxièmement, avec les CDI, les types d'incidents de crédit se limitent à la faillite et au défaut de paiement, ce qui correspond à la clause de non-restructuration (NR) dans les CDE⁹. Cependant, aux États-Unis, la plupart de ces derniers sont assortis d'une clause de restructuration modifiée. Afin d'optimiser la dimension de l'échantillon, pour chaque séance et entreprise,

Nos primes
synthétiques
peuvent différer de
celles du marché

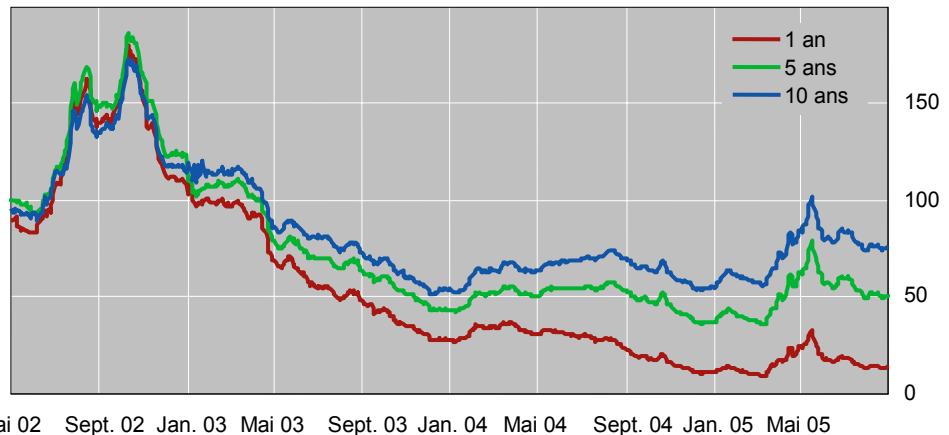
⁶ Au départ, le marché des CDI disposait d'indices concurrents, qui ont été fusionnés au printemps 2004 pour former deux familles : CDX et iTraxx. Leur composition est revue tous les six mois par un ensemble de courtiers.

⁷ Pour la composition de cet indice, voir <http://www.markit.com>.

⁸ Nous pouvons comparer notre série synthétique aux primes officielles de Markit. Pour les primes journalières échéance 5 ans, du 21 mars au 31 août 2005, la différence est en moyenne de 0,6 pb et 1,9 pb en valeur absolue, avec un écart type de 2,6 pb.

⁹ Voir ISDA (2003) pour une description des clauses contractuelles.

Primes des CDD¹



¹ Sur la base de l'indice agrégé, en pb.

Sources : Markit ; calculs BRI.

Graphique 1

nous établissons une moyenne pondérée des valeurs de Markit (toutes clauses confondues), sur base NR. On peut penser que, pour les contrats admettant une restructuration, la valeur de l'option la moins chère à livrer varie systématiquement avec le cycle de crédit. Une telle variation introduirait une erreur, mais vraisemblablement faible, dans notre formule de pondération (fixe)¹⁰.

Les séries chronologiques des données journalières pour l'indice agrégé, aux échéances 1, 5 et 10 ans, sont retracées dans le graphique 1. Elles présentent quelques caractéristiques intéressantes. Tout d'abord, la structure d'échéances affiche une pente ascendante au niveau des primes inférieures ; sur les deux dernières années, en particulier, on observe des écarts substantiels entre 1 et 5 ans. Il est donc nécessaire, pour l'analyse, de considérer l'échéance. En outre, les primes sont très persistantes et varient surtout en fréquence faible, d'un mois ou plus. Par conséquent, bien que nous soyons contraints d'agréger les taux des CDD sur une base mensuelle pour l'essentiel de notre analyse (afin de tenir compte d'autres séries de données), les primes varient beaucoup à cette fréquence.

Pour estimer les probabilités de défaut, nous recourons, comme Berndt *et al.* (2005), à des indicateurs EDFTM 1 an, élaborés d'après des données de bilan et les cours des actions, selon les principes d'un modèle de type Merton¹¹. Nous disposons de données EDFTM mensuelles pour tous les titres, sauf deux, de l'indice CDX.NA.IG.4. Les EDFTM agrégés et sectoriels sont obtenus comme de simples moyennes arithmétiques.

Utilisation
d'indicateurs de
fréquences de
défaut attendues

¹⁰ Les pondérations reflètent les profils de prime observés, pour les diverses clauses, dans un échantillon incluant des cotations pour plusieurs types de contrats sur une entreprise, un jour donné. Voir également O'Kane, Pedersen et Turnbull (2003), ainsi que Packer et Zhu (2005), pour une analyse des clauses de restructuration.

¹¹ Voir Kealhofer (2003) pour plus de précisions.

