

L'impact de la notation

Le 31 janvier 2006

RESUME	2
1 L'IMPACT DES DECISIONS D'AGENCE : UNE COMPARAISON DU CAS DES ACTIONS FRANCAISES AVEC L'EXPERIENCE INTERNATIONALE.....	3
1.1 Introduction.....	4
1.2 Un rapide survol de la littérature	5
1.3 Méthodologie	6
1.4 Résultats	8
1.4.1 L'étude d'impact.....	8
1.4.2 Une analyse des déterminants	10
1.5 Conclusion	12
2 L'IMPACT DES DECISIONS D'AGENCE SUR LES NOUVEAUX PRODUITS OBLIGATAIRES EN EUROPE : LE CAS DES ABS	25
2.1 Introduction.....	26
2.2 Un bref panorama des tendances récentes dans le développement et les notations des ABS en Europe	26
2.3 Etude empirique de l'impact des changements de notation sur les ABS européens.....	28
2.3.1 Description de l'échantillon	28
2.3.2 Estimations et résultats	29
2.4 Conclusion et discussion	31

RESUME

Parallèlement à la publication de son rapport, prévu par la loi de sécurité financière du 1^{er} août 2003¹, sur les agences de notation, et à la publication d'une étude sur la notation en matière de titrisation, l'AMF publie deux études, réalisées en collaboration avec les équipes de recherche de Ixis CIB, dans le cadre du conseil scientifique de l'AMF.

Les résultats de la première étude (1.) permettent une compréhension plus détaillée de l'impact des décisions des agences de notation sur le prix des actions françaises au cours de la période 1990-2004.

Globalement, la réaction des prix des actions sur le marché français est proche de ce que l'on observe sur les marchés du crédit ou sur les marchés d'actions étrangers, à savoir :

- que les prix des actions réagissent plus fortement à la dégradation de la note ou à sa mise sous surveillance négative qu'à son relèvement ou à sa mise sous surveillance positive ;
- que les prix d'actions anticipent les décisions d'agence, probablement en raison de l'information publique abondante disponible sur le marché au sujet des émetteurs.

L'étude met enfin en évidence que les annonces des agences ont d'autant plus d'impact sur les prix des actions que les titres sont volatiles, de petite taille et de basse notation et que l'environnement macroéconomique est défavorable (notamment si les taux de défaut sont élevés).

La seconde étude de Ixis CIB (2.) permet d'analyser spécifiquement l'impact des modifications de notation sur la performance des ABS européens au cours de la période allant du mois de janvier 1999 à mai 2005. L'échantillon de notations disponible sur lequel porte l'étude montre que les changements de note sont assez rares sur ce marché, mais qu'ils sont de taille assez importante lorsqu'ils se produisent.

Il apparaît que l'impact des changements de notation sur la performance des ABS européens est lui-même non négligeable, et qu'il est observé aussi bien dans le cas des abaissements de note (résultat que l'on retrouve pour les obligations d'entreprise classiques) que dans celui des relèvements.

Ces résultats tendent donc à montrer le rôle important joué par les agences de notation sur le marché des ABS, conformément à l'intuition selon laquelle la complexité de ce type de produits et le rôle que jouent les agences de notation dans leur élaboration procurent à celles-ci un véritable avantage informationnel sur le reste du marché.

¹ Article L 544-4 du code monétaire et financier.

1 L'IMPACT DES DECISIONS D'AGENCE : UNE COMPARAISON DU CAS DES ACTIONS FRANCAISES AVEC L'EXPERIENCE INTERNATIONALE

Etude réalisée par Evguenia Iankova, Florent Pochon, Jérôme Teïletche – IXIS CIB Service de la recherche

Les décisions des agences de notation font l'objet d'une attention accrue de la part des différents agents économiques (entreprises, investisseurs, organismes officiels). L'objet de cette étude est d'établir un point sur la question de l'impact des décisions d'agence, c'est-à-dire les modifications de notation elles-mêmes et les mises sous surveillance de ces notations. Nous débutons par établir une revue de la littérature académique. Par la suite, nous évaluons les implications des décisions d'agence dans le cas français en se montrant le plus exhaustif possible sur la période 1990-2004 et en proposant des améliorations méthodologiques. Nous comparons les résultats obtenus avec leurs équivalents pour les Etats-Unis et le reste de l'Europe obtenus avec le même cadre méthodologique. Une analyse préliminaire des déterminants de l'ampleur de la réaction des cours boursiers est enfin proposée.

1.1 Introduction²

Les décisions des agences de notation ont fait l'objet d'une attention accrue lors des années récentes. Cette mise en avant est liée au large mouvement de dégradation des notations durant la période 2000-2003, notamment pour de nombreuses entreprises issues du secteur des nouvelles technologiques à la suite des difficultés financières générées par le fort endettement contracté lors des investissements et acquisitions massifs de la fin des années quatre-vingt dix. Cette période entraîna également pour un certain nombre d'entreprises européennes à forte notoriété un premier passage dans la catégorie dite « speculative grade » ou « high yield » (notation inférieure à BBB-/Baa3), détériorant de la sorte très fortement leur capacité de financement. De façon plus anecdotique, quelques entreprises ont jugé injuste l'évolution de leur notation et les agences trop « agressives ». A l'inverse, certains investisseurs ont regretté que les agences aient réagi trop lentement à la dégradation de la situation financière de certaines entreprises qui se sont soldées par des faillites retentissantes. Ce débat a eu d'autant plus de résonance que quasiment au même moment le Comité de Bâle avançait la possibilité dans le cadre de la future réglementation Bâle II d'appuyer l'évaluation du capital réglementaire des banques sur les notations d'agence.

Sans entrer dans le détail de ce débat³, l'objet de cette note est d'analyser l'impact des décisions d'agence de notations sur le prix des actifs financiers, et plus particulièrement sur le cours des actions. Il s'agit dès lors d'une approche plus positive que normative du rôle des agences sur les marchés financiers. Cette problématique est fondamentale à la fois en termes de valorisation que de gestion du risque d'un portefeuille d'actifs. D'un point de vue théorique, l'impact des décisions d'agence est indéterminé. D'un côté, la notation constitue avec la maturité et la liquidité l'un des critères principaux de discrimination entre les titres de dettes. De plus, si la modification de la notation signale une modification de la solvabilité et de la rentabilité de l'entreprise ou si elle est simplement susceptible de modifier ses conditions de financement, elle peut également induire un mouvement significatif sur le cours boursier. D'un autre côté, la théorie de l'efficience des marchés⁴ suggère que la décision de l'agence devrait être anticipée par le marché si elle est basée sur l'information publique. La pratique des agences, et notamment le fait qu'elles ont partiellement recours à de l'information privilégiée et que leur règles de décisions demeurent pour partie qualitative, fait que la réalité peut être différente et qu'on peut uniquement apporter une réponse empirique à la question de l'impact des agences.

Cette question fait par suite l'objet d'une littérature académique importante mais initialement uniquement concentrée sur les Etats-Unis en raison de l'ancienneté et de la taille des marchés de cette zone. L'objet de ce texte est de présenter une analyse de l'impact des décisions des agences de notation sur le cours boursier des entreprises françaises. A notre connaissance, une seule étude de ce type est disponible lors de la période récente (François-Heude et Paget-Blanc, 2004). Nous étendons cette étude sur une période de temps plus large et, surtout, nous apportons des améliorations sensibles à la méthodologie utilisée dans ce texte et dans le reste de la littérature. Nous étendons de plus la littérature en proposant une analyse des déterminants de la réaction.

La note est organisée de la façon suivante. La section 2 présente un rapide bilan de la littérature sur les implications des changements de notation sur le prix des actifs financiers. La méthodologie est détaillée dans la section 3. La section 4 présente les résultats de l'étude empirique. La section 5 conclut.

² Ce texte présente les premiers résultats de travaux produits par le service de la recherche d'IXIS CIB dans le cadre des consultations du conseil scientifique de l'Autorité des Marchés Financiers (AMF) sur le rôle des agences internationales de notation. Nous remercions les membres du conseil pour leurs remarques et suggestions. Nous remercions Anne Breton pour son aide dans la constitution des données ainsi que Jean-David Fermanian pour ses suggestions.

³ Voir par exemple Gonzales et al. (2004) pour une discussion étayée.

⁴ La théorie de l'efficience des marchés, qui constitue le cadre de référence en finance et dont la paternité est attribuée à Bachelier, Samuelson et Fama, stipule que dans un marché efficient, toute l'information disponible est déjà incorporée dans les prix. Par suite, si l'on accepte l'hypothèse que les agents font des prévisions parfaites, seules les nouvelles parfaitement imprévisibles ont un impact sur les prix des actifs financiers. Voir Fama (1991) pour un survol de la littérature.

1.2 Un rapide survol de la littérature

Une large littérature s'est attachée à la vérification de l'incidence des modifications de notation sur le prix des actifs financiers. Pour l'essentiel, les auteurs ont mené des études d'événements, qui consistent à étudier la modification du prix de l'action ou d'une obligation de l'entreprise autour de l'annonce de l'agence. La méthodologie est expliquée avec plus de détails dans la section suivante.

Si l'on trouve des études plus anciennes⁵, il est plus raisonnable de se limiter aux analyses établies lors des deux dernières décennies en raison des améliorations récentes apportées par les agences. D'une part, celles-ci ont ajouté aux notes des appréciations plus qualitatives donnant des indications sur la tendance possible à court terme (mises sous surveillance) ou à long terme (perspective) de la note⁶. D'autre part, entre 1971 et 1982, les principales agences de notation ont été amenées à modifier progressivement leurs échelles de notation par l'introduction de crans plus fins (*notches*) conduisant à un quasi-triplement de l'échelle des notations. Plusieurs auteurs (Liu, Seyyed et Smith (1999), Kliger et Sarig (2000)) ont d'ailleurs montré, dans le cas d'une agence particulière, que cette modification a eu une incidence significative, ce qui en soit constitue une première indication du rôle joué par les décisions d'agence, même s'il faut être méfiant compte tenu du caractère exceptionnel et a priori non répétitif de cette décision.

Si les résultats obtenus dans la littérature sont très divers, quelques régularités se dégagent nettement⁷ :

- (1) Les modifications de notation sont plus ressenties à l'occasion des abaissements (downgrades) que lors des relèvements (upgrades), cette asymétrie étant plus présente dans le cas des actions ;
- (2) Le marché tend à anticiper la modification de notation, dans le sens où les rendements anormaux significatifs sont surtout observés en amont de l'annonce de la décision (jusqu'à environ six mois en avance) ;
- (3) L'effet économique sur les émetteurs de basse notation (notamment speculative grade) est conséquent (de l'ordre de 10% à 15% en cumulé pour le cours boursier).

L'effet asymétrique a diverses explications possibles. Dans le cas spécifique des actions, l'annonce d'un upgrade n'est pas nécessairement vue comme une nouvelle positive par l'actionnaire. En effet, le réhaussement de notation peut traduire un comportement trop vertueux de l'entreprise et, en particulier, une absence de recours à l'effet de levier susceptible de créer de la valeur pour l'actionnaire. En poussant cette logique jusqu'au bout, un downgrade pourrait être assimilé à une nouvelle positive pour l'actionnaire, mais cela ne semble pas être ce mécanisme qui préside empiriquement. Plus généralement, Goh et Ederington (1993) réfutent empiriquement le fait que la réaction soit liée à des transferts de richesse entre actionnaires et détenteurs d'obligations. Une explication alternative est fournie par Ederington et Goh (1998) qui avancent que les entreprises préfèrent se cantonner aux bonnes nouvelles, les mauvaises nouvelles étant par conséquent annoncées par d'autres acteurs, y compris les agences. Une dernière explication est que les agences se focalisent sur les épisodes de dégradation de la qualité de crédit et non l'inverse car leur réputation pâtit beaucoup plus de l'absence d'anticipation d'un défaut que d'une amélioration non-anticipée des résultats de l'entreprise.

Des études plus récentes analysent l'impact des décisions d'agence sur les Credit Default Swaps (CDS). Les CDS sont des produits dérivés de crédit qui connaissent un développement exponentiel et qui consistent en un échange entre l'acheteur de cette protection, qui verse régulièrement une prime en excès du taux monétaire de

⁵ Voir Norden et Weber (2004) pour une liste relativement exhaustive.

⁶ Les mises sous surveillance (*Watches*), apparues dans les années quatre-vingt, correspondent à une situation où l'agence signale qu'elle est susceptible de modifier la notation à court terme, le délai étant général inférieur à 3 mois. La mise sous surveillance peut être positive, négative et, beaucoup plus rarement, sans précision particulière. Initialement, les mises sous surveillance sont censées correspondre à la réponse de l'agence face à une situation exceptionnelle (fusion-acquisition, recapitalisation, action réglementaire...) mais la pratique est qu'elles apparaissent de plus en plus fréquemment comme des préalables à une modification de notation même sans événement exogène. La perspective (*Outlook*), établie pour toutes les notes de long terme, indique sa tendance probable à long terme. La plupart des notes ne sont toutefois pas assorties de perspectives particulières (la perspective est « *Neutre* »).

⁷ Les principales études sont à mettre au crédit de Hand, Holthausen et Leftwich (1992), Goh et Ederington (1993), Dichev et Piotroski (2001), Hite et Warga (1997), Norden et Weber (2004).

référence, et son vendeur qui s'engage à rembourser la partie de la dette qui n'est pas recouvrée en cas de défaut de l'entreprise sous-jacente (i.e. sur laquelle est écrit le CDS). Les CDS ont l'avantage de constituer des mesures « pures » du risque de crédit du sous-jacents et d'être plus liquides que les obligations équivalentes⁸. Les études montrent d'une part que les mises sous surveillance ont plus d'incidence que les annonces elles-mêmes (et les annonces de perspectives) et que d'autre part, le marché tend à anticiper les décisions. On remarquera qu'étant donné la « jeunesse » du marché du CDS, ces études sont basées sur les toutes dernières années uniquement et qu'elles sont dès lors presque uniquement concernées par des abaissements de notation.

L'objet du reste de ce texte est de documenter l'impact des décisions d'agence sur les cours des actions françaises de 1990 à 2004. Nous considérons à la fois les modifications de notations ainsi que les mises sous surveillance. Les modifications de notations sont définies ici à partir de la classe fine de notations (AAA/AA+/AA/AA- etc...) et non pas à partir des classes agrégées (AAA/AA/A/BBB etc...). A des fins de comparaisons, nous menons le même exercice pour l'Europe et les Etats-Unis sur la même période.

1.3 Méthodologie

Pour analyser l'impact d'une décision d'agence sur le prix d'un actif financier (cours boursier ou obligataire), les études empiriques se fondent généralement sur les études d'événements. Fréquemment utilisée en finance, cette méthodologie consiste à se concentrer sur le comportement du prix autour de l'événement, d'en tirer une mesure statistique (par exemple le rendement cumulé) et, collectant le même type d'information pour différents événements similaires, de juger l'impact via des tests statistiques⁹. Afin d'isoler l'effet strict de l'événement, il est de plus nécessaire de purger la variation du prix des autres influences et particulièrement des mouvements globaux de marché. De façon générale, ceci peut être simplement réalisé en travaillant sur l'écart entre le rendement du titre sur lequel se produit l'événement et le rendement moyen pour l'ensemble du marché. Dans le cas spécifique des actions, les auteurs corrigent également du beta du titre, c'est-à-dire de son exposition au risque de marché, et de son alpha, c'est-à-dire de son niveau de rendement lorsque le marché est étale.

Plus formellement, soit R_t le rendement du titre à la période t . Le rendement en excès ou anormal du marché est défini comme $AR_t = R_t - \alpha - \beta R_{mt}$. α et β désignent respectivement l'alpha et le beta du titre obtenus via l'estimation du modèle de marché estimé sur une période - dite de contrôle - qui n'inclut pas en général la date de l'événement. Une autre définition du rendement en excès est $AR_t = R_t - R_{mt}$, c'est-à-dire pour le cas particulier où $\alpha = 0$ et $\beta = 1$. AR_t correspond à un rendement mono-périodique, comme par exemple sur un jour ou une semaine. Afin d'étudier la persistance des effets de l'événement, on peut également travailler sur des rendements cumulés définis comme $CAR = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t$ ou $CAR = \left(\prod_{t=t_1}^{t_2} (1 + AR_t) \right) - 1$ ¹⁰. Les dates t_1 et t_2 marquent respectivement le début et la fin de la période d'observation de l'incidence de l'événement. On peut distinguer trois cas :

- Chacune des deux dates, t_1 et t_2 , précèdent la date d'événement. Dans ce cas, on cherche typiquement à mesurer si l'événement a été anticipé par le marché ;
- L'événement se situe entre les deux dates t_1 et t_2 . On mesure alors l'effet de l'événement autour de sa date de réalisation ;

⁸ Voir Hull, Predescu et White (2004) pour une présentation du marché des CDS et une comparaison avec le marché « cash » (i.e. obligations).

