



**HAL**  
open science

# Trois essais sur les agences de notation : procyclicité et Influence de la notation sur les marchés européens entre 2001 et 2012

Ségolène Dessertine

► **To cite this version:**

Ségolène Dessertine. Trois essais sur les agences de notation : procyclicité et Influence de la notation sur les marchés européens entre 2001 et 2012. Gestion et management. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2013. Français. NNT : 2013PA010085 . tel-03576851

**HAL Id: tel-03576851**

**<https://theses.hal.science/tel-03576851>**

Submitted on 16 Feb 2022

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

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

ECOLE DOCTORALE  
Sciences du Management



Gestion – Organisation  
Décision - Information



UNIVERSITE PARIS I- PANTHEON SORBONNE  
Institut d'Administration des Entreprises de Paris

Ecole Doctorale « Sciences du Management » - ED 533  
Equipe de Recherche GREGOR - EA 2474

**TROIS ESSAIS SUR LES AGENCES DE NOTATION.  
Procyclicité et Influence de la notation sur les marchés européens  
entre 2001 et 2012.**

THESE

présentée et soutenue publiquement le **8 novembre 2013**

en vue de l'obtention du

**DOCTORAT EN SCIENCES DE GESTION**

par

**Ségolène DESSERTINE**

JURY

- Directeur de recherche : **Monsieur Jérôme Caby**  
Professeur des Universités  
ICN Nancy.
- Rapporteurs : **Monsieur Eric Paget-Blanc**  
Professeur  
Université d'Evry Val d'Essonne.
- Monsieur Philippe Raimbourg**  
Professeur des Universités  
Université Paris 1 Panthéon Sorbonne.
- Suffragants : **Monsieur Mohammed Abdellaoui**  
Professeur  
HEC Paris.
- Madame Véronique Bessière**  
Professeur des Universités  
Université de Montpellier 2.
- Monsieur Eric Lamarque**  
Professeur des Universités  
Université de Montesquieu Bordeaux IV.

L'université de PARIS I – Panthéon Sorbonne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

*Buy it, use it, break it, fix it,  
Trash it, change it, mail - upgrade it.*

Daft Punk Lyrics « Technologic »

Au moment où s'achève ma période de thèse, je souhaiterais d'abord dire toute ma gratitude à mon Directeur, le Professeur Jérôme Caby, qui tout au long de ces années m'a accompagnée de son exigence, de ses conseils, de sa bienveillance. Il a su gérer les périodes d'angoisse, de découragement, ou parfois d'euphories un peu excessives qui sont je crois le lot de tout doctorant, mais furent en particulier le mien et dont il fut le témoin privilégié. Pour tout cela, je lui suis reconnaissante.

Je remercie également le Professeur Raimbourg, non seulement rapporteur de cette thèse mais également membre de mon jury de présoutenance. Ses critiques et conseils m'ont été précieux pour améliorer la qualité de mes recherches. Je suis grée également au Professeur Paget-Blanc d'avoir accepté d'être rapporteur de ce travail ainsi qu'aux Professeurs Abdellaoui, Bessière et Lamarque d'avoir accepté d'être membres de ce jury.

Je souhaiterais aussi remercier tous ceux qui à un moment où à un autre, ont su m'accompagner quand se dressaient des difficultés d'apparence insurmontables. Je pense notamment à Richard Eudes, à Mathieu Rosenbaum, à Edouard Chêne et à Romain Perchet. Merci également à Catherine Gerst et aux membres de l'école doctorale de l'IAE de Paris.

Je voudrais également remercier Monsieur Michel Prada pour sa lecture attentive de mes travaux, ainsi que pour les discussions stimulantes au cours de certains étés, qui m'ont permis de retrouver courage et enthousiasme à la rentrée de septembre. De même, je voudrais dire à Madame Mauricette Salque, Senior Vice president de Moody's France et à Madame Carol Sirou, Présidente de Standard & Poor's France, combien m'ont apportés nos rencontres à des moments cruciaux de mon travail.

Enfin, je voudrais dire à mes proches que cet aboutissement de mes études n'aurait pas été possible sans eux. Ma sœur Domitille, mon fiancé Maxime ont su avec une abnégation héroïque vite oublier mes humeurs très changeantes ; et mes chers parents ont été présents quand il le fallait, c'est-à-dire à chaque heure, à chaque minute de cette longue aventure qu'a été cette recherche doctorale.

Ce corpus de thèse est composé de trois articles et d'une note de synthèse. Cette dernière permet de représenter la cohérence globale de l'ensemble de ces travaux de recherche. Elle permet également de les inscrire dans la logique de la littérature existante tout en soulignant leur spécificité et leurs caractères originaux.

Les grandes hypothèses formulées y sont récapitulées, et les principaux résultats obtenus sont présentés avec leurs éventuels limites et prolongements.

# Sommaire

## Chapitre 1 : Note de synthèse

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>10</b>
<b>2. REVUE DE LITTERATURE</b>	<b>15</b>
2.1. POSITIONNEMENT DE LA NOTATION VIS-A-VIS DU CYCLE DE L'ACTIVITE DE L'EMETTEUR	15
2.2. L'INCIDENCE DE LA NOTATION SUR LA VALEUR DES TITRES FINANCIERS.	16
2.3. LES FACTEURS EXPLICATIFS DES REACTIONS ANORMALES AUX ANNONCES DES AGENCES.	18
2.4. LA CONFRONTATION DES RECOMMANDATIONS D'ANALYSTES ACTIONS AUX NOTATIONS DE LA DETTE	20
<b>3. LES HYPOTHESES PRINCIPALES</b>	<b>22</b>
<b>4. LES DONNEES</b>	<b>25</b>
<b>5. LES METHODOLOGIES</b>	<b>27</b>
5.1. ARTICLE 1 : « THE EFFECTS OF STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN STOCK MARKETS : FROM A RATING BUILT THROUGH THE CYCLE TO A RATING USED INTO THE CYCLE »	27
5.2. ARTICLE 2 : « SOVEREIGN DEBT AND CREDIT RATINGS. WHAT IS ACTUALLY HAPPENING WHEN YOU LOSE YOUR TRIPLE A ? »	33
5.3. ARTICLE 3 : « HERDING BEHAVIOUR AND CLIFF EFFECTS IN THE EUROPEAN EQUITIES MARKET: FINANCIAL ANALYSTS' RELIANCE ON CRA ANNOUNCEMENTS».	35
<b>6. LES PRINCIPAUX RESULTATS</b>	<b>38</b>
6.1. ARTICLE 1 : « THE EFFECTS OF STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN STOCK MARKETS : FROM A RATING BUILT THROUGH THE CYCLE TO A RATING USED INTO THE CYCLE ».	38
6.2. ARTICLE 2 : « SOVEREIGN DEBT AND CREDIT RATINGS: WHAT IS ACTUALLY HAPPENING WHEN YOU LOSE YOUR TRIPLE A?».	44
6.3. ARTICLE 3 : « HERDING BEHAVIOR AND CLIFF EFFECTS IN THE EUROPEAN EQUITIES MARKETS : THE RELIANCE OF FINANCIAL ANALYSTS ON CRA'S ANNOUNCEMENTS ».	51
6.4. SYNTHESE DE LA VERIFICATION DES HYPOTHESES FORMULEES POUR L'ENSEMBLE DE LA RECHERCHE.	58
<b>7. LES PROLONGEMENTS</b>	<b>59</b>
<b>8. CONCLUSION GENERALE</b>	<b>60</b>
<b>9. BIBLIOGRAPHIE</b>	<b>61</b>

Chapitre 2: « The effects of structural changes in European stock markets : from a rating built through the cycle to a rating used into the cycle »

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>69</b>
<b>2. LITERATURE REVIEW</b>	<b>71</b>
<b>3. DATA AND METHODOLOGY</b>	<b>74</b>
3.1. RATING MIGRATIONS	75
3.2. THE METHODOLOGY FOR SHOWING POTENTIAL STRUCTURAL CHANGES.	75
3.3. EVENT STUDY METHODOLOGY	77
3.4. MULTIVARIATE REGRESSIONS ON ABNORMAL RETURNS	78
<b>4. RESULTS</b>	<b>79</b>
4.1. DATING STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN INDICES	79
4.2. "THROUGH-THE-CYCLE" RATINGS THAT MARKETS USE "INTO-THE-CYCLE"	80
4.3. "INTO-THE-CYCLE" RATING EXPLAINED BY CHANGES IN THE DETERMINANTS OF RATING SHOCKS	84
<b>5. CONCLUSION</b>	<b>103</b>
<b>6. BIBLIOGRAPHY</b>	<b>104</b>

## Chapitre 3: « Sovereign debt and credit ratings: what is actually happening when you lose your Triple A? »

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>111</b>
<b>2. LITERATURE REVIEW</b>	<b>113</b>
<b>3. DATA AND METHODOLOGY</b>	<b>116</b>
<b>4. RESULTS</b>	<b>118</b>
4.1. S&P'S ANNOUNCEMENT AT 11 PM ON 13 JANUARY 2012	119
4.2. MOODY'S ANNOUNCEMENT AT 11 PM ON 19 NOVEMBER	124
<b>5. CONCLUSION</b>	<b>130</b>
<b>6. BIBLIOGRAPHY</b>	<b>132</b>

## Chapitre 4: « Herding behaviour and cliff effects in the European equities market: financial analysts' reliance on CRA announcements? »

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>139</b>
------------------------	------------



<b>2. LITERATURE REVIEW</b>	<b>140</b>
<b>3. DATA AND METHODOLOGY</b>	<b>143</b>
3.1. METHODOLOGY FOR IDENTIFYING STRUCTURAL CHANGES	144
3.2. CHANGES IN THE CONSENSUS OF FINANCIAL ANALYSTS AROUND ANNOUNCEMENT DATES. 144	
3.3. TIMING OF ANALYSTS' RECOMMENDATIONS COMPARED WITH CRA ANNOUNCEMENTS (AHEAD OR BEHIND?)	145
<b>4. RESULTS</b>	<b>145</b>
4.1. IDENTIFYING POTENTIAL STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN INDICES.	146
4.2. ABNORMAL CONSENSUS REVISIONS	146
4.3. TEST TO FORECAST RATING CHANGES BASED ON PAST DATA FOR ANALYSTS' RECOMMENDATIONS.	152
<b>5. CONCLUSION</b>	<b>154</b>
<b>6. BIBLIOGRAPHY</b>	<b>155</b>

# Chapitre 1

---

Note de synthèse.

## 1. Introduction

Les agences de notation ont été au cœur des critiques formulées vis à vis du système financier international, au fur et à mesure que s'est développée, depuis juillet 2007, une crise économique d'une ampleur inégalée.

La notation représente l'opinion d'une agence sur le risque de défaut d'un emprunteur concernant le remboursement de sa dette à l'échéance. Cette opinion est sollicitée par l'emprunteur lui-même, lorsqu'il souhaite émettre sur les marchés des obligations. Les investisseurs potentiels ainsi sollicités ont besoin d'une représentation objective du risque qu'ils acceptent en achetant les titres de l'émetteur. Cette représentation synthétique est donnée par la notation.

Quand celle-ci est effectuée, à la demande de l'émetteur, elle donne lieu à une rémunération payée par à l'agence ; l'agence s'oblige ensuite à revoir sa notation aussi souvent qu'elle l'estime nécessaire.

Quand les émetteurs de dettes sont des pays (« dette souveraine »), les agences exercent leur analyse à titre gracieux, de même qu'à chaque fois qu'elles sont conduites à revoir à la baisse (« *downgrading* ») qu'à la hausse (« *upgrading* »).

Dans la pratique, trois agences anglo-saxonnes se partagent la notation des principales émissions, Moody's, Standard and Poor's, Fitchratings.

Chacune de ces agences développe son propre modèle de notation afin d'apprécier le risque de défaut de son client. Les modèles intègrent des données quantitatives, passées et prévisionnelles, ainsi que des dimensions qualitatives variables. Les méthodologies utilisées ont pour obligation d'être publiques, en Europe depuis le règlement européen du 16 septembre 2009 ; aux Etats Unis depuis la loi Dodd-Frank du 21 juillet 2010.

Les modèles connaissent des évolutions constantes et font l'objet de tests réguliers de leur efficience : la notation étant basée sur la probabilité d'un défaut, celle-ci est contrôlée sur l'ensemble des opérations notées ; en outre, des *stress testing* (scenarii de stress) ont été mis en place pour valider le travail des agences en cas de circonstances exceptionnelles de marché, ou de conjoncture économique extraordinaire. L'ensemble du processus est lourd, il nécessite une base statistique large, expliquant en grande partie le petit nombre d'agence, et l'obligation pour tout nouvel entrant, de franchir très vite des seuils de taille qui s'assimilent en fait à de véritables barrières à l'entrée.

Pour autant, la compétence des grandes agences a fait l'objet d'une sollicitation en forte croissance de la fin des années 90 au début des années 2000, avec le développement notamment des financements structurés et des produits complexes. A l'intérieur par exemple de structures juridiques adhoc (des « véhicules », « *vehicle* » en anglais), des actifs ou des produits notés ont servi de garanties permettant sur le marché de la dette, de faire appel à des investisseurs réclamant un risque circonscrit. Ainsi, les techniques de titrisation ont consacré la notation comme déterminant fondamental de la décision d'investissement.

D'une position technique et limitée à des évaluations du risque de défaut requises par certaines conditions particulières de l'émission d'endettement, les agences se sont trouvées de plus en plus en position stratégique pour la bonne fin d'opérations majeures de financement. Entre la compréhension des modèles appliqués par les agences, et le besoin de conseil pour se conformer à leurs exigences implicites, la frontière a pu être franchie. Un conflit d'intérêt potentiel se manifeste dans la relation client fournisseur créée par la notation, assez comparable à celui existant dans la relation entre l'auditeur et l'audité, largement connu et étudié celui-là par la littérature.

Avec la crise commencée en 2007, un paradoxe d'apparence s'est constitué : les agences ont été critiquées et considérées comme en partie responsables d'un certain nombre de dysfonctionnement des marchés ; mais dans le même temps, l'augmentation des variations de notations, principalement à la baisse, ont placé le travail des agences au centre des fluctuations de marché. Et même, quand la tension a augmenté sur les dettes souveraines européennes, les dégradations sont sorties du domaine technique, quasi confidentiel qui était le leur jusque là, pour se transformer en information abondamment commentée dans les médias grand public, voire devenir un enjeu important du débat politique.

En conséquence, les problématiques scientifiques étudiant les agences ou les méthodes de notation, sont devenues plus nombreuses dans la littérature. Plusieurs d'entre elles méritent d'être évoquées, même si elles ne peuvent être considérées comme celle retenues pour caractériser l'ensemble des travaux présentés ici.

Le premier de ces questionnements se situe aux frontières des recherches sur les marchés et celles sur la macro économie : il concerne la responsabilité des agences d'abord dans le développement des conditions conduisant à la crise, puis dans le creusement du processus à partir de 2007 et 2008. Il faut noter au passage que cette réflexion globale avait commencé

lors de la précédente séquence de forte correction des indices boursiers, en 2002, consécutive à la faillite d'Enron, la société de courtage en énergie étant notée AAA à quelques jours de sa faillite, provoquée par un endettement excessif.

Il en découle un autre type de travaux, s'attachant à déconstruire les modèles utilisés par les agences, et les éventuelles modifications qui leur ont été apportés notamment du fait de la crise. Dans cette perspective, les hypothèses de non corrélations entre différents types d'actifs en cas de défaut ont fait l'objet de nombreux tests, démontrant qu'il s'agissait sans doute d'une faiblesse majeure de la logique de notation quand survient une situation anormale sur les marchés.

Avec le durcissement de la crise, les modèles des agences se sont vus attaqués avec plus de violence, et donc ont fait l'objet de travaux concernant par exemple leur caractère ou non prédictif, de même que leur éventuelle tendance à la procyclicité. La démarche des scientifiques a été relayée par celle des législateurs, dont l'objectif est de mieux encadrer la notation et ses conséquences sur les conditions de marché.

De ce point de vue, la dramatisation des dégradations de notations souveraines, avec d'immédiates conséquences sur les taux d'intérêt a conduit notamment les autorités européennes à s'intéresser au rythme des annonces par les agences.

Ce dernier point nous permet d'aborder la problématique commune des travaux qui font l'objet de la thèse: il s'agit de tester comment et selon quelles modalités les changements de notation peuvent affecter les principaux marchés financiers, autant ceux de la dette que ceux des actions.

Ce questionnement présente la particularité d'être a priori rejeté par les agences elles-mêmes : le présupposé qu'elles expriment quant à leur propre activité est que la notation n'est qu'une formalisation ordonnée d'informations pour l'essentiel déjà connues, déjà publiées ; selon cette acception, leur rôle est plus juridique que véritablement financier ; l'opinion qu'elles émettent n'a pour autre vocation de mieux ordonner, de mieux hiérarchiser le risque pris par les investisseurs. Cette hypothèse fondamentale sera d'ailleurs à l'origine du premier article présenté ensuite : le point de départ en est précisément une logique de la notation dite

« *through the cycle*<sup>1</sup> », c'est-à-dire indépendante des cycles économiques, aussi bien en macro économie qu'en microéconomie.

Une littérature importante postule que la situation est inverse ; nous nous positionnerons dans le même ordre d'idée, en proposant l'expression d'une notation utilisée « *into the cycle* », c'est-à-dire pro cyclique.

Nous travaillons exclusivement sur les marchés européens, qui de ce point de vue, présentent un intérêt spécifique. Sur ces derniers en effet, la part de financement des entreprises par la dette bancaire est plus importante (aux alentours de 80%) que celle de la dette de marché (environ 30%)<sup>2</sup> ; le contexte américain, celui sur lequel s'est développée l'activité des agences est exactement l'opposé.

La notation est alors moins présente dans la référence des investisseurs européens. Ils sont par conséquent susceptibles d'être affectés plus fortement par une conjoncture connaissant de fortes fluctuations.

Nous avons voulu une représentation de la réalité européenne aussi diverse que possible : en plus des grands marchés de la zone euro (Allemagne, France, Italie, Espagne), nous avons également pris en compte le marché très spécifique du Royaume Uni, et les places européennes de moindre dimension, à l'intérieur et à l'extérieur de la zone euro (Portugal, Grèce, Autriche, Belgique, Pays-Bas, Irlande, Suède, Norvège, Danemark).

Notre période d'étude offre précisément la possibilité de mesurer d'éventuelles variations de comportements puisque nous nous sommes intéressés à un intervalle de temps entre 2001 et 2012, incluant la crise financière commencée en 2007. L'un des points de départ de notre recherche a d'ailleurs été de mettre en évidence un changement de régime au début de l'année 2008, présenté dans l'article n°1 et dans l'article n°3.

Ce retournement exceptionnel des conditions de marchés nous permet de caractériser non seulement les spécificités des marchés européens vis-à-vis des changements de notation, mais aussi les modifications de comportements en période de crise aigue, comparés à ceux d'une période de stabilité économique relative. Les résultats obtenus en Europe à cette occasion, peuvent être confrontés à ceux que des recherches équivalentes ont mis ou mettront en évidence sur d'autres marchés dans le monde.

En nous référant à de nombreux travaux antérieurs, principalement fondés sur les indices nord américains, nous avons voulu tester l'influence des variations de notation sur les marchés qui

---

<sup>1</sup> L'expression « *Through the cycle* » est notamment introduit par Loffler (2004)

<sup>2</sup> Rapport Paris EUROPLACE, groupe de travail FINECO, février 2013.

en paraissent les plus éloignés : les marchés actions, normalement plus sensibles aux prévisions de bénéfices qu'à la représentation du risque de défaut. Nous avons également voulu identifier les caractéristiques principales des entreprises notées susceptibles d'accroître ou non la sensibilité à des changements de notation. La part de la dette dans le financement est un ratio qui peut venir à l'esprit ; ce n'est pas le seul que nous avons testé. Ces questionnements sont au cœur de l'article 1<sup>3</sup>.