Mesure de la contrepartie du risque

À l'aide des données synthétiques présentées ci-dessus, nous évaluons la contrepartie du risque et l'aversion pour le risque de défaut. Les primes CDD peuvent être, à cet effet, sommairement décomposées comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Prime} &\equiv \text{perte attendue} + \text{contrepartie du risque} \\ &= \text{perte attendue} \times \text{correction en fonction du risque} \end{aligned}$$

où

$$\text{correction en fonction du risque} = 1 + \text{prix du risque de défaut}$$

La première équation indique que la prime est à peu près égale à la perte attendue, majorée d'une contrepartie du risque, laquelle représente l'indemnisation des investisseurs pour leur exposition au risque de défaut. Dans la seconde équation, la prime est réexprimée en tant que perte attendue corrigée en fonction du risque, la correction variant proportionnellement au prix du risque de défaut. Ce prix correspond à l'indemnisation par unité de perte attendue. Il constitue un indicateur de l'aversion pour le risque de défaut : s'il est positif, la compensation demandée est supérieure aux pertes actuarielles. Dans la suite de cette étude, les expressions « prix du risque de défaut » et « indicateur de l'aversion pour le risque de défaut » sont interchangeables.

Les primes CDD correspondent à la perte attendue corrigée en fonction du risque

Même si ces équations font apparaître une « contrepartie du risque » et un « prix du risque », il existe en principe deux catégories distinctes de risque de défaut qui peuvent appeler une rémunération. L'une est la variation cyclique de la perte attendue, qui s'accroît généralement en période de ralentissement conjoncturel, lorsque la croissance globale des revenus est faible. L'autre est le défaut effectif d'une signature et son incidence sur le patrimoine des investisseurs, en raison de l'incapacité à diversifier parfaitement les portefeuilles. On peut parler de risque conjoncturel et de risque idiosyncrasique, respectivement¹². Les indicateurs de la contrepartie du risque et du prix du risque de défaut que nous proposons ci-après intègrent

Résultats ¹					
	CDD 1 an	CDD 5 ans	EDF™	Contrepartie du risque ²	Prix du risque de défaut ²
Moyenne	55,33	75,07	35,40	34,09	1,42
Médiane	33,82	56,20	22,84	21,11	1,30
Écart type	44,62	37,01	22,88	31,95	0,66
Asymétrie	1,00	1,21	0,70	1,24	0,26
Kurtosis	2,81	3,35	2,01	3,57	2,51
Minimum	11,15	37,31	9,09	2,64	0,31
Maximum	167,81	175,70	81,43	121,95	2,92

¹ Sur la base de l'indice agrégé, en pb (sauf prix du risque de défaut). ² Horizon 1 an.
Sources : Markit ; Moody's KMV ; calculs BRI. Tableau 1

¹² Cette terminologie est quelque peu ambiguë, car l'incapacité de se diversifier parfaitement pour faire face au défaut éventuel d'un emprunteur individuel constitue également un risque « conjoncturel ».

implicitement les deux types de risque¹³. L'encadré donne des précisions sur la tarification des CDD et les éléments constitutifs des primes.

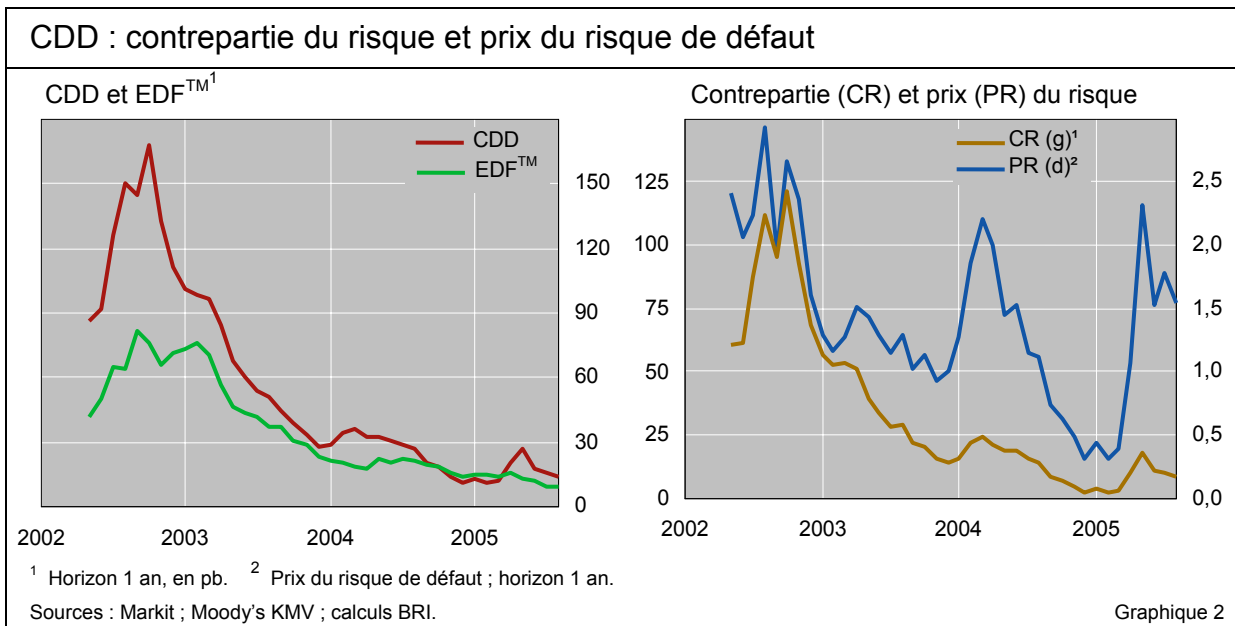
Contrepartie = prime moins perte attendue