⁹ Pour un survol de la littérature sur les études d'événements, voir MacKinlay (2001).

¹⁰ La distinction entre les deux définitions tient à l'effet de capitalisation des rendements, ignoré dans le premier cas. En définitive, la première définition n'est qu'une approximation au 1^{er} ordre du véritable rendement cumulé mais elle présente l'avantage de la simplicité. Le calcul des rendements via la différence première du logarithme des prix est la solution adoptée dans la littérature pour pallier ce problème et c'est celle qui est retenue ici.

- Les deux dates t_1 et t_2 se situent après l'événement, auquel cas on cherche à mesurer la réaction consécutive à l'événement tout en éliminant les effets instantanés et contemporains.

On reproduit la démarche pour un ensemble d'événements similaires, indexés par i avec $i = 1, \dots, N$. L'incidence est finalement jugée en menant des tests de significativité des rendements anormaux cumulés. Le test le plus classique est le test de Student, qui vise à tester la nullité de la moyenne des rendements anormaux cumulés. Si l'on désigne par \overline{CAR} la moyenne des N rendements cumulés et σ_{CAR} l'écart-type associé, la statistique de test est donnée par $\overline{CAR} / (\sigma_{CAR} / \sqrt{N})$ et est distribuée selon une loi de Student à $N - 2$ degrés de liberté. Cette façon de procéder est quasi-unanimement utilisée dans la littérature. Elle présente toutefois divers inconvénients. D'une part, en étant basée sur la moyenne, elle est sensible à la présence d'observations extrêmes qui peuvent biaiser les résultats. D'autre part, il s'agit d'un test paramétrique qui suppose que les rendements cumulés sont distribués normalement. Le graphique 1 représente un exemple de densité des rendements cumulés anormaux. Il s'agit des rendements associés aux downgrades dans le cas de la France et pour une fenêtre de ± 30 jours autour de l'événement mais le problème est similaire pour les autres cas. On s'aperçoit que la distribution n'est pas symétrique¹¹ et qu'elle présente des queues épaisses. De façon globale, le test de Jarque-Bera conduit à largement rejeter l'hypothèse nulle de normalité.

Au final, cet exemple montre que l'inférence basée sur le test de Student et ses hypothèses standard peut être erronée et biaisée. Pour pallier ce problème, nous avons adopté deux types de solutions. D'une part, nous avons eu recours à des tests non-paramétriques qui sont moins sensibles aux valeurs extrêmes car il se concentrent sur la médiane et sont par définition non-assujettis à une distribution spécifique. Plus spécifiquement, nous avons eu recours au test du Signe et au test de Wilcoxon signé. Les statistiques centrées réduites associées à chacun de ces tests sont données par :

$$\text{Signe} = (N^+ - N/2) / \sqrt{N/4}, \quad N^+ = \sum_{i=1}^N (CAR_i > 0)$$

$$\text{Wilcoxon} = \frac{\sum_{i=1}^N CAR_i^+ - N(N+1)/4}{N(N+1)(2N+1)/24}$$

où CAR_i^+ désigne le rang de CAR_i dans l'ensemble de la série des rendements absolus s'il s'agit d'une valeur positive et zéro sinon. L'autre solution est le recours à la technique du bootstrap. Celle-ci consiste à créer par simulations la distribution d'une statistique en recalculant cette dernière à partir d'un ensemble d'échantillons constitués aléatoirement par tirage avec remise dans l'échantillon originel. La méthode du bootstrap tend à s'imposer en économie et finance car elle est extrêmement flexible et puissante¹². Dans les résultats ci-dessous, la significativité de chacune des statistiques (t-test, Signe et Wilcoxon) est jugée à partir de la distribution tirée du bootstrap.

Ici, nous avons retenu différentes couples de valeurs pour t_1 et t_2 allant de 90 jours ouvrés avant l'événement à 90 jours ouvrés après l'événement. Le beta est estimé à partir de l'application du modèle de marché sur au moins 50 jours et au plus 250 jours, en n'incorporant aucune donnée située à moins de 90 jours ouvrés de l'événement. Autrement dit, l'estimation du beta fait intervenir toutes les données disponibles entre 340 et 91 jours ouvrés avant l'événement.

¹¹ La symétrie négative signifie que la distribution est caractérisée par une plus grande masse de probabilité dans la queue de gauche (les rendements négatifs).

¹² Voir pour un survol de la littérature, Mac Kinnon (2002) ou Flachaire (2000).

A des fins de comparaison, l'application est établie sur trois champs géographiques. Ainsi, nous analysons séparément le cas des entreprises françaises, européennes¹³ et américaines. L'indice de marché utilisé pour estimer les paramètres (alpha et beta) du modèle de marché est donné respectivement par le SBF 120, le Stoxx large et le Wilshire 5000. Pour chacune de ces zones, l'échantillon est obtenu à partir de plusieurs filtres. Nous commençons par recenser sur Bloomberg l'ensemble des entreprises ayant connu un changement de notation par l'une des trois principales agences (S&P, Moody's, Fitch) durant la période 1990-2004¹⁴. Par exemple, dans le cas français, cela représente 2962 modifications de notations (changement de rating et watches) réparties en 1410 décisions de S&P, 1207 de Moody's et 345 de Fitch, 332 entreprises étant concernées. A partir de ces échantillons initiaux, nous sommes amenés à appliquer différents filtres pour pouvoir réaliser l'étude d'impact :

- on retient les ratings "LT Local Issuer Credit" pour S&P et "Senior Unsecured Debt" pour Moody's et Fitch ;
- on ignore les nouvelles notations, les retraits de notation et les notations basées sur information publique (PI) ;
- on ne retient que les entreprises pour lesquelles on dispose d'un prix ;
- on applique des règles de liquidité et de disponibilité des prix sur un intervalle assez large pour estimer le bêta et l'impact de la décision.

Toujours dans l'exemple français, l'échantillon français est alors constitué de 401 changements de notations couvrant 68 entreprises dont la liste est reportée en annexe 1.

Notons enfin que chacune des décisions d'agences est considérée sans prise en compte de ce qui se produit pour les autres agences. En particulier, une décision d'une agence peut faire suite à une décision similaire pour la même entreprise établie pour une autre agence. Ce choix permet d'éviter de définir arbitrairement une fenêtre qui délimite le temps minimal pour que deux décisions soient considérées comme différenciées¹⁵. A des fins de clarté accrue, nous reportons les résultats séparément pour chacune des agences. Ceci nous permet en outre de nous affranchir de l'écueil lié au fait que les décisions des agences ont aux yeux du marché une signification différente selon l'agence pour un type donné de décision.

1.4 Résultats

Nous commençons par présenter le résultat de l'étude d'impact dans le cas français puis dans les cas européen et américain. Nous terminons par une analyse préliminaire des déterminants de l'impact des changements de notation, dans le cas des actions françaises.

1.4.1 L'étude d'impact

Dans le cas français, après application des différents filtres, nous avons la structure d'événements suivante :

¹³ L'Europe est ici définie comme l'Union Européenne hors France mais à laquelle on ajoute la Suisse et la Norvège.

¹⁴ Via la fonction RATC, Bloomberg propose un historique exhaustif des changements de notation produits par toutes les agences dans le monde entier. Ces historiques sont récupérables sous Excel avec les informations suivantes : nom de l'entreprise, date, agence de notation, ancienne notation, nouvelle notation. Pour trouver l'identifiant du titre boursier associé à l'entreprise, nous établissons ensuite une recherche dans les listes composant les indices boursiers larges actuels ainsi que dans des listes d'entreprises délistées pour divers motifs (faillite, acquisition...) et disponibles sur Bloomberg et Datastream. Dans le cas français, qui constitue ici notre objet de focalisation, nous avons de plus effectué une recherche au cas par cas.

¹⁵ Voir Norden et Weber (2004) pour une discussion.

	S&P	Moody's	Fitch	Total
Downgrade	92	59	27	178
Upgrade	32	30	12	74
Watch positif	14	16	5	35
Watch négatif	64	30	20	114
Total	202	135	64	401

La distribution à travers le temps des décisions associées est reportée dans le graphique 2. On remarque très clairement l'apparition tardive des mises sous surveillance et la concentration des modifications de notations sur la période récente. Les tableaux 1A, 1B et 1C reportent les résultats des tests d'impact des changements, séparément pour chacune des agences et chacune des types de décision. Le graphique 3 permet de visualiser l'évolution moyenne des rendements anormaux cumulés autour des dates d'événement. Dans chacun des cas, les tableaux illustrent l'asymétrie des rendements anormaux sus-citée que ce soit dans l'écart entre médiane et moyenne ou plus précisément via le test de skewness et le fait que la distribution soit fréquemment non-normale via le test de Jarque-Bera. Ceci justifie le recours aux tests non-paramétriques et à la technique du bootstrap car l'hypothèse gaussienne sous-jacente au t-test standard habituellement utilisé dans ce cadre est ici extrêmement approximative, surtout si l'on tient compte de la taille relativement limitée des différents échantillons.

Si l'on rentre dans le détail des résultats, on s'aperçoit que les downgrades conduisent en moyenne à des baisses de cours préalables à la décision puis consécutivement à celle-ci, le cours a tendance à légèrement rebondir. Ces deux effets ne sont toutefois pas significatifs pour les trois agences simultanément puisque le premier ne l'est que pour Moody's (sur les 90 jours précédant l'événement) et le second pour S&P (de 1 à 30 jours après l'événement) et pour Fitch (entre 31 et 60 jours après l'événement). Au final, sur l'ensemble des 181 jours ouvrés (soit environ 8 à 9 mois) entourant la décision de l'agence, l'impact cumulé sur le cours s'étale entre -1,2% pour S&P, -3,6% pour Fitch et -8,5% pour Moody's. Ces impacts ne sont toutefois pas significatifs pour les trois agences.

Les mises sous surveillance négatives conduisent au même type de profil, à savoir une baisse préalable à la décision puis une remontée du cours consécutive. La baisse du cours préalable au watch est surtout obtenue pour les décisions de S&P où elle est très significative de même qu'autour de l'événement. Pour les autres agences, la baisse est concentrée sur la fenêtre située entre 60 et 31 jours avant l'événement. Le rebond du cours boursier semble s'opérer relativement tard puisqu'il est significatif pour les trois agences sur la période de 61 à 90 jours après l'événement.

Les upgrades conduisent à une hétérogénéité bien plus grande entre les agences. Si ce type de décision semble se traduire chez Moody's par une hausse du cours boursier, grâce notamment à une hausse significative préalable à la décision et non démentie sur les 30 jours suivant la décision, c'est l'inverse que l'on obtient pour les autres agences. Chez S&P, on a ainsi des rendements significativement négatifs à la fois juste avant et bien après l'annonce de la décision. Chez Fitch, l'annonce d'un upgrade est associée à une baisse du cours préalable.

Les mises sous surveillance positives conduisent à une plus grande homogénéité. Les décisions de l'ensemble des agences se traduisent par des hausses significatives des cours préalables. L'ampleur est toutefois très variable puisque le rendement anormal cumulé moyen sur les 30 jours ouvrés précédant l'annonce est respectivement de +5,5% pour S&P (non significatif), de +6,2% pour Moody's et +24,0% pour Fitch. Dans ce dernier cas, on sera toutefois extrêmement prudent compte tenu du nombre très limité d'observations. Chez S&P,

pour lequel le nombre d'observations est supérieur, l'impact global autour de la décision est finalement très important (+33% en cumulé) et très significatif.

Au total, les résultats obtenus ici confirment globalement ceux de François-Heude et Paget-Blanc (2004). La significativité des mises sous surveillance dans une fenêtre resserrée autour de l'événement est toutefois largement remise en cause dès lors que l'on procède à une meilleure prise en compte des spécificités des rendements anormaux. Les résultats sont également conformes avec ceux obtenus dans la littérature américaine. On constate ainsi que les downgrades ont un effet plus marqué que les upgrades et que les mises sous surveillance ont un impact conséquent.

Afin de pousser plus loin ces comparaisons, nous présentons dans les graphiques 4 et 5 les résultats de l'étude d'impact des décisions d'agence dans les cas européen et américain respectivement, suivant la même méthodologie que dans le cas français¹⁶. Une différence majeure concerne le nombre d'observations, surtout dans le cas américain. Toutes agences confondues, le nombre de downgrades s'établit à 384 en Europe et à 3993 aux Etats-Unis ; pour les upgrades, les chiffres correspondants sont 165 et 1925 ; pour les mises sous surveillance positives, 46 et 695 ; pour les mises sous surveillance négatives, 219 et 1994.

Les résultats pour l'Europe sont relativement conformes à ceux obtenus dans le cas français avec notamment une forte hétérogénéité des réactions autour des upgrades et une baisse des cours préalable aux downgrades suivie d'un léger rebond. Une différence notable est que la période entourant les mises sous surveillance semble marquée par une plus grande réaction. Dans le cas des mises sous surveillance négatives, ce phénomène est significatif pour les trois agences.

Les résultats sont nettement plus homogènes entre les agences et plus significatifs dans le cas américain. Ceci illustre qu'il peut y avoir des problèmes de précision et de puissance des tests si l'on travaille sur des échantillons trop réduits comme c'est parfois le cas avec la France ou l'Europe. Les downgrades conduisent à des baisses significatives des cours, à la fois dans la période précédant l'événement que dans la période qui suit immédiatement. Cette différence avec la France et plus généralement avec l'Europe peut s'expliquer soit par une plus grande prévisibilité des décisions dans le cas européen soit par le fait que les décisions sont devenues plus prévisibles à travers le temps (l'échantillon européen est plus biaisé vers la fin de période que son homologue américain). L'effet des downgrades est massif puisque en cumulé sur les 181 jours entourant l'événement, il oscille entre -18% pour Moody's, -26% pour S&P et -33% pour Fitch. Pour les trois agences, les upgrades se traduisent par une baisse significative des cours boursiers dans les 90 jours qui suivent l'annonce. Par contre, la période qui précède est également incertaine, le résultat final dépendant des agences. Pour finir, on notera que les mises sous surveillance semblent également posséder un effet significatif, à la fois en amont (surtout pour les watches négatifs) mais surtout autour de la décision. Pour toutes les agences, les mises sous surveillance conduisent à des mouvements significatifs des cours (à la hausse pour les watches positifs ; à la baisse pour les watches négatifs) lors des divers intervalles de temps entourant les décisions.

1.4.2 Une analyse des déterminants

La littérature académique est riche d'études d'impact qui quantifie l'incidence sur les cours des actions ou des obligations des annonces des agences. Par contre, elle est nettement moins développée en ce qui concerne l'étude des déterminants de l'ampleur de l'impact.

Quelques résultats peuvent toutefois être dégagés de la littérature. De nombreuses études ont mis en évidence la discontinuité créée par le passage de la catégorie investment grade à la catégorie high yield, un effet que l'on peut expliquer par une segmentation des marchés puisque de nombreux investisseurs ne sont pas autorisés à détenir des titres de catégorie high yield ou par la non-linéarité qui caractérise la relation entre niveau de rating et probabilité de défaut¹⁷ (Holthausen et Leftwich [1986], Jorion et Zhang [2005]). Ces implications de la notation

¹⁶ Le détail de l'ensemble des résultats est disponible sur demande.

¹⁷ Cette non-linéarité exprime le fait qu'une modification d'un cran ne conduit pas à la même modification du taux de défaut implicite lorsque l'on passe, par exemple, de AAA à AA+ ou de BB- à B+.

initiale se retrouvent également à l'intérieur des catégories, Hand, Holthausen et Leftwich (1992) mettant en évidence que les implications des downgrades sont plus conséquents au sein de la catégorie speculative grade qu'au sein de l'investment grade. A priori, il semblerait naturel que l'amplitude de la réaction soit conditionnée à l'ampleur du changement de note. Si l'on trouve quelques vérifications empiriques de ce phénomène (Hand et al. [1992]), il est réfuté par Goh et Ederington (1999). Dichev et Piotroski (2001) montrent qu'au moins en ce qui concerne les rendements anormaux à court terme, il est nécessaire de corriger les rendements des effets traditionnels de taille et de ratio valeur comptable / valeur de marché des entreprises. Vassalou et Xing (2003) montrent qu'une large partie de la réaction est conditionnée par la probabilité de défaut anticipée et consécutive à la modification de notation. Enfin, plusieurs auteurs (Goh et Ederington [1999], Dichev et Piotroski [2001]) ont mis en évidence une corrélation forte entre rendement anormal pré-annonce et rendement anormal post-annonce. Ainsi, un downgrade conduirait à une baisse du prix d'autant plus forte que le prix a connu une baisse importante préalablement (ce qui peut par exemple traduire le fait que l'entreprise a connu une dégradation progressive de sa situation financière).