Durant la période de très forte instabilité macro autant que micro économique, telle que nous l'identifions par le changement de régime de 2008, nous avons choisi de tester l'influence d'un changement de note, qui constituerait en lui-même un événement d'une envergure remarquable. Il s'agit de la double dégradation de l'un des cinq premiers pays du G8, la France, dont la note a été abaissée successivement en 2012 par les agences S&P et Moody's. En l'occurrence, nous nous sommes concentrés sur l'impact possible de la dégradation sur le marché des obligations d'état et sur celui des CDS (Credit Default Swaps) qui leur sont associés. C'est le thème de notre article 2<sup>4</sup>.

Les résultats que nous obtenons avec ces deux recherches, certains confirmant totalement la littérature antérieure, d'autres apportant des éclairages originaux, liés notamment aux circonstances extraordinaires de l'étude, nous ont conduit à l'approfondissement de l'influence de la notation en période de crise. Pour ce faire, en conservant les caractéristiques fondamentales de nos recherches, en termes de zone géographique, de type de données, et d'intervalle temporel, nous avons voulu confronter les changements de notations aux recommandations des analystes financiers sur les marchés actions. L'intérêt de la démarche est double : il permet de mieux appréhender l'interaction réciproque des travaux de ces deux types d'évaluateurs ; il permet également d'étudier l'influence que peuvent avoir deux modes de publications : l'un régulier et continu pour les analystes ; l'autre extraordinaire et ponctuel pour les agences. Ces thèmes sont traités dans l'article 3<sup>5</sup>.

Le positionnement de ces travaux vis-à-vis de la littérature antérieure est, on l'a souligné, capital ; il est donc indispensable de rappeler les principaux résultats des grandes recherches antérieures sur des sujets comparables.

---

<sup>3</sup> Présenté le 16 décembre 2013 à la Paris Financial Management Conference, actuellement en cours de soumission au Journal of Business Finance and Accounting.

<sup>4</sup> Présenté le 6 juin à la conférence 2013 FEBS-LabEx Refi « Financial Regulation and Systemic Risk » ; présenté le 29 août à la 30<sup>e</sup> conférence de l'Association Française de Finance (AFFI), actuellement en cours de soumission à European Journal of Finance

<sup>5</sup> En cours de soumission dans des revues internationales à comité de lecture.

## 2. Revue de littérature

Les protocoles mobilisés dans les trois articles composant le corpus de la thèse sont dans la logique de ceux développés dans une littérature issue de différents champs de recherche, liés directement ou indirectement aux problématiques des annonces des agences de notation. Il s'agit par conséquent d'apporter une contribution à quatre grands thèmes qui apparaissent fréquemment dans la littérature : le positionnement de la notation vis-à-vis du cycle de l'activité de l'émetteur ; l'incidence de la notation sur la valeur des titres ; les facteurs explicatifs des réactions aux annonces ; enfin, la confrontation des recommandations d'analystes actions aux notations de la dette.

### 2.1. Positionnement de la notation vis-à-vis du cycle de l'activité de l'émetteur

Les agences considèrent qu'elles appliquent dans leur évaluation des risques de crédit une méthodologie de notation basée sur le principe dit « à travers le cycle » « *through the cycle* », *TTC*. Une notation *TTC* est réputée suivre et non précéder le cycle fondamental de l'activité économique de l'émetteur.

Cette méthodologie est caractérisée par deux aspects majeurs : le premier est une analyse qui met l'accent sur la composante permanente du risque de crédit ; le second consiste en une approche prudente de la politique des changements de note (Altman et Rijken 2006).

En éliminant la composante temporaire du risque de crédit de leur évaluation, les agences publient donc des notes qui sont censées refléter uniquement la composante structurelle à long terme de l'endettement.

Selon Cantor et Mann<sup>6</sup>, cette méthode permet d'éviter les changements excessifs de notes tout en maintenant leur crédibilité. Elle répond à un besoin de stabilité des notations de la part des investisseurs institutionnels, stabilité qui leur évite d'effectuer des ajustements coûteux et fréquents sur leurs positions<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> Cantor et Marm, 2003.

<sup>7</sup> Par exemple, Altman and Rijken, 2004, 2006; Loffler, 2004, 2005; Beaver, Shakespeare, and Soliman, 2006; Cheng and Neamtu, 2009, White, 2010.



Malgré cette apparente stabilité théorique, la notation *TTC* fait l'objet de nombreuses critiques.

L'un des inconvénients majeurs relevés dans les travaux de recherche traitant de la notation *TTC* est son caractère procyclique. Les scénarii de stress pratiqués par les agences ne coïncident pas toujours aux conditions réelles de financement de l'émetteur et les notes s'avèrent être trop conservatrices ou au contraire trop optimistes (Löffler 2002, 2004, Topp et Perl, 2010). Par conséquent, la notation *TTC* est considérée comme un mauvais indicateur des probabilités de défaut à court terme, contrairement à l'approche « *point in time* » des investisseurs et des banques.

La notation *TTC* suppose aussi une indépendance face au cycle macroéconomique global. De nombreux articles de recherche testent cette hypothèse d'indépendance de la notation vis à vis des conditions générales d'endettement aussi bien au niveau national que mondial. Les conclusions diffèrent.

Amato et Furfine (2004), par exemple, démontrent que les notes des entreprises américaines publiées par S&P sur la période 1981/2001 ne présentent pas une sensibilité excessive à la conjoncture économique. Au contraire, Cantor et Mann (2003) affirment que les notes de Moody's sont corrélées positivement aux indicateurs économiques. Blume, Lim and MacKinlay (1998) matérialisent la dégradation de la qualité des notes au fil du temps par un ensemble de variables représentant les risques financiers pesant sur l'entreprise et les conditions macroéconomiques.

Ces risques ont un lien direct avec la valeur des titres.

## 2.2.L'incidence de la notation sur la valeur des titres financiers.

De nombreuses recherches empiriques se sont attachées à la mesure de l'incidence des changements de notes sur le prix des actifs financiers (actions, obligations, CDS). Les protocoles mis en œuvre sont pour la plupart, des études d'événements. Elles sont conduites en général autour du jour de l'annonce.

La méthodologie de *l'event study*, à l'origine utilisée sur les titres corporate (actions, obligations) est depuis quelques années, appliquée sur les spreads des taux obligataires des

pays confrontés à un changement de note par une ou plusieurs grandes agences (Brooks 2004, Ismailescu 2010, Alsakka 2012).

Certes, les résultats obtenus sont hétérogènes ; la distribution temporelle des effets de *downgrade* peut être différente d'un article à l'autre et d'un marché à l'autre. Néanmoins une des conclusions principales commune aux différents marchés, aussi bien ceux corporate que ceux de la dette souveraine, consiste en la mise en évidence d'effets asymétriques à court terme des annonces sur les valeurs des titres<sup>8</sup>.

Les modifications de notation sont plus significatives à l'occasion des abaissements (*downgrades*) que des relèvements (*upgrades*) aussi bien sur la valeur des actions<sup>9</sup> que sur les spreads des taux obligataires. En revanche, aucune influence n'est remarquée lors d'augmentation de note sur les spreads des taux souverains<sup>10</sup>. La sous-performance des titres lors des *downgrades* n'est pas anticipée par les marchés corporate et de dette souveraine. L'influence se concentre sur le jour de l'annonce<sup>11</sup>. Dans les cas de dégradation d'un pays, l'impact se propage sur les taux des marchés des autres pays appartenant à la même zone géographique.

On remarque que la plupart des études porte sur les annonces d'une des principales agences de notation mondiales, à savoir Moody's ou S&P. A ce propos, plusieurs recherches soulignent que les réactions des marchés aux annonces varient en fonction de l'agence à l'origine de la notation<sup>12</sup>. En général, les publications de S&P sont réputées pour être plus précises à court terme, alors que celles de Moody's, plus stables, s'inscrivent davantage sur le long terme (Brooks (2004), Cheng et Neamtiu, (2009) ; May, (2010) ; Alsakka et Gwilym (2010, 2012)).

De nombreux autres facteurs plus fondamentaux peuvent expliquer les comportements anormaux aux alentours des dates d'annonce.

---

<sup>8</sup> Hand, Holthausen et Leftwich 1992 démontrent que la sous performance consécutive à un *downgrade* (jusqu'à 152 b.p) a lieu le jour de l'annonce et est d'autant plus significative que l'entreprise appartient à la catégorie des *non investment grade*.

Goh and Ederington, 1993, obtiennent des résultats similaires avec une sous performance lors d'un *downgrade* (de 70 b.p) le jour de l'annonce et durant les deux semaines après (110 b.p).

Griffin and Savicente 1982, établissent que les effets de *downgrade* sur les cours des actions sont observables pendant quatre semaines après l'annonce.

Holthausen and Leftwich 1986 prouvent que la sous performance (266 b.p) des actions a lieu simplement le jour même de l'annonce et le lendemain.

<sup>9</sup> Cf supra

<sup>10</sup> Kaminsky and Schmukler, 2002; Brooks et al., 2004; Sy, 2004; Gande and Parsley, 2005; Ferreira and Gama, 2007; Hooper et al., 2008; Hill and Faff, 2010; Afonso, 2011.

<sup>11</sup> Dichev and Pitroski, 2001 ; Cantor, 2004; Vassalou and Xing, 2003.

<sup>12</sup> Brooks et al., 2004; Alsakka and Gwilym, 2010; Hill and Faff, 2010; Afonso, 2011

### 2.3. Les facteurs explicatifs des réactions anormales aux annonces des agences.

La littérature étudiant les facteurs explicatifs de rendements anormaux aux alentours des annonces est variée et les résultats obtenus ne sont pas toujours cohérents les uns avec les autres.

Cependant la méthodologie est commune à l'ensemble des travaux étudiant aussi bien les marchés actions et les marchés obligataires que ceux des dettes souveraines. Il s'agit d'expliquer une variable dépendante, les rendements anormaux aux alentours de la date d'annonce, par des variables explicatives indépendantes dans le cadre d'une analyse multivariée.

Les modèles théoriques des années 80 comportent peu de variables explicatives<sup>13</sup> contrairement aux modèles développés à partir de la fin des années 90<sup>14</sup> et ce, sur les différents types de marchés.

L'introduction progressive de concepts nouveaux, pour tenter d'expliquer les rendements anormaux, doit être mise en relation avec la complexité croissante du fonctionnement des marchés financiers mondiaux<sup>15</sup>, leur interconnexion et la multitude des canaux de contamination et de transmission des risques d'un marché à l'autre. La constitution de modèles de plus en plus sophistiqués dans la représentation des déterminants s'est accentuée au cours des années des années 90<sup>16</sup>, et surtout depuis la crise de 2007<sup>17</sup>.

Concernant les marchés actions, les premiers modèles sont principalement liés au processus de notation lui-même, notamment dans sa dimension descriptive.

Les travaux de Holthausen et Leftwich (1986) et ceux de Jorion et al. (2005) constituent les bases des modèles théoriques utilisés dans les articles postérieurs<sup>18</sup>. La majorité des articles utilisent et améliorent ces deux modèles en ajoutant des variables explicatives pour représenter au mieux l'évolution de la finance mondiale.

---

<sup>13</sup> Holthausen et Leftwich (1986), Cornell, Landsman et Shapiro (1989)/

<sup>14</sup> Dichev (2001), Barron (1997).

<sup>15</sup> Jorion (2006).

<sup>16</sup> Voir notamment : May (2010), et le champ de recherche qui s'intéresse aux variations des spreads CDS.

<sup>17</sup> En particulier, les travaux de Chen, M. Neamtiu, M. (2009) ; Nieman (2008)

<sup>18</sup> May (2010), Jorion (2005), Bannier (2010), Hand et al. (1992).

Les études portant sur la notation de la dette souveraine s'inscrivent dans deux champs d'analyse<sup>19</sup> bien différenciés, la compréhension des déterminants de la notation d'une part et d'autre part, les conséquences de la notation sur les niveaux des taux d'intérêt<sup>20</sup>.

La compréhension des déterminants et des mécanismes sous jacents à la notation des dettes souveraines se réfère principalement à une logique macro économique induite par l'étude de situations nationales. Les publications se sont multipliées depuis le début de la crise des dettes des pays européens. Les travaux de Alfonso (2003), de Bissoondoyal-Bheenick (2005) et Afonso et al. (2012) démontrent que la notation des pays émise par les agences s'explique notamment par le niveau de PIB par habitant, la croissance du PIB, le niveau de la dette publique, etc. Dans un sens plus général, les modèles utilisés par les agences sont croisés avec les données statistiques publiées par les organismes gouvernementaux ou internationaux.

L'étude de l'influence des annonces des agences de notation sur les différents marchés européens est quant à elle relativement récente, bien que l'émergence de la crise des dettes souveraines depuis 2008 ait donné lieu à de nombreuses recherches concernant les CDS d'Etats européens.

Les recherches traitant de la notation en Europe se concentrent sur les spécificités d'un marché en particulier, et ne permettent pas de comparer les effets de la notation d'un pays à l'autre. Ils confrontent les résultats obtenus sur un indice boursier européen à ceux concernant le marché américain.

A notre connaissance, seul un article s'est intéressé à la notation globale au niveau européen. Calderoni et al.<sup>21</sup> ont étudié l'impact sur les cours boursiers des annonces de Moody's entre 2002 et 2007 pour les entreprises de 17 pays européens. Ils constatent que les résultats sont similaires à ceux de la recherche académique sur le marché américain, à savoir que l'impact est asymétrique : les *downgrades* affectent négativement la valeur du titre, tandis que les *upgrades* n'ont pas d'effet significatif. De plus, ils montrent que les *downgrades* ont un impact plus fort pour les émetteurs hors Royaume Uni et pour les entreprises non financières.

---

<sup>19</sup> Afonso et al., 2012.

<sup>20</sup> Afonso (2003), Norden (2009), Beetsma (2012).

<sup>21</sup> Calderoni et al. (2009)

Sur l'ensemble de ces marchés néanmoins, il peut être pertinent de s'interroger sur les opinions que formulent les analystes financiers sur les actions, en même temps que les agences modifient leurs notations.

#### 2.4. La confrontation des recommandations d'analystes actions aux notations de la dette

Le rôle des analystes financiers en tant qu'agent informationnel sur les marchés de capitaux a fait l'objet de nombreuses études. Les précurseurs Goh et Ederington en 1998 font partie des premiers à se demander si ce sont les notations ou les prévisions des analystes qui apportent davantage d'information aux marchés. En comparant la temporalité de chaque annonce, ils démontrent que les tests de causalité de Granger sont significatifs dans les deux sens. Alors que la plupart des *downgrades* sont précédés par une diminution des prévisions des analystes financiers, ces prévisions ont tendance à diminuer suite à la dégradation de la note. Ils établissent que bien qu'une partie de ces révisions post *downgrade* puisse être attribuée à de mauvaises nouvelles concernant les gains réels, la plupart semble être des réactions au *downgrade* lui-même. En revanche, ils ne constatent aucune modification significative des prévisions suite à des augmentations de note.

Plusieurs recherches confirment les résultats obtenus par Goh et Ederington aussi bien pour les analystes actions que pour les analystes obligataires (Franco et al. (2009)). Johnston et al. (2008), par exemple, mettent en évidence une augmentation du nombre de rapports des analystes financiers obligataires aux alentours des diminutions des notes de crédit des entreprises et une influence significative de leurs publications sur les prix des actions. Barber et al (2010) démontrent que les changements de notation impliquent des variations des recommandations des analystes financiers.

Par ailleurs, un certain nombre d'auteurs se sont penchés sur le lien entre le suivi des analystes financiers et le risque de défaut des entreprises (Verrecchia 1996, Francis et al. (2005), Bhojraj and Sengupta (2003) Ashbaugh et al. (2006), Cheng and Subramanyam (2008)).

Plus récemment, la performance des prévisions des analystes financiers en période de crise a fait l'objet d'un certain nombre de publications, la survenance d'une crise pouvant affecter la

qualité des jugements des experts (Gärling, Kirchler, Lewis, & van Raaij, 2010). Les résultats sont en majorité concordants, Sidhu et Tan (2011) par exemple démontrent que même si les analystes ont réagi rapidement en ajustant leurs prévisions à la baisse, les erreurs de prévision ainsi que la dispersion des prévisions de gains sont bien plus importantes par rapport aux données d'avant 2007.

Arand et Kerl (2012) confirment ces résultats : entre 2007 et 2009, la précision des prévisions des analystes s'est très sensiblement dégradée. Hess et al. (2013), en comparant l'activité des analystes financiers en période d'expansion et de récession, prouvent que le contenu informationnel des recommandations actions varie en fonction des conditions économiques. Les marchés sur réagissent en période de récession aux recommandations des analystes qui pourtant s'avèrent être trop optimistes.

De cette revue de la littérature découlent les principales hypothèses formulées dans chacun des articles présentés dans ce travail.

### 3. Les hypothèses principales

Nos différentes hypothèses s'inscrivent à la fois dans la logique théorique des travaux antérieurs cités ci dessus et dans celle plus ancrée dans la réalité économique, la logique des constats contemporains à notre fenêtre temporelle d'étude publiés par les différents organes de régulation mondiale. En effet, dès l'introduction du document officiel du FSB (*Financial Stability Board*) d'octobre 2010<sup>22</sup>, intitulé « *Principes pour la réduction de la dépendance aux notes des Agences de Notation* », il est précisé que « les modifications de notes peuvent occasionner des effets procycliques en période de crise, et provoquer des perturbations systémiques ». Dans le même texte fondamental, le FSB insiste sur le fait que « l'utilisation officielle des notations en provenance des agences, encourage la dépendance de l'ensemble du marché à la notation et réduit la capacité des banques, des investisseurs institutionnels et des autres acteurs de marché, à mener leur propre évaluation du risque de crédit. ».

Les hypothèses sous jacentes à nos différents travaux ont donc pour dénominateur commun cette procyclicité éventuelle de la notation. La mobilisation de différents champs d'étude théoriques nous permet d'étendre notre analyse et d'évaluer de la façon la plus exhaustive possible les problématiques liées directement ou indirectement au rôle des agences de notation en période de crise. L'intensité de cette crise a fait l'objet d'une mesure significative préalable grâce à un modèle à changement de régime permettant d'établir l'intérêt du terrain de recherche ; la procyclicité de la notation étant d'autant plus observable que les circonstances externes la favorise en accentuant la dépendance supposée des investisseurs aux publications en provenance des agences.

Dans la première étude, nous émettons les hypothèses suivantes en lien avec les marchés actions et la compréhension qu'ont les investisseurs sur ces marchés de la notation :

**H1** : en période de crise financière, la notation ne peut plus être considérée comme « *through the cycle* ». Au contraire, on assiste à une amplification du caractère procyclique des changements de note.

**H2** : Le comportement insuffisamment rationnel des acteurs de marchés est accentué en période d'instabilité financière.

---

<sup>22</sup> Financial Stability Board (2010), Principles for Reducing CRA reliance

**H3** : les déterminants micro économiques utilisés traditionnellement pour expliquer la sensibilité des investisseurs à la notation évoluent en fonction du contexte macroéconomique.

Dans le cadre de cet article, trois catégories de déterminants ont été retenus : les caractéristiques intrinsèques des changements de notation, les changements intervenus en matière de régulation européenne en 2009 et le contexte macroéconomique ainsi que les ratios financiers fondamentaux. Leurs analyses séparées donnent lieu à trois études destinées à vérifier les sous hypothèses suivantes :

**H3a** : L'influence sur la valeur absolue des rendements anormaux des variables définissant le processus de diminution de note (a) *quality* ; (b) *notches* ; (c) *creditwatch* et (d) *speculative* évolue à partir de 2008.

**H3b** : Le changement de régime s'accompagne à partir de 2008 d'une amplification de l'effet des annonces de *downgrades* (i) mais la régulation européenne des agences permet d'atténuer ces réactions extrêmes (ii).

**H3c** : L'impact et le poids des ratios financiers fondamentaux expliquant la sensibilité à la notation des entreprises européennes subissant un changement de note varient entre 2001 et 2012.

Dans un deuxième article, nous nous interrogeons sur la procyclicité de la notation à une échelle différente, celle de la dette souveraine. Cette ambivalence du caractère de la notation est d'autant plus importante qu'elle est au cœur du débat public. La notation depuis 2010 est présentée comme étant un des moteurs de la crise des dettes souveraines européennes.