La méthodologie que nous utilisons est simple. Nous commençons par élaborer un indicateur de la contrepartie du risque en soustrayant le montant estimé de la perte attendue des primes CDD. La perte attendue est évaluée à l'aide des données EDFTM disponibles, qui représentent la probabilité de défaut, dans l'hypothèse d'une perte en cas de défaut constante et égale à 60 %. Ce pourcentage est déterminé par les taux de perte historiques sur les obligations de premier rang non garanties émises aux États-Unis, sur la base des chiffres de Moody's¹⁴. Puisque nos statistiques EDFTM mesurent les probabilités de défaut à 1 an, nous nous concentrons essentiellement sur la contrepartie du risque dans les primes des CDD de même échéance. Le prix du risque de défaut est alors obtenu par le ratio prime CDD/perte attendue.

Prix du risque = prime au-delà de la perte

Le tableau 1 synthétise les statistiques des séries mensuelles des principales variables intéressant l'indice agrégé¹⁵. Il montre que les primes CDD sont en moyenne supérieures aux EDFTM et plus volatiles, et qu'elles présentent une asymétrie plus prononcée. La contrepartie du risque à 1 an est dans l'ensemble positive et sa distribution (dans le temps) affiche un biais positif et une queue de distribution plus épaisse. Le prix moyen du risque de

Les probabilités de défaut corrigées en fonction du risque sont supérieures de 140 % aux valeurs effectives



¹³ Notre formulation du prix du risque de défaut n'est pas standard non plus. En fait, dans les analyses sur ce sujet, le prix du risque conjoncturel est généralement défini comme l'indemnisation du ou des facteurs de risque par unité de **volatilité**. Le prix du risque idiosyncrasique est l'indemnisation par unité de perte attendue.

¹⁴ Ainsi, nous ne laissons pas les taux de perte varier systématiquement sur le cycle de crédit. Il apparaît de plus en plus que ceux-ci présentent une corrélation positive avec les probabilités de défaut (voir notamment Altman *et al.* (2004)). Cependant, cette relation vaut plus ou moins, selon que les pertes sont mesurées aux prix du marché peu de temps après le défaut ou par les taux de recouvrement finals.

¹⁵ Les primes mensuelles des CDD sont exprimées en moyenne des valeurs journalières.

Éléments constitutifs des primes CDD

Le présent encadré montre comment nous effectuons la décomposition (approximative) des primes CDD pour élaborer des mesures de la contrepartie du risque et du prix du risque de défaut. Concrètement, nous modélisons les incidents de crédit (« défaut ») à partir d'un modèle fondé sur l'intensité^①. Ce modèle suppose que le défaut survient de manière aléatoire, la probabilité de défaut sur un court intervalle de temps (une journée ou un mois, par exemple) étant égale à l'intensité, appelée h^P . En principe, h^P peut être une variable stochastique qui évolue en fonction des conditions macroéconomiques, du secteur économique ou de l'entreprise concernée. D'autres variables importantes sont incluses : perte en cas de défaut (PD) ; taux d'intérêt sans risque, pour actualiser les flux de trésorerie (i) ; prix du risque conjoncturel et du risque idiosyncrasique (Γ). Chacun de ces éléments peut aussi varier avec les conditions économiques.

En général, l'intensité corrigée en fonction du risque (appelée h^Q) applicable à la tarification des contrats CDD est différente de l'intensité effective h^P . Cette correction dépend du prix du risque idiosyncrasique, soit $h^Q = h^P (1 + \Gamma)$. Si les investisseurs ne demandent pas une prime en contrepartie de ce risque, les intensités corrigées et effectives sont identiques ; autrement, on aura généralement $\Gamma > 0$, et donc $h^Q > h^P$.

La prime d'un contrat CDD est obtenue en recherchant la prime trimestrielle qui correspond à la valeur actuelle attendue des paiements effectués par l'acheteur de la protection (volet « prime » du contrat) par rapport à la valeur actuelle attendue des coûts de défaut supportés par le vendeur de cette protection (volet « protection »). Les contrats CDD spécifient M dates de paiement trimestriel, $t = t_1, t_2, \dots, t_M$, auxquelles la prime doit être versée^②. Au début du contrat, au moment t , la valeur actuelle attendue du volet « prime » est égale à la somme anticipée des paiements de prime actualisés, où le taux d'actualisation **effectif**, $i + h$, est le taux sans risque corrigé de la possibilité de défaut :

$$V_{\text{prim}}(t) = A_t^Q \left[\sum_{i=1}^M \exp\left(-\int_t^{t_i} [i(s) + h^Q(s)] ds\right) \cdot CDD(t) \right]$$

$CDD(t)$ est la prime trimestrielle et $A_t^Q(\cdot)$ représente les anticipations corrigées du risque conjoncturel.