Partant de ces résultats, nous tentons, dans le cas français, d'identifier plus précisément les déterminants de la coupe des rendements anormaux cumulés. L'analyse est limitée aux downgrades et aux mises sous surveillance négatives qui sont les seules, dans le cas français, à montrer clairement des réactions significatives. Pour cela, nous établissons un échantillon joint sur les trois agences et nous élargissons le champ des déterminants analysés dans la littérature. Plus exactement, nous avons utilisé quatre types de facteurs (dont la liste exhaustive est donnée dans l'annexe 2) :

- Caractéristiques de la décision en termes de notation : niveau de la notation initiale, croisement de niveaux significatifs (high yield), temps depuis la dernière décision, décision d'une autre agence dans les 90 jours précédents...
- Caractéristiques microéconomiques de la société : beta, volatilité du titre, capitalisation (relative au marché), secteur financier ou non-financier, ratios comptables (Debt/Ebitda, P/BV, Ebitda/Interest Expense...), ratio upgrade/downgrade du secteur (champ : zone euro)...
- Environnement macroéconomique : PIB France et OCDE, taux court et taux long, volatilité du CAC, ratio upgrade/downgrade agrégé (champ : zone euro), taux de défaut global
- Autres news : annonces de bénéfices dans le mois qui entoure

Nous commençons par l'analyse des downgrades. On retient le rendement anormal cumulé entre 30 jours avant et la veille de l'annonce comme variable endogène. Parmi les variables explicatives, nous incorporons une variable muette afin de capter le point aberrant lié au comportement du titre Alcatel en novembre 2002 avec un rendement anormal d'environ +50% dans une phase de très fort rebond technique du marché. La meilleure spécification obtenue est la suivante :

$$CAR = 0.11 - 0.13 \times VolTitre + 3.83 \times CapiTitre - 0.08 \times I\{Rating \leq BBB\} \\ - 0.05 \times I\{\Delta Rating > 1 \text{ cran}\} - 0.03 \times TauxDéfaut - 0.05 \times I\{Financières\}$$

(2.72) (-1.68) (1.79) (-2.59) (-2.01) (-2.70) (-1.83)

R^2 ajusté = 0.25, $N = 156$.

Les variables VolTitre, CapTitre, TauxDéfaut sont en référence à l'année en cours ; $I\{x\}$ désigne la fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la condition x est vérifiée et 0 sinon. Le downgrade a d'autant plus d'importance, i.e. il se traduit par un rendement d'autant plus négatif, que le titre est volatile, de petite taille et de bas rating (inférieur à BBB). Les modifications de notation supérieures à 1 cran ont plus d'importance. Enfin, les downgrades semblent avoir plus d'incidence pour les financières et lorsque la qualité de crédit globale est mauvaise (i.e. le taux de défaut est élevé).

Pour les mises sous surveillance négatives, la variable endogène est le rendement anormal cumulé entre 60 jours avant l'annonce et le jour de l'annonce pour lequel la meilleure spécification est la suivante :

$$CAR = 0.63 - 0.06 \times \beta_{Titre} - 0.08 \times I\{Rating < BBB\} \\ - 0.08 \times TauxDéfaut - 0.09 \times TauxFrance \\ R^2 \text{ ajusté} = 0.28, N = 106.$$

Là encore, une variable muette est incorporée ici pour isoler le titre Scor en juin 2003 (rendement anormal \approx +66% avant décision puis chute). Les variables β_{Titre} , TauxFrance, TauxDéfaut sont en référence à l'année en cours. La spécification est plus simple. Une mise sous surveillance négative a d'autant plus d'implications négatives sur le cours de l'action que le titre est agressif (beta élevé), que le rating est bas, que le taux de défaut et le taux d'intérêt sont élevés. Comme pour les downgrades, il ressort de cette analyse préliminaire qu'il est probablement nécessaire de mélanger des caractéristiques microéconomiques avec des facteurs macroéconomiques.

1.5 Conclusion

L'objet de cette étude était de proposer un point sur la question de l'impact des décisions d'agence sur le prix des actifs financiers et plus particulièrement les cours boursiers, avec une attention particulière portée au cas français. Nous avons montré que les cours boursiers semblent réagir plus nettement aux annonces de nature négative (downgrades, mises sous surveillance négatives) que positives (upgrades, mises sous surveillance positives). Ce résultat, conforme avec la littérature existante, a une portée significative tant pour les régulateurs et les entreprises que pour les investisseurs qui peuvent envisager des stratégies basées sur cette asymétrie ou pour les risk managers qui doivent incorporer cet effet dans la gestion de leur portefeuille global actions-obligations. Nous avons également montré que, du fait de problèmes de précision et de puissance, il est délicat de se concentrer sur des segments trop limités. Ceci empêche par exemple de reproduire à ce jour des études similaires sur le segment des CDS pour un pays comme la France. Au-delà, nous avons suggéré diverses améliorations méthodologiques indispensables face à la particularité des rendements anormaux entourant les décisions d'agence et, en tout cas, leur non-conformité avec les hypothèses standard.

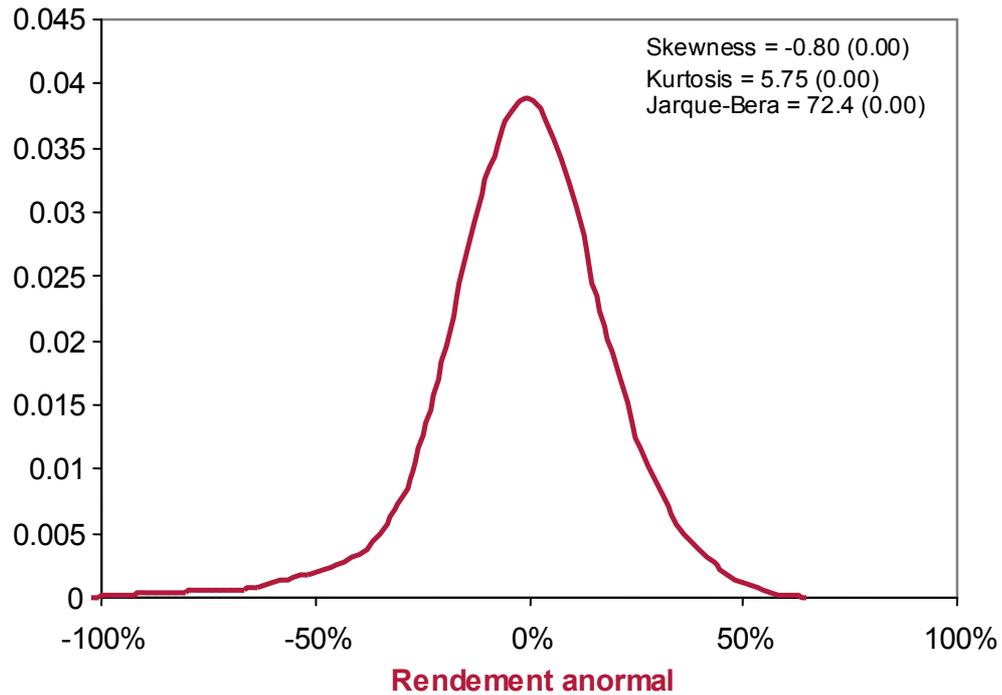
Une piste particulièrement fructueuse à poursuivre nous semble être l'analyse plus systématique des déterminants de l'ampleur de la réaction du cours boursier à la décision de l'agence. La littérature est à notre sens trop pauvre en ce qui concerne ces aspects, notamment relativement à la stricte analyse de l'impact lui-même, et nos premiers résultats suggèrent qu'un mélange d'aspects microéconomiques avec des facteurs macroéconomiques fondamentaux pourrait amener une lumière nouvelle sur cette question. Pour illustrer cette nécessité, nous présentons, à titre d'exemple, la trajectoire du titre France Télécom relativement à l'ensemble du marché sur la période 1999-2005. On voit très clairement que, pour un même type d'événement, la réaction du titre est très différente selon les circonstances de marché. Le graphique suggère qu'il est également probablement nécessaire de poursuivre sur le front des améliorations méthodologiques car un clair problème d'endogénéité semble se dégager¹⁸ : est-ce la décision de l'agence qui est anticipée dans le cours ou est-ce l'évolution du cours qui provoque la décision ? La question de l'impact n'est donc pas réglée.

¹⁸ Cette piste nous a été suggérée par Michel Aglietta.

Références bibliographiques

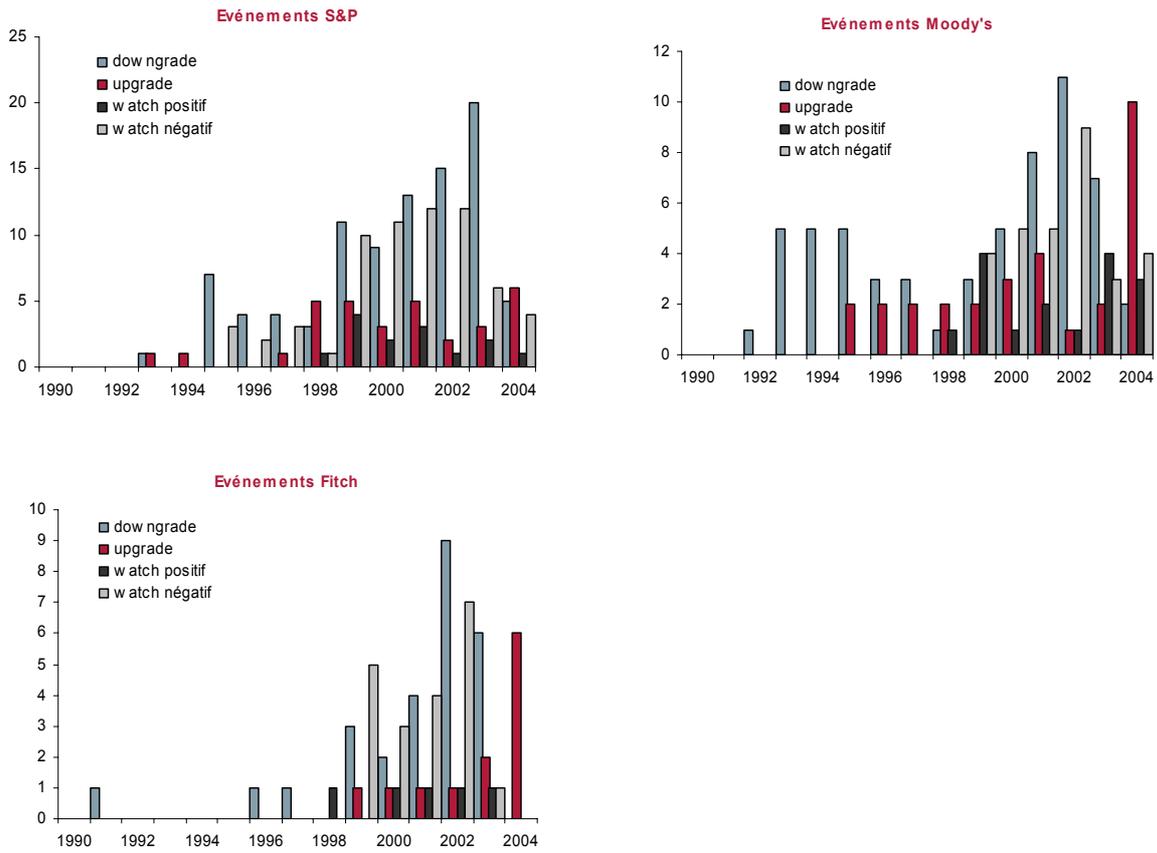
- Dichev I., Piotroski J. (2001), The long-run stock returns following bond ratings changes, *Journal of Finance* 56, 173-203.
- Ederington L., Goh J. (1998), Bond rating agencies and stock analysts: Who knows what when?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33, 569-585.
- Fama E. (1991), Efficient capital markets: II, *Journal of Finance*, 46, 1575-1618.
- Flachaire E. (2000), Les méthodes du bootstrap dans les modèles de régression, *Economie et Prévision*, n°142, 183-194.
- François-Heude A., Paget-Blanc E. (2004), Les annonces de rating : impact sur le rendement des actions cotées sur Euronext-Paris, *Banque et Marchés*, N°70, mai-juin.
- Goh J., Ederington L. (1993) Is a bond rating downgrade bad news, good news, or no news for stockholders?, *Journal of Finance* 48 (December), 2001-2008.
- Goh J., Ederington L. (1999) Cross-sectional variation in the stock market reaction to bond rating changes, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 39, 101-112.
- Gonzalez F., Haas F., Johannes R., Persson M., Toledo L., Viola R., Vieland M., Zins C. (2004), L'incidence des notations sur les dynamiques de marché : une revue de la littérature, *Revue de la Stabilité Financière*, Banque de France, n°4 - juin, 53-80.
- Hand J., Holthausen R., Leftwich R. (1992), The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices, *Journal of Finance* 57 (June), 733-752.
- Hite G., Warga A. (1997), The effect of bond-rating changes on bond price performance, *Financial Analysts Journal*, 53, 35-51.
- Holthausen R., Leftwich R. (1986), The effect of bond rating changes on common stock prices, *Journal of Financial Economics* 17 (September), 57-89.
- Hull J., Predescu M., White A. (2003), The relationship between Credit Default Swap spreads, bond yields, and credit rating announcements, *Toronto University*, Working paper.
- Jorion P., Zhang G. (2005), Non-linear effects of bond ratings changes, *University of California at Irvine*, Working Paper.
- Kliger D., Sarig O. (2000), The information value of bond ratings, *Journal of Finance*, 55, 2879-2902.
- Liu P., Seyyed F., Smith S. (1999), The independent impact of credit rating changes: The case of Moody's rating refinement on yield premiums, *Journal of Business Finance and Accounting*, 26, 337-363.
- MacKinlay C. (1997), Event studies in economics and finance, *Journal of Economic Literature*, 35, 13-39.
- MacKinnon, J., (2002), Bootstrap inference in econometrics, *Canadian Journal of Economics*, 35, 615-645.
- Norden L., Weber M. (2004), Informational efficiency of credit default swap and stock markets: the impact of credit rating announcements, *CEPR*, Discussion paper series N°4250.
- Vassalou, M., Xing, Y. (2003), Equity returns following changes in default risk: New insights into the informational content of credit ratings, *Columbia University*, Working paper.