Plusieurs hypothèses guident notre réflexion sur la procyclicité de la notation souveraine:

**H1** : La notation souveraine par une agence est non neutre pour le marché ; un changement de note modifie les conditions techniques de l'émission de titres, tout comme la valeur des titres existants et des instruments financiers qui leur sont associés (CDS en particulier).

**H2** : La crise accroît la compréhension de la notation qu'en ont les acteurs sur les différents marchés ; celui des investisseurs, mais aussi celui des agences qui gèrent mieux le séquençage des annonces

**H3** : L'effet d'apprentissage ne remet pas totalement en cause l'hypothèse de non neutralité de la notation, dans le temps restreint de la dégradation et des heures qui s'ensuivent.



**H4** : La non neutralité de la notation peut entraîner des effets de contamination postérieurs sur les valeurs des titres du secteur bancaire de l'état dégradé.

Enfin, nous abordons la procyclicité de la notation au travers d'un prisme plus original, celui des analystes financiers. Cela nous permet d'une part d'envisager la problématique de la temporalité des annonces des agences de notation et des recommandations des analystes financiers et d'autre part, le lien de causalité entre ces deux types d'annonces. Nous formulons les hypothèses fortes suivantes :

**H1** : en période de stabilité économique, le suivi en continu de la situation financière des entreprises par les analystes financiers leur permet d'anticiper les dégradations (ou les améliorations) avant l'agence de notation qui les évalue de façon plus irrégulière.

**H2** : en période d'instabilité, les recommandations des analystes financiers sont moins précises et ne permettent pas de prévoir les annonces des agences de notation.

**H3** : le poids de l'opinion des agences de notation augmente en période de crise.

L'ensemble de ces hypothèses est évalué à partir des données et des protocoles exposés dans les deux paragraphes suivants.

## 4. Les données

L'objet d'étude commun à nos trois études distinctes est l'ensemble des différentes annonces publiées par les agences de notation : les principales, à savoir l'augmentation (*upgrade*) et la diminution (*downgrade*) de la note de la dette de l'entité notée mais aussi incluant le cas échéant les changements de *notches*, les changements de perspective (modifications de la perspective, par exemple passage d'une *perspective stable* à *mise sous surveillance négative*, *credit watch*).

Pour l'étude de l'influence des notations sur les marchés actions, les observations retenues portent sur l'activité de Moody's sur la période janvier 2001/ décembre 2012.

La population étudiée est constituée de l'ensemble des entreprises composant les mêmes indices boursiers européens<sup>23</sup> que ceux utilisés dans l'étude de Calderoni et al. (2009). L'échantillon est constitué par les entreprises des indices européens notées par Moody's, soit un total de 182 après avoir éliminé les entreprises pour lesquelles les cours boursiers n'étaient pas disponibles ou insuffisants.

Pour chaque entreprise de l'échantillon, l'historique de l'activité de notes des crédits émis est issu du site [www.moodys.com](http://www.moodys.com) et les données boursières de *Datastream*.

Au total, concernant cette étude spécifique, le nombre d'annonces publiées par Moody's sur la période juin 2001/décembre 2012 retenu par l'étude est égal à 530 dont 380 *downgrades* et 150 *upgrades*..

Pour le changement de la note souveraine de la France dans le deuxième article, nous avons pris en compte les deux pertes de triple A, celle de l'agence Standard & Poor's en janvier 2012 et celle de l'agence Moody's en novembre 2012.

Pour nos études sur les variations de cours des marchés actions, et pour les indices de marchés des différents pays, nous avons utilisé la base de données *DataStream*.

---

<sup>23</sup> Les indices utilisés dans la recherche sont : DAX (Allemagne), ATX (Autriche), BEL (Belgique), OMX (Danemark), IBEX (Espagne), CAC (France), FTSE (RU), ATHEX (Grèce), ISE (Irlande), MIB (Italie), OBX (Norvège), AEX (Pays Bas), PSI (Portugal), MSX (Suède), SWISSMI (Suisse).

Pour l'analyse des déterminants d'une sensibilité au changement de notation, nous avons extraits les données de la base de données *Orbis* (Bureau *Van Dijk*), elle-même constituée à partir d'informations tirées des rapports annuels des sociétés cotées.

Pour l'analyse des CDS souverains, nous avons utilisé les informations fournies par la base de données *Markit*.

Pour notre étude sur les OAT, les données journalières sont issues de la base de données *DataStream*. Concernant les données intrajournalières, les données proviennent de la base de données *Markit*, avec vérification de l'agrégat journalier sur *DataStream*.

Pour notre étude sur les possibles influences réciproques entre analystes financiers et agences de notation, les consensus des analystes financiers sur les recommandations d'achat et de vente des actions des entreprises européennes sont recueillis grâce à *I/B/E/S*. Notre échantillon est constitué par les mêmes entreprises notées par *Moody's* de l'article 1 et dont l'historique des recommandations est disponible entre 12 mois avant et 12 mois après l'annonce de *Moody's*. Certaines études antérieures ayant démontré que *I/B/E/S* pouvait contenir des erreurs, nous ne conservons que les entreprises dont les variations mensuelles n'excèdent pas 5 fois l'écart type de l'échantillon total.

Les recommandations des analystes financiers sont postées sur le site chaque troisième jeudi de chaque mois. Les recommandations d'achat et de vente sont donc mensuelles. Nous considérons comme  $mois_0$  ou *rating change's month* les recommandations des analystes financiers publiées juste avant la modification de note. L'influence éventuelle des annonces des agences est mesurable sur les recommandations des analystes le mois suivant, c'est à dire  $month_1$ .

Nous concentrons notre étude sur les recommandations SELL et BUY conformément aux études antérieures traitant de ce sujet. Ces recommandations sont exprimées en pourcentage.

## 5. Les méthodologies

### 5.1. Article 1 : « The effects of structural changes in European stock markets : from a rating built through the cycle to a rating used into the cycle »

#### 5.1.1. La mise en évidence des éventuels changements de régime

Pour la mise en évidence des changements de régime, le modèle de Zeileis et Kleiber (2002) basé sur les travaux de Bai et Perron (1998, 2003) est utilisé pour identifier les éventuels moments où un (des) changement(s) de régime au niveau des indices européens est (sont) mesurable(s) sur la période 2001/2012.

Les ruptures structurelles peuvent résulter d'un ou de plusieurs changements discrets sur les coefficients de régression à différents moments ou à la suite d'une évolution graduelle de ces coefficients sur une plus longue période<sup>24</sup>. Deux types de rupture doivent être envisagées : les ruptures discrètes qui peuvent résulter de changements majeurs en matière d'économie ; les ruptures graduelles qui dérivent d'une évolution lente des politiques économiques. Seule la première forme de changements de régime a été testée.

Le modèle de Zeileis et Kleiber (2002) inspiré de celui de Bai et Perron est un modèle standard de régression linéaire de la forme suivante:

$$y_i = x_i^T \beta_i + u_i$$

où à la date  $i$ ,  $y_i$  est l'observation de la variable dépendante (la valeur de l'indice à l'instant  $i$ ),  $x_i$  est un  $k \times 1$  vecteur de la variable explicative, le premier composant étant généralement égal à 1 et  $\beta_i$  est le  $k \times 1$  vecteur des coefficients de la régression, qui peut varier dans le temps.

La méthodologie consiste en un test de l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients de la régression demeurent constants sur la fenêtre d'observation (2001/2012) :

---

<sup>24</sup> Zong Cai (2007)

$$H_0 : \beta_i = \beta_0 \text{ pour } (i = 1, \dots, n),$$

L'hypothèse alternative étant qu'au moins un des coefficients varie. En accord avec H 1, nous supposons qu'il y a  $m$  points de rupture au cours de la décennie. Par conséquent, nous cherchons à vérifier si il y a  $m+1$  segments temporels au cours desquels les coefficients de régression sont constants et suivant Zeileis et al., nous envisageons le modèle à tester de la façon suivante :

$$y_i = x_i^T \beta_j + u_i \quad (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j, j = 1, \dots, m+1)$$

$j$  est l'index,  $I_{m,n} = \{i_1, \dots, i_m\}$  (appelé aussi  $m$ -partition) représente le nombre  $m$  de points de rupture et par convention,  $i_0 = 0$  et  $i_{m+1} = n$ .

Conformément à la méthodologie de Zeileis, nous considérons le cadre des tests de fluctuations généralisées (*Generalized-M-Fluctuation-test*) pour tester les éventuels changements de régime.

Etant donné la  $m$ -partition  $i_1, \dots, i_m$ , nous estimons par les moindres carrés les  $\beta_j$ .

Le résultat de la somme des carrés des résidus est donné par :

$$RSS(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} rss(i_{j-1} + 1, i_j)$$

où  $rss(i_{j-1} + 1, i_j)$  est la somme minimum des carrés résiduels dans le  $j$ -th régime. Les points de rupture  $t_1, \dots, t_m$  minimisent la fonction objet suivante :

$$(t_1, \dots, t_m) = \arg \min_{(i_1, \dots, i_m)} RSS(i_1, \dots, i_m)$$

La segmentation optimale, dans le contexte *OLS* satisfait la récurrence :

$$RSS(I_{m,n}) = \min_{m n_h \leq i \leq n - n_h} [RSS(I_{m-1,i}) + rss(i+1, n)]$$

Nous menons cette analyse sur les valeurs hebdomadaires de l'ensemble des indices boursiers européens (*pool* européen) cités précédemment de l'échantillon sur la période 2001/2012.

### 5.1.2. Le protocole des études d'évènements issue des travaux de Lo, Campbell et MacKinlay.

Le déroulement de notre étude d'évènements suit la méthodologie classique proposée par Lo, Campbell et Mac Kinlay (1997)<sup>25</sup>. L'évènement étudié est défini par l'intervalle de temps

<sup>25</sup> Lo, MacKinlay and Campbell (1997)

entre le jour où Moody's publie une annonce et le jour suivant, noté  $\tau = 0$ . Le modèle de marché est utilisé comme modèle de la performance théorique du rendement de l'action<sup>26</sup>. Ce modèle statistique relie le rendement d'une action donnée au rendement du marché :

$$R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Avec  $R_{i,t}$  et  $R_{m,t}$  respectivement le rendement du titre  $i$  sur  $t$ , le rendement du marché et  $\varepsilon_{i,t}$  le terme d'erreur de moyenne nulle.

Les rendements anormaux cumulés de chaque titre  $i$  sont calculés sur différentes fenêtres temporelles. Les rendements anormaux sont calculés pour les valeurs de  $[\tau_1, \tau_2]$  suivantes :

(-15 :-5), (-4 :-1), (0 :1), (2 :10).

Sous l'hypothèse nulle,

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2))$$

Les observations des rendements anormaux potentiels sont standardisées et agrégées ensuite sur l'intervalle de temps  $[\tau_1, \tau_2]$  pour l'ensemble des changements de notation pour chaque type d'annonce de Moody's.

$$SCAR_i(\tau_1, \tau_2) = \frac{CAR_i(\tau_1, \tau_2)}{\sigma_i(\tau_1, \tau_2)}$$

Sous l'hypothèse nulle, la distribution de  $SCAR_i$  suit une loi de Student  $t$  avec  $L-2$  degrés de liberté. Pour tester l'hypothèse nulle, le test suivant est appliqué pour déterminer si la sur ou sous performance des titres aux alentours de la date d'événement est statistiquement significative<sup>27</sup>.

$$J = \left( \frac{N(L-4)}{L-2} \right)^{1/2} SCAR(\tau_1, \tau_2) \sim N(0,1)$$

### 5.1.3. Les régressions multivariées sur les rendements anormaux

Pour caractériser les déterminants des rendements anormaux sur les marchés aux alentours des dates d'annonce des agences de notation, nous utilisons trois modèles distincts basés sur des régressions multivariées. Ces modèles (modèle I, modèle II, modèle III) intègrent des

<sup>26</sup> Le modèle de marché est utilisé dans les articles de référence en matière d'agences de notation pour calculer les rendements anormaux. De manière non exhaustive, Holthausen et Leftwich (1986) ; Eckbo et al. (1990) ; Hand, Holthausen et Leftwich (1992) ; Goh et Ederington (1993) ; MacKinlay (1997) ; Gropp et Richards (2001) ; Jorion et Zang (2006) ; Curry et al. (2007) ; Ellul et al. (2011) ; Corrado (2011).

<sup>27</sup> En pratique, un autre test paramétrique traditionnel des études d'événement est conduit sur les rendements anormaux cumulés.

$$J_2 = \frac{CAR_i(\tau_1, \tau_2)}{[\sigma^2(\tau_1, \tau_2)]^{1/2}} \sim N(0,1)$$

Les résultats de ce test ne sont pas reportés ici mais sont disponibles sur demande auprès de l'auteur. Ils corroborent ceux calculés à partir du test  $J_i$ .

variables issues des travaux antérieurs et sont destinés à étudier les trois dimensions relevées dans la littérature qui permettent d'expliquer la présence de rendements anormaux aux alentours des dates d'annonces des agences à savoir :

- les caractéristiques intrinsèques des changements de notation ;
- les changements intervenus en matière de régulation européenne en 2009 et le contexte macroéconomique au moment des annonces de changements de notation ;
- les ratios fondamentaux des entreprises pour permettre une appréhension de leur endettement et de leurs risques défaut.

Les modèles I et II caractérisent la compréhension des marchés actions européens par rapport aux annonces des agences et l'influence éventuelle de la régulation sur cette compréhension ; le modèle III la structure financière et comptable des entreprises notées par Moody's.

Le premier modèle utilisé découle des travaux de Holthausen et Leftwich (1986). Il permet d'étudier les caractéristiques du processus de notation. Les variables qui le composent décrivent l'activité des agences avec des éléments objectifs et mesurables pour constater l'évolution des conséquences des notes du point de vue de l'activité des agences.

La faible fréquence des annonces de mise sous surveillance positive par Moody's sur la période d'étude, notamment à partir de 2008 nous contraint à adapter ce modèle en fonction de la notation.

Pour chaque entreprise  $i$  de l'échantillon, le modèle I concernant les *downgrades* européens est de la forme suivante :

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 QUALITY_{i,t=[0,1]} + \beta_2 NOTCHES_{i,t=[0,1]} + \beta_3 C.Watch_{i,t=[0,1]} + \beta_4 SPECULATIVE_{i,t=[0,1]} + \varepsilon$$

où, pour chaque obligation  $j$  de l'échantillon européen,

- *SCAR* est la valeur absolue du rendement anormal cumulé calculé sur la fenêtre d'événements de deux jours (0,1) ; le jour 0 est le jour effectif où Moody's publie le changement de note. Par conséquent, plus la valeur absolue du rendement anormal calculé augmente, plus la réaction des marchés est forte à l'annonce du *downgrade*.

- la qualité, *QUALITY* de la nouvelle note attribuée à la dette de l'entreprise *i* après le changement de notation. La classification est réalisée à partir des échelles de la notation à long terme des émetteurs publiés par Moody's<sup>28</sup>.
- la valeur absolue du nombre de crans, *NOTCHES*, entre la nouvelle note et l'ancienne note. L'étalonnage est réalisé sur une échelle de 1 à 21, Aaa = 1 et C = 21.
- *C.Watch* est une variable muette égale à 1 si le changement de notation est précédé d'une mise sous surveillance négative de Moody's, 0 sinon.
- *Speculative* est une variable muette égale à 1 si la nouvelle note de l'obligation appartient à la catégorie spéculative de l'échelle de notation de Moody's, 0 sinon. La note donnée par Moody's est inférieure à Ba et signifie que l'émetteur présente des risques de défaillance au niveau du remboursement de la dette.

La version du modèle I appliqué aux événements *upgrades* européens est la suivante :

$$SCAR_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} = \alpha + \beta_1 Quality_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} + \beta_2 Notches_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} + \beta_3 Speculative_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} + \varepsilon$$

La nature des variables est la même que celle du modèle I *downgrade*.

Ces variables définissent donc le processus de notation dans sa globalité et décrivent l'activité de Moody's.

Le deuxième modèle est destiné à capter les tendances et évolutions temporelles depuis la contamination de la crise américaine et à rendre compte de l'importance des mesures prises en matière de régulation au niveau du marché européen. Cette dimension de la régulation est très originale dans le marché européen alors qu'elle a été souvent prise en compte dans les études fondées sur le marché américain.

Par conséquent, la mesure de l'impact de la régulation européenne et tout particulièrement la directive 1060/2009 se traduit par une analyse de l'évolution du comportement des marchés lors des annonces des agences en les comparant avant et après l'implémentation de la directive.

Deux variables supplémentaires doivent donc être introduites au modèle I pour d'une part capter les variations temporelles d'une année à l'autre depuis le début de la crise et d'autre

---

<sup>28</sup> PRIME (AAA) = 1 ; HIGH GRADE (Aa1, Aa2, Aa3) = 2 ; UPPER MEDIUM GRADE (A1, A2, A3) = 3 ; LOWER MEDIUM GRADE (Baa1, Baa2, Baa3) = 4 ; NON-INVESTMENT GRADE, SPECULATIVE (Ba1, Ba2, Ba3) = 5 ; HIGHLY SPECULATIVE (B1, B2, B3) = 6 ; DEFAULT (Caa1, Caa2, Caa3, Ca, C) = 7.



part de rendre compte de l'efficacité des directives européennes mises en place pour diminuer les risques d'instabilité financière consécutifs aux annonces des agences<sup>29</sup>.

Le très faible nombre d'augmentations de note d'entreprises européennes entre 2008 et 2011 et surtout à partir de janvier 2010 empêche l'utilisation du modèle II aux événements *upgrades*. Nous appliquons le modèle II aux seuls événements *downgrades*.

La première variable insérée est une variable de catégorisation permettant de rendre compte de l'année durant laquelle l'annonce de *downgrade* a lieu. La variable *YEAR* peut prendre cinq valeurs : #2007, #2008, #2009, #2010 ou #2011.

Sachant que l'entrée en vigueur de la directive 1060/2009 a eu lieu en décembre 2009, la variable *REG* est une variable muette qui vaut 0 si l'annonce a lieu avant décembre 2009 et 1 si l'annonce est publiée après la mise en application de la directive.

La version du modèle II appliquée aux *downgrades* est la suivante :

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 Quality_{i,t=[0,1]} + \beta_2 Notches_{i,t=[0,1]} + \beta_3 C.Watch_{i,t=[0,1]} + \beta_4 Speculative_{i,t=[0,1]} + \beta_5 Year_{i,t=[0,1]} + \beta_6 Reg_{i,t=[0,1]} + \varepsilon$$

Le troisième modèle a pour but de tester la capacité des investisseurs à mener leur propre évaluation des risques pesant sur la dette des entreprises en utilisant les ratios clés concernant la structure financière des entreprises. Ces ratios sont issus des documents comptables et financiers officiels des entreprises. Les trois grands critères envisagés sont d'abord la rentabilité, facteur clef de la valorisation des marchés action ; le deuxième est la solvabilité, variable considérée comme centrale pour la mesure du risque de défaut par les agences ; le troisième est la structure du financement, en particulier permettant de signifier la part de l'endettement dans le passif des entreprises, donc des sources de capital directement impactées par le changement de notation. Le secteur financier est singularisé par rapport aux autres secteurs d'activité, étant donné l'impact fort des changements de notation pendant la période de crise, sur les banques européennes notamment.

Le modèle III appliqué aux entreprises non financières est composé de variables caractérisant la rentabilité de l'entreprise (*ROA using P/L before taxes*), son opérationnel (*net asset turnover* et *interest cover*), ainsi que sa structure financière (*gearing* et *solvency ratios*) et est de la forme suivante :

---

<sup>29</sup> cf Jorion (2005).