La valeur actuelle attendue du volet « protection » est la valeur actualisée de la perte attendue aux dates possibles de défaut^③ :

$$V_{\text{prot}}(t) = A_t^Q \left[\sum_{i=1}^M h^Q(t_i) \cdot PD(t_i) \cdot \exp\left(-\int_t^{t_i} [i(s) + h^Q(s)] ds\right) \right]$$

On obtient la prime en postulant $V_{\text{prim}} = V_{\text{prot}}$ et en calculant $CDD(t)$:

$$CDD(t) = \frac{\sum_{i=1}^M A_t^Q \left[h^Q(t_i) \cdot PD(t_i) \cdot \exp\left(-\int_t^{t_i} [i(s) + h^Q(s)] ds\right) \right]}{\sum_{i=1}^M A_t^Q \left[\exp\left(-\int_t^{t_i} [i(s) + h^Q(s)] ds\right) \right]}$$

L'équation ci-dessus implique que les primes CDD sont des moyennes pondérées des pertes anticipées corrigées en fonction du risque, soit $A_t^Q(h^Q PD)$; en d'autres termes, $CDD(t) \equiv A_t^Q(h^Q PD)$.

Il existe potentiellement deux différences entre $A_t^Q(h^Q PD)$ et la perte effective attendue, $A_t^P(h^P PD)$, où $A_t^P(\cdot)$ représente les anticipations sur la base des probabilités effectives calculées d'après les données historiques. Premièrement, comme noté ci-dessus, h^Q peut différer de h^P si les investisseurs demandent une compensation pour le risque idiosyncrasique ($\Gamma > 0$). Deuxièmement, les anticipations de $h^Q PD$ sont évaluées en utilisant les probabilités corrigées pour tenir compte de l'aversion des investisseurs à l'égard du risque conjoncturel. Cela implique que les primes CDD sont approximativement égales à la somme de trois éléments : perte effective attendue ($h^P PD$) ; prime de risque idiosyncrasique ($h^P PD \Gamma$) ; prime de risque conjoncturel.

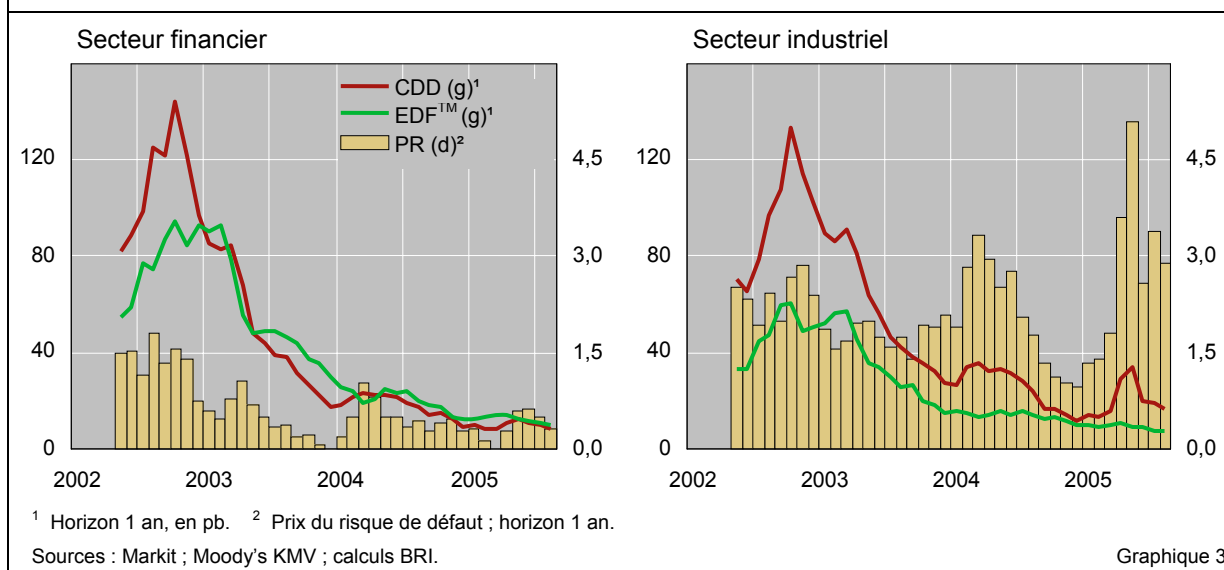
^① Berndt *et al.* (2005), Longstaff *et al.* (2005) et Pan et Singleton (2005), notamment, ont également eu recours à des modèles fondés sur l'intensité pour étudier les primes CDD. ^② Le paiement est effectué aussi longtemps que la signature de référence n'a pas fait défaut. ^③ Pour simplifier, nous supposons que le défaut ne peut survenir qu'aux dates de paiement de la prime. En pratique, lorsque le défaut intervient entre ces dates, les vendeurs de la protection reçoivent un paiement complémentaire.

défaut à 1 an s'établit à 1,42. En supposant une perte en cas de défaut constante, les probabilités de défaut corrigées en fonction du risque sont donc à peu près supérieures de 140 % aux probabilités de défaut effectives. Le prix du risque de défaut varie également de manière significative, entre un minimum de 0,31 et un maximum de 2,92.