Graphique 1. Exemple de densité des rendements cumulés anormaux



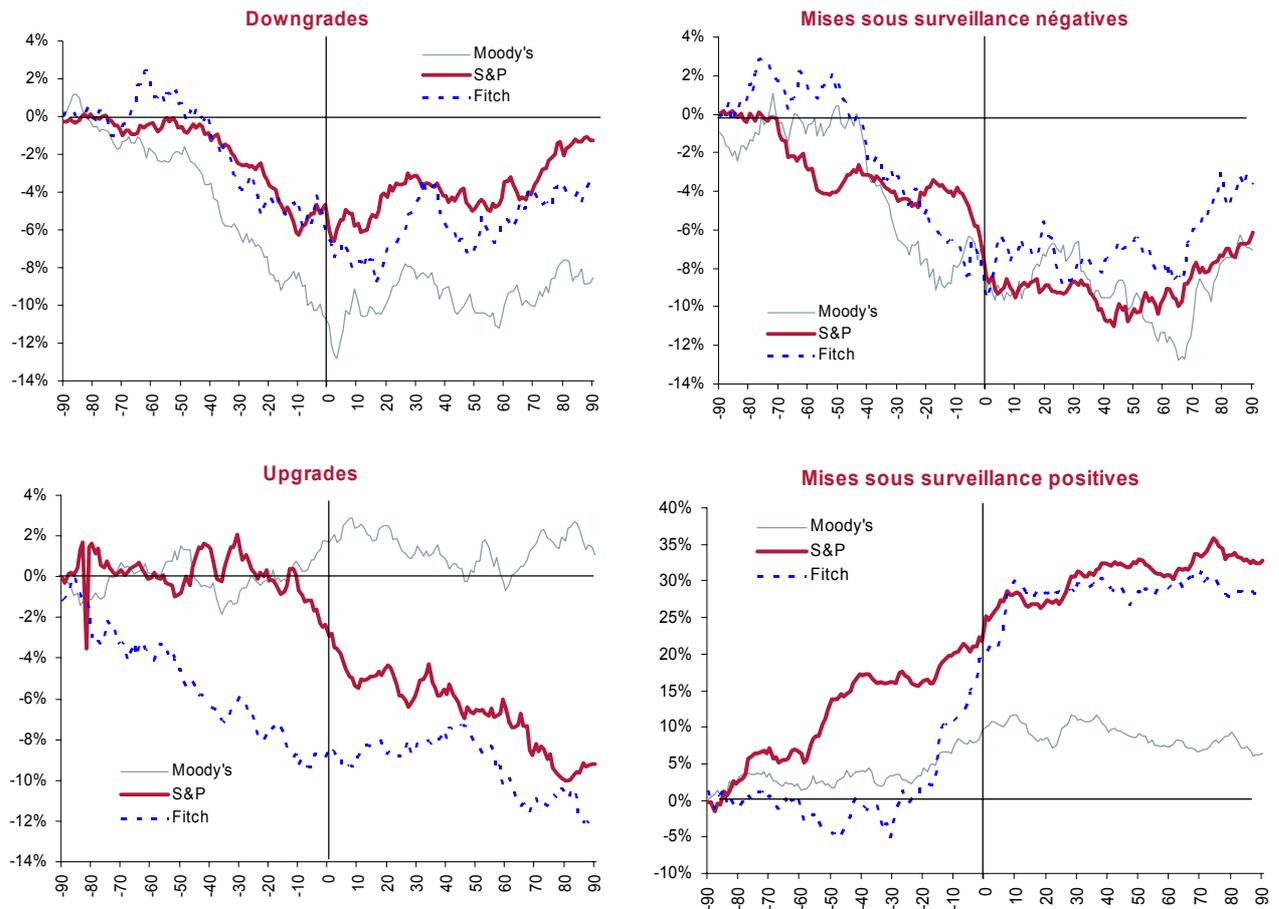
Source : calculs des auteurs. Le graphique reporte la densité empirique (estimée via un noyau d'Epanechnikov) des rendements cumulés anormaux dans le cas des downgrades des entreprises françaises sur une période couvrant ± 30 jours autour de l'événement. Les chiffres entre parenthèses à la suite des statistiques de skewness (asymétrie), d'aplatissement (kurtosis) et du test de normalité (Jarque-Bera) sont les probabilités de rejeter à tort les hypothèses nulles. Le fait que ces probabilités soient inférieures à 1% dans tous les cas signifie que la distribution est asymétrique, est leptokurtique (i.e. à queues épaisses) et non-normale.

Graphique 2. Distribution à travers le temps de l'échantillon final de décisions d'agences dans le cas de la France



Source : Bloomberg, calculs des auteurs.

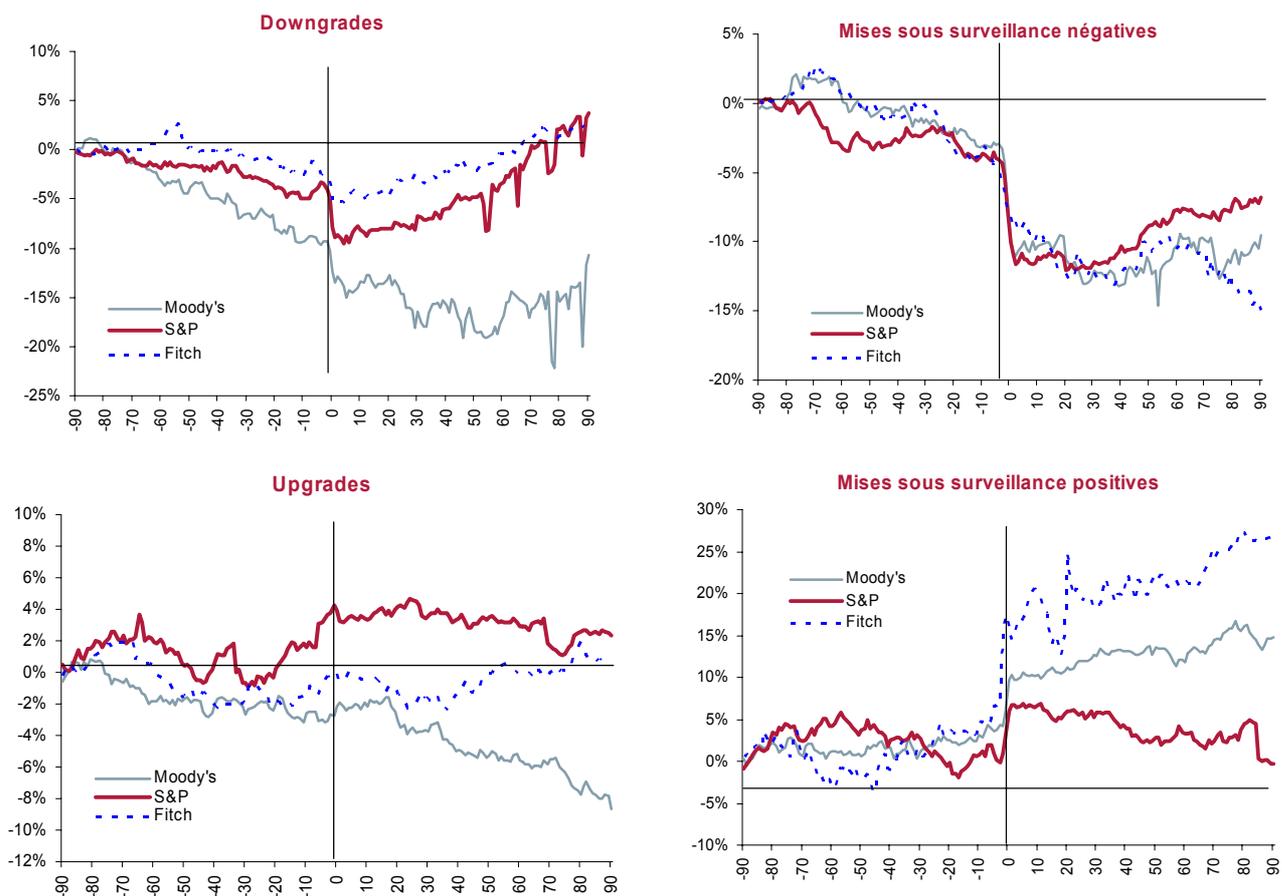
Graphique 3. France : impact moyen sur le rendement anormal cumulé des différentes décisions d'agence (1990-2004)



Source : Bloomberg, calculs des auteurs.

Notes. L'axe des abscisses représente le nombre de jours autour de la date d'événement, 0 marquant celle-ci.

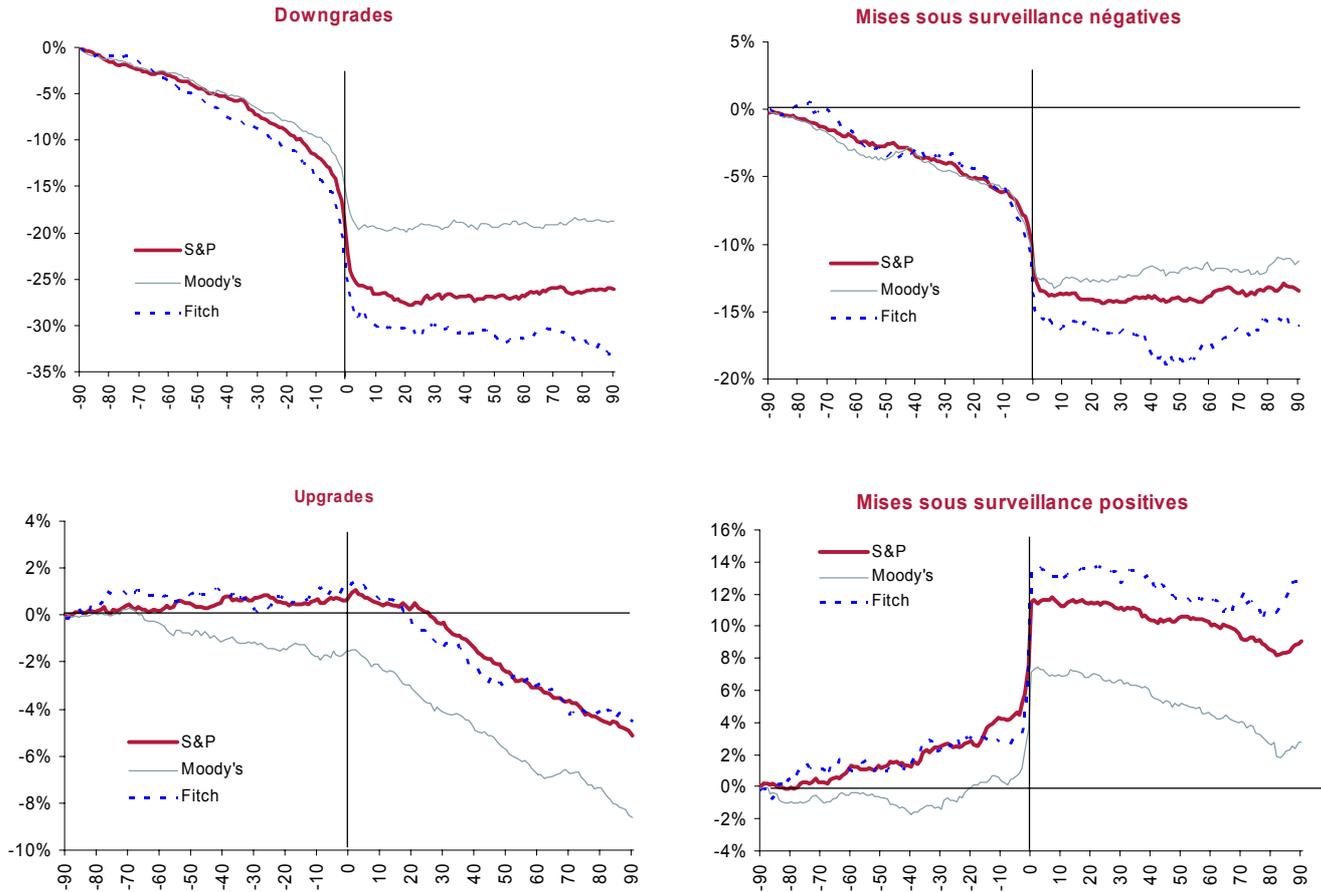
Graphique 4. Europe : impact moyen sur le rendement anormal cumulé des différentes décisions d'agence (1990-2004)



Source : Bloomberg, calculs des auteurs.

Notes. L'axe des abscisses représente le nombre de jours autour de la date d'événement, 0 marquant celle-ci.

Graphique 5. Etats-Unis : impact moyen sur le rendement anormal cumulé des différentes décisions d'agence (1990-2004)

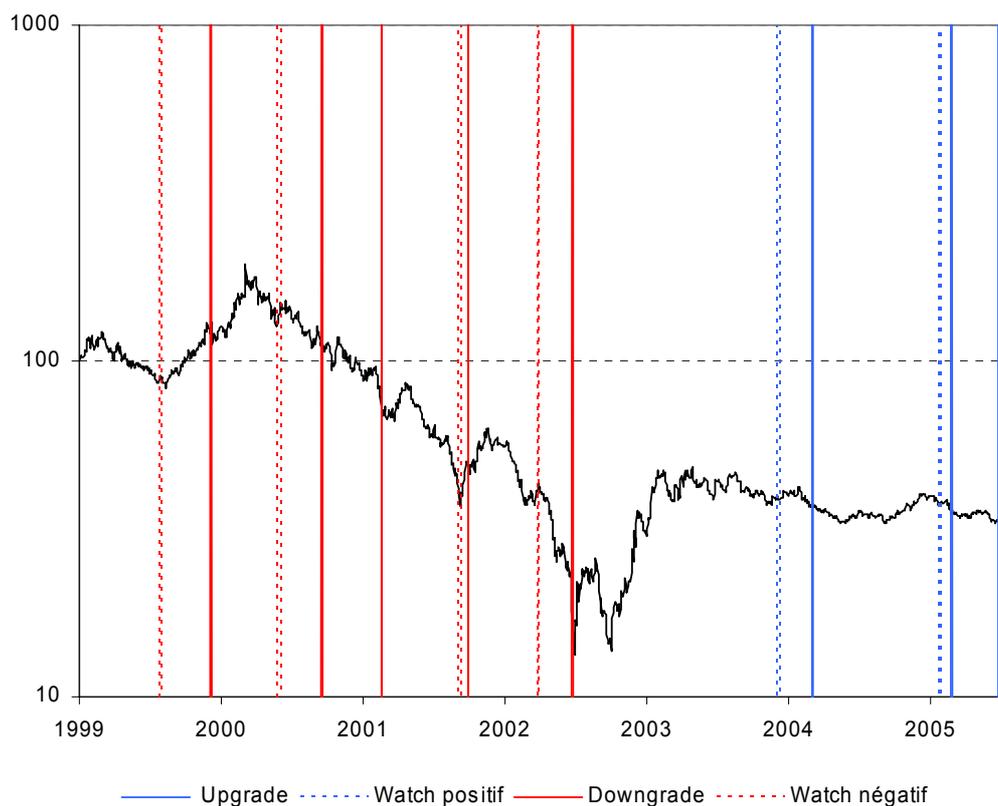


Source : Bloomberg, calculs des auteurs.

Notes. L'axe des abscisses représente le nombre de jours autour de la date d'événement, 0 marquant celle-ci.

Graphique 6. Notation et évolution du cours boursier : le cas de France

Télécom (échelle logarithmique)



Source : Bloomberg. Le graphique reporte sur la période allant de janvier 1999 à juillet 2005 l'évolution du cours boursier de France Télécom relativement à l'ensemble du marché (capté par le SBF 250). Les barres verticales pleines désignent des modifications de notation (upgrade ou downgrade) et leurs homologues pointillées les mises sous surveillance (watches). Les décisions sont celles de l'agence Moody's prise à titre d'exemple.

Tableau 1A. France : impact sur les cours boursiers des décisions de S&P (1990-2004)