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 ROA_{i,t=[0,1]} + \beta_2 NetAssetTurnover_{i,t=[0,1]} + \beta_3 InterestCover_{i,t=[0,1]} + \beta_4 Gearing_{i,t=[0,1]} + \beta_5 Solvency_{i,t=[0,1]} + \varepsilon$$

Le modèle III appliqué aux banques européennes est composé de variables caractérisant la qualité des actifs (*Loan Loss Reserves / Gross Loans Reserves*), le capital (*Tier 1 ratio, Total Capital Ratio*), les opérations bancaires (*ROA using P/L before taxes*), la liquidité (*Interbank ratio*) et la structure bancaire (*solvency ratio*) et est de la forme suivante :

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 \frac{LoanLoss}{GrossLoans}_{i,t=[0,1]} + \beta_2 TierCore1_{i,t=[0,1]} + \beta_3 TotalCapital_{i,t=[0,1]} + \beta_4 Roa_{i,t=[0,1]} + \beta_5 InterBank_{i,t=[0,1]} + \beta_6 Solvency_{i,t=[0,1]} + \varepsilon$$

Les modèles qui viennent d'être évoqués diffèrent sensiblement de ceux utilisés dans la deuxième recherche fondée non plus sur les marchés actions, mais sur ceux des dettes souveraines européennes.

## 5.2. Article 2 : « Sovereign debt and credit ratings. What is actually happening when you lose your Triple A ? »

La logique des protocoles de recherche est de comparer les valeurs des titres souverains du pays dégradé à celles qui peuvent lui être comparées, soit par leur bonne nation antérieure, soit par une fragilité au même moment.

### 5.2.1. Comportement anormal du taux français par rapport au taux européen de référence (le Bund allemand).

La très forte corrélation (proche de 1 (0,98)) des titres souverains français et allemands en période stabilité économique relative est établie sur des périodes longues par un calcul des coefficients de Pearson.

Une série de régressions linéaires est réalisée, destinées à expliquer le comportement des taux et CDS souverains français par rapport aux valeurs allemandes et à capter les déviations possibles de l'évolution de leur prix aux alentours des deux dates d'annonce de dégradation.

Nous menons le même type d'analyse sur l'Autriche. La justification du choix de l'Autriche comme variable de contrôle provient du fait que c'est un autre pays de la zone euro noté

AAA, considéré comme "fragile" et donc assimilable par les marchés aux valeurs françaises sur la période 2011/2012. De plus, l'Autriche subit aussi le 16 janvier 2012 au soir une dégradation de sa dette souveraine par S&P ; il est donc intéressant de comparer les effets de la première annonce de S&P sur les taux autrichiens de la dette et des CDS.

### 5.2.2. Isolement du comportement du taux français OAT.

L'étude comparative franco-allemande est complétée par une analyse spécifique du seul cas de l'OAT français aux alentours des deux dates d'annonce de dégradation.

Un modèle ARMA-GARCH est construit découlant des caractéristiques des séries temporelles (modèle GARCH (1,1,0), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* et ARMA (2,1), *Auto Regressive Mobile Average*) pour prévoir les valeurs du taux obligataire français selon ses valeurs récentes.

Grâce au modèle de ARMA-GARCH une prévision de comportement du taux français est donc réalisée sur une période allant du 28 décembre au 24 janvier 2012 et du 1<sup>er</sup> novembre 2012 au 28 novembre 2012.

Grâce à ce modèle de prévision, il est possible d'isoler le comportement propre de l'OAT français et de mesurer l'impact de la dégradation sur le taux seul.

Le modèle ARMA-GARCH de prévision des valeurs de l'OAT utilisé pour la première annonce de dégradation de la note souveraine de la France est :

$$\begin{aligned}y_t &= 0,1418y_{t-1} - 0,0661y_{t-2} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \tau_t z_t \\ \sigma_t^2 &= 0,0354 + 0,1305\varepsilon_{t-1} + 0,8653\sigma_{t-1}^2\end{aligned}$$

Le deuxième modèle utilisé :

$$\begin{aligned}y_t &= 0,1707y_{t-1} + 0,0615y_{t-2} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \tau_t z_t \\ \tau_t^2 &= 0,2475 + 0,0904\varepsilon_{t-1} + 0,848\tau_{t-1}^2\end{aligned}$$

### 5.2.3. Analyse des données intra journalières des valeurs françaises et allemandes consécutives aux deux pertes de AAA.

Sachant que les deux annonces de dégradation au cœur de l'étude ont lieu après la clôture des marchés, une analyse complémentaire pour la deuxième annonce de dégradation de la note

française par Moody's est menée sur les valeurs intra journalières des taux français et allemands afin de rendre compte de la vitesse de l'intégration de l'information par les marchés.

Les valeurs médianes sont calculées demi heure par demi heure des taux souverains. Nous cherchons à mesurer si le taux français entraîne le taux allemand dans la matinée du 20 novembre 2012. L'effet de contagion sur le taux allemand est estimé par un test de causalité de Granger<sup>30</sup> de la façon suivante<sup>31</sup> :

$$Bund_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i OAT_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Bund_{t-j} + \mu$$

$$OAT_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Bund_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j OAT_{t-j} + \mu$$

#### 5.2.4. Mesure des effets de contagion des dégradations souveraines au secteur bancaire national

Nous vérifions si le secteur bancaire français est impacté par les deux dégradations en menant des tests de causalité de Granger sur les cours des principales banques françaises<sup>32</sup> les jours consécutifs à l'annonce.

Cette étude du secteur bancaire peut être mise en relation dans le principe de son protocole avec les logiques mises en œuvre dans le troisième article, qui concerne les analystes financiers des marchés actions européens.

### 5.3. Article 3 : « Herding behaviour and cliff effects in the European equities market: financial analysts' reliance on CRA announcements ».

Avant de s'intéresser à la spécificité des analystes financiers, il est indispensable de revenir sur la notion de changement de régime, essentielle à nouveau dans les hypothèses formulées dans cette recherche.

<sup>30</sup> Granger, 1969,1987.

<sup>31</sup> Le test de causalité de Granger est utilisé dans de nombreux articles pour mesurer les effets de contagion d'un événement tels que ceux de Afonso 2011; Alsakka et al., 2010, 2012 ; Reisen et Maltazan, 1999 ; Downing et al, 2009 ; Norden et Weber, 2009 ; Longstaff, 2009.

<sup>32</sup> BNP, CIC, Natixis, Crédit Agricole et Société Générale.

### 5.3.1. La mise en évidence des éventuels changements de régime

Le modèle de Zeileis et Kleiber (2002) basé sur les travaux de Bai et Perron (1998, 2003) est à nouveau utilisé au préalable pour identifier les éventuels moments où un (des) changement(s) de régime au niveau des indices européens est (sont) mesurable(s) sur la période 2001/2012.

### 5.3.2. Etude des révisions moyennes des recommandations des analystes financiers aux alentours des dates d'annonces des agences de notation.

Concernant l'analyse des changements dans les consensus d'analystes, nous adaptons la démarche de Goh et Ederington (1998) à notre problématique pour rendre nos résultats plus représentatifs.

Nous calculons les révisions moyennes mensuelles des recommandations d'achat et de vente des analystes financiers au lieu des variations des prévisions de gain et conformément à Goh et Ederington (1998), nous testons la nullité de la révision par des tests de Student.

$$\begin{cases} \Delta Buy_{i,t} = \frac{Buy_{i,t} - Buy_{i,t-1}}{Buy_{i,t-1}} \\ \Delta Sell_{i,t} = \frac{Sell_{i,t} - Sell_{i,t-1}}{Sell_{i,t-1}} \end{cases}$$

### 5.3.3. Etude de la temporalité relative des annonces des analystes financiers et celles des agences de notation.

Les résultats obtenus grâce au modèle précédant sont complétés par une analyse additionnelle destinée à mesurer la temporalité relative des annonces des analystes financiers et celles des agences de notation.

Nous cherchons à identifier la temporalité des recommandations des analystes financiers par rapport aux annonces des agences de notation (en avance ou en retard) et donc si les analystes intègrent dans leurs recommandations d'achat ou de vente la dégradation (l'amélioration) de la situation financière de l'entreprise avant le *downgrade* (*upgrade*) forçant directement ou indirectement les agences à opérer un changement de note.

Nous testons la causalité de Granger au sens de Franco et al. (2009) et Beaver, Shakespeare et Soliman (2006)<sup>33</sup> en utilisant deux modèles de régression logistique qui permettent de prédire les changements de note à partir des recommandations des analystes financiers.

Ces deux modèles mobilisent les valeurs passées des recommandations d'achat et de vente des analystes financiers ainsi que les deux types des changements de note de la part des agences (*downgrade* et *upgrade*) comme variable dépendante.

Nous menons séparément les régressions LOGIT pour les *downgrades* et les *upgrades* sur les deux sous périodes mises en évidence par la méthodologie des *changements* de régime.

Un pool d'estimation est créé grâce à la base de données IBES à partir d'historiques de recommandations des analystes financiers pour des entreprises ne faisant pas l'objet d'un changement de notation pour chaque sous période.

Nos modèles de prédiction incluent trois données mensuelles passées des recommandations d'achat et de celles de vente. Nous estimons les modèles logistiques suivants, où la variable Event est *Upgrade* et *Downgrade*, respectivement sur les différentes fenêtres temporelles:

$$Event_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j FinancialAnalystBuy_{i,t-j} + \sum_{j=1}^3 \delta_j FinancialAnalystSell_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

Les méthodologies utilisées dans nos différents travaux sont donc à la fois complémentaires et cohérentes ; elles permettent de reprendre les grands résultats obtenus en les envisageant selon une progression cohérente de notre réflexion sur l'influence réelle ou supposée des agences sur les différents marchés européens au cours d'une période où se produit un changement de régime fondamental.

---

<sup>33</sup> Franco et al. (2009) et Beaver, Shakespeare et Soliman (2006)

## 6. Les principaux résultats

La présentation des résultats conserve l'ordre chronologique de notre recherche ; les trois articles successifs représentent la progression de notre étude visant à identifier de plus en plus précisément l'influence réelle de la notation sur les marchés, aussi bien ponctuellement, notamment lors de périodes de crise, qu'à plus long terme, en relations avec les publications d'autres acteurs renseignant les marchés, comme les analystes financiers.

### 6.1. Article 1 : « The effects of structural changes in European stock markets : from a rating built through the cycle to a rating used into the cycle ».

Comme nous l'avons mentionné plus haut, notre premier travail a consisté en la mise en évidence d'un changement de régime sur notre période d'étude (2001-2012). Ce changement de régime intervient en janvier 2008 et coïncide à la période de démarrage de la crise en Europe. Il nous permet de tester l'une de nos hypothèses principales : avec la tension grandissante sur les indices boursiers, la sensibilité aux changements de notation s'accroît auprès de tous les acteurs de marchés, en particulier les marchés actions dont on rappelle encore qu'ils devraient être les moins concernés par l'opinion des agences sur la probabilité d'un risque de défaut.

Nous avons voulu ensuite représenter le fait que la notation, construite dans une logique « through the cycle », était en fait utilisée par les opérateurs des marchés d'action européens dans une logique « into the cycle ».

Nous avons décomposé nos résultats en fonction des deux changements de notation possibles : la dégradation (downgrade) et l'augmentation de la note (l'upgrade)

#### 6.1.1. le cas des downgrades

Pour les *downgrades* sur la période précédant la crise, les résultats pour le marché européen sont en partie conformes à ceux constatés dans la littérature antérieure sur les marchés américains<sup>34</sup>: aucune réaction n'est observée en amont de l'annonce. En revanche, entre le jour de l'annonce et le jour suivant, on observe d'une part une baisse significative de la valeur de l'action et surtout, dans les jours postérieurs, une augmentation significative des cours boursiers.

Ce résultat contredit les études menées sur le marché américain. La forte réaction négative le jour de l'annonce puis l'augmentation des performances des actions les jours suivants révèlent la sur réactivité des marchés face au *downgrade* et la dimension psychologique de la notation en Europe.

Le *downgrade* a un impact ponctuel sur le cours des titres, qui est rapidement estompé par l'activité des marchés.

A partir de 2008, l'influence des annonces de *downgrades* évolue. Les sous performances des actions sont très sensibles avant, pendant et après annonce. Le changement de comportement des marchés face à la publication d'un *downgrade* est très net par rapport à la période d'étude précédente. L'effet dépressif du *downgrade* n'a plus le caractère ponctuel observé entre 2001 et 2007.

Au contraire, les performances négatives des titres financiers en amont, se poursuivent en aval du jour de l'annonce. En outre, la présence de rendements anormaux négatifs avant l'annonce indique que les marchés anticipent la diminution de note par rapport aux facteurs fondamentaux négatifs de la situation financière de l'entreprise.

Le contraste de la persistance de rendements anormaux négatifs post annonce à partir de 2008 est révélateur de l'influence nouvelle des annonces des agences sur les marchés actions européens.

---

<sup>34</sup> De manière non exhaustive : Hand, Holthausen et Leftwich (1992), Goh et Ederington (1993), Dichev et Piotroski (2001), Hite et Warga (1997), Norden et Weber (2004).



Loin de considérer la notation comme *Through the cycle*, les acteurs, en particulier les investisseurs, la transforment en un facteur majeur d'amplification de la rupture induite par le *downgrade*.

#### 6.1.2. le cas des *upgrades*

Concernant les *upgrades*, on constate également une modification très significative du comportement des marchés actions avant et après 2008. Contrairement aux résultats des études antérieures, selon nous, l'augmentation de note devient un événement réel dont les conséquences sur les cours sont considérables.

Le changement de régime est à nouveau pertinent : avant 2008, une baisse importante des titres est constatée durant les jours précédant l'annonce d'un *upgrade*, puis aucune variation n'est observée ni avant ni après.

A partir de 2008, on assiste à un phénomène similaire et symétrique dans le temps : une diminution élevée des cours apparaît non pas en amont de l'annonce, mais pendant les jours suivants. De manière semblable, on n'observe pas de réactions particulières le jour même de l'annonce.

Ces résultats sont en apparence contrintuitifs et jamais observés sur les autres marchés étudiés auparavant. Ils confirment de fait l'utilisation par les marchés de l'information fournie par les agences de notations, renforçant leur effet amplificateur de cycle.

On peut avancer que la présence de rendements anormaux négatifs aux alentours de l'annonce positive découle en fait d'une spéculation (sur achat de titres préalable) sur le processus de l'*upgrade* par les investisseurs. Avant la crise, la correction a lieu les jours précédant l'annonce. En revanche, après la crise, la montée de l'incertitude sur les marchés entraîne le déplacement dans le temps des réactions des marchés. La correction a toujours lieu, mais après la procédure d'*upgrade*. Le marché attend l'avis de l'annonce et sa consolidation pour réajuster les prix des titres.

Néanmoins, contrairement aux *downgrades*, aucun rendement anormal n'est observé le jour de l'annonce : les réactions significatives des marchés aux alentours des *upgrades* proviennent

bien d'une interprétation quant aux conditions entraînant un upgrade et non d'un élément psychologique.

### 6.1.3. Synthèse de l'effet des changements de notes sur les marchés actions européens

L'ensemble de ces résultats rend compte de l'influence croissante des annonces sur les marchés à partir de 2008.

Ces derniers intègrent de plus en plus dans les prix des titres, les éléments que mesure la notation aussi bien dans la diminution que dans l'augmentation de valeur. On peut considérer qu'avec la crise, la mesure spécifique de la notation d'un titre devient un vecteur grandissant de sa valeur actionnariale.

Il s'agit d'une confirmation de l'affirmation du FSB<sup>35</sup>, quant à l'utilisation par les marchés de cet indicateur de risque à l'intérieur du cycle qu'est le changement de note, au détriment de toute mesure propre dudit risque par les différents acteurs.

La sensibilité ne se manifeste pas uniquement au moment même de l'annonce mais intervient dans une période temporelle en amont, se poursuit en aval, le tout sur des unités de temps de quelques jours. Ces résultats confirment le fait que les dégradations notamment, sont anticipées par les marchés, puisqu'elles sont le résultat d'informations objectives détenues par les investisseurs, en conformité avec l'hypothèse d'efficience.

Cependant, notre posture d'étude, à la fois sur une période longue incluant la crise, et sur des marchés européens diversifiés, permet d'affiner ces conclusions, et de les compléter par des résultats qui tranchent avec ceux obtenus sur marchés nord américains et avant la crise de 2007.

### 6.1.4. Synthèse des résultats des régressions multivariées menées sur les ratios fondamentaux des entités notées par Moody's.

---

<sup>35</sup> Cf supra

Dans les trois modèles décrits plus haut que nous avons construits pour l'étude, se retrouve une évolution marquée, avant et après le déclenchement de la crise.

Cette évolution pourrait être résumée par une diminution de la rationalité d'investisseurs actions, se focalisant sur des critères de court terme axés plus sur un encadrement du risque que sur une anticipation de rentabilité.

Cette conclusion valide les résultats évoqués précédemment, puisque en de telles circonstances, la notation et la mesure du risque qu'elle contient, deviennent des déterminants majeurs de la décision d'investissement ou de désinvestissement. Nos différents protocoles permettent d'identifier clairement ces évolutions du fait de la montée des difficultés économiques.

Avant la crise, la sensibilité à la variation de la notation, en particulier à la baisse, est très sensible pour les entités mal notées, c'est-à-dire considérées comme dangereuses. La variable muette « mise sous surveillance » confirme la focalisation des marchés sur les signaux que peuvent émettre les agences pour ces types d'investissements peu sûrs.

Depuis la crise, la montée de l'aversion au risque n'a pas, au contraire, atténué la sensibilité des opérateurs actions aux variations de notes. La différence fondamentale est que désormais la réaction en cas de dégradation concerne les titres les mieux notés et les dégradations les plus conséquentes (pertes de plusieurs *notches* en une seule dégradation). Il s'agit de la représentation du fait que la notation est devenue avec la crise l'un des critères primordiaux d'un choix des investissements, dicté par la recherche d'un risque minimum.

Dans un tel contexte, une réglementation nouvelle sur les agences est entrée en vigueur en décembre 2009. Son effet est mesuré de manière très significative, puisqu'elle se traduit par une atténuation à la sensibilité des marchés actions aux variations de notes.

Néanmoins dans la période temporelle étudiée, des pics de tension surviennent, en particulier en 2010 au moment de la crise sur la dette souveraine.

Au cours de cette période, en dépit de la régulation, des marchés particulièrement averses aux risques, retrouvent une très forte sensibilité aux variations de notations. Plus la rentabilité à long terme est occultée par des tensions jugées systémiques, plus l'impact du choc de notation devient sensible pour les investisseurs action.

Ce que l'on pourrait qualifier d'une « rationalité de crise » des marchés actions se retrouve dans les résultats que nous obtenons dans notre troisième modèle.

Avant la crise en effet, les ratios les plus explicatifs d'une sensibilité au changement de notes, correspondent aux critères logiques d'investisseurs actions : la rentabilité est primordiale ; le fait qu'une amélioration structurelle de la situation ne puisse être envisagée après la dégradation (mesuré par la couverture des intérêts par l'EBITDA) sont les deux déterminants majeurs, conformes à la littérature existante.

En revanche, après le déclenchement de la crise, le retournement de l'impact des critères est remarquable. La sensibilité aux changements de note devient très forte quand les entités support des actions, sont vulnérables à une poursuite des dégradations.

Les marchés utilisent désormais les opinions des agences comme un facteur déterminant de la valeur actionnariale. Le déterminant de la réactivité aux dégradations est exclusivement celui incarnant les modèles des agences : la rotation de l'actif forte devient de manière très significative, le facteur unique d'une très forte sensibilité au changement de note. Cette rotation de l'actif représente une possibilité d'évolution rapide du bilan, soit le risque d'une dégradation de la trésorerie et par conséquent une augmentation du risque de défaut.

Cette tendance est encore accentuée dans l'étude spécifique que nous menons sur les valeurs bancaires. Si avant la crise, le nombre de dégradation très faible dans ce secteur au niveau européen, ne permet pas une approche statistique, en revanche, à partir de 2007 et surtout 2008, correspondant à l'accroissement du risque de défaut des banques, la sensibilité des marchés actions européens à l'indice clef qu'est la dégradation, devient très forte.

Les facteurs déterminants dans ce cas précis, sont à la fois les faiblesses perçues expliquant la dégradation (tier core one et niveau de solvabilité faibles) et à la fois l'absence de réactions potentielles pour éviter la spirale de dégradations ultérieures.