Les primes et l'aversion pour le risque de défaut se sont fortement accrues à la mi-2002 et en mai 2005

Le graphique 2 présente l'évolution des variables dans le temps. Le cadre de gauche retrace le comportement des primes CDD à 1 an par rapport aux EDFTM et celui de droite illustre les valeurs estimées de la contrepartie et du prix du risque de défaut. Ils mettent en évidence quatre grandes caractéristiques des séries. Premièrement, il apparaît que les plus fortes variations des primes se sont produites en 2002¹⁶. Ce constat s'applique aux hausses (sur trois semaines de juillet cette année-là, les taux des CDD à 1 an se sont écartés chaque fois de plus de 10 pb) comme aux baisses (les primes se sont nettement resserrées en novembre). C'est en juillet 2002 que WorldCom a fait faillite, avec \$107 milliards d'actifs, ce qui a eu des répercussions généralisées sur les primes CDD. Les probabilités de défaut sur l'indice agrégé ont également augmenté durant cette période, dans des proportions bien moindres toutefois, ce qui montre que le défaut de WorldCom a surtout affecté la contrepartie du risque de marché. Deuxièmement, à partir de début 2003, les primes ainsi que les fréquences de défaut attendues ont diminué et sont restées depuis relativement stables : les primes ne se sont creusées que brièvement au printemps 2005, lors des événements liés à General Motors et Ford. Troisièmement, la contrepartie du risque a suivi dans une large mesure la même évolution que les primes. Quatrièmement, le prix du risque de défaut a davantage fluctué : il a culminé à la mi-2002, mais a aussi

Deux composantes sectorielles de l'indice CDD



¹⁶ Cette observation vaut également, dans le graphique 1, à une fréquence plus élevée. Ainsi, neuf des dix plus fortes variations hebdomadaires des taux des CDD à 1 an (en valeur absolue, mesurées d'un vendredi à l'autre) ont eu lieu en 2002.

atteint des sommets début 2004, lorsque la courbe des valeurs du Trésor s'est vivement accentuée, puis en mai 2005, pendant les turbulences associées aux déclassements dans le secteur automobile.

S'agissant de l'évolution par secteur, le graphique 3 compare les primes CDD à 1 an et les EDF™ aux estimations implicites du prix du risque de défaut pour deux secteurs¹⁷. Les primes CDD et les EDF™ suivent une tendance analogue, par rapport aussi à l'indice agrégé. Néanmoins, le niveau implicite et la volatilité du prix du risque de défaut ont sensiblement varié sur ces deux secteurs. Ainsi, le niveau moyen ressort à 2,18 pour les entreprises industrielles, mais à seulement 0,62 pour les sociétés financières. De plus, il est brutalement monté en flèche pour les valeurs industrielles en avril-mai 2005, alors qu'il n'a pratiquement pas bougé pour les titres financiers pendant cette période agitée¹⁸.

De grandes différences entre secteurs

Facteurs influant sur la contrepartie du risque dans les CDD

Quels sont les principaux facteurs de variation de la contrepartie du risque dans les CDD et nos indicateurs de l'aversion pour le risque de défaut ? Nous venons d'identifier quelques épisodes clés pendant lesquels ces mesures se situaient à des niveaux élevés. Dans cette section, nous recourons à une analyse de régression pour déceler d'éventuelles relations avec des variables représentatives de l'activité macroéconomique et des marchés du risque de crédit. Faute de place, nous nous intéressons uniquement à l'indice agrégé¹⁹.

Choix des variables

Dans la mesure où la situation macroéconomique influe sur l'attitude des investisseurs à l'égard du risque sur le marché des CDD, on peut s'interroger sur l'existence de relations statistiquement significatives entre des variables macroéconomiques et les indicateurs de la contrepartie du risque des CDD²⁰. Notre analyse de plusieurs séries porte notamment sur l'inflation, l'activité

Influence de l'activité macroéconomique et de la politique monétaire...

¹⁷ Les autres secteurs ne sont pas représentés par manque de place. Globalement, les primes CDD et les estimations de l'aversion pour le risque de défaut suivent une tendance identique. Le niveau estimé de l'aversion pour le risque de défaut dans le compartiment des biens de consommation est semblable à celui observé pour les valeurs industrielles, mais il est nettement inférieur dans les TMT depuis début 2003.

¹⁸ Amato et Remolona (2005) constatent que le prix du risque de défaut est supérieur dans le cas des signatures bien notées. Cependant, dans l'indice CDX, les sociétés financières bénéficient en moyenne d'une meilleure notation que celles des autres secteurs. Un facteur indépendant de la qualité du crédit doit donc expliquer ces différences dans nos estimations. Cet aspect est à développer dans des travaux ultérieurs.

¹⁹ Des régressions ont aussi été effectuées pour chacun des secteurs, les estimations obtenues étant globalement proches de celles de l'indice agrégé. Tous les résultats analysés ci-après ainsi que d'autres sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

²⁰ De même, les indicateurs de l'activité économique devraient expliquer les variations systématiques de la probabilité de défaut (les EDF™ dans notre étude). D'ailleurs, dans des résultats non communiqués ici, nous observons que les EDF™ font apparaître une relation négative et statistiquement significative avec plusieurs variables de l'activité. De plus, les EDF™ présentent une corrélation positive avec les taux de défaut.