Downgrade	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92	92
Moyenne	-0.415	-2.029	-2.223	-1.591	2.902	-0.371	2.234	-4.667	4.765	0.484	-0.936	-0.678
Médiane	0.107	-0.239	-0.422	-0.088	2.061	-0.311	0.750	-4.073	4.442	0.050	0.247	-1.968
Ecart-type	11.988	14.409	13.744	9.713	13.257	12.435	14.409	27.513	21.070	14.939	15.306	16.566
Skewness	-0.30	0.08	-1.01	-1.72	0.92	-0.26	1.12	-0.49	1.42	0.97	-0.40	-0.14
p-value	0.26	0.75	0.00	0.00	0.00	0.33	0.00	0.06	0.00	0.00	0.13	0.60
Kurtosis	4.07	5.52	5.74	9.87	6.10	5.51	6.36	4.05	8.29	9.47	4.57	3.59
p-value	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.01	0.40
Jarque-Béra	5.70	24.52	44.22	226.34	49.91	25.11	62.60	7.94	138.39	174.90	11.88	1.60
p-value	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.45
T-stat	-0.3321	-1.3507	-1.5515	-1.5706	2.1000	-0.2862	1.4867	-1.6271	2.1692	0.3108	-0.5864	-0.3928
p-value	0.75	0.18	0.12	0.12	0.04	0.77	0.15	0.10	0.04	0.77	0.55	0.70
Signe	0.2085	-0.4170	-0.6255	-0.2085	2.7107	-0.2085	0.2085	-1.2511	1.2511	0.2085	0.4170	-0.6255
p-value	0.75	0.61	0.47	0.75	0.00	0.75	0.75	0.18	0.16	0.75	0.60	0.47
Wilcoxon	-0.1869	-0.9890	-1.0552	-0.6970	2.1144	-0.3115	0.9462	-1.4797	1.8691	0.4050	-0.4322	-0.4166
p-value	0.85	0.45	0.42	0.53	0.04	0.76	0.37	0.14	0.12	0.70	0.72	0.75
Upgrade	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32
Moyenne	-0.121	2.176	-4.395	-0.336	-2.663	-0.844	-2.776	-2.340	-6.283	-5.541	-4.680	-7.612
Médiane	0.362	4.964	-2.583	-0.360	-2.715	-2.614	-1.586	-2.080	-5.607	-3.526	-2.964	-8.525
Ecart-type	13.046	9.488	10.817	5.070	7.839	10.182	11.062	15.540	18.246	8.314	14.055	14.570
Skewness	0.52	-0.75	-1.00	0.86	-0.25	0.59	0.32	0.34	-0.20	-1.05	-1.03	-0.59
p-value	0.27	0.11	0.04	0.07	0.60	0.21	0.51	0.47	0.68	0.03	0.03	0.22
Kurtosis	3.58	3.26	5.49	4.27	2.10	4.33	4.57	2.83	2.73	5.54	5.81	2.76
p-value	0.86	0.88	0.03	0.38	0.18	0.35	0.24	0.56	0.49	0.03	0.01	0.51
Jarque-Béra	1.89	3.10	13.59	6.08	1.41	4.25	3.81	0.67	0.31	14.50	16.24	1.92
p-value	0.39	0.21	0.00	0.05	0.49	0.12	0.15	0.71	0.86	0.00	0.00	0.38
T-stat	-0.0525	1.2972	-2.2982	-0.3747	-1.9216	-0.4687	-1.4198	-0.8518	-1.9479	-3.7699	-1.8837	-2.9555
p-value	0.96	0.20	0.03	0.72	0.06	0.65	0.18	0.39	0.06	0.00	0.07	0.01
Signe	0.0000	1.7678	-2.1213	-0.3536	-1.0607	-0.7071	-1.7678	-0.3536	-2.1213	-3.8891	-2.1213	-1.0607
p-value	0.85	0.05	0.02	0.61	0.21	0.38	0.05	0.59	0.02	0.00	0.02	0.22
Wilcoxon	-0.2057	1.7390	-2.1504	-0.6732	-1.7203	-0.7854	-1.8886	-0.9536	-1.6829	-3.5902	-1.9073	-2.4870
p-value	0.84	0.22	0.08	0.52	0.09	0.58	0.12	0.36	0.09	0.00	0.07	0.02
Watch positif	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14
Moyenne	6.875	9.360	5.478	2.372	6.130	-0.507	2.002	21.713	7.625	8.630	11.412	15.026
Médiane	3.162	6.627	0.261	2.336	6.067	-1.852	1.733	18.952	9.950	9.040	13.573	13.050
Ecart-type	16.199	16.059	14.581	6.482	8.648	5.675	11.562	26.601	14.697	11.847	19.262	21.192
Skewness	1.07	1.37	0.97	1.06	1.25	0.58	-0.80	0.95	-0.53	0.26	0.62	0.21
p-value	0.19	0.09	0.24	0.20	0.13	0.47	0.33	0.25	0.51	0.75	0.45	0.80
Kurtosis	4.13	5.99	3.52	5.66	5.22	2.23	3.57	4.31	3.22	3.96	3.85	2.40
p-value	0.96	0.27	0.77	0.35	0.50	0.31	0.79	0.88	0.64	0.97	0.92	0.35
Jarque-Béra	3.41	9.57	2.34	6.74	6.50	1.14	1.69	3.10	0.69	0.69	1.32	0.32
p-value	0.18	0.01	0.31	0.03	0.04	0.56	0.43	0.21	0.71	0.71	0.52	0.85
T-stat	1.5882	2.1809	1.4056	1.3694	2.6525	-0.3343	0.6479	3.0542	1.9412	2.7258	2.2168	2.6530
p-value	0.15	0.07	0.19	0.22	0.03	0.74	0.53	0.01	0.07	0.01	0.05	0.02
Signe	1.0690	2.1381	0.5345	0.5345	1.6036	-1.0690	0.0000	1.6036	1.6036	2.1381	1.6036	1.6036
p-value	0.18	0.01	0.42	0.43	0.06	0.17	0.79	0.06	0.06	0.01	0.06	0.06
Wilcoxon	1.1614	2.2286	1.0986	1.2241	2.4797	-0.3453	0.9730	2.6680	1.9147	2.3541	1.9147	2.2913
p-value	0.30	0.03	0.45	0.23	0.01	0.77	0.38	0.00	0.06	0.02	0.08	0.02
Watch négatif	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64
Moyenne	-2.693	-1.270	-3.518	-2.341	-0.241	-0.806	3.276	-7.481	2.229	-5.271	-4.649	-4.677
Médiane	-1.607	-0.448	-3.059	-2.122	-1.264	1.681	3.002	-5.280	-1.028	-2.279	-2.159	-3.608
Ecart-type	11.640	11.530	12.877	8.203	15.975	11.858	13.796	25.259	24.931	14.633	18.289	21.168
Skewness	-0.30	0.48	0.20	-0.81	0.57	-0.49	0.86	0.29	1.13	-0.86	-1.22	-0.77
p-value	0.35	0.13	0.54	0.01	0.08	0.12	0.01	0.37	0.00	0.01	0.00	0.02
Kurtosis	3.85	4.21	3.47	6.41	8.93	2.74	6.77	4.66	8.88	4.81	7.00	5.69
p-value	0.32	0.12	0.67	0.00	0.00	0.48	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.00
Jarque-Béra	2.88	6.35	1.01	38.10	97.19	2.77	45.64	8.27	105.91	16.67	58.38	25.58
p-value	0.24	0.04	0.60	0.00	0.00	0.25	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
T-stat	-1.8510	-0.8808	-2.1858	-2.2830	-0.1209	-0.5436	1.8999	-2.3693	0.7153	-2.8820	-2.0335	-1.7674
p-value	0.06	0.38	0.03	0.03	0.90	0.59	0.07	0.02	0.50	0.01	0.05	0.09
Signe	-1.5000	-0.5000	-2.5000	-2.2500	-0.7500	0.2500	1.5000	-2.2500	-0.2500	-1.5000	-1.0000	-1.5000
p-value	0.11	0.54	0.01	0.02	0.38	0.72	0.11	0.02	0.71	0.10	0.26	0.11
Wilcoxon	-1.8123	-1.0499	-2.3273	-2.4409	-0.5885	-0.0334	1.8524	-2.5145	0.5350	-2.4677	-1.6384	-1.7321
p-value	0.10	0.41	0.02	0.01	0.58	0.99	0.08	0.03	0.73	0.05	0.13	0.09

Sources : Bloomberg, calculs des auteurs.

Notes. La moyenne, la médiane et l'écart-type des rendements anormaux cumulés sont exprimés en %. Les nombres surlignés en gras représentent les tests pour lesquels l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de confiance de 90%. Dans le cas des tests d'impacts (T-stat, Signe, Wilcoxon), la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle (*p-value*) est calculée à partir de la distribution bootstrappée.

Tableau 1B. France : impact sur les cours boursiers des décisions de Moody's (1990-2004)

Downgrade	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	59	59	59	59	59	59	59	59	59	59	59	59
Moyenne	-1.664	-4.369	-4.600	-1.644	2.432	-1.352	1.463	-10.633	2.543	-1.236	-2.348	-2.599
Médiane	-0.447	-2.819	-3.254	-0.416	1.984	-1.583	0.907	-1.099	2.749	-0.550	-1.756	-2.089
Ecart-type	12.517	13.388	17.721	7.584	13.309	16.694	16.265	28.632	25.501	10.799	15.179	18.183
Skewness	-0.24	-1.15	-0.09	-2.54	0.15	1.11	0.23	-0.96	-0.18	-0.90	-0.21	-0.54
p-value	0.48	0.00	0.79	0.00	0.66	0.00	0.50	0.00	0.59	0.01	0.52	0.11
Kurtosis	3.47	4.88	3.92	14.84	7.38	8.68	7.81	3.92	3.95	5.89	4.10	4.81
p-value	0.70	0.01	0.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.30	0.28	0.00	0.19	0.02
Jarque-Béra	1.11	21.67	2.16	408.20	47.35	91.25	57.48	11.05	2.54	28.54	3.43	10.91
p-value	0.57	0.00	0.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.28	0.00	0.18	0.00	
T-stat	-1.0211	-2.5067	-1.9939	-1.6652	1.4039	-0.6220	0.6909	-2.8526	0.7661	-0.8788	-1.1881	-1.0979
p-value	0.31	0.02	0.05	0.12	0.16	0.54	0.50	0.01	0.45	0.40	0.24	0.29
Signe	-0.3906	-1.1717	-0.9113	-1.1717	1.6925	-0.6509	0.3906	-0.9113	1.1717	-0.3906	-0.6509	-0.1302
p-value	0.61	0.20	0.30	0.19	0.07	0.43	0.61	0.31	0.20	0.60	0.44	0.80
Wilcoxon	-0.6491	-2.0153	-1.7738	-1.3586	1.5926	-1.0718	0.5586	-2.0757	1.0567	-0.4302	-1.0265	-0.8378
p-value	0.54	0.04	0.09	0.24	0.10	0.29	0.59	0.38	0.30	0.67	0.31	0.40
Upgrade	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Moyenne	0.207	-1.521	3.064	0.164	-0.219	-2.144	1.721	1.750	-0.642	1.728	2.654	2.794
Médiane	1.613	-2.232	2.742	0.067	0.944	-1.424	0.728	1.060	-1.593	2.393	3.526	3.853
Ecart-type	8.732	8.964	9.758	2.634	6.364	11.051	9.174	17.922	12.994	6.778	10.020	13.242
Skewness	-0.99	-0.09	-0.21	0.70	-0.15	-2.53	0.26	-0.20	-0.09	0.27	-0.48	0.10
p-value	0.05	0.86	0.68	0.16	0.76	0.00	0.61	0.68	0.86	0.59	0.33	0.83
Kurtosis	4.87	3.48	3.65	3.18	2.34	11.91	3.73	3.80	3.46	3.06	3.30	3.42
p-value	0.16	0.97	0.83	0.81	0.29	0.00	0.77	0.72	0.98	0.72	0.89	0.99
Jarque-Béra	9.21	0.32	0.75	2.47	0.65	131.12	0.99	1.01	0.31	0.36	1.28	0.28
p-value	0.01	0.85	0.69	0.29	0.72	0.00	0.61	0.60	0.86	0.84	0.53	0.87
T-stat	0.1297	-0.9295	1.7201	0.3409	-0.1888	-1.0626	1.0277	0.5348	-0.2707	1.3959	1.4507	1.1555
p-value	0.90	0.37	0.10	0.74	0.84	0.32	0.31	0.60	0.78	0.18	0.16	0.26
Signe	0.7303	-1.0954	2.1909	0.3651	0.7303	-0.7303	0.3651	1.4606	-0.7303	0.7303	1.4606	2.1909
p-value	0.35	0.21	0.02	0.59	0.37	0.36	0.60	0.10	0.37	0.37	0.10	0.02
Wilcoxon	0.8330	-1.1210	2.0260	-0.0720	-0.1543	-0.6685	0.8947	0.7713	-0.3805	1.3884	1.5529	1.2032
p-value	0.43	0.32	0.05	0.94	0.91	0.53	0.43	0.46	0.72	0.23	0.13	0.25
Watch positif	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16
Moyenne	2.240	1.092	6.175	1.724	0.861	-3.587	-0.782	9.506	-3.508	5.067	5.132	7.517
Médiane	-1.067	4.112	6.203	0.209	1.650	-3.610	-1.824	11.836	-1.620	5.416	5.751	8.881
Ecart-type	12.488	9.161	13.867	6.231	6.575	7.873	10.197	25.230	16.103	8.280	13.581	18.927
Skewness	0.50	-0.74	0.44	1.98	0.45	0.13	0.25	-0.41	-0.43	0.07	0.58	0.11
p-value	0.50	0.32	0.56	0.01	0.54	0.86	0.74	0.58	0.56	0.93	0.44	0.89
Kurtosis	2.92	2.32	3.98	6.68	3.08	3.37	3.33	3.45	3.18	2.90	3.25	2.69
p-value	0.54	0.32	0.95	0.08	0.61	0.74	0.73	0.78	0.66	0.53	0.69	0.45
Jarque-Béra	0.68	1.76	1.15	19.53	0.55	0.13	0.24	0.59	0.52	0.02	0.94	0.09
p-value	0.71	0.42	0.56	0.00	0.76	0.94	0.89	0.75	0.77	0.99	0.63	0.95
T-stat	0.7175	0.4766	1.7810	1.1067	0.5237	-1.8222	-0.3068	1.5071	-0.8714	2.4479	1.5114	1.5887
p-value	0.48	0.64	0.10	0.31	0.62	0.09	0.76	0.15	0.40	0.03	0.15	0.15
Signe	-0.5000	1.5000	1.0000	0.5000	1.0000	-1.5000	-0.5000	2.0000	-0.5000	1.0000	1.0000	1.0000
p-value	0.46	0.07	0.21	0.46	0.21	0.08	0.46	0.02	0.44	0.21	0.21	0.22
Wilcoxon	0.2068	0.3620	1.7064	0.6205	0.2585	-1.8615	-0.5171	1.6030	-0.6205	2.1201	1.3961	1.3961
p-value	0.87	0.77	0.09	0.55	0.80	0.06	0.62	0.12	0.54	0.04	0.18	0.19
Watch négatif	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Moyenne	-0.990	-4.912	-0.935	-1.600	2.400	-4.627	4.287	-6.837	2.060	-1.639	0.196	-0.835
Médiane	2.573	-5.775	0.590	0.318	0.842	-1.853	2.887	-3.872	0.480	1.122	1.283	5.191
Ecart-type	14.718	11.718	11.845	9.985	17.473	16.212	13.967	28.426	28.830	15.574	13.667	16.888
Skewness	-0.24	-0.35	-0.53	-2.51	1.28	0.02	1.49	-0.68	1.59	-0.84	-0.96	-0.54
p-value	0.63	0.48	0.28	0.00	0.01	0.97	0.00	0.17	0.00	0.09	0.05	0.27
Kurtosis	2.57	4.14	3.88	9.51	6.01	3.56	7.24	3.07	7.37	4.44	3.94	3.60
p-value	0.40	0.49	0.67	0.00	0.01	0.91	0.00	0.72	0.00	0.33	0.62	0.87
Jarque-Béra	0.52	2.23	2.39	84.51	19.53	0.39	33.66	2.29	36.45	6.09	5.75	1.92
p-value	0.77	0.33	0.30	0.00	0.00	0.82	0.00	0.32	0.00	0.05	0.06	0.38
T-stat	-0.3684	-2.2960	-0.4324	-0.8777	0.7525	-1.5632	1.6810	-1.3174	0.3915	-0.5765	0.0785	-0.2710
p-value	0.72	0.03	0.68	0.40	0.47	0.14	0.12	0.20	0.71	0.58	0.94	0.78
Signe	0.3651	-2.1909	0.3651	0.3651	0.7303	-0.3651	1.8257	-0.3651	0.0000	1.4606	0.7303	0.3651
p-value	0.62	0.01	0.58	0.58	0.36	0.58	0.04	0.59	0.85	0.13	0.37	0.58
Wilcoxon	-0.2365	-2.2317	-0.1543	0.0514	0.4628	-1.0181	1.4706	-1.0181	-0.0720	0.2982	0.6890	-0.2160
p-value	0.90	0.04	0.89	0.95	0.65	0.37	0.14	0.31	0.94	0.79	0.50	0.95

Sources : Bloomberg, calculs des auteurs.
Notes. Voir Tableau 1A.