Ce travail sur le secteur bancaire européen, particulièrement exposé à l'augmentation du risque sur la dette souveraine, nous a conduit à examiner la réactivité plus globale des marchés, vis-à-vis d'une dégradation à forte portée générale, celle de la dette souveraine d'un pays important, la France par Moody's en novembre 2012.

## 6.2. Article 2 : « Sovereign debt and credit ratings: what is actually happening when you lose your Triple A? ».

Pour la bonne compréhension des résultats, ces derniers sont présentés en fonction de la chronologie des faits, c'est-à-dire des deux dégradations distinctes, celle de S&P, puis celle de Moody's

### 6.2.1. L'annonce de Standards and Poors du 13 janvier 2012 à 23h.

#### 6.2.1.1. *Régression bivariée entre les valeurs française et allemande des taux et CDS souverains.*

La publication de la dégradation de la note de la dette souveraine française par S&P a lieu le vendredi 13 janvier à 23h ; nous considérons que la date d'annonce, soit  $d=0$ , est le lundi 16 janvier 2012 à l'ouverture des marchés, soit 9 heures (heure de Paris).

Cette première dégradation survient dans un climat de forte tension sur les dettes souveraines occidentales depuis le début du mois d'août 2011, soit la dégradation par S&P de la dette souveraine américaine le 6 août 2011.

La régression bivariée conduit à un résultat important parce que différent des conclusions apportées par la littérature antérieure<sup>36</sup> En effet, aucune réaction anormale du comportement de l'OAT par rapport au taux de référence européen, le Bund allemand, n'est observée entre le jour et le lendemain de l'annonce, ni les jours suivants. Les taux demeurent normalement et fortement corrélés.

Une décorrélation du taux français par rapport Bund allemand est néanmoins observée, mais elle a lieu dans une fenêtre temporelle réduite, et antérieure à l'annonce : le coefficient de Pearson entre -15 jours et -5 jours avant la date d'annonce est de 0,543 (p-value = 0,13).

Durant cette période, on observe une volatilité très forte au niveau du comportement de l'OAT : il augmente de manière significative par rapport aux valeurs attendues compte tenu de celles du taux allemand puis diminue sensiblement avant le 16 janvier 2012.

---

<sup>36</sup> Cf littérature académique traitant de la crise des dettes souveraines européennes supra.

Il est remarquable de noter que le comportement de l'OAT par rapport au Bund se stabilise avec l'annonce de la dégradation et pendant les jours suivants. Les taux sont de retour fortement corrélés, (coefficient de Pearson de 0,88 de p value de 0,02), l'annonce de S&P semble calmer les tensions existant sur les dettes européennes.

Ces résultats à priori contrintuitifs et contraires à la littérature, sont corroborés par ceux obtenus sur la régression du taux autrichien rapport au taux allemand. Les marchés vis-à-vis du taux de l'Autriche, qui subit aussi une dégradation de sa note par S&P le 13 janvier au soir, réagissent comme ils le font à l'égard du taux français. Une volatilité très forte du taux par rapport aux valeurs attendues est enregistrée avant l'annonce, et un retour à la normale intervient suite à l'annonce. Aucun effet n'est constaté les jours suivant la dégradation, le taux autrichien, comme le taux français

Dans la littérature antérieure, les effets des annonces de dégradation sont très marqués : les taux consécutivement à l'annonce, augmentent, sur une longue période, tout comme les prix des CDS. Les investisseurs intègrent brutalement une nouvelle information sur le risque, donnée par la dégradation.

Notre première conclusion est différente. Nous mettons en évidence l'émergence d'un phénomène nouveau de la part des investisseurs, vis-à-vis des dégradations : l'intervention des agences est depuis la crise, non plus un élément de représentation d'un risque jusqu'alors mal mesuré, mais comme un facteur majeur permettant le retour à la rationalité des investisseurs percevant bien l'augmentation des risques : avant que n'intervienne le changement de note, les marchés sont en situation d'instabilité ; ils attendent de retrouver le repère que leur donne l'agence de notation. Dès lors que cet événement se produit, ils retrouvent une stabilité forte.

Par conséquent, si l'information fournie par la notation est bien intégrée par les marchés auparavant, la sensibilité des taux antérieurement à l'annonce, le démontre, il n'en reste pas moins que l'annonce en elle-même a un effet stabilisateur sur le comportement des investisseurs.

En revanche, les taux ne montent pas sensiblement à la suite de l'annonce et sur une longue période, les informations justifiant la dégradation ayant été a priori, déjà intégrées dans les taux pratiqués.

Ce rôle de la notation comme stabilisateur des tensions du marché, est bien illustré par les résultats des régressions linéaires menées sur le spread de CDS français par rapport A nouveau, l'absence de réactions significatives le jour de l'annonce de la dégradation souligne la bonne évaluation des investisseurs des risques pesant sur la dette française et leur indifférence à la publication de la « mauvaise nouvelle » que représente la dégradation. La baisse marquée de la valeur du CDS français par rapport au CDS allemand les jours suivant l'annonce pourrait d'ailleurs être considérée comme la marque d'une extrême prudence et d'anticipation de la part des marchés : durant la phase précédant l'annonce, ils s'assurent massivement contre l'augmentation du risque de défaut de l'Etat Français, une fois l'annonce publiée, un retour à la normale est observé, sur les marchés des CDS également, la dégradation joue un rôle de stabilisateur.

#### *6.2.1.2. Modélisation du comportement du taux français de l'OAT*

Le modèle ARMA-GARCH constitué à partir de 250 observations passées du taux de l'OAT antérieurement à l'annonce (du 3 janvier 2010 jusqu'au 28 décembre 2011), permet de construire un modèle prédictif de référence (à plus de 98%) pour la valeur de ce taux, du 29 décembre 2011 au 24 janvier 2012, incluant par conséquent la dégradation du 16 janvier à 23h (heure de Paris).

Ce protocole auto régressif permet d'isoler le comportement du taux français, en supprimant les biais de contagion du taux français au taux allemand qui pouvaient intervenir dans la régression bivariée.

Les résultats obtenus confirment ceux qui avaient été obtenus par les régressions bivariées. Une anormalité forte est constatée, marque d'une volatilité des marchés ; elle est en amont de la dégradation. En aval, au contraire, la volatilité s'atténue fortement et le comportement du taux revient en adéquation forte avec la modélisation prédictive à partir des valeurs passées ; on peut considérer qu'il s'agit d'une confirmation du caractère stabilisateur de l'annonce pour le comportement des marchés sur la dette française.

#### *6.2.1.3. Effet de contagion sur les valeurs boursières des banques françaises*

Les tests de causalité de Granger menés sur les valeurs boursières françaises ne conduisent pas à des résultats significatifs. La dégradation de S&P n'a donc aucune répercussion sur les banques françaises dans les jours suivant l'annonce. L'absence d'effets consécutifs négatifs corrobore les résultats obtenus ci dessus : la publication de la mauvaise nouvelle a une effet stabilisateur et non amplificateur de la volatilité des marchés.

La seconde dégradation subie par la dette souveraine française, cette fois par l'agence Moody's en novembre 2012, permet de reconduire le protocole, voire de l'affiner afin de comparer les deux situations.

#### 6.2.2. L'annonce de Moody's du 19 novembre 2012 à 23h.

Quatre étapes sont distinguées dans le protocole de recherche de cette seconde dégradation du AAA de la France. Les deux premières respectent les mêmes logiques que celles mises en œuvre pour la première dégradation par S&P du 16 janvier 2012, à savoir : une régression bivariée entre les valeurs française et allemande des taux et CDS souverains ; puis une modélisation du comportement du seul taux français de l'OAT.

La littérature ayant démontré que la seconde dégradation d'un emprunteur (généralement dans le sens Moody's après S&P comme c'est le cas dans la situation présente), se traduit par un impact faible voire par une absence d'impact sur les marchés, nous avons affiné le protocole mis en œuvre en travaillant non plus sur les données journalière dans la fenêtre temporelle de la dégradation, mais sur les données intra-journalières ; elles nous ont permis de conduire d'une part un test de Pearson et un test de causalité appliqués aux taux souverains français et allemand autour de la dégradation ; d'autre part d'appliquer les mêmes test aux valeurs bancaires françaises.

##### 6.2.2.1. *Régression bivariée entre les valeurs française et allemande des taux*

A la différence de l'annonce antérieure de S&P, l'annonce de Moody's ne peut être associée à aucune variations sur les valeurs attendues de l'OAT par rapport au Bund : comme lors de la dégradation de S&P, aucun comportement anormal significatif n'est relevé en aval ; en revanche, contrairement au contexte du début de l'année 2012, aucun comportement anormal significatif n'est relevé non plus, en amont de l'annonce ; le taux d'intérêt de la dette française n'augmente pas par rapport au taux d'intérêt allemand.



Par conséquent, le contenu informationnel pour les marchés de la dégradation de Moody's semble être considéré comme nul. La dégradation intervient alors que les investisseurs semblent avoir déjà intégré dans les taux, les éléments du modèle de l'agence conduisant à la dégradation. La notation dans ce cas semble neutre et ne ferait que formaliser une situation déjà connue par les opérateurs.

Ce résultat est contraire à la littérature récente concernant la problématique des agences de notation sur les marchés européens<sup>37</sup> et peut même sembler contradictoire avec les résultats présentés dans le paragraphe précédent de cette section.

Cette conclusion peut être néanmoins expliquée par une référence aux travaux spécifiques de Brooks (2004) et de Alsakka et Gwilym (2010, 2012). Comme nous l'avons évoqué plus haut, ces auteurs mettent en évidence le fait que, en matière de dette souveraine, des réactions inégales peuvent subvenir en fonction de l'agence qui prononce la dégradation.

Bien qu'il existe une inter dépendance des agences entre elles, S&P semble être celle qui dépend le moins des autres. Les publications de S&P sont réputées pour être plus précises à court terme alors que celles de Moody's, plus stables s'inscrivent davantage sur le long terme. Moody's est d'ailleurs la première à émettre des signaux positifs en matière de notation. Des travaux antérieurs avaient déjà relevé sur les marchés actions des réactions asymétriques en fonction de l'agence<sup>38</sup>

L'analyse bivariée sur les CDS confirme l'absence de réaction : le spread entre le CDS français et le CDS allemand reste identique avant et après l'annonce.

Néanmoins, conclure que l'annonce de Moody's n'a aucun impact sur le taux d'intérêt souverain de la France n'est pas possible en utilisant par une seule analyse bivariée avec le taux allemand. Il est indispensable d'opérer une vérification de ces résultats par un modèle de prévision auto régressif sur les valeurs passées du seul taux français.

#### 6.2.2.2. *Modélisation du comportement du taux français de l'OAT*

---

<sup>37</sup> Cf supra.

<sup>38</sup> Non exhaustive : Hand, Holthausen and Leftwich, 1992 ; Goh and Ederington, 1993 ; Dichev and Piotroski ,2001 ; Hite and Warga, 1997 ; Norden eand Weber, 2004 ; Cheng et Neamtiu, 2009 ; May, 2010

Comme pour la première annonce, nous construisons un modèle ARMA-GARCH constitué à partir de 250 observations passées du taux de l'OAT et du Bund allemand antérieurement à l'annonce (du 7 novembre 2010 jusqu'au 28 décembre 2011), permet de construire un modèle prédictif de référence (à plus de 95%) pour la valeur de ce taux, du 29 décembre 2011 au 24 janvier 2012, incluant par conséquent la dégradation du 16 janvier à 23h (heure de Paris).

Contrairement à l'annonce de janvier de S&P, on constate que les valeurs du taux français s'écartent des valeurs prédictives calculées par le modèle pour la journée du 20 novembre 2012 bien qu'aucun rendement anormal ne soit constaté dans le cadre de la régression.

En appliquant un modèle ARMA-GARCH sur le taux allemand sur les mêmes fenêtres temporelles, on remarque qu'il sort lui aussi des limites fixées par la prévision le jour de l'annonce. Le jour du 20 novembre, les deux taux sont beaucoup plus élevés que les valeurs attendues. C'est la raison pour laquelle nous n'obtenons aucun résultat significatif lors de la régression bivariée : les taux des deux pays varient sur la journée de façon anormale et retrouvent des valeurs attendues les jours suivants.

La dégradation n'est pas aussi neutre que paraissaient le démontrer les résultats de la régression bivariée. Les marchés semblent bien influencés par l'annonce mais de manière atténuée, si on la compare à celle de la première annonce : la volatilité est nulle avant l'annonce et après. En revanche, au moment de l'annonce et pendant l'espace d'une journée, les investisseurs réagissent de façon anormale.

Il est également remarquable que le taux allemand, considéré comme corrélé avec le taux français sur une longue période, connaît lui aussi une variation anormale ; la dégradation n'est donc non seulement pas neutre pour les conditions de l'emprunteur dégradé, mais elle ne l'est pas également pour l'acteur qui lui est associé.

L'effet de contagion, s'il se manifeste pas contrairement aux attentes sur le secteur bancaire, affecte en revanche les conditions d'emprunt d'un état lié.

Rappelons que la dégradation de la note française a lieu le 19 novembre au soir, à 23 heures soit la veille du 20 novembre, journée durant laquelle les anormalités sont constatées. Il est donc pertinent d'analyser le comportement des taux pendant toute la journée du 20 en prêtant une attention particulière à l'ouverture des marchés et à la matinée consécutive à la dégradation. L'analyse des données intra journalières des taux français et allemands permet de mesurer cette évolution.

### 6.2.2.3. *Analyse intra journalière des variations des taux souverains dans une période temporelle réduite incluant la dégradation de la note française par Moodys*

Deux analyses utilisant les données intra journalières sont menées : celle dans une fenêtre temporelle large de huit jours à l'intérieur de laquelle se déroule la dégradation, envisagée demi heure par demi heure ; l'autre plus précise encore sur l'ensemble des opérations répertoriées par *Markit* sur les dettes souveraines française et allemande pendant la journée entière suivant la dégradation.

L'analyse demi-heure par demi-heure de la période de dix jours encadrant la dégradation fait apparaître une absence de résultats anormaux, autant dans la semaine précédant l'annonce que dans les trois jours suivant l'annonce, à l'exception remarquable du 20 novembre 2012, c'est-à-dire de la journée même suivant l'annonce. Les tests de causalité et de variance ne donnent aucun résultat significatif. Cette conclusion rend nécessaire une analyse encore plus précise de cette journée clef.

Les coefficients de causalité de Granger par demi-heures dans cette journée suivant l'annonce (20 novembre), sont calculés dans les deux sens, taux français entraîne taux allemand, versus taux allemand entraîne taux français.

Il en résulte, de manière extrêmement significative, que le taux français entraîne le taux allemand à plusieurs reprises dans la journée : à l'ouverture des marchés (entre 9h et 10h, heure de Paris) ; pendant une demi-heure ensuite, la causalité s'inverse ; puis à nouveau, pendant une heure (entre 10h30 et 11h30) la causalité s'inscrit de manière ultra significative dans le sens taux français entraîne taux allemand. A la mi-journée, s'ensuit une deuxième période de correction où la causalité s'inverse de manière cependant moins significative, puis s'annule. Ensuite, de 15h à 15h30, la causalité ultra significative reprend dans le sens taux français entraîne taux allemand. S'ensuit une ultime correction par inversion de la causalité jusqu'à la fermeture des marchés.

Ces événements sont exceptionnels, comme le démontre d'ailleurs l'absence de phénomène comparable dans la période des huit jours entourant l'annonce, analysés ci-dessus.

La dégradation est bien à l'origine de cette forte instabilité, conduite par le taux de la dette dégradée et corrigée par le taux de la dette corrélée.

On en conclut une non neutralité de la dégradation dans l'intervalle de temps très rapproché de l'annonce. Il s'agit d'un résultat contredisant la littérature, ou plus exactement l'approfondissant, dans la mesure où aucune étude n'a été publiée avec un degré de précision comparable sur les intervalles temps autour de la dégradation.

L'autre résultat remarquable et novateur est que la non neutralité s'étend aux dettes corrélées à la dette dégradée. Celles-ci jouent un rôle majeur de correction des effets anormaux de l'annonce sur le taux de l'emprunteur dégradé.

On pourrait considérer que le taux allemand ici, joue le rôle de « force d'inertie », pour ramener le taux de la France dégradée, dans une trajectoire normale ; ce phénomène ne dépasse pas dans notre étude la seule journée postérieure à la dégradation.

L'essentiel des mouvements anormaux a lieu dans la matinée du 20 novembre 2012 ; on peut de fait en conclure que si la littérature n'a pas étudié l'heure la plus pertinente pour annoncer la dégradation. L'intuition opérationnelle des agences est de réaliser leur annonce en fin de soirée après la fermeture des marchés (23h pour les deux dégradations étudiées).

On peut supposer qu'il s'agit d'une recherche des agences de la plus grande neutralité possible de leur annonce. Ce temps de latence doit laisser aux marchés la possibilité d'intégrer cette modification fondamentale avant la réouverture du lendemain.

Au vu des résultats obtenus, il conviendrait sans doute d'étudier l'heure la plus adéquate permettant de limiter les variations anormales. Une publication en milieu de journée pourrait être testée, ce que la littérature aujourd'hui, n'a encore jamais envisagé.

Cette problématique du rythme de la publication des agences est importante ; elle représente l'un des axes forts de la troisième recherche que nous avons mené pour mieux représenter l'influence à long terme de la notation sur les marchés.

### 6.3. Article 3 : « Herding behavior and cliff effects in the European equities markets : the reliance of Financial analysts on CRA's announcements ».

La présence d'un point de rupture très significatif sur la décennie d'étude justifie une séparation temporelle avant et après la survenance de la crise en Europe. Ainsi sont réunies les conditions permettant de tester les différentes manières dont peuvent s'influencer mutuellement les annonces des agences et les recommandations des analystes sur les mêmes entreprises ; en effet, entre 2001 et janvier 2008, on peut considérer que la période est celle d'une stabilité relative des marchés ; entre janvier 2008 et 2012, la période de crise correspond à celle d'une instabilité des marchés.

Ce contexte est bien susceptible de faire varier les conditions d'indépendance des opinions relatives des agences d'une part et des analystes d'autre part.

### 6.3.1. Les révisions anormales des consensus.

#### 6.3.1.1. *Avant et après des annonces de downgrades.*

Concernant les downgrades, les résultats obtenus mettent en évidence un changement très marqué à partir de 2008 dans les réactions des analystes financiers à l'annonce du downgrade. Avant le changement de régime de 2008, les analystes financiers ne réagissent pas au moment du downgrade parce qu'ils ont déjà intégré dans leurs recommandations, avant le changement de note, la détérioration de la santé financière de l'entreprise dégradée. On peut considérer qu'a priori, les analystes entre 2001 et 2007 évaluent correctement les risques qui pèsent sur le crédit des entreprises qu'ils suivent.

Ils sanctionnent les entreprises un mois avant la dégradation : les recommandations d'achat diminuent sensiblement de -1,45% et celles de vente augmentent de +0,95%.

Même si dans le mois suivant le mois de la dégradation, un réajustement à la hausse des recommandations de vente est observé, on peut conclure que l'annonce downgrade de l'agence de notation n'a pas d'impact immédiat sur l'avis des analystes.

Ces résultats sont en conformité avec ceux de la littérature, ayant pour terrain les marchés financiers pour l'essentiel nord américains<sup>39</sup>. Notre étude sur les marchés européens dans cette période considérée comme normale confirme que les analystes apparaissent comme toujours en avance sur les changements d'opinion des agences. Il n'est pas possible cependant de

---

<sup>39</sup> De manière non exhaustive, on peut notamment citer : Goh Ederington (1998), Cheng et Subramanyam (2008), Franco et al. (2009), Barber (2010).

considérer comme l'expriment certains auteurs<sup>40</sup>, que les analystes ont un effet directeur sur le travail des agences.

A partir de 2008, on observe un changement radical des réactions des analystes financiers aux annonces de baisse de la notation. Certes, les analystes financiers continuent à anticiper l'augmentation du risque de défaut pesant sur la dette des entreprises notées (les recommandations d'achat diminuent de -1,574 % le mois précédant le changement de note), mais contrairement à la période précédente, désormais l'annonce du downgrade impacte de manière très significative les consensus des analystes sur la première révision après le downgrade (rating change) et sur le mois d'après.