économique, la confiance des consommateurs, les taux d'intérêt sans risque et l'orientation de la politique monétaire.

...ainsi que des
taux de défaut
et des volumes
d'émission

Nous incluons également dans ces régressions des mesures de l'activité sur les marchés du risque de crédit. Le taux de défaut des titres à haut rendement sert d'indicateur mensuel pour beaucoup d'autres variables fondamentales censées influencer sur la contrepartie du risque de défaut. Nous examinons, en outre, l'incidence des émissions classiques à moyen et long terme des sociétés non financières américaines ainsi que celle des émissions mondiales de TGC sur fonds de créances et synthétiques. Ce dernier paramètre est particulièrement intéressant pour le marché des CDD, car les monteurs de TGC se couvrent généralement en vendant une protection sous forme de CDE ou CDI. Un large débat s'est engagé pour savoir si cette offre de produits structurés a fait baisser les primes CDD ces deux dernières années.

Résultats des régressions

La contrepartie
du risque est
étroitement liée
à l'activité
économique

Le tableau 2 récapitule les résultats de régressions à une ou plusieurs variables sur la contrepartie du risque (cadre du haut) et le prix du risque de défaut (cadre du bas)²¹. Les régressions à une variable (colonnes 1–5 dans chaque cadre) indiquent que les valeurs CDD sont étroitement liées à des variables représentatives de l'activité macroéconomique et des marchés du risque de crédit. En premier lieu, il apparaît que l'activité (mises en chantier de logements ou variation de l'emploi non agricole) entretient une relation négative et statistiquement significative avec la contrepartie du risque et, à un degré moindre, avec l'indicateur de l'aversion pour le risque de défaut. Ce constat concorde avec les conclusions énoncées par Amato et Luisi (2005), qui observent que l'activité influe largement sur la contrepartie du risque des obligations d'entreprise sur une période échantillon plus longue.

L'aversion pour le
risque présente une
forte relation avec
l'orientation de la
politique
monétaire...

Deuxièmement, il existe une forte relation entre la divergence des taux d'intérêt réels et l'aversion pour le risque de défaut (graphique 4, cadre de gauche). Cette divergence constitue un indicateur des conditions de la demande dans l'économie, mais elle reflète encore plus directement l'orientation de la politique monétaire. Elle correspond à la différence entre les valeurs estimées du taux réel des fonds fédéraux et du taux d'intérêt naturel, ce dernier servant de variable de substitution pour le taux d'intérêt réel d'équilibre en présence d'un indice des prix à la consommation stable (tableau 2, note 2). Pendant la période étudiée, la politique monétaire ainsi mesurée a été très accommodante, et nos calculs suggèrent que l'aversion pour le risque de défaut a diminué à mesure que le taux réel des fonds fédéraux tombait bien en dessous de son niveau naturel. Il n'est peut-être pas surprenant que cette divergence, prise comme indicateur inverse de la production agrégée, varie positivement avec le prix du risque de défaut,

²¹ Nous avons également constaté des relations économiquement et statistiquement significatives avec plusieurs autres indicateurs de l'activité économique. Dans la plupart des cas, les mesures de l'inflation et du volume des émissions obligataires ont généralement des coefficients statistiquement non significatifs.

CDD : contrepartie du risque et prix du risque de défaut ¹ – régressions							
Variable dépendante : contrepartie du risque							
Variable ²	1	2	3	4	5	6	7
Logement	-0,140* (0,023)					-0,096* (0,030)	-0,102* (0,029)
Emploi		-0,120* (0,036)				-0,015 (0,035)	-0,019 (0,034)
DTR			0,276* (0,071)			0,162* (0,059)	0,155* (0,059)
Défaut				0,629* (0,198)		0,184 (0,168)	
TGC					-0,911* (0,439)		-0,355 (0,312)
R ²	0,51	0,24	0,30	0,22	0,11	0,62	0,62
Variable dépendante : prix du risque de défaut							
Variable ²	1	2	3	4	5	6	7
Logement	-0,002* (0,001)					-0,002* (0,001)	-0,002* (0,001)
Emploi		-0,001 (0,001)				0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
DTR			0,006* (0,001)			0,004* (0,001)	0,004* (0,001)
Défaut				0,009* (0,004)		0,004 (0,004)	
TGC					-0,025* (0,009)		-0,018* (0,007)
R ²	0,24	0,04	0,32	0,11	0,20	0,44	0,51