Tableau 1C. France : impact sur les cours boursiers des décisions de Fitch (1990-2004)

Downgrade	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27
Moyenne	2.066	-5.614	-2.640	-1.431	2.034	-1.034	1.940	-6.188	2.939	-2.814	-2.479	-0.984
Médiane	0.343	-3.280	0.350	0.013	1.971	1.092	0.063	0.246	9.386	0.175	1.211	-0.151
Ecart-type	9.509	15.601	13.111	9.815	16.232	13.275	12.119	29.632	23.606	15.798	23.498	22.209
Skewness	0.35	-1.69	-0.70	-3.16	-1.97	-0.24	1.17	-1.42	-1.06	-0.59	-2.27	-2.11
p-value	0.51	0.00	0.19	0.00	0.00	0.65	0.03	0.01	0.04	0.26	0.00	0.00
Kurtosis	2.47	5.80	3.80	17.23	11.02	3.42	4.73	5.70	4.38	5.27	9.42	9.17
p-value	0.35	0.04	0.77	0.00	0.00	0.95	0.26	0.04	0.42	0.10	0.00	0.00
Jarque-Béra	0.86	21.59	2.92	272.79	89.71	0.45	9.51	17.33	7.20	7.37	69.62	62.89
p-value	0.65	0.00	0.23	0.00	0.00	0.80	0.01	0.00	0.03	0.03	0.00	0.00
T-stat	1.1291	-1.8698	-1.0464	-0.7574	0.6510	-0.4048	0.8316	-1.0851	0.6469	-0.9256	-0.5482	-0.2302
p-value	0.27	0.10	0.31	0.53	0.56	0.70	0.42	0.29	0.52	0.37	0.61	0.82
Signe	0.1925	-0.5774	0.1925	0.1925	0.5774	1.7321	0.1925	0.1925	0.9623	0.1925	0.5774	-0.1925
p-value	0.70	0.45	0.71	0.70	0.46	0.06	0.71	0.71	0.25	0.71	0.45	0.70
Wilcoxon	0.7688	-1.3214	-0.6487	-0.5526	1.2733	0.1682	0.4324	-0.5526	1.0811	-0.6727	0.2162	0.6246
p-value	0.52	0.21	0.64	0.64	0.21	0.87	0.69	0.65	0.45	0.61	0.82	0.61
Upgrade	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
Moyenne	-3.734	-2.410	-2.822	0.338	0.195	-2.181	-1.953	-8.966	-3.939	-0.137	-0.924	-1.975
Médiane	-0.976	-1.677	-0.245	0.423	0.357	-2.303	-1.521	-9.864	-3.147	-0.492	0.319	2.446
Ecart-type	7.106	5.379	7.138	2.053	10.236	8.272	8.393	12.944	19.813	6.233	9.438	11.552
Skewness	-0.62	-0.69	-0.66	-0.05	-0.20	-0.03	-1.16	0.00	0.00	-0.01	-0.81	-1.48
p-value	0.50	0.45	0.47	0.96	0.83	0.97	0.21	1.00	0.99	0.93	0.38	0.11
Kurtosis	2.27	3.13	2.39	2.33	2.96	2.48	5.41	2.35	2.79	3.20	3.11	4.27
p-value	0.32	0.58	0.35	0.34	0.52	0.38	0.56	0.34	0.47	0.60	0.57	0.99
Jarque-Béra	1.04	0.95	1.05	0.23	0.08	0.14	5.61	0.21	0.02	0.03	1.33	5.21
p-value	0.59	0.62	0.59	0.89	0.96	0.93	0.06	0.90	0.99	0.98	0.51	0.07
T-stat	-1.8203	-1.5522	-1.3696	0.5699	0.0658	-0.9133	-0.8062	-2.3997	-0.6888	-0.0763	-0.3391	-0.5923
p-value	0.10	0.15	0.20	0.57	0.95	0.37	0.45	0.04	0.50	0.93	0.74	0.57
Signe	0.0000	-0.5774	0.0000	0.5774	0.0000	-1.1547	-1.1547	-1.7321	-0.5774	-0.5774	0.0000	1.1547
p-value	0.77	0.37	0.78	0.39	0.77	0.15	0.14	0.04	0.40	0.38	0.77	0.15
Wilcoxon	-1.1767	-1.4120	-0.8629	0.6276	0.0000	-1.0198	-0.7060	-1.9612	-0.7060	-0.3138	0.0000	0.3138
p-value	0.43	0.16	0.51	0.51	0.97	0.30	0.47	0.04	0.47	0.74	0.97	0.78
Watch positif	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
Moyenne	0.891	-5.946	24.029	1.279	9.571	-0.784	-0.756	18.974	8.031	19.716	26.170	34.801
Médiane	-0.360	2.266	20.759	0.222	4.591	-0.674	-3.451	17.641	1.861	19.044	18.182	33.369
Ecart-type	7.815	12.639	8.780	2.593	11.540	5.172	7.151	9.056	15.305	9.511	19.829	13.628
Skewness	0.26	-0.71	1.86	1.81	1.44	0.42	1.94	0.94	0.76	0.98	0.72	0.37
p-value	0.90	0.74	0.38	0.40	0.50	0.84	0.36	0.66	0.72	0.65	0.74	0.86
Kurtosis	2.26	2.18	4.72	4.64	4.07	3.24	4.83	3.94	2.97	3.54	2.98	2.40
p-value	0.34	0.34	0.63	0.62	0.54	0.44	0.64	0.53	0.42	0.48	0.42	0.36
Jarque-Béra	0.17	0.56	3.50	3.30	1.96	0.16	3.84	0.92	0.49	0.86	0.43	0.19
p-value	0.92	0.76	0.17	0.19	0.38	0.92	0.15	0.63	0.78	0.65	0.81	0.91
T-stat	0.2548	-1.0519	6.1198	1.1032	1.8545	-0.3389	-0.2363	4.6849	1.1733	4.6355	2.9511	5.7100
p-value	0.80	0.29	0.08	0.42	0.24	0.74	0.66	0.01	0.32	0.01	0.09	0.02
Signe	-0.4472	0.4472	2.2361	0.4472	1.3416	-0.4472	-1.3416	2.2361	0.4472	2.2361	2.2361	2.2361
p-value	0.43	0.42	0.00	0.43	0.09	0.43	0.09	0.00	0.43	0.00	0.00	0.00
Wilcoxon	0.1348	-0.4045	2.0226	0.9439	1.7529	-0.4045	-0.6742	2.0226	0.9439	2.0226	2.0226	2.0226
p-value	0.92	0.62	0.00	0.26	0.01	0.58	0.33	0.00	0.31	0.00	0.00	0.00
Watch négatif	[-90:-61]	[-60:-31]	[-30:-1]	[-1:1]	[1:30]	[31:60]	[61:90]	[-90:-1]	[1:90]	[-10:+10]	[-20:+20]	[-30:+30]
n	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
Moyenne	1.664	-5.126	-5.067	-2.092	1.240	0.575	4.130	-8.528	5.944	-0.531	-0.656	-4.893
Médiane	4.191	-8.689	-1.507	0.606	2.770	3.185	4.299	-7.927	4.692	1.929	1.664	-4.348
Ecart-type	12.137	13.584	15.050	8.786	16.599	14.133	9.589	27.572	19.707	17.901	14.469	19.677
Skewness	-0.08	0.68	-1.60	-2.93	0.16	0.58	0.03	0.09	0.41	-0.71	-0.57	-0.43
p-value	0.90	0.28	0.01	0.00	0.81	0.37	0.96	0.88	0.52	0.27	0.37	0.50
Kurtosis	2.98	2.85	6.41	12.03	3.46	4.55	4.31	2.52	3.01	4.90	2.80	2.40
p-value	0.60	0.54	0.04	0.00	0.87	0.52	0.64	0.39	0.61	0.36	0.51	0.34
Jarque-Béra	0.02	1.58	18.19	96.57	0.26	3.10	1.42	0.22	0.57	4.70	1.12	0.92
p-value	0.99	0.45	0.00	0.00	0.88	0.21	0.49	0.90	0.75	0.10	0.57	0.63
T-stat	0.6133	-1.6876	-1.5056	-1.0651	0.3340	0.1819	1.9259	-1.3833	1.3489	-0.1328	-0.2027	-1.1120
p-value	0.55	0.11	0.18	0.36	0.74	0.86	0.07	0.19	0.20	0.90	0.84	0.27
Signe	0.8944	-1.7889	-0.4472	0.4472	0.4472	0.4472	2.2361	-0.8944	0.8944	0.8944	0.4472	-0.4472
p-value	0.26	0.04	0.51	0.50	0.51	0.49	0.01	0.28	0.26	0.26	0.50	0.50
Wilcoxon	0.5973	-1.5680	-1.1946	-0.4480	0.4107	0.2613	1.9413	-1.3066	1.1573	0.3733	0.0373	-0.8960
p-value	0.63	0.20	0.32	0.73	0.71	0.84	0.05	0.20	0.25	0.74	0.96	0.36

Sources : Bloomberg, calculs des auteurs.
Notes. Voir Tableau 1A.

Annexe 1. Liste des entreprises françaises incorporées dans l'échantillon

Finabail	France Telecom
Credit Agricole SA	Compagnie Generale de Geophysique SA
Societe Assurances Generales de France	Gecina SA
Air Liquide	Societe Generale
Elf Aquitaine	Usinor SA
Autoroutes du Sud de la France	Natexis Banques Populaires
Aventis SA	Lafarge SA
Eridania Beghin-Say	Klepierre
Groupe Danone	Legrand
BNP Paribas	Compagnie de Navigation Mixte SA
Carrefour SA	Compagnie Generale des Etablissements Michelin
CA Ile de France	Nexans SA
Cap Gemini SA	CPR SA
Credit Industriel et Commercial	Paribas
CA Normandie Seine	Pinault-Printemps-Redoute
Entenial	Remy Cointreau
Coflexip SA	Rhodia SA
Alcatel SA	Renault SA
Credit Lyonnais SA	Tereos
CA Nord de France-CCI	SCOR
Casino Guichard Perrachon SA	Cie de Saint-Gobain
CA Atlantique Vendee-CCI	Selectibail
CA Centre Loire	Sophia SA
CA Touraine Poitou	Schneider Electric SA
AXA	Sodexo Alliance SA
Dexia Credit Local	Suez SA
Endesa SA	Technip-Coflexip SA
Vivendi Universal SA	Banque Tarneaud SA
Credit Foncier De France	Union du Credit-Bail Immobilier
Societe Fonciere Lyonnaise	Union Pour le Financement d'Immeubles de Societes
Total Fina Elf SA	Via Banque
Valeo SA	Vivendi Environnement
Banque AGF	Provimi SA
HSBC CCF	Financiere Pour la Location d'Immeubles Industriels et Commerciaux

Annexe 2. Liste des entreprises françaises incorporées dans l'échantillon

<i>Variable</i>	<i>Source</i>
Beta	Ixis CIB
Volatilité historique	Ixis CIB
Dernier rating	Bloomberg
Delta rating	Bloomberg
Dummy fallen angels	Bloomberg
Dummy rising stars	Bloomberg
Nombre de jours depuis la dernière décision	Bloomberg
Année de l'événement	Bloomberg
Secteur (financier, non financier)	Bloomberg
Croissance du PIB - France	INSEE
Croissance du PIB - OCDE	OCDE
Taux d'intérêt long terme en t et en t-1	Datastream
Capitalisation boursière du CAC40	Bloomberg
Capitalisation boursière du SBF250	Bloomberg
Volatilité historique CAC40	IXIS CIB
Ratio Upgrades/Downgrades du secteur	Bloomberg
Ratio Upgrades/Downgrades total	Bloomberg
Ratio Debt/Ebitda	Bloomberg
Ratio Ebitda/Interest expense	Bloomberg
Capitalisation (relative au marché)	Bloomberg
Price-to-book ratio	Bloomberg
Tier1	Bloomberg
Nonperforming Loans (Banques)	Bloomberg
Réserves/ Capital (Assurances)	Bloomberg
Dummy High Yield	Bloomberg
Dummy Investment grade	Bloomberg
Nombre de jours depuis la mise sous surveillance (pour les downgrades / upgrades précédés d'un watch)	Bloomberg
Taux de défaut	S&P
Annnonce de bénéfices dans le mois qui entoure la décision	Bloomberg

2 L'IMPACT DES DECISIONS D'AGENCE SUR LES NOUVEAUX PRODUITS OBLIGATAIRES EN EUROPE : LE CAS DES ABS

Etude réalisée par Mathieu MANCINI, Université Montesquieu-Bordeaux IV et Jérôme TEILETCHE, IXIS CIB

Les ABS (Asset-Backed Securities) occupent une part croissante dans les portefeuilles des investisseurs. La notation par les agences est un élément clé de la valorisation de ces produits obligataires structurés. Notre étude constitue une première analyse de l'impact des décisions des principales agences de notation sur la valorisation d'un ensemble d'ABS européens sur la période 1999-2005. Nous montrons une réaction importante des obligations (i.e. de leurs prix ou de leurs spreads) que ce soit pour les downgrades mais également, de façon plus surprenante, pour les upgrades. Ceci tend à valider l'hypothèse selon laquelle les agences jouent un rôle encore plus important sur de tels marchés en tant que fournisseur d'information et de référence.

2.1 Introduction

Les ABS (Asset-Backed Securities) occupent une part croissante dans les portefeuilles des investisseurs. Les ABS sont au cœur du processus de transferts de créances et risques précédemment cantonnés à la sphère bancaire vers le reste de la communauté financière, processus qu'on désigne par le terme global de titrisation¹⁹. Les ABS ont connu et continuent de connaître un développement exceptionnel du fait de leurs intérêts conséquents à la fois pour les investisseurs et pour les émetteurs. Pour ces derniers, la titrisation permet d'améliorer les conditions de financement sur les marchés et facilite la gestion de bilan. Pour les investisseurs, les ABS élargissent la gamme des opportunités offertes sur les marchés obligataires et offrent généralement un excellent profil rendement/risque²⁰.

L'une des clés de cet intérêt commun est la notation assortie à la structure. En effet, en général, un ABS est un actif plus complexe et moins transparent qu'un autre investissement obligataire. Par opposition à une obligation classique inscrite sur un seul nom (entreprise) généralement bien connu et qui fait l'objet d'un suivi permanent et large par la communauté financière, les sous-jacents des ABS sont plus diffus, moins connus ou exigent la compréhension ou le développement de modèles complexes ou aux paramètres incertains²¹. Le rôle des agences de notations en tant que vecteur d'analyse et de diffusion d'informations devient alors encore plus primordial.

En dépit de ce développement exponentiel et du rôle particulier joué par les notations, les études portant sur les ABS et plus spécifiquement sur l'impact associé aux décisions des agences de notation sur les ABS sont quasi-inexistantes dans la littérature. Une exception est Ammer et Clinton [2004] qui analysent l'impact des changements de notation sur le marché américain entre 1996 et 2003 (1300 upgrades et downgrades). Leur étude met notamment en évidence une réaction aux downgrades plus forte que celles observées dans le cas des obligations classiques. Cette note propose d'établir le même type d'étude événementielle dans le cas européen. Nous débutons par un bref panorama sur le marché des ABS en Europe, notamment les tendances récentes dans la notation.

2.2 Un bref panorama des tendances récentes dans le développement et les notations des ABS en Europe

Inexistants au milieu des années quatre-vingt, les ABS ont connu un fort développement au sein de la poche obligataire. Aux Etats-Unis, ils représentent aujourd'hui un encours de plus de 1 800 Mds de \$, soit environ 9% du stock total de dettes total (hors Treasuries). En Europe, leur développement est plus récent mais tout aussi impressionnant. Les ABS représentent ainsi près de 10% du stock de dettes non-gouvernemental sur le marché en €, soit 470 Mds €. Le graphique 1 détaille les émissions année après année sur le marché en € pour les ABS et deux de leurs principaux concurrents, les titres émis par les entreprises non-financières (corporates) et les Pfandbriefe et autres titres dits covered. Cette dernière catégorie est également constituée d'obligations issues des techniques de titrisation (en l'occurrence des créances immobilières) mais nous les excluons du champ des ABS car ils s'en distinguent nettement par le fait que les créances sous-jacentes restent inscrites au bilan de l'émetteur (il n'y a pas de structure intermédiaire) et que, dans certains cas, elles bénéficient de soutien public

¹⁹ De façon très générale, l'opération de titrisation consiste en une cession par l'établissement de crédit d'un ensemble de créances (qui sortent de son passif) à une structure spécialement créée à cette fin (SPV, Special Purpose Vehicle). Cette structure va financer son acquisition de créances par l'émission des titres garantis par les revenus engendrés par ces créances inscrites à l'actif de la structure spéciale. Bien que les définitions diffèrent, les ABS se décomposent en trois catégories principales. L'essentiel est constitué de créances immobilières titrisées, qu'il s'agisse de prêts commerciaux (CMBS, Commercial Mortgage-Backed Securities) ou de prêts résidentiels (RMBS, Residential Mortgage-Backed Securities). La seconde catégorie, via laquelle la titrisation a débuté historiquement aux Etats-Unis dans le milieu des années quatre-vingts, correspond à des prêts associés à des ménages (prêts étudiants, flux de cartes de crédit, prêts automobiles, location-bail, prêts à la consommation divers...). La dernière catégorie regroupe les CDO (Collateralized Debt Obligation) qui sont assis sur des prêts souscrits par ou des obligations émises par des entreprises (CLO, Collateralized Loan Obligation dans le premier cas ; CBO, Collateralized Bond Obligation, dans le second). Cette catégorie, plus récente, connaît un développement extrêmement rapide. En outre, il s'agit d'une catégorie qui évolue extrêmement rapidement grâce aux produits hybrides : CDO synthétiques (dont les sous-jacents sont des dérivés de crédits tels les CDS, Credit Default Swap), CDO² (CDO de CDO ou CDO d'ABS...).

²⁰ Une des caractéristiques importantes des ABS est le fait qu'ils sont généralement assortis de notations élevées (et donc, a priori, d'un faible risque de défaut). Comme on le documente ci-dessous dans le cas européen, des notations AAA sont fréquemment observées. Les spreads (excès de rendement par rapport au taux sans risque) offerts par les ABS sont toutefois souvent supérieurs à ceux offerts par des émetteurs de notation équivalente (Etats et entités quasi-étatiques, institutions supranationales...).