Les recommandations d'achat diminuent de -1,268% juste après le downgrade et de -1,927 le mois suivant. L'impact n'est pas seulement ponctuel sur les recommandations d'achat mais se prolonge les mois suivants.

Ce résultat tranche avec ceux évoqués dans la littérature évoquée plus haut. Il est vrai qu'aucune étude comparable n'a encore été conduite sur les marchés anglo-saxons depuis le début de la crise.

En revanche ces conclusions sont cohérentes avec de nombreux travaux mettant en évidence une perte de pertinence et de précision des consensus d'analystes pendant cette période de forts troubles économiques. Les opinions des agences deviennent prépondérantes pour amplifier le sens de recommandations des analystes.

De fait, un approfondissement de notre étude est nécessaire. La distinction entre les deux types de recommandations formulées par les analystes sur les marchés actions (SELL et BUY) permet de préciser les résultats obtenus sur l'ensemble de la période d'étude, ce que la littérature antérieure n'avait jamais testé de cette manière.

Dans les consensus d'analystes, les recommandations de ventes peuvent être davantage reliées aux downgrades, alors que les recommandations d'achat peuvent se rapprocher des upgrade. L'intérêt est donc d'analyser les variations de recommandations en fonction des modifications de notes avant et après le changement de régime.

---

<sup>40</sup> Franco et al (2009) utilisent le terme de lead/lag effect, laissant supposer que les analystes provoquent le changement de notes, ce que les tests de causalité de leur étude ne démontrent pas

Avant le changement de régime de 2008, le downgrade est anticipé dans les recommandations d'analystes, qui avant la dégradation, augmentent leurs conseils de ventes et diminuent leur conseil d'achat. Une fois la dégradation passée, les recommandations continuent d'augmenter sur les ventes, mais ne bougent plus sur les achats. Le processus de défiance entamé au travers des recommandations d'analystes avant la dégradation, entre dans sa phase d'apaisement progressif sur les marchés actions, une fois constatée la dégradation de l'opinion sur la dette.

Après le changement de régime de 2008, le downgrade ne s'inscrit plus de la même manière dans les changements de recommandations des analystes : l'anticipation de la perte de notation est moins forte qu'auparavant puisqu'elle n'est précédée que d'une diminution des recommandations d'achats (-1,574%) : les analystes ne font qu'éviter aux investisseurs d'augmenter leur positionnement sur la valeur, ce qui ne peut être considéré que comme une légère anticipation de l'opinion négative donnée par les agences. Il n'y a pas de recommandations de ventes constatées, alors qu'en cette période de forte tension sur les marchés, il s'agit de l'avis le plus important qui puisse être exprimé par les conseillers d'investissement.

En revanche, le downgrade marque le véritable point de départ de la perception négative des analystes sur le titre concerné, puisqu'il s'ensuit non seulement une poursuite très forte de la diminution des recommandations d'achats (-1,927%), mais cette fois, une augmentation significative des recommandations de ventes (0,981%). Le conseil de dégagement des investisseurs de la valeur n'apparaît donc qu'après la dégradation.

Ces résultats tendant à considérer l'opinion des agences, depuis le changement de régime, comme causale des modifications de consensus des analystes, peuvent être tempérés en élargissant l'intervalle temporel autour de la dégradation.

Certes, la littérature ne considère comme significatives que les réactions dans un intervalle restreint de -3 mois et +3 mois. Mais en prenant un intervalle de -10 mois et + 10 mois, on constate une recommandation de vente très significative huit mois en amont du downgrade (+0,951%), accompagnée de la baisse très sensible des recommandations d'achats (-1,569%) ; huit mois en aval, le processus inverse est observé sur les consensus, toujours de manière cohérente, avec une réduction très forte de la recommandation de vente (-1,398%), et l'augmentation aussi forte des recommandations d'achat (+1,289%).

L'interprétation générale de ces résultats serait de considérer le downgrade comme une analyse structurelle à long terme du risque de défaut par les agences, ayant par nature un

caractère extraordinaire. Il s'agit d'une différence fondamentale des opinions produites par les analystes, qui sont elles régulières et continues.

En fait, la fragilité induite par la dégradation serait anticipée bien en amont par les analystes ; le downgrade, événement très marquant pour les marchés, implique une baisse substantielle du prix des actions pour les valeurs concernées. Dans le contexte de crise, la correction forte impliquée par le downgrade sur les prix, finit par être estimée comme excessive par les analystes qui considèrent alors la valeur comme de nouveau attrayante.

Cet élargissement de la période depuis le changement de régime de 2008 permet donc de nuancer le sens des influences respectives entre downgrade et recommandations des analystes.

L'intervalle temporel restreint autour du downgrade semble placer ce dernier comme à l'origine des modifications d'opinions des analystes ; dans un intervalle temporel plus large, les analystes ont anticipé les faiblesses se traduisant par le downgrade, et tempèrent la sanction des marchés qui peut en résulter.

Les résultats obtenus sur les baisses de note avant et après crise peuvent être confrontés à ceux provenant de l'étude du comportement des analystes en présence d'upgrades, que l'on peut d'ailleurs considérer comme l'exacte symétrie des situations de downgrades.

#### 6.3.1.2. *Avant et après les annonces d'upgrades.*

Avant le changement de régime de 2008, l'anticipation des changements de notation par les analystes se trouve très largement confirmée. En effet, dans le mois précédant l'*upgrade*, on constate une diminution sensible des recommandations de ventes (-0,633%) et surtout une très forte augmentation des recommandations d'achats (+1,12%).

Ce sont ces dernières qui peuvent être considérées comme en relation directe avec l'amélioration de note sur la valeur.

Cette fois, l'*upgrade* correspond à la fin d'un processus d'appréciation de la valeur ; deux mois après qu'il est intervenu, les analystes inversent radicalement leurs positions : Ils augmentent très fortement les recommandations de ventes (+1,334%) et dans une proportion aussi sensible, abaissent leurs recommandations d'achat (-1,822%). Il s'agit bien d'une



correction recherchée sur un prix considéré comme excessif, les marchés d'action ayant eu tendance à suracheter des titres bénéficiant à la fois des recommandations favorables et de l'amélioration de la notation.

Après le changement de régime de 2008, les analystes ne réagissent plus du tout au moment de l'upgrade, ni en amont ni en aval. Au préalable, une remarque méthodologique s'impose : étant donnée la violence de la crise économique et financière, les upgrades sont très peu nombreux sur les marchés européens dans notre intervalle temporel. Il s'agit sans doute d'une première explication de l'absence totale de résultats.

Néanmoins, on peut tout de même considérer qu'en période de crise, les analystes intègrent très tôt, c'est à dire avant le changement de note, l'amélioration de la santé financière de l'entreprise, entérinée ensuite par l'upgrade. A priori, les analystes évaluent correctement les rares cas dans lesquels, à l'opposé de la majorité des entreprises, la solidité financière se renforce au point réduire le risque de défaut qui leur est associé. Au contraire de la période d'avant le changement de régime, les marchés n'ont plus tendance à surévaluer la valeur relative de titres corporate connaissant un renforcement objectif de leur solidité financière ; ces derniers sont très recherchés, les agences n'apportent qu'une confirmation déjà connue, à la valorisation des actions en signalant l'amélioration de la soutenabilité de la dette.

Ces résultats apportent un complément à la littérature existante. Comme l'ensemble des travaux à la suite de ceux de Goh et Ederington, nous mettons bien en évidence la sensibilité des marchés et des analystes aux downgrades bien plus qu'aux upgrades.

Nos résultats sur les marchés européens sont d'ailleurs comparables à ceux obtenus sur les marchés anglo-saxons.

En revanche, les modifications très sensibles dans la prise en compte par les analystes après le changement de régime de 2008, ainsi que l'intérêt d'un élargissement de la période temporelle utilisée, débouchent sur des résultats en grande partie inédits.

On peut donc récapituler les études réalisées de la manière suivante :

Il existe bien une modification de l'interrelation entre recommandations des analystes actions et des opinions d'agences, avant le changement de régime de 2008 et après ; ceci aussi bien

dans le cas des downgrades que dans celui des upgrades. On peut véritablement parler à ce sujet, d'un changement radical (cliff effect).

Les analystes anticipent en général les situations entraînant un changement de la notation corporate ; néanmoins, à partir du déclenchement de la crise, la représentation brutale d'une « mauvaise nouvelle » que représente une dégradation, est amplifiée, au point d'exagérer les corrections des marchés, y compris les marchés actions, confirmant le comportement grégaire des investisseurs (herding behaviour).

La question qui peut alors se poser, telle qu'elle a été évoquée dans la littérature sur les marchés nord américains dans des contextes moins tendus, serait donc d'analyser s'il est possible d'établir un lien de causalité entre les variations de notes et celles de recommandations dans les différents consensus d'analystes.

#### 6.3.2. Test de la prédiction des changements de notation à partir des données passées des recommandations des analystes financiers.

Les résultats obtenus sur les variations des recommandations des analystes financiers aux alentours des dates d'annonces sont complétés par les régressions logistiques afin de déterminer si le changement de note peut être prévu à partir des historiques des recommandations des analystes financiers.

On peut considérer autant avant le changement de régime de 2008 qu'après, que les résultats obtenus dans cette étude ne sont pas significatifs ; nous nous démarquons, pour les marchés européens et sur ces deux périodes spécifiques, des résultats trouvés dans la littérature antérieure<sup>41</sup>.

Cette absence de causalité significative, dans ce sens (les recommandations des analystes provoquent le changement de note) qui se poursuit avant et après le changement de régime de 2008, est conforme cependant aux résultats que nous avons obtenus précédemment.

---

<sup>41</sup> cf supra

En effet, l'élargissement de la période temporelle le confirme, les analystes anticipent la dégradation, en revanche, il n'est pas possible d'affirmer qu'ils la provoquent. Les deux phénomènes s'enchaînent mais les résultats des régressions logistiques ne permettent pas d'établir le lien de causalité significatif.

#### 6.4. Synthèse de la vérification des hypothèses formulées pour l'ensemble de la recherche.

Les trois grandes hypothèses formulées dans le premier article sont vérifiées ; la notation s'avère bien procyclique, *into the cycle* selon la terminologie que nous avons proposé, notamment en période de crise comme celle identifiée par le changement de régime de 2008. Ce constat s'explique bien par l'évolution du comportement des acteurs de marchés, impliquant un changement net des déterminants microéconomiques utilisés par les investisseurs. Les sous hypothèses sont également vérifiées, l'évolution de la réglementation européenne a par exemple bien un impact dans cette influence des changements de notes sur l'ensemble des marchés, impact plus réduit dès lors que la crise revient.

Les quatre hypothèses du deuxième article sont partiellement vérifiées. La dégradation d'un état influencent le marché de sa dette souveraine tout comme celui de ses CDS, mais l'effet d'une part est très circonscrit dans le temps et s'atténue considérablement lors d'une deuxième dégradation. La problématique du séquençage des annonces par les agences est réel et peut jouer sur les retombées concrètes d'une dégradation. Cette influence relative se retrouve dans les conséquences sur le secteur bancaire des pays concernés.

Les trois hypothèses enfin du troisième article sont elles aussi partiellement vérifiées. Si les modifications de notes influencent les recommandations d'analystes en période de crise, il est difficile d'établir un réel lien de causalité, notamment quand la période d'observation aux alentours du changement de notation est élargie. A nouveau, la question du rythme de la publication des agences se trouve posée, ici en comparaison du rythme continu de celle des analystes.

## 7. Les prolongements

Les conclusions obtenues sont très cohérentes d'une étude à l'autre, mais comme nous l'avons signalé, sont en contradiction relative avec certains travaux menés avant crise sur les marchés nord américain ; il nous semblerait intéressant sur la même période temporelle, d'analyser la réactivité des marchés aux Etats Unis notamment, d'une part aux « chocs de notation » subis par des valeurs américaines, aux dégradations des dettes souveraines américaines, et aux dettes souveraines européennes.

Un champ de recherche dont il s'agirait de poursuivre l'exploration concerne les modes de publication des opinions des agences. Nos résultats vont tous dans le même sens, celui d'une influence croissante des agences en période de tensions sur les marchés, le moment où les modifications de notes sont les plus nombreuses et où leur impact peut être important. La comparaison entre les différents types de marchés et les zones géographiques pourrait être d'un très grand intérêt, y compris si à l'imitation de l'Union Européenne, d'autres régulateurs internationaux prolongeaient les premières propositions dans l'encadrement des processus de publications des agences.

Une troisième perspective liée à la précédente, concerne l'analyse sur une période longue des possibles réglementations de l'activité des agences. Les propositions sont nombreuses, elles doivent être mises en relation avec les finalités exprimées par les législateurs, tout en identifiant les éventuels effets pervers susceptibles d'en découler. Ce type de recherche est fondamental, car le besoin de la notation est loin de s'atténuer. L'une des conséquences de la crise est bien d'augmenter le financement de l'économie par les marchés, au détriment des banques, ce qui suppose un recours accru aux analyses de risques réalisées par les agences.

On peut alors dans cette présentation non exhaustive, dégager un quatrième axe important : celui de l'impact des changements de notes, y compris positifs, pour des emprunteurs de petites et moyennes taille, considérés d'ores et déjà par les grandes agences, comme un nouveau segment de marché susceptible de très fort développement dans les années à venir. La différenciation des horizons nord américains, européens mais aussi asiatiques par exemple, pourrait de ce point de vue, être riche d'intérêt.

## **8. Conclusion générale**

L'ensemble de notre recherche représente à quel point la place des agences de notation dans les marchés est un champ de recherche important et complexe. Il nécessite la mobilisation de nombreux outils méthodologiques et d'un raffinement accru des bases de données et des protocoles mis en œuvre.

Les périodes de crise importante telle que celle intervenue à partir de 2008, soulignent la nécessité d'analyser le développement d'activités ayant pris une place considérable dans le fonctionnement des marchés, sans que celle-ci puisse être anticipée par de quelconque volonté ou stratégie exprimées des autorités de tutelle/

Ce type de travail permet donc d'apporter un complément d'information utile à la réflexion théorique sur le fonctionnement de la logique financière ; il permet également de déboucher sur un certain nombre de pistes concrètes visant à optimiser l'intervention d'acteurs devenus centraux le fonctionnement des marchés.

De ce point de vue, l'Europe comme terrain d'études, comme environnement particulier en termes de régulation, comme zone spécifique de recherches, peut apporter des contributions significatives à la réflexion scientifique.

## 9. Bibliographie

- Afonso, A., 2003. Understanding the determinants of sovereign debt ratings: evidence for the two leading agencies. *Journal of Economics and Finance* 27 (1), 56–74.
- Afonso, A., 2011. Sovereign credit ratings and financial markets linkages – application to European data. European Central Bank, Working Paper, No. 1347/June 2011.
- Afonso A., Furceri, D., Gomez, P., 2012. Sovereign credit ratings and financial market linkages : Application to European data. *Journal of International Money and Finance* 31, 606–638.
- Amato, J.D., Furfine, C.H., 2004. Are credit ratings procyclical? *Journal of Banking and Finance* 28, 2641–2677.
- Alsakka, R., ap Gwilym, O., 2010. Leads and lags in sovereign credit ratings. *Journal of Banking and Finance* 34, 2614–2626.
- Alsakka, R., Gwilym, O., 2012. Rating agencies' signals : An analysis of sovereign Watch and Outlook. *International Review of Financial Analysis* 21 45-55.
- Altman, E., Rijken, H., 2004. How rating agencies achieve rating stability. In: Cantor, R.(Ed.). *Recent Research on Credit ratings (Special Issue)*. *Journal of Banking and Finance* 28, 2679-2714.
- Altman, E., Rijken, H., 2006. A point in time perspective on through the cycle ratings. *Financial Analysts Journal*, Vol 62, number1.
- Arand, D., Kerl, A., 2012. Analyst research and investor reactions: Evidence from the 2008 financial crisis. Working Paper (electronic copy available on SSRN)
- Ashbaugh, H., D. Collins, and R. LaFond. 2006. The effects of corporate governance on firm's credit ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 (1-2): 203-43.
- Bai J, Perron P. 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66: 47–78.
- Bannier, C., Hirsch, C., 2010. The economic function of credit rating agencies – What does the watchlist tell us ? *Journal of Banking and Finance* 34 (2010) 3037-3049.

- Barron, M.J., Clare, A.D., and S.H. Thomas, 1997. The Effect of Bond Rating Changes and New Ratings on UK Stock Returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(3): 497-509.
- Beaver, W., Shakespeare, C., Soliman, M., 2006. Differential properties in the ratings of certified versus non-certified bond rating agencies. *Journal of Accounting and Economics* 42, 303-334.
- Beetsma, R., Giuliadori, M., de Jong, F., Widiyanto, 2012. Spread the News: the Impact of News on the European Sovereign Bond Markets during the Crisis. *Journal of International Money and Finance*, doi: 10.1016/j.jimonfin.2012.11.005.
- Bhojraj, S., and P. Sengupta. 2003. Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors. *Journal of Business* 76 (3): 455-75.
- Bissoondoyal, Bheenick, E., 2005. An analysis of the determinants of sovereign ratings. *Global Finance Journal* 15 (3), 251–280.
- Blume, M.E., Lim, F., MacKinlay, A.C., 1998. The declining credit quality of US corporate debt: myth or reality? *Journal of Finance* 53, 1389–1413.
- Brooks, R., Faff, R., Hillier, D., Hillier, J., 2004. The national market impact of sovereign rating changes. *Journal of Banking and Finance* 28, 233–250.
- Calderoni, F., Colla, P., Gatti, S., 2009. Rating changes across Europe. Working Paper Universita Bocconi.
- Cantor, Richard, and Christopher Mann, 2003. Measuring the Performance of Corporate Bond Ratings. Moody's Investors Services Special Comment (April).
- Cantor, R. 2004. An Introduction to Recent Research on Credit Ratings. *Journal of Banking & Finance*, 28(11): 2565–2573.
- Cheng, M., Neamtiu, M., 2009. An empirical analysis of changes in credit rating properties : Timeliness, accuracy and volatility. *Journal of Accounting and Economics* 47(2009)108-130.
- Cheng, M., Subramanyam, K.R., 2008. Analyst following and Credit ratings. *Contemporary accounting research* 25(4), 1007-43.
- Cornell, B., Landsman, W., Shapiro, A., 1989. Cross-sectional regularities in the response of stock prices to bond rating changes. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 4: 460-479.
- Corrado, C. 2011. Event studies : A methodology review. *Accounting and Finance* 51 :207-234.

- Curry, J., Elmer, P., Fissel, G., 2007. Equity market data, bank failures and market efficiency. *Journal of Economics and Business* 59 (2007) 536-559.
- Dichev, I.D., Piotroski, J.D., 2001. The long-run stock returns following bond rating changes. *Journal of Finance* 56, 173-203.
- Downing, C., Underwood, S., Xing, Y., 2009. The relative informational efficiency of stocks and bonds : an intraday analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol 44, No 5, 1081-1102.
- Eckbo, B, Maksimovic, V., Williams, J. ,1990. Consistent Estimation of Cross-sectional Models in Event Studies. *The Review of Financial Studies*, 3(3) :343-365.
- Ellul, A., Jotikasthira, C., Lundblad, C., 2011. Regulatory pressure and fire sales in the corporate bond market. *Journal of Financial Economics*. 101(2011) 596:620.
- Engle, R., Granger, C., 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55, 251–276.
- European Commission, 2010. Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council on amending Regulation (EC) No 1060/2009 on credit rating agencies, SEC (2010) 678.
- Europlace Paris, 2013. Financement des Entreprises et de l'économie française: pour un retour vers une croissance durable. Rapport du Groupe de travail FINECO de Paris EUROPLACE, 8 février 2013.
- Ferreira, M., Gama, P., 2007. Does sovereign debt ratings news spill over to international stock markets? *Journal of Banking and Finance* 31, 3162–3182.
- Financial Stability Board, 2010. Principles for Reducing Reliance on CRA Ratings, available at: [http://www.financialstabilityboard.org/publications/r\\_101027.pdf](http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_101027.pdf) (accessed 30 November 2010).
- Francis, J., R. LaFond, P Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2): 295-327.
- Franco, G., Vasvari, F., Wittenberg, R., 2009. The informational role of bond analysts. *Journal of Accounting Research* 47 (5), 1201-1248.
- Gande, A., Parsley, D., 2005. News spillovers in the sovereign debt market. *Journal of Financial Economics* 75, 691–734.