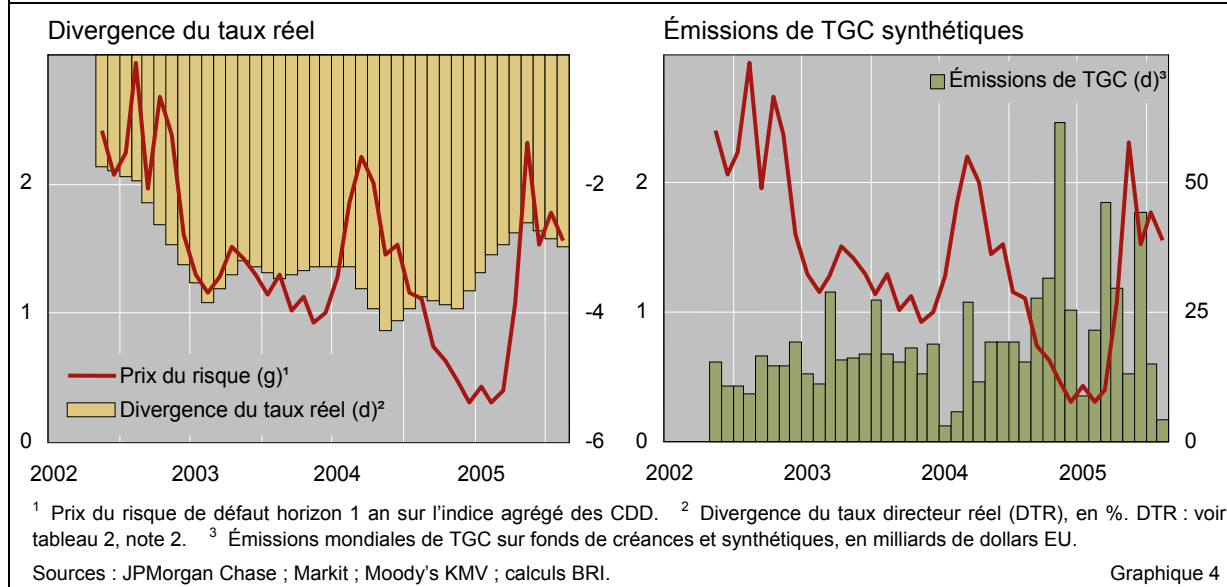
¹ Sur la base de l'indice agrégé horizon 1 an, en pb. * Statistiquement significatif au seuil de 5 %. Entre parenthèses : erreur type. ² Logement : mises en chantier de logements (en milliers) ; emploi : emplois non agricoles (variation, en milliers) ; DTR : divergence du taux directeur réel (en pb) ; défaut : taux de défaut sur titres à haut rendement (en pb) ; TGC : émissions mondiales de TGC sur fonds de créances et synthétiques (en milliards de dollars EU). DTR = taux réel des fonds fédéraux moins taux d'intérêt naturel, sachant que le taux réel correspond au taux nominal corrigé de la hausse des prix à la consommation sur quatre trimestres et que le taux naturel désigne le taux réel moyen (1985–2003) plus la hausse de la production potentielle moins sa moyenne à long terme. Les valeurs mensuelles sont obtenues par interpolation linéaire de moyennes trimestrielles. Voir BRI (2004, chapitre IV).

Sources : Bloomberg ; JPMorgan Chase ; Markit ; Moody's ; Moody's KMV ; calculs BRI. Tableau 2

puisque l'aversion pour le risque tend à régresser quand la conjoncture est favorable. Par ailleurs, les résultats de la régression concordent avec le fait qu'un faible coût du crédit incite à la prise de risque : les investisseurs ont davantage recouru à l'effet de levier car ils peuvent financer leurs positions à des conditions (relativement) avantageuses²².

²² Voir BRI (2005, chapitre VI) pour une analyse plus approfondie.

Macroliquidité, émissions de TGC et aversion pour le risque de défaut



Il est certain cependant que ces résultats doivent être interprétés avec prudence. D'après les estimations, lorsque l'écart de taux réel était inférieur à la moyenne de l'échantillon, le goût pour le risque était anormalement élevé. Pourtant, cet écart a été **négatif** sur toute la période couverte par notre échantillon. En revanche, sur un plan plus global, l'aversion pour le risque de défaut a été relativement marquée à la mi-2002 puis en mai 2005. Il faudrait donc s'assurer que la relation estimée avec la divergence de taux se confirme sur la durée d'un cycle économique, point qui reste à vérifier.

...et les émissions de TGC synthétiques

Autre constat frappant : les mois caractérisés par des émissions assez importantes de TGC synthétiques coïncident avec un prix moindre pour le risque de défaut (graphique 4, cadre de droite). La demande de protection accrue de CDE, consécutive au gonflement des volumes de TGC émis, exerce un effet négatif sur l'aversion mesurée pour le risque. Toutefois, ces résultats peuvent aussi être influencés par la relation de causalité inverse : un regain de goût pour le risque peut grossir la demande, et donc l'émission, de dérivés de crédit exotiques tels que TGC synthétiques.

Ces relations sont validées par l'inclusion de variables macroéconomiques dans la régression

La signification statistique des taux de défaut et des émissions de TGC synthétiques dans les régressions à une seule variable peut refléter les corrélations de ces séries avec des variables macroéconomiques plus fondamentales. Pour vérifier cette possibilité, nous reportons également dans le tableau 2 les résultats de régressions à plusieurs variables, notamment macroéconomiques. Ces régressions ont une valeur explicative nettement supérieure, comme en témoigne la statistique R^2 plus élevée. Pour la contrepartie du risque, les mises en chantier de logements et la divergence de taux semblent constituer les variables les plus significatives, tandis que les coefficients du taux de défaut des titres à haut rendement et des émissions de TGC ne sont plus significatifs. En revanche, les émissions de TGC conservent leur signification statistique dans l'équation pour le prix du risque de défaut,

bien que leur effet marginal soit légèrement plus faible si l'on inclut des variables sur l'état de l'économie. Ces constats confirment que le degré d'activité sur le marché des dérivés de crédit – l'offre de produits structurés – peut avoir réduit le niveau effectif de l'aversion pour le risque ces dernières années.