(garantie accordée par les Länders). Il est intéressant de noter que les ABS se sont aujourd'hui hissées à hauteur de ce marché traditionnellement très important en Europe. De façon globale, S&P [2005a] note que parmi les émissions obligataires mondiales en 2005, la dynamique est surtout donnée par les ABS et plus singulièrement les CDO.

Face à ce développement, les agences consacrent des ressources importantes pour la notation et l'analyse du marché européen des ABS. A la fin 2004, S&P notait ainsi près de 3 400 véhicules de titrisation européens (S&P [2005b]) et Fitch près de 2 500 (Fitch [2005]). Cette dernière agence souligne notamment une progression de 57% sur la seule année 2004 dont près de la moitié venant des CDO²². Dans leurs publications récentes, les agences notent une amélioration importante de la qualité de crédit en 2004 avec un rapport de 2,4 upgrades pour un downgrade selon Fitch et de 1,2 upgrades pour un downgrade selon S&P. Cette tendance, à contre-courant de ce qui s'était passé lors des premières années du développement du marché entre 2000 et 2003, s'est poursuivie durant les premiers mois de l'année 2005. En partie, cette situation est imputable à l'amélioration de la conjoncture à partir de 2003²³. A côté de cela, Fitch relève un nombre record de défauts mais qu'il impute essentiellement au développement du marché plus qu'à une augmentation de la probabilité de défaut. Si l'on compare plus largement la dynamique des notations (via les matrices de transition des notations) entre ABS et obligations traditionnelles, on observe (cf. Tableau 1) :

- Une plus grande stabilité des notations pour les ABS (visible via des probabilités plus élevées sur la diagonale de la matrice de transition), en tout cas pour les très bonnes notations qui constituent l'essentiel des obligations ;
- Un taux de défaut moindre pour les ABS, quel que soit le niveau de notation.

Toutes choses égales par ailleurs, ceci signifie que les ABS, au-delà de leur forte notation moyenne, présentent un risque intrinsèque très faible. Le fait que les notations changent peu fréquemment constitue une caractéristique forte de ce marché. Elle est partiellement compensée par le fait que les changements de notation sont en général d'ampleur plus forte que pour les obligations classiques (environ 2,5 à 3 crans en moyenne pour les ABS contre 1,5 pour les obligations classiques). Une explication usuelle, également mise en avant par Ammer et Clinton (2004), serait que les agences de notation pratiqueraient un suivi moins régulier des ABS, notamment en comparaison avec des émetteurs corporates et financiers pour lesquels le flux de nouvelles est souvent important (publications de résultats trimestriels...). Au final, il apparaît nécessaire d'avoir cet ensemble de faits saillants à l'esprit au moment de notre étude empirique.

²¹ Les exemples sont nombreux. Il peut s'agir de la probabilité de prépaiement ou de défaut – macroéconomique – des ménages dans le cas des prêts immobiliers, de la corrélation des défauts d'un ensemble d'entreprises dans le cas des CDO,...

²² L'agence note d'ailleurs une différence conséquente avec le marché américain – beaucoup plus large et diversifié - où les CDO ont un rôle plus mineur.

²³ Cet argument est toutefois surtout valable dans le cas du Royaume-Uni plus qu'en zone euro. De façon générale, l'évolution de la qualité de crédit au sein des ABS est susceptible d'être affectée par une composante cyclique et macroéconomique forte. A titre d'exemple, les RMBS sont très dépendants des niveaux des taux d'intérêt et du taux de chômage.

2.3 Etude empirique de l'impact des changements de notation sur les ABS européens

2.3.1 Description de l'échantillon

Pour analyser l'impact des changements de notation sur la valorisation des obligations ABS, nous transposons la méthodologie de Ammer et Clinton (2004) au cas européen. Plus exactement, nous partons de la composition des indices Merrill Lynch, déchargées à partir de Bloomberg pour deux zones, le Royaume-Uni et la zone euro²⁴. Nous avons couplé ces deux zones car elles permettent de réunir des échantillons plus raisonnables²⁵. Par opposition au cas américain, le marché européen demeure jeune et il est délicat d'obtenir des informations fiables sur les prix. Dès lors, les benchmarks sont nécessairement réduits²⁶ et cette étude ne constitue qu'une première tentative d'analyse et devra sans aucun doute être complétée par des études ultérieures.

Pour chaque titre, classés selon leur code ISIN, nous obtenons la maturité, la notation de crédit composite, la valeur faciale, la tranche de référence, le taux actuariel, le prix, la durée, l'Option Adjusted Spread (OAS, qui est un spread contre courbe gouvernementale), l'Asset Swap Margin (ASM, qui est un spread contre courbe swap) et le rendement total (qui inclut le gain en capital et le coupon)²⁷. Les notations et montants décrits par l'indice Merrill Lynch ne sont mis à jour qu'en fin de mois. De plus, les notations de l'indice sont composites de deux notations fournies par Moody's et S&P, c'est-à-dire qu'elles sont une moyenne obtenue par correspondance de leurs échelles respectives (les notations de Fitch ne sont pas comprises). Chaque titre dispose de trois champs descriptifs qui comprennent le ticker, le code de série, et un identifiant de classe. Généralement, le ticker identifie le nom du sponsor et le code de série précise le véhicule de titrisation ou Special Purpose Vehicle (SPV), c'est-à-dire l'entité qui détient le groupe de sous-jacents et émet l'ABS. La classe correspond à la tranche particulière à laquelle appartiennent les titres (senior, mezzanine ou equity), mais cette information est fréquemment non renseignée. Seules les tranches senior sont mentionnées, ce qui ne veut pas implicitement dire que les autres actifs ne font pas partie de cette tranche.

Le tableau 2 donne plusieurs informations sur les benchmarks tels qu'observés à différentes dates. On voit que l'échantillon est passé d'une taille d'un peu plus de 30 titres à 170 titres. Sur l'ensemble de la période, le Royaume-Uni représente près des deux-tiers des obligations. La grande majorité des titres ont une notation AAA, particulièrement dans le cas de la zone euro où ils représentent encore 80% de l'indice en 2005. Ceci correspond à une caractéristique du marché comme signalé précédemment. Les médianes exposées dans le tableau 2 montrent un titre ABS type à durée et à maturité beaucoup plus fortes que celles présentées dans l'étude de Ammer et Clinton (2004). Cet effet est en fait imputable au marché britannique, où les maturités sont, en moyenne, beaucoup plus élevées que sur le marché Euro (à titre comparatif sur le marché européen, la durée des titres britanniques est presque le double de celle des titres Euro, et la maturité respectivement le quadruple, tandis que les ABS euro et américain sont de médiane comparable). Les spreads d'asset swap, ainsi que les OAS ont tous deux largement fluctué sur la période avec notamment une augmentation entre 1999 et 2001 reflétant une dépréciation de la qualité de crédit en Europe (sur les deux marchés) puis une forte décade après cette date. Ce timing correspond à des évolutions similaires observées sur les marchés du crédit plus classiques.

Comme pour Ammer et Clinton (2004), l'analyse est menée de façon mensuelle du fait de la mise à jour à cette fréquence uniquement des notations composites. Compte tenu de la faible liquidité du marché, ou en tout cas de la difficulté à réunir de façon fréquente des prix pertinents, il serait de toute façon illusoire de tenter de mener une étude de fréquence beaucoup plus élevée. Un downgrade ou un upgrade est ainsi constaté lorsque la notation d'un titre diffère de celle du mois précédent. Ceci veut dire que les variations de notation d'un seul cran par l'une ou l'autre agence peuvent laisser le rating composite inchangé si le rating moyen est inchangé. Toutefois, cette

²⁴ De façon précise, c'est la monnaie de référence des obligations qui permet la distinction. En pratique, ce découpage est très proche de celui que l'on obtiendrait à partir d'une décomposition géographique. Notons toutefois que certains sous-jacents ne sont pas d'origine européenne mais sont émis par des sociétés situées aux îles Cayman ou aux Etats-Unis.

²⁵ Le détail des résultats pour chaque zone prise isolément est disponible sur demande.

²⁶ Nous rappelons que nous avons exclu les Pfandbriefe de l'étude.

²⁷ Le type de sous-jacent est également précisé mais l'information est peu utile, l'essentiel des titres entrant dans la catégorie Divers (Miscellaneous).

probabilité est faible. Le tableau 3 présente les changements de notation sur les marchés considérés. On dénombre 28 upgrades (dont 20 pour le Royaume Uni) et 19 upgrades (dont 16 pour le Royaume-Uni). Cependant, le nombre de changements de notation des titres est réduit à 25 downgrades et 17 downgrades si l'on se restreint aux changements de notation touchant plusieurs tranches (*Issuer level*). Ce ne sont plus ainsi 47 changements de notation qui sont observés mais 42, après exclusion des doublons du marché britannique. L'essentiel des modifications de notation s'est produit après 2002, c'est-à-dire dans une phase d'amélioration globale de la qualité de crédit (cf. supra). Pour la plupart, les changements ont concerné des changements d'un seul cran. Notons que ces changements d'un cran dans la notation composite peuvent provenir d'un changement d'au moins deux crans de la notation d'une seule agence si la notation de l'autre reste inchangée. Notons enfin que, faute d'informations précises sur leur comportement autour de l'événement, nous avons dû exclure trois titres passés en catégorie « spéculative » (ce que l'on nomme les *fallen angels*) et un titre grimpa de cette catégorie vers l'investment grade (ce que l'on nomme une *rising star*).

2.3.2 Estimations et résultats

Le tableau 4 reporte les résultats des tests effectués. Contrairement à Ammer et Clinton (2004), nous ne nous en tenons pas au seul test de Student pour tester la significativité des changements de notation mais utilisons également des tests non-paramétriques (test du Signe et test de Wilcoxon signé) afin de prendre en compte plusieurs problèmes liés à l'échantillon (faible taille, non-normalité des rendements...) ²⁸. Afin d'affiner les résultats obtenus, ces tests ont été effectués sur trois mesures différentes de performance du titre : le rendement anormal, l'OAS et l'ASM. Les trois mesures sont calculées en excès du marché, c'est-à-dire la différence avec l'équivalent pour l'ensemble du marché sur la même période, ceci afin d'annihiler l'impact des mouvements globaux de marché et de se concentrer sur les effets induits par les changements de ratings sur les titres. Nous testons l'impact sur le mois entier incluant le changement de notation.

La première colonne présente les résultats des tests pour les downgrades observés sur l'échantillon global. Face au downgrade, on s'attend à un rendement négatif et à des variations positives des spreads (OAS et ASM). Pour l'échantillon large, l'impact moyen sur le rendement du titre est de -4,6% (en excès de l'ensemble du marché), ce qui est conséquent à la fois lorsqu'on compare avec les résultats de Ammer et Clinton (2004) pour les Etats-Unis (-2,9%) mais également en comparaison avec les marchés actions alors que la variance des actions est beaucoup plus élevée que la variance des obligations ABS ²⁹. Le test de Student indique un impact significatif au seuil de 5%. Les résultats des tests non-paramétriques montrent des résultats encore plus forts. En effet, les deux tests concluent très significativement à une incidence du changement de notation. Ce résultat est tout à fait logique si l'on prend en compte le fait que les downgrades aboutissent dans plus de 80% à un rendement négatif du titre en excès du marché. Là-encore, on observe des effets beaucoup plus forts que sur les autres marchés (Ammer et Clinton présentent une proportion de 60% uniquement de rendements négatifs). Si l'on regarde les tests effectués sur les OAS et les ASM, les résultats sont légèrement plus nuancés. Ainsi, seuls le test de Student pour l'ASM et les tests du Signe pour l'ASM et l'OAS sont significatifs avec un pourcentage de valeurs positives toutefois toujours assez important (respectivement de 64 et 71%). Un résultat remarquable concerne la similarité de l'ampleur de la variation de l'OAS (159 points de base) avec celle identifiée par Ammer et Clinton (2004) pour le marché américain. L'impact sur l'ASM est plus limité mais encore élevé relativement à celui identifié sur les marchés de spreads pour des émetteurs plus traditionnels ³⁰. De façon globale, les forts écarts entre les moyennes et les médianes illustrent clairement l'asymétrie des distributions des variations des variables.

Toujours pour les downgrades, la troisième colonne présente les résultats pour les tests effectués sans les doublons où plusieurs tranches ont subi une modification de notation (au niveau de l'Issuer). De par le fait que, dans notre échantillon, les tranches concernées n'étaient pas spécifiées, l'élimination des doublons a été arbitraire (mais aléatoire). Globalement, les tests effectués sont au final tout aussi significatifs que pour

²⁸ Voir le papier accompagnant ce texte (Iankova, Pochon et Teiletche [2005]) pour plus de détails.

²⁹ Voir Norden et Weber (2004) ou Iankova, Pochon et Teiletche (2005) pour une quantification sur plusieurs zones géographiques.

³⁰ Voir Norden et Weber (2004) dans le cas des CDS sur la période récente.

l'ensemble de l'échantillon. L'effet observé est même sensiblement plus fort en termes de variations des variables (-5,1% contre -4,6% pour les rendements, 177,8 contre 158,9 pour les OAS, et enfin 67,8 contre 60,7 pour les Asset Swap Spreads) mais la perte de puissance liée à la réduction du nombre d'observations altère quelque peu la significativité des impacts.

Les deuxième et quatrième colonnes présentent les résultats dans le cas des upgrades. On s'attend dans ce cas à un rendement significativement positif et à des baisses significatives des spreads. Les effets moyens sont moins importants que dans le cas des downgrades. A l'exception notable des rendements, la significativité des effets est toutefois remarquablement élevée si l'on observe les p-values, notamment en comparaison des downgrades qui bénéficient de plus d'observations. Ces derniers résultats diffèrent fortement de ceux trouvés par Ammer et Clinton (2004), où aucun effet significatif n'est identifié mais notons que ces auteurs se contentent d'un simple test de Student dont on a vu qu'il n'aboutissait pas non plus à des effets probants dans le cas européen. De façon globale, on peut s'attendre à ce que les différences entre les résultats des tests soient importantes compte tenu de l'asymétrie des distributions des variables observées ici. On peut également noter que dans la littérature sur les obligations classiques, les effets liés aux upgrades ne sont en général pas assortis d'une incidence significative que ce soit pour les actions ou les obligations (voir références précédemment citées). Dès lors, il s'agit d'un résultat tout à fait remarquable. Comme dans le cas des downgrades, la prise en compte des doublons ne modifie pas sensiblement les résultats.

Par la suite, nous étudions la sensibilité des réactions aux différentes caractéristiques connues des ABS. Les tableaux 5a à 5c détaillent les résultats de régressions effectuées pour chaque type de mesure de performance, et pour chaque mois où un événement de crédit a été recensé. On reporte dans chaque cas le signe attendu pour chacune des variables. Dans le cas des rendements, avec un R^2 ajusté de 97% contre 66%, le modèle semble mieux expliquer les effets des downgrades que ceux des upgrades. Ceci est cohérent avec l'idée d'une forte dispersion des réactions aux upgrades qui explique l'absence de significativité des upgrades sur les rendements. Dans tous les cas, ces critères de qualité de l'ajustement sont très nettement supérieurs à ceux obtenus par Ammer et Clinton (2004) (38% et 13% respectivement). Les autres mesures présentent des résultats équivalents dans le cas des downgrades avec des R^2 ajustés de 99% et 95% pour les OAS et les ASM respectivement. La moindre significativité des résultats dans le cas des upgrades se vérifie également sur ces mesures (64% et 52%).

Parmi toutes les variables explicatives que nous avons envisagées, la duration est celle qui semble avoir le plus d'impact puisqu'elle affecte significativement au seuil de 1% toutes les mesures dans le sens où elle accroît l'impact naturel de la modification de la notation. Le fait qu'elle ne joue pas uniquement sur les rendements mais également sur les mesures de spread montre que l'effet dépasse le simple effet mécanique liant variation de prix et duration³¹. La variable nombre de crans joue sur le niveau de réaction des rendements, à l'instar des résultats d'Ammer et Clinton (2004). Plus le changement de notation est large, plus grande est la réaction du rendement. Par contre, cette variable n'a pas d'effets sur la réaction des OAS ou des ASM. La notation initiale³² qui a été fréquemment mise en avant dans les études sur les obligations classiques (Jorion et Zhang [2005]), les actions (Iankova, Pochon et Teïletche [2005]), les marges des CDS (Norden et Weber [2004]) et les ABS américain (Ammer et Clinton [2004]) ne semble pas avoir d'impact significatif ici. Une explication potentielle est qu'on ne dispose pas de titres de catégorie « speculative grade ». La valeur faciale de l'obligation n'a d'incidence que dans le cas des OAS pour les downgrades (pour leur part, Ammer et Clinton ne trouvaient pas d'effets particuliers). La variable muette Royaume-Uni indique dans les cas des rendements et des OAS des réactions plus marquées pour les ABS libellés en Sterling. Ce résultat reste toutefois délicat à interpréter. Enfin, la maturité ne semble pas avoir d'impact significatif mais on peut noter que cette variable est quelque peu redondante de la duration.