- Gärling, T., Kirchler, E., Lewis, A., & van Raaij, F. 2010. Psychology, financial decision making, and financial crises. *Psychological Science in the Public Interest*, 10, 1–47.
- Goh, J. C. and L. H. Ederington, 1993. Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News or No News for Stockholders?. *Journal of Finance* 48 (5): 2001-2008.
- Goh, J. C. and L. H. Ederington, 1998. Bond rating agencies and stock analysts : Who knows what when? *Journal of financial and quantitative analysis* 33 (4) 569-585.
- Granger, C. W. J., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp. 424–38.
- Griffin, P. and A. Sanvincente, 1982. Common stock returns and rating changes. A methodological comparison. *Journal of Finance* 37: 103-119.
- Gropp, R., Richards, J.A., 2001. Rating Agencies Actions and the Pricing of Debt and Equity of European Banks : What can we infer about private sector monitoring of bank soundness ? Working Paper. European Central Bank.
- Hand, J., R. Holthausen, et al., 1992. The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices,. *Journal of Finance* 47: 733-752.
- Hess, D., Kretzmann, C., Maaz, C., Pucker, O., 2012. Sell side recommendations during booms and busts. Unpublished working paper. University of Cologne
- Hill, P., Faff, R., 2010. The market impact of relative agency activity in the sovereign ratings market. *Journal of Business Finance and Accounting* 37, 1309–1347
- Hite, G., Warga, A., 1997. The effect of bond-rating changes on bond price performance. *Financial Analyst Journal* 53: 35–51.
- Holthausen, R. and R. Leftwich, 1986. The effect of bond rating changes on common stock prices. *Journal of Financial Economics* 17: 57-89.
- Hooper, V., Hume, T., Kim, J., 2008. Sovereign rating changes—do they provide new information for stock markets? *Economic Systems* 32, 142–166.
- Ismailescu, J., Kazemi, H., 2010. The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking & Finance* 34, 2861–2873.

- Johnston, R.; S. Markov; And S. Ramnath. Sell-Side Debt Analysts. *Journal of Accounting and Economics* 47 (2009): 91–107.
- Jorion, P., Liu, Z., Shi, C., 2005. Informationnal effects of régulation FD : évidence from rating agencies. *Journal of Financial Economics* 76 (2005) 309-330.
- Jorion, P. and G. Zhang, 2006. Information Effects of Bond Rating Changes: The Role of the Rating Prior to the Announcement. *Journal of Fixed Income*, 16, 4, 45-59.
- Kaminsky, G., Schmukler, S., 2002. Emerging markets instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns? *The World Bank Economic Review* 16 (2), 171–195.
- Löffler, G., 2002. Avoiding the rating bounce: Why rating agencies are slow to react to new information. Working paper, University of Frankfurt.
- Löffler, G., 2004. Anatomy of rating through the cycle. *Journal of Banking & Finance* 28, 695–720.
- Löffler, G., 2005. Avoiding the rating bounce: Why rating agencies are slow to react to new information. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 56, 365–381.
- Lo, Mc Kinlay and Campbell (1997). *The econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey
- Longstaff, F., 2010. The subprime crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97, 436-450.
- May, A., 2010. The impact of bond rating changes on corporate bond prices: New evidence from the over the counter market. *Journal of Banking & Finance* 34 (2010) 2822-2836.
- Nieman, M, Schmidt, J., Neukirchen, M., 2008. Improving performance of corporate rating prediction models by reducing financial ratio heterogeneity. *Journal of Banking & Finance* 32 (2008) 434-446.
- Norden, L., Weber, M., 2009. The Co-movement of Credit Default Swap, bond and stock markets: an empirical analysis. *European Financial Management*, Vol.15, No.3, 529-562.
- Reinsen, H., Von Maltzan, J., 1999. Boom and Bust and Sovereign ratings. *International Finance* 2, 273–293.
- Sidhu, B., Tan, H.C., 2011. The performance of equity analysts during the global financial crisis. *Australian Accounting Review* 21 (1), 32–43.

- Sy, A., 2010. The systematic regulation of credit rating agencies and rated markets. *World Economics* 10, 69–108.
- Topp, R., Perl, R., 2010. Through the Cycle ratings versus Point in Time Ratings and implications of the mapping between both rating types. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, Vol.19, Issue 1, pp47-61
- Vassalou, M., Xing, Y., (2003). "Equity returns following changes in default risk : New insights into the informational content of credit ratings". *Working Paper, Columbia University*.
- White, L., 2001. The credit rating industry: and industrial organization analysis. Working Paper, New York University.
- Zeileis A, Leisch F, Hornik K, Kleiber C. 2002. Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models. *Journal of Statistical Software* 7: 1–38.
- Zongwu, Cai., 2007. Advanced topics in time series econometrics using R. Department of Mathematics & Statistics and Department of Economics, University of North Carolina.

## Chapitre 2

---

The effects of structural changes in European stocks markets: from a rating built *through the cycle* to a rating used *into the cycle*.

## Abstract

This article tests the validity of the through-the-cycle rating concept developed by Loffler (2004) in the context of European equities markets. The 2008 crisis marked a major switch between regimes in the business cycle, and investors stopped reasoning in through-the-cycle terms. This strengthened the procyclical effects of ratings, leading to greater sensitivity to rating agencies' announcements. The “into-the-cycle” use of ratings by equities markets is illustrated by sweeping changes in the significance of the determinants conventionally used to explain abnormal returns around the announcement dates, in both the banking and the non-banking sectors.

*Key words : CRA, structural changes, “through the cycle” ratings, “into the cycle” ratings, European equity markets and investors, fundamental ratios.*

*JEL classification: G01, G14 ,G24.*

## 1. Introduction

The introduction to the Financial Stability Board's official document released in October 2010<sup>42</sup> under the title "*Principles for Reducing Reliance on CRA Ratings*" explains that, "CRA rating downgrades can amplify procyclicality and cause systemic disruptions."

This observation may justify fuller regulation of the credit rating agencies' activity, but it also raises a question of principle since the possible influence of ratings on markets is known and has been the subject of much research (Reisen 2003, Kiff, Nowak and Schumacher, 2012). The agencies are aware of this risk and claim to have eliminated it by enhancing "through-the-cycle" methodology. This assumes that "a recession or tightening of global liquidity should not, in itself, be an occasion for a downgrade", in the words of the IMF in 2012<sup>43</sup>, which is in contradiction with its finding on rating instability during the financial crisis. This discrepancy means that ratings can no longer be considered from the through-the-cycle perspective at a critical juncture for the global economy, which reinforces the hypothesis that rating migrations are procyclical during that period.

However, it has not been proven that shortcomings in the credit rating agencies' methodology are the sole cause of the end of through-the-cycle reasoning. In the same fundamental document, the FSB stresses that "official sector uses of ratings that encourage reliance on CRA ratings have reduced banks', institutional investors' and other market participants' own capacity for credit risk assessment in an undesirable way".

Amplification of the procyclical nature of rating migrations in times of crisis may also stem from inadequately rational behaviour by market players, exacerbated by herding. This issue is the centrepiece of this article.

In the literature, European markets have not been subjected to many empirical tests for actual through-the-cycle rating, even though there have been many rating migrations, especially in the case of one of the three types of assets rated by the agencies, namely corporate debt.

---

<sup>42</sup> Financial Stability Board (2010), *Principles for Reducing CRA reliance*

<sup>43</sup> Kiff, J., Nowak, S., Schumacher, L., (2012), IMF Working Paper, Monetary and Capital Markets Department.

Looking at corporate debt enables us to focus on a group of investors, i.e. those dealing in shares of rated companies, who ought to be less sensitive to rating downgrades. The academic literature on UK and US markets has sought to illustrate a paradox: share prices are influenced only indirectly by debt rating downgrades. On equities markets, risk assessments made by all players are important and should not be affected by the specific information provided by credit rating agencies.

If equity investors were shown to be sensitive to rating migrations, despite their objective detachment, this would support the idea that at least some of the procyclical impact of the rating process could be attributed to them.

From this perspective, it is clearly worthwhile to conduct an event study on rating migrations in Europe over a ten-year period (2001-2011). This period includes a major financial and economic crisis that affected global financial markets, especially in Europe, starting in the third quarter of 2007. The result was an increase in risk, leading to greater volatility of stock market indices and very large price falls, particularly on equities markets.

The level of significance of the intensity of this crisis is first measured using a regime-switching model to establish that the field of research is worthwhile; the procyclical impact of ratings is especially observable since external circumstances boost it by accentuating investors' supposed reliance on credit rating agencies' announcements.

Rating migrations may trigger strong market reactions, but sensitivity can also be increased by the determinants highlighted in several academic papers, even though these papers very rarely study European markets. This article looks at three categories of determinants: the intrinsic characteristics of rating migrations, changes in European regulations in 2009 and in the macroeconomic context, and fundamental financial ratios. These determinants are used to test the investors' procyclical use of ratings that are theoretically designed for a through-the-cycle approach. Given the banking nature of the crisis, the models are tested on both financial and non-financial corporations.

The structure of the article is as follows: the main empirical research results concerning the impact of credit rating agencies are summarised in Section 2, the data and methodology are presented in Section 3 and the results are discussed in Section 4.

## 2. Literature Review

A great deal of empirical research has sought to measure the impact of rating migrations on the prices of financial assets (shares, bonds, CDS) using event studies. Given the topic of our research, the literature review is limited to research measuring the impact on share prices, based on an update of the review by Norden and Weber (2009)<sup>44</sup>, which includes articles dealing with European markets. The event studies primarily focus on the period around the credit rating agency's announcement day. The results obtained vary greatly, and the time distribution of the effects of downgrades may vary from one paper to the next, but one of the main conclusions for the American markets shows asymmetrical short-term effects of rating migrations on share prices:

- Rating downgrades are more significant than upgrades<sup>45</sup>.
- Markets do not anticipate underperformance of share prices when ratings are downgraded and this underperformance is concentrated on the announcement day<sup>46</sup>.

Research on ratings in Europe has concentrated on the specific features of a given market and do not make comparisons of the effects of ratings from country to country possible. This research compares the results concerning a European stock market index with those concerning the American market.

To the best of our knowledge, only one article has considered ratings at the European level. Calderoni et al.<sup>47</sup> studied the impact of Moody's rating announcements on stock prices between 2002 and 2007 for corporations in 17 European countries. They found that the results are similar to those of academic research on the American market, meaning that the impact is asymmetrical: downgrades have a negative impact on prices, whereas upgrades have no significant effect. They also show that downgrades have a stronger impact on issuers outside of the UK and on non-financial corporations.

---

<sup>44</sup> Norden Weber (2009)

<sup>45</sup> Hand, Holthausen and Leftwich 1992 show that the underperformance following a downgrade (up to 152 b.p) takes place on the announcement day and is more significant if the company has a non-investment grade rating.

Goh and Ederington, 1993, obtain similar results, with an underperformance following a downgrade (70 b.p) taking place on the announcement day and during the next two weeks (110 b.p).

Griffin and Savicente 1982, show that the effects of the downgrade on share prices can be observed for four weeks following the announcement.

Holthausen and Leftwich 1986 show that the underperformance of shares (266 b.p) merely takes place on the announcement day and the following day.

<sup>46</sup> Dichev and Pitroski, 2001; Cantor (2004); Vassalou and Xing, (2003).

<sup>47</sup> Calderoni et al. (2009)



There is a variety of research into the explanatory factors of abnormal returns around the announcement days, and the results are not always consistent with those of other work.

However, all of the work uses a common methodology. A multivariate analysis is used to explain a dependent variable, i.e. abnormal returns around the announcement day, with independent explanatory variables.

The theoretical models from the 1980s have few explanatory variables<sup>48</sup>, unlike the models developed after the end of the 1990s<sup>49</sup>. The earliest models were primarily related to the rating process per se, especially its descriptive aspect. The gradual introduction of new concepts, in an attempt to explain abnormal returns, should be seen in relation to the growing complexity of global financial markets<sup>50</sup>.

Work by Holthausen and Leftwich (1986) and by Jorion et al. (2005) laid the foundations for the theoretical models used in later research<sup>51</sup>. Most of the research has used and improved on these two models by adding explanatory variables to provide a better representation of developments in global finance.

The building of increasingly sophisticated models to represent determinants accelerated in the 1990s<sup>52</sup> and, more especially, after the 2007 crisis<sup>53</sup>.

The interconnection of markets, along with the many risk contamination and transmission channels between markets justify the increasing complexity of the models built to capture the markets' severe reactions in times of financial and economic uncertainty, and do so in all fields of research.

Table 1 shows the characteristics of the research, the main conclusions and the different determinants used.

Table 1 – The main empirical studies on the impact of rating migrations on share prices and on the determinants used to explain market reactions to credit rating agencies' announcements

Study	Market	Data	Main results	Determinants
Holthausen and Leftwich (1986)	Us stock market	1977-1982, Moody's and S&P, 1014 rating changes, 256 additions to S&P Credit Watch, daily abnormal stock returns during [-300,60]	Significantly negative reaction after downgrades, no significant abnormal performance for upgrades	Number of grades changed Dummy variable if moves from investment grade Credit Watch or not Comparison with other agency Before or after 21/12/1980
Hand et al. (1992)	Us stock and	1977-1982/1981-1983,	Significantly negative abnormal stock and	Cardinal variable representing the

<sup>48</sup> Holthausen and Leftwich (1986), Cornell, Landsman and Shapiro (1989)/

<sup>49</sup> Dichev (2001), Barron (1997).

<sup>50</sup> Jorion (2006).

<sup>51</sup> May (2010), Jorion (2005), Bannier (2010), Hand et al. (1992).

<sup>52</sup> See also: May (2010), and the research on variations in CDS spreads.

<sup>53</sup> In particular, Chen, M. Neamtiu, M. (2009); Nieman (2008)

	bond markets	Moody's and S&P, 1100 rating changes and 250 additions to S&P Credit Watch, window spanning stock and bond returns	bond returns for downgrades and unexpected additions to S&P Credit Watch, no significant abnormal returns for upgrades	number of grades changed Magnitude of the yield to maturity expectation Credit Watch or not Investment grade or pas Before or after 31/12/80 Similar change with another CRA
Goh and Ederington (1993)	Us stock market	1984-1986, Moody's, daily abnormal returns during [-30,30]	Significantly negative returns for downgrades due to earning deterioration, positive abnormal returns for downgrades due to increased leverage	Conditioned by moody's reason for the rating changes (change in Moody's evaluation of the prospects/change in a leverage/other reasons)
Matolcsy and Lianto (1995)	Australian stock market	1982-1991, S&P, 72 rating changes, unexpected accounting income numbers during [-17,17]	Bond downgrades have additional information content whilst not for upgrades	Notches Eps Inv grade
Barron et al. (1997)	Uk stock market	1984-1992, S&P, 23 long term rating changes, 22 short term rating changes, 11 credit watch, daily stock returns during [0,30]	Significantly excess stock returns associated with bond rating downgrades and positive Credit Watch announcements	Systemic risk Volatility Notches Investment grade vs. speculative grade
Dichev and Piotroski (2001)	Us Stock market	1970-1997, Moody's, 4727 rating changes, daily abnormal stock returns	Significantly negative returns during the first month after a downgrade, no reaction for upgrades	Market value Book to market ratio
Elayan (2003)	New Zealand stock market	1990-2000, 179 credit rating announcements, daily abnormal returns during [-25,25]	Significant excess returns for both negative and positive ratings actions	Ln(mv: market value of equity) Data: proxy for leverage: ratio of total debt to the book value of total assets
Romero and Robles Fernandez (2006)	Spanish stock market	1990-2003, Moody's S&P and Fitch, 88 rating changes, daily abnormal stock returns during [-115,15]	Significantly negative abnormal stock returns both for negative and positive rating action around the date	External conditions Internal conditions
Nieman, Schmidt and Neukirchen (2008)	Us Stock market	1998-2002, 403 companies rated by S&P		50 determinants (and economic core categories) across four models
Calderoni, Colla and Gatti (2009)	European stock market	2002-2007, Moody's, 500 rating changes, daily abnormal returns during [-10,11]	Significantly abnormal returns for downgrades, no reaction for upgrades, negative impact of downgrades more intense in non-UK firms and for non-financial companies	Quality of prior rating Country (uk vs. non uk) Sector
Iankova et al (2009).	French stock market	1990-2004, Moody's S&P and Fitch, 401 rating changes, abnormal returns during [-90,90]	More reactions for negative announcements (possible and downgrade) than for positive actions	Initial rating Magnitude of the rating change Investment/speculative grade Beta Market capitalization Sector (Financial / non Financial) Debt/ ebitda Ebitda/19 Upgrade/downgrade Ratio
Cheng et Neamtui (2009).	Us stock market	1996-2005. Moody's, S&P and Fitch rating changes	When credit rating agencies faces increased regulatory pressure and investor criticism, agencies improve their rating timeless, increase rating accuracy and reduce rating volatility	Rating type and default type Issue characteristics Issuer characteristics Macroeconomic variables

Credit rating agencies use through-the-cycle (TTC) rating methodology to assess credit risk through the issuer's business cycle. TTC has two major aspects. First, the analysis stresses the permanent component of credit risk and, second, the agency's policy on rating changes takes a prudent approach (Altman and Rijken 2006). By eliminating the temporary component of credit risk from their assessments, the agencies publish ratings that reflect only the long-term structural component of debt. According to Cantor and Mann<sup>54</sup>, this method makes it possible to avoid excessive rating migrations and maintain the credibility of ratings. This is a response to institutional investors' need for rating stability to eliminate the need for costly and frequent adjustments to their positions<sup>55</sup>.

Despite this theoretical stability, however, TTC rating has come in for serious criticism. One of the major drawbacks highlighted in the research on TTC rating is its procyclicality. The stress scenarios used by the agencies sometimes fail to reproduce the issuers' actual financing terms and the ratings turn out to be too prudent or too optimistic (Löffler 2002, 2004, Topp and Perl, 2010). Consequently, TTC rating is deemed to be a poor indicator of short-term probabilities of default, unlike the point-in-time approach used by investors and banks.

TTC rating also assumes a degree of independence from the overall macroeconomic cycle. Many research papers have tested this assumption of strong independence of ratings from general debt conditions at both national and global levels. Their conclusions vary. Amato and Furfine (2004), for example, show that the ratings of American corporations published by S&P from 1981 to 2001 do not show excessive sensitivity to business conditions. On the contrary, Cantor and Mann (2003) show that Moody's ratings are positively correlated to economic indicators. Blume, Lim and MacKinlay (1998) show rating downgrades over time with a set of variables representing financial risks incurred by the company and macroeconomic conditions.

### **3. Data And Methodology**

---

<sup>54</sup> Cantor and Marm (2003).

<sup>55</sup> (for example, Altman and Rijken, 2004, 2006; Löffler, 2004, 2005; Beaver, Shakespeare, and Soliman, 2006; Cheng and Neamtu, 2009, White, 2010).

### 3.1. Rating migrations

The observations used are from Moody's activity from 2001 to 2011 and the study population is made up of all of the companies in the same European stock market indices<sup>56</sup> as those used in the study by Calderoni et al. (2009). The sample is made up of companies in European stock market indices rated by Moody's. This makes a total of 182 companies, after eliminating those for which stock market prices were unavailable or incomplete.

The historical credit ratings for each company in the sample are taken from the <http://moody.com> site and the stock market data are taken from Datastream.

Rating activity is conventionally broken down into four sub-events:

- Negative outlook (Negative Credit Watch)
- Upgrade
- Downgrade
- Positive outlook (Positive Credit Watch).

Like Calderoni et al. before us, we look only at the short-term impact of downgrades and upgrades on European equities markets.