Synthèse et prolongements

Cette étude a permis d'obtenir des estimations de la contrepartie du risque dans les CDD et de l'aversion pour le risque de défaut sur la période 2002–05. Les deux indicateurs se sont avérés très volatils, ce qui signifie que l'attitude des investisseurs à l'égard du risque change souvent. Nos mesures sont analogues à celles de Berndt *et al.* (2005) et les complètent. Des pics importants apparaissent dans les séries à la suite du défaut de WorldCom, en 2002, et des turbulences qui ont affecté le secteur automobile, en avril–mai 2005. En outre, l'analyse de régression indique que les variations de l'aversion pour le risque sont liées à des facteurs macroéconomiques et à d'autres, techniques, ayant trait aux marchés. Nos conclusions appellent cependant quelques réserves. Nous avons posé, en effet, plusieurs hypothèses très simplificatrices pour produire ces mesures. De plus, notre échantillon ne s'étend que sur trois ans, ce qui ne couvre pas la totalité d'un cycle de crédit.

Les travaux à venir devront explorer plusieurs voies. Tout d'abord, une analyse plus approfondie nécessiterait de construire un modèle selon les critères de Berndt *et al.* (2005). Il faudrait ensuite que les estimations ainsi obtenues soient validées en fonction des spécifications du modèle. Les récents travaux de Pan et Singleton (2005) sur les primes CDD de signatures souveraines, par exemple, montrent que les évaluations de l'aversion pour le risque sont parfois sensibles à la structure du modèle. Ensuite, il serait souhaitable de rapprocher ces valeurs estimées à partir de données CDD de valeurs qui seraient produites à partir d'autres instruments de crédit ou catégories d'actifs, telles les actions ou les obligations d'État. Tout cela permettrait de mieux discerner dans quelle mesure les prix des actifs sur les différents marchés sont influencés par des facteurs communs.

Les résultats obtenus révèlent des liens avec les variables macroéconomiques...

...mais des travaux complémentaires sont nécessaires pour améliorer les estimations et tester leur fiabilité

Bibliographie

Altman, E. I., B. Brady, A. Resti et A. Sironi (2004) : « The link between default and recovery rates : theory, empirical evidence and implications », *Journal of Business*, à paraître.

Amato, J. et J. Gyntelberg (2005) : « Contrats dérivés indiciels sur défaut : tranches de pertes et tarification des corrélations de risque de crédit », *Rapport trimestriel BRI*, mars, pp. 71–85.

Amato, J. et M. Luisi (2005) : « Macro factors in the term structure of credit spreads », *BIS Working Papers*, à paraître.

- Amato, J. et E. Remolona (2005) : « The pricing of unexpected credit losses », *BIS Working Papers*, n° 190.
- Banque des Règlements Internationaux (2004) : *74^e Rapport annuel*.
- Banque des Règlements Internationaux (2005) : *75^e Rapport annuel*.
- Berndt, A., R. Douglas, D. Duffie, M. Ferguson et D. Schranz (2005) : « Measuring default risk premia from default swap rates and EDFs », *BIS Working Papers*, n° 173.
- Driessen, J. (2005) : « Is default event risk priced in corporate bonds ? », *Review of Financial Studies*, 18, pp. 165–195.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, D. Agrawal et C. Mann (2001) : « Explaining the rate spread on corporate bonds », *Journal of Finance*, 56, pp. 247–277.
- International Swaps and Derivatives Association (2003) : *ISDA Credit Derivatives Definitions, Supplements and Commentaries*.
- Kealhofer, S. (2003) : « Quantifying credit risk I : default prediction », *Financial Analysts Journal*, janvier/février, pp. 30–44.
- Longstaff, F., S. Mithal et E. Neis (2005) : « Corporate yield spreads : default risk or liquidity ? New evidence from the credit default swap market », *Journal of Finance*, 60, pp. 2213–2253.
- O’Kane, D., M. Naldi, S. Ganapati, A. Berd, C. Pedersen, L. Schloegl et R. Mashal (2003) : *The Lehman Brothers guide to exotic credit derivatives*, supplément, *Risk magazine*, novembre.
- O’Kane, D., C. Pedersen et S. Turnbull (2003) : « The restructuring clause in credit default swap contracts », *Fixed Income Quantitative Credit Research*, Lehman Brothers, avril.
- Packer, F. et H. Zhu (2005) : « Clauses contractuelles et tarification des contrats dérivés sur défaut d’emprunteur », *Rapport trimestriel BRI*, mars, pp. 87–99.
- Pan, J. et K. Singleton (2005) : *Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads*, Stanford University, document non publié.