³¹ Pour mémoire, la duration correspond à la dérivée première du prix d'une obligation en fonction de son taux actuariel.

³² Les notations sont codées de sorte que les meilleures notations ont la valeur la plus faible (AAA = 1, A1 = 2,...).

2.4 Conclusion et discussion

Dans cette note, nous avons analysé le marché européen des ABS et plus particulièrement l'incidence des modifications de notation sur diverses mesures de performance de ces obligations. Pour cela, nous sommes partis de la méthodologie proposée par Ammer et Clinton (2004) dans le cas américain que nous avons transposé à un ensemble d'obligations européennes tout en étendant la méthode (via l'introduction de tests non-paramétriques notamment).

Au final, nous identifions des effets significatifs importants. Ceci est vrai pour les downgrades, ce qui est un résultat somme toute consensuel dans la littérature, mais également dans le cas des upgrades. Ce dernier résultat, plus innovant, devra être testé à nouveau. Globalement, les fortes réactions identifiées tendent à valider l'hypothèse selon laquelle les agences de notation jouent un rôle encore plus important dans le cas des ABS qui constituent des obligations aux sous-jacents plus complexes et/ou moins transparents³³. Un point qui doit être conservé à l'esprit est la difficulté de réunir des données de qualité pour les ABS. Les choses s'améliorant rapidement sur ce plan-là, il nous sera probablement possible à un horizon proche de reproduire ces résultats pour un échantillon plus large d'émetteurs.

³³ En particulier, les résultats sont d'autant plus notables que l'on se concentre ici sur des mouvements de moyen terme (variations mensuelles) et non pas uniquement à des effets de très court terme.

Références

Ammer J., Clinton N. (2004), Good News Is No News? The Impact of Rating Changes on the Pricing of Asset-Backed Securities, *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper*, n°809.

Fitch (2005), 2004 European Structured Finance Rating Transition Study, Fitch Ratings Special report, June 2005.

Iankova E., Pochon F., Teiletche J. (2005), L'impact des décisions d'agence : une comparaison du cas des actions françaises avec l'expérience internationale, *IXIS CIB*, Service de la recherche.

Jorion P., Zhang G. (2005), Non-linear effects of bond ratings changes, *University of California at Irvine*, Working Paper.

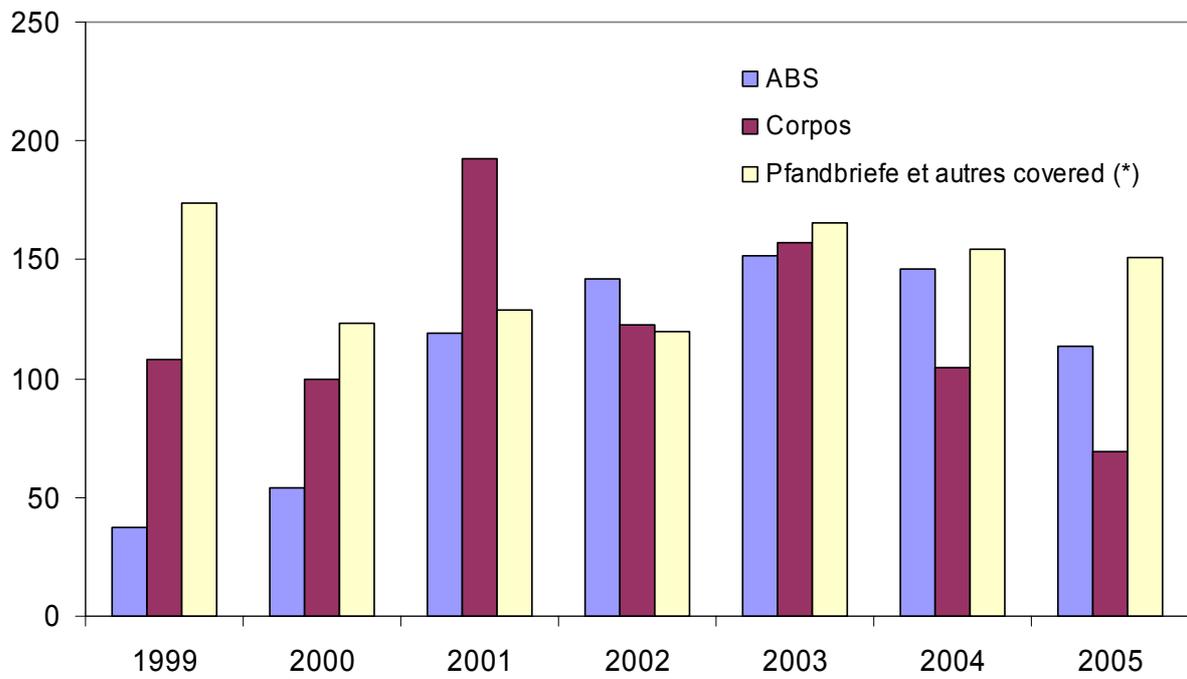
Norden L., Weber M. (2004), Informational efficiency of credit default swap and stock markets: the impact of credit rating announcements, *CEPR*, Discussion paper series N°4250.

S&P (2005a), World Bond Issuance In 2005: Stronger Overall, But Structured Finance Takes The Lead, Standard & Poor's Global Fixed Income Research, September 2005.

S&P (2005b), Rating Transitions 2004: European Structured Finance Report, Standard & Poor's reports, January 2005.

S&P (2005c), Annual Global Corporate Default Study: Corporate Defaults Poised to Rise in 2005, Standard & Poor's Global Fixed Income Research, January 2005.

Graphique 1 - Emissions brutes sur le marché en euro



Sources : Capital Data Bondware, IXIS CIB

(*) dont Obligations foncières et Cédulas Hipotecarias

Tableau 1 : Matrice de transition des notations à un horizon d'un an (%)

Ensemble des émetteurs (1981-2004)								
	Rating d'arrivée							
Rating d'origine ↓	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC/C	D
AAA	90.0	9.3	0.5	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0
AA	0.2	89.9	9.5	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0
A	0.0	2.2	92.1	5.4	0.2	0.0	0.0	0.0
BBB	0.0	0.2	4.3	91.5	3.0	0.6	0.2	0.3
BB	0.0	0.0	0.2	3.9	86.0	8.0	0.6	1.2
B	0.0	0.0	0.4	0.7	6.8	78.4	6.5	7.2
CCC/C	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	12.5	31.3	56.3

Emetteurs ABS (1987-2004)								
	Rating d'arrivée							
Rating d'origine ↓	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC/C	D
AAA	97.3	2.0	0.3	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0
AA	3.2	92.0	4.0	0.5	0.3	0.1	0.1	0.0
A	1.5	3.3	91.3	2.9	0.5	0.2	0.2	0.0
BBB	0.5	0.7	2.3	92.0	3.0	0.6	0.8	0.1
BB	0.2	0.0	0.2	4.4	84.8	4.2	5.4	0.9
B	0.0	0.0	0.0	0.0	4.8	71.0	22.5	1.6
CCC/C	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.7	64.0	34.3

Sources: S&P (2005b), S&P (2005c).

Tableau 2 : Description de l'échantillon des ABS sur le marché agrégé européen

	31/12/1998	31/12/1999	31/12/2000	31/12/2001	31/12/2002	31/12/2003	31/12/2004	31/05/2005
Nombre	32	56	75	95	115	152	163	170
Médiane								
maturité (années)	9,5	8,5	14,7	18,2	19,3	19,7	18,6	18,6
duration (années)	7,4	6,7	7,5	8,1	8,8	8,9	9,1	9,1
valeur faciale (MM euro)								
médiane	252,9	243,8	237,5	250,0	246,0	252,5	250,0	250,0
moyenne	301,0	303,8	293,2	333,6	323,3	342,1	330,3	328,5
ASM (points de base)								
noté AAA	40,6	23,4	39,0	38,7	37,1	31,1	21,6	24,1
note <AAA	137,9	94,4	138,3	149,9	136,3	100,0	82,3	80,9
OAS (points de base)								
noté AAA	81,8	67,2	102,9	65,3	62,3	46,3	45,1	47,2
note <AAA	223,4	190,9	224,0	187,0	181,1	117,7	106,3	104,3
Notation composite								
AAA	78,1%	69,6%	64,0%	61,1%	56,5%	58,6%	55,2%	55,3%
AA1	0,0%	1,8%	1,3%	1,1%	0,0%	0,0%	0,6%	0,0%
AA2	3,1%	1,8%	4,0%	4,2%	4,3%	3,3%	6,7%	7,1%
AA3	3,1%	3,6%	4,0%	5,3%	4,3%	4,6%	3,7%	3,5%
A1	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,7%	1,2%	1,2%
A2	9,4%	14,3%	13,3%	14,7%	14,8%	11,8%	10,4%	10,0%
A3	6,3%	5,4%	2,7%	2,1%	5,2%	8,6%	8,0%	7,1%
BBB1	0,0%	0,0%	5,3%	3,2%	3,5%	3,3%	2,5%	3,5%
BBB2	0,0%	1,8%	5,3%	7,4%	9,6%	5,3%	9,2%	10,6%
BBB3	0,0%	0,0%	0,0%	1,1%	1,7%	3,9%	2,5%	1,8%

Sources : Merrill Lynch, Bloomberg, calculs des auteurs.

Tableau 3 : Echantillon de changements de notation sur le marché agrégé européen

	Downgrade	Upgrade	Total
ABS rating changes	28	19	47
Issuer rating changes	25	17	42
Nombre de crans			
1	22	18	40
2	4	1	5
3	2	0	2
Rating avant événement			
AAA	3	0	3
AA1	1	0	1
AA2	0	1	1
AA3	0	3	3
A1	1	0	1
A2	6	2	8
A3	7	3	10
BBB1	6	3	9
BBB2	4	3	7
BBB3	0	4	4
Dépassement du seuil <i>Investment Grade</i>	3	0	3
Année d'événement			
1998	0	0	0
1999	1	0	1
2000	3	1	4
2001	2	1	3
2002	3	2	5
2003	7	2	9
2004	7	11	18
2005	5	2	7
Pays d'émission du titre			
Suisse et Pays-Bas	1	1	2
Grande-Bretagne	8	13	21
Irlande	5	0	5
Italie	3	1	4
Iles Cayman	5	1	6
Luxembourg	1	2	3
Pays-Bas	4	0	4
Etats-Unis	1	1	2

Tableau 4 : Réactions aux changements de notation sur le marché agrégé européen selon les mesures considérées

	Security Downgrade	Security Upgrade	Issuer Downgrade	Issuer Upgrade
Rendements				
Moyenne	-4,617	-0,239	-5,088	-0,255
Test de Student : p-value	0,044	0,855	0,045	0,849
Médiane	-0,733	-0,462	-0,770	-0,462
Proportion de signes corrects (négatif pour les downgrades et positif pour les upgrades)	82,1%	15,8%	80,0%	11,8%
Test du Signe : p-value	0,000	0,998	0,000	0,999
Test de Wilcoxon signé : p- value	0,008	0,998	0,022	0,999
OAS				
Moyenne	158,9	-3,7	177,8	-3,5
Test de Student : p-value	0,125	0,027	0,126	0,056
Médiane	4	-2	6	
Proportion de signes corrects (positif pour les downgrades et négatif pour les upgrades)	64,3%	84,2%	64,0%	88,2%
Test du Signe : p-value	0,044	0,000	0,054	0,001
Test de Wilcoxon signé : p- value	0,410	0,029	0,420	0,001
ASM				
Moyenne	60,7	-3,7	67,8	-3,5
Test de Student : p-value	0,094	0,032	0,095	0,050
Médiane	5	-3	5	-2
Proportion de signes corrects (positif pour les downgrades et négatif pour les upgrades)	71,4%	73,7%	72,0%	82,4%
Test du Signe : p-value	0,006	0,010	0,007	0,001
Test de Wilcoxon signé : p- value	0,105	0,188	0,096	0,005
Observations	28	19	25	17

Sources : Bloomberg, Merrill Lynch, calculs des auteurs.

Notes.

Les échantillons « Security Downgrade » ou « Upgrade » regroupent l'ensemble des titres alors que les échantillons « Issuer » se restreignent à une seule décision par période pour un même émetteur.

Toutes les variables (rendement, OAS, ASM) sont exprimées en écart aux équivalents pour l'ensemble du marché sur la même période. Pour chaque test, la p-value correspond à la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle d'absence de significativité. Tous les tests sont unilatéraux, i.e. établis sur une seule queue de la distribution. De façon prosaïque, une p-value inférieure à 10% dénotera une variation significative autour du changement de la notation. Le test de Student teste la nullité de la moyenne des variations des variables alors que le test du Signe et celui de Wilcoxon testent la nullité de la médiane.

Tableau 5a. Les déterminants des réactions du rendement du titre à une modification de la notation

	Downgrades		Upgrades	
Constante	(-)	-4,627 (0,000)	(+)	0,092 (0,704)
Duration	(-)	-1,289 (0,000)	(+)	1,037 (0,000)
Nombre de crans	(-)	-3,244 (0,004)	(+)	1,335 (0,092)
Log valeur faciale	(?)	-1,8215 (0,178)	(?)	0,367 (0,422)
Notation initiale	(-)	-0,050 (0,851)	(+)	-0,087 (0,330)
Royaume-Uni	(?)	-2,087 (0,079)	(?)	-0,883 (0,072)
Maturité > 10 ans	(-)	1,130 (0,305)	(+)	0,518 (0,252)
R²		0,974		0,776
R² ajusté		0,966		0,663
Observations		28		19

Sources : Bloomberg, Merrill Lynch, calculs des auteurs.

Notes.

Toutes les variables, à l'exception des variables muettes (Royaume-Uni et Maturité > 10 ans), sont exprimées en écart à leur moyenne sur l'ensemble des observations.

Les p-values correspondant au test de significativité individuelle sont reportées entre parenthèses sous les coefficients.

Tableau 5b. Les déterminants des réactions de l'OAS du titre à une modification de la notation

		Downgrades		Upgrades
Constante	(+)	174,03 (0,000)	(-)	-6,586 (0,008)
Duration	(+)	73,08 (0,000)	(-)	-8,522 (0,000)
Nombre de crans	(+)	-41,36 (0,226)	(-)	-8,127 (0,229)
Log valeur faciale	(?)	114,70 (0,016)	(?)	-0,059 (0,988)
Notation initiale	(+)	-23,96 (0,013)	(-)	-0,739 (0,345)
Royaume-Uni	(?)	84,59 (0,036)	(?)	7,238 (0,090)
Maturité > 10 ans	(+)	-73,30 (0,054)	(-)	-3,900 (0,324)
R²		0,989		0,761
R² ajusté		0,986		0,641
Observations		28		19

Sources : Bloomberg, Merrill Lynch, calculs des auteurs.

Notes.

Toutes les variables, à l'exception des variables muettes (Royaume-Uni et Maturité > 10 ans), sont exprimées en écart à leur moyenne sur l'ensemble des observations.

Les p-values correspondant au test de significativité individuelle sont reportées entre parenthèses sous les coefficients.

Tableau 5c. Les déterminants des réactions de l'ASM du titre à une modification de la notation

		Downgrades		Upgrades
Constante	(+)	63,13 (0,001)	(-)	-6,38 (0,017)
Duration	(+)	23,29 (0,000)	(-)	-7,19 (0,003)
Nombre de crans	(+)	7,31 (0,740)	(-)	-6,72 (0,363)
Log valeur faciale	(?)	22,75 (0,434)	(?)	2,30 (0,603)
Notation initiale	(+)	-5,45 (0,355)	(-)	0,423 (0,621)
Royaume-Uni	(?)	34,57 (0,177)	(?)	6,522 (0,160)
Maturité > 10 ans	(+)	-22,94 (0,340)	(-)	-3,347 (0,441)
R²		0,957		0,677
R² ajusté		0,945		0,515
Observations		28		19

Sources : Bloomberg, Merrill Lynch, calculs des auteurs.

Notes.

Toutes les variables, à l'exception des variables muettes (Royaume-Uni et Maturité > 10 ans), sont exprimées en écart à leur moyenne sur l'ensemble des observations.

Les p-values correspondant au test de significativité individuelle sont reportées entre parenthèses sous les coefficients.