The total number of Moody's announcements published between June 2001 and June 2011 considered in our study is 406, with 271 downgrades and 115 upgrades.

### 3.2. The methodology for showing potential structural changes.

The Zeileis and Kleiber (2002) model based on the work of Bai and Perron (1998, 2003) has been used to identify the moments where one or more instances of structural change in the European indices can be measured between 2001 and 2011. The structural breaks may be the result of several discrete changes to the regression coefficients at different times or following a gradual change in the coefficients over a longer period<sup>57</sup>. Two types of breaks need to be

---

<sup>56</sup> The indices used are: DAX (Germany), ATX (Austria), BEL (Belgium), OMX (Denmark), IBEX (Spain), CAC (France), FTSE (UK), ATHEX (Greece), ISE (Ireland), MIB (Italy), OBX (Norway), AEX (Netherlands), PSI (Portugal), MSX (Sweden), SWISSMI (Switzerland).

<sup>57</sup> Zong Cai (2007)

considered: discrete breaks, which may be the result of major economic changes, or gradual breaks that stem from slower changes in economic policies. Researchers have tested only the first form of structural change.

The Zeileis and Kleiber (2002) model inspired by Bai and Perron is a standard linear regression model with the following form:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_i \quad (1)$$

Where date  $i$ ,  $y_i$  is the observation of the dependent variable (the value of the index at moment  $i$ ),  $\mathbf{x}_i$  is a  $k \times 1$  vector of the explanatory variable, with the first component generally being equal to 1 and  $\boldsymbol{\beta}_i$  is the  $k \times 1$  vector of the regression coefficients, which may vary over time.

We have attempted to test the null hypothesis that the regression coefficients remain constant in the window of observation (2001 to 2011):

$$H_0 : \boldsymbol{\beta}_i = \boldsymbol{\beta}_0 \quad \text{For } (i = 1, \dots, n), \quad (2)$$

The alternative hypothesis is that at least one of the coefficients varies. In keeping with H 1, we assume that there are  $m$  breakpoints during the decade. Consequently, we have attempted to verify whether there are  $m+1$  time segments in which the regression coefficients are constant and, like Zeileis et al. before us, we write the model (1) to be tested as follows:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_i \quad (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j, j = 1, \dots, m + 1) \quad (3)$$

$j$  is the index,  $\ell_{m,n} = \{i_1, \dots, i_m\}$  (also called  $m$ -partition) represents the number  $m$  of breakpoints and, by convention,  $i_0 = 0$  and  $i_{m+1} = n$ .

In keeping with Zeileis' methodology, we consider the Generalised-M-Fluctuation-test framework to test for any regime switching.

Given the  $m$ -partition  $i_1, \dots, i_m$ , we make an Ordinary Least Squares estimation of the  $\boldsymbol{\beta}_j$ .

The result of the sum of the squares of the residuals is given by:

$$RSS(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} r_{ss}(i_{j-1} + 1, i_j) \quad (4)$$

Where  $r_{ss}(i_{j-1} + 1, i_j)$  is the minimum sum of the residual squares in the  $j$ -th regime. The breakpoints  $t_1, \dots, t_m$  minimise the following objective function:

$$(t_1, \dots, t_m) = \underset{(i_1, \dots, i_m)}{\operatorname{arg\,min}} RSS(i_1, \dots, i_m) \quad (5)$$

The optimal partitioning, in the OLS context satisfies the recurrence relation:

$$RSS(\ell_{m,n}) = \min_{mn_h \leq i \leq n-n_h} [RSS(\ell_{m-1,i}) + rss(i+1,n)] \quad (6)$$

We conducted this analysis on the weekly values of all of the European stock market indices (European pool) in the sample from 2001 to 2011.

### 3.3. Event study methodology

Our event study was conducted using the classic methodology suggested by Lo, Campbell and Mac Kinlay (1997)<sup>58</sup>. The event under consideration is defined by the time interval between the day of Moody's announcement and the following day, denoted  $\tau = 0$ . The market model is used to model the theoretical performance of share returns<sup>59</sup>. This statistical model compares the return of a given share to the market return:

$$R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Where  $R_{i,t}$  and  $R_{m,t}$  are respectively the return on security  $i$  at  $t$ , the market return and  $\varepsilon_{i,t}$  is the zero-mean error term.

The cumulative abnormal returns for each security  $I$  have been calculated for different event windows. The abnormal returns are calculated for the following values of  $[\tau_1, \tau_2]$ :

(-15 : -5), (-4 : -1), (0 : 1), (2 : 10).

Under the null hypothesis,

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2))$$

The observations of potential abnormal returns are standardised and aggregated over the time interval  $[\tau_1, \tau_2]$  for all of the rating migrations for each type of Moody's announcement.

$$SCAR_i(\tau_1, \tau_2) = \frac{CAR_i(\tau_1, \tau_2)}{\sigma_i(\tau_1, \tau_2)}$$

---

<sup>58</sup> Lo, MacKinlay and Campbell (1997)

<sup>59</sup> The market model is used in the benchmark papers on credit rating agencies to compute abnormal returns. A partial list of these papers includes, Holthausen and Leftwich (1986); Eckbo et al. (1990); Hand, Holthausen and Leftwich (1992); Goh and Ederington (1993); MacKinlay (1997); Gropp and Richards (2001); Jorion and Zang (2006); Curry et al. (2007); Ellul et al. (2011); Corrado (2011).

Under the null hypothesis, **SCAR** is distributed Student-*t* with *L*-2 degrees of freedom. The following null hypothesis test is applied to determine if the outperformance or underperformance of the securities around the event data is statistically significant<sup>60</sup>.

$$J = \left( \frac{N(L-4)}{L-2} \right)^{1/2} SCAR(\tau_1, \tau_2) \sim N(0,1)$$

### 3.4. Multivariate regressions on abnormal returns

We used three separate models based on multivariate regressions to characterise the determinants of abnormal returns on the markets around the credit rating agencies' announcement dates.

The multivariate regressions were made on event windows when statistically significant abnormal returns were observed. The windows vary depending on the agency's announcement.

The models incorporate variables from earlier work and are aimed at studying the three dimensions discussed in the literature that are used to explain abnormal returns around the agencies' announcement dates. These dimensions are:

- The intrinsic characteristics of rating migrations;
- Changes in European regulations in 2009 and in the macroeconomic context at the time the rating changes are announced;
- The fundamental ratios of the companies to capture their debt levels and default risks.

Models I and II characterise the European equities markets' understanding of credit rating agencies' announcements and the potential influence of regulations over this understanding; Model III characterises the financial and accounting structures of companies rated by Moody's.

---

<sup>60</sup> In practice, another conventional parameter test for event studies is conducted on the cumulative abnormal returns.

$$J_2 = \frac{CAR(\tau_1, \tau_2)}{[\sigma^2(\tau_1, \tau_2)]^{1/2}} \sim N(0,1)$$

The test results are not given here, but can be obtained from the author on request. They corroborate the results computed using test  $J_1$ .

The first model stems from the work of Holthausen and Leftwich (1986) and it is used to study the characteristics of the rating process. The variables in the model describe credit rating agencies' activity using objective and measurable elements to show the changing consequences of ratings from the point of view of the agencies' activity.

The second model is designed to capture the trends and changes over time since the contamination from the American crisis and to account for the importance of the regulatory measures introduced in the European market. This regulatory dimension is very original in a study of the European market, whereas it is often considered in research on the American market.

The third model is intended to test investors' ability to conduct their own assessment of the risks related to corporate debt using the three key ratios relating to companies' financial structure.

## **4. Results**

### **4.1. Dating structural changes in European Indices**

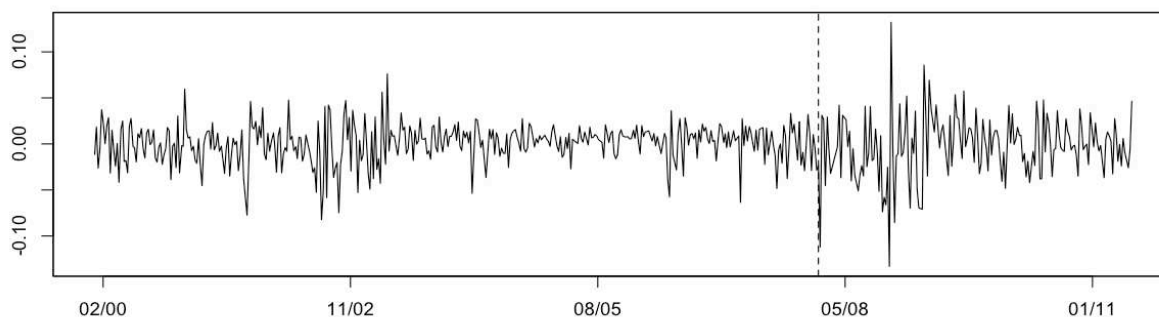
The results of the structural changes in all of the European indices in our sample show a breakpoint that is very significant: ( $f(efp) = 1,4904$ ; the *p-value* for the OLS-based test is 0.004651, the CUSUM (*cumulative sum control chart* for the test is shown in Figure 1).

After the second week in January 2008, the behaviour of the pool of European indices in the sample showed a major change. Therefore, we consider that the contagion in the euro zone from the subprime crisis in America really started on this date.

In our research, we use this break as marking a possible change in financial players' behaviour vis-à-vis rating migrations, which might contribute to the end of their through-the-cycle approach to ratings.



Figure 1 : European stock indices returns over the period of interest and significant January 2008 breakpoint



## 4.2. “Through-the-cycle” ratings that markets use “into-the-cycle”

The results of statistical test  $J$  (equation 8) are shown below for the different types of announcements made by Moody’s concerning the companies in our sample.

### 4.2.1. Downgrades

In the period before the crisis, the results for *downgrades* (Table 2) on the European market are partially consistent with the results in the prior literature on American markets<sup>61</sup>. No reaction is observed before the announcement. On the other hand, between the announcement day and the following day, there is a significant drop of -2.4% in the share price and, more importantly, in the following days, we observe a significant rise of +2.96% in share prices. The latter development is in contrast to the findings of academic studies of the American market. The strongly negative reaction on the announcement day, followed by a rise in share prices on the following days, shows that the markets overreact to downgrades and reveals the psychological dimension of ratings. The downgrade event is negatively perceived at the instant it is announced and leads to a subsequent upwards market correction. The downgrade does have a passing impact on securities prices, which market activity rapidly erases.

On the other hand, the impact of downgrade announcements starts to change in 2008. The underperformance of shares is very sharp before, during and after the announcement (-3.8%

<sup>61</sup> A partial list includes, Hand, Holthausen and Leftwich (1992), Goh and Ederington (1993), Dichev and Piotroski (2001), Hite and Warga (1997), Norden and Weber (2004).

in the [-4:-1] window; -2.6% in the [0:1] window and -2.24% over the next ten days). The change in the markets' reaction to downgrade announcements is very pronounced compared to the previous period of interest. The negative effect of downgrades is no longer short-lived, as it was between 2001 and 2007. On the contrary, the negative performances of securities seen before the announcement days continue after the announcement days. The negative abnormal returns before the announcements mean that the markets anticipate the rating downgrades based on the negative fundamentals in the companies' financial situations. This notion of a partial anticipation of rating migrations, by bond markets in particular, has already been established in the literature<sup>62</sup>. The contrast with the persistence of negative abnormal returns after the announcements, starting in 2008, shows the new way that credit rating agencies' announcements have started to influence European equities markets. Far from reasoning in terms of "through-the-cycle" ratings, financial players, and investors in particular, have transformed rating migrations into a major amplifying factor of the break caused by a downgrade.

Table 2 – European markets' dependence on Moody's downgrade announcements from June 2001 to June 2011

Observation window	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
<b>Before January 2008 breakpoint</b>		
[-15:-5]	-1.25	0.21
[-4:-1]	0.20	0.84
[0:1]	-2.04**	0.041**
[2:10]	2.96***	0.003***
<b>After January 2008 breakpoint</b>		
[-15:-5]	1.42	0.15
[-4:-1]	-3.84***	0.00012***
[0:1]	-2.61***	0.00928***
[2:10]	-2.24**	0.025**

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

#### 4.2.2. Upgrades

The change in equities markets' reaction to *upgrades* is also very significant (Table 3). In contrast to earlier studies, upgrades become genuine events with a considerable impact on prices.

<sup>62</sup> Holthausen and Leftwich (1992), Goh and Ederington (1993), Hite and Warga (1997), Steiner and Heinke (2001).

Table 3 – European markets' dependence on Moody's upgrade announcements from June 2001 to June 2011

Observation window	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
<b>Before January 2008 breakpoint</b>		
[-15:-5]	-1.88*	0.06*
[-4:-1]	-0.75	0.45
[0:1]	0.59	0.55
[2:10]	0.58	0.56
<b>After January 2008 breakpoint</b>		
[-15:-5]	-0.34	0.73
[-4:-1]	0.69	0.49
[0:1]	0.46	0.64
[2:10]	-3.49***	0.00048***

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

Paradoxically, before 2008, security prices fell sharply in the days leading up to an upgrade (by an average of -1.87% between 15 and 5 days before the upgrade), then no change was observed either before or after Moody's announcement. The statistical significance of the tests used makes it impossible to conclude that the fall in price is an isolated random event; before 2008, a rating upgrade systematically led to a fall in price before the announcement. This is especially true, since a similar and symmetrical pattern is observed over time starting in 2008: a sharp drop in prices (-3.5%) is seen after the announcement instead of before. Similarly, there is no particular reaction on the actual announcement day. These seemingly counterintuitive results, which have never been observed in studies on other markets before, have been confirmed by symmetrical abnormal returns: before the announcement prior to 2008 and after the announcement starting in 2008. This means that the way the markets use the information provided by the agency's announcement amplifies the procyclical effect of the announcement.

However, the negative abnormal returns during both downgrades and upgrades must not be interpreted in the same way. When a credit rating agency upgrades an issuer's rating, it means that the outlook for the issuer's financial soundness has improved since the previous rating announcement. The risk of default has diminished. Consequently, we need to understand the mechanisms that lead to the characteristic drop in security prices on good news in order to understand how much importance market players attribute to credit rating agencies.

Only a handful of papers have shown the value of an upgrade as an event with non-zero information content (Elayan; 2003, Romero; 2006). They have shown that investors regard a rating upgrade as bad news that the negative abnormal returns following the announcement represent the redistribution of the value of the security from shareholders to bondholders.

However, the perfect symmetry of our results before and after the real start of the crisis in Europe, of the timing and duration of the underperformance of shares, requires us to interpret the results as showing that upgrades are more than just the consequence of the management decisions that benefit creditors at the expense of shareholders.

The unprecedented comparison of European markets' reactions to rating announcements before and after the crisis calls for a new look at the causes of negative abnormal returns. We could suppose that the negative abnormal returns around the upgrade announcement actually stem from investors speculating on the upgrade process by buying securities prior to the announcement. Before the crisis, the price correction took place in the days before the announcement. This reaction can be interpreted as the European equities markets' anticipation of the financial determinants improving the outlook for redemption of corporate debt. They do not wait until the credit rating agency confirms the improvement in the situation. On the other hand after the crisis, growing uncertainty on the markets leads to a time shift in market reactions. The correction still takes place, but after the upgrade. The market waits for the announcement and its consolidation before readjusting the price of the securities.

However, unlike downgrades, no abnormal returns are observed on the announcement day. The markets' significant reactions before and after upgrades do stem from an interpretation of the conditions leading to an upgrade and have no psychological element.

These results clearly account for the increased influence of ratings announcements on the markets starting in 2008. The markets increasingly discount elements that ratings measure in both rises and falls in the value of securities. We can say that, with the crisis, the specific measure of the rating of a security has become an increasing vector of its shareholder value.

This confirms the FSB's assertion about the markets' reliance on rating migrations as risk indicators within the cycle, to the detriment of any specific measure of that risk by the various players.

The accentuation of the pattern following the break in the cycle represented by the 2008 crisis is fully consistent with this perspective and makes it more worthwhile to conduct an analysis of the determinants underlying a rating downgrade, in order to gain a clearer idea of the use of ratings in a procyclical mind-set.

### 4.3. “Into-the-cycle” rating explained by changes in the determinants of rating shocks

The three models corresponding to the three major dimensions under study (characteristics of the rating process, macro-economic conditions and regulations, financial ratios) are developed below.

#### 4.3.1. Model I: The rating process. Downgrades.

The purpose of using Model I, which focuses on downgrade announcements on European markets, is to capture the potential impact of Moody’s announcements on European financial markets.

To observe changes in market reactions after the breakpoint in the behaviour of the pool of European stock market indices, we determined whether the markets remained “rational” in their reactions to credit rating agencies’ announcements or whether, on the contrary, they started to react solely to downgrades in 2008, without considering the information underlying the process.

This model explains how the European markets understand the rating process.

Furthermore, we took the determinants from the research on the American market that explain the agencies’ rating process and applied them to the European market to compare the European and American markets.

The multivariate analysis proposed by the model considers the variables that define Moody's activity during a rating migration.

The equation for each company  $i$  in our sample is written as follows:

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 QUALITY_{i,t=[0,1]} + \beta_2 NOTCHES_{i,t=[0,1]} + \beta_3 C.Watch_{i,t=[0,1]} + \beta_4 SPECULATIVE_{i,t=[0,1]} + \varepsilon \quad (9)$$

Where, for each bond  $j$  from our European sample,

-  $SCAR$  is the absolute value of the cumulative abnormal return computed for the two-day event window (0,1); day 0 is the actual day when Moody’s announces the rating migration. Consequently, the greater the absolute value of the abnormal return computed, the stronger the markets' reaction to the downgrade announcement.

- the *QUALITY* of the new rating of the debt of company *i* after the rating migration. The classification is based on Moody's long-term credit rating scales for public-sector issuers<sup>63</sup>.
- the absolute value of the number of *NOTCHES* between the new rating and the former rating. The ratings are calibrated from 1 to 21, with Aaa = 1 and C = 21.
- *C.Watch* is a dummy variable that is equal to 1 if the rating migration follows a negative credit watch by Moody's, or equal to 0 if it does not.
- *Speculative* is a dummy variable that is equal to 1 if the new rating of the bond is speculative under Moody's rating scale or 0 if it is not. Moody's rating is under Ba and means that the issuer may default.

These variables describe the overall rating process and describe Moody's activity. The underlying assumption for this model that can be used to test how the European equities markets use ratings "into-the-crisis" is:

**H1.** The influence that the variables describing the rating downgrade process ((a) *Quality*; (b) *Notches*; (c) *Creditwatch* and (d) *Speculative*) have on the absolute value of abnormal returns changed starting in 2008.

The results of the multivariate analysis conducted with Model I are reported in Table (6):

Table 6 - Impact of Moody's activity on European markets from June 2001 to June 2011: rating downgrades

Analysis of ratings shocks determinants for European downgrades				
		Before January 2008 breakpoint	After January 2008 breakpoint	
SCAR (absolute value)		Model I		Model I
<b>Intercept</b>		-0.6606 (-0.597 0.5516)		2.0052 *** (3.582 0.000455 ***)
<b>Quality</b>	+	0.6264 * (1.930 0.0564 *)	-	-0.3657** (-2.119 0.035671 **)
<b>Notches</b>	+	0.1590 (0.421 0.6749)	+	0.4857 ** (2.433 0.016110**)
<b>CreditWatch</b>	-	-0.8600 * (-1.917 0.0580 *)	-	-0.4049 (-1.449 0.149336)
<b>Speculative</b>	-	-1.2732 (-1.448 0.1507)	+	0.3139 (0.561 0.575471)
<b>R<sup>2</sup> (%)</b>		2.742 (p-value = 0.02742)		3.731 (p-value=0.04139)

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

<sup>63</sup> PRIME (AAA) = 1; HIGH GRADE (Aa1, Aa2, Aa3) = 2; UPPER MEDIUM GRADE (A1, A2, A3) = 3; LOWER MEDIUM GRADE (Baa1, Baa2, Baa3) = 4; NON-INVESTMENT GRADE, SPECULATIVE (Ba1, Ba2, Ba3) = 5; HIGHLY SPECULATIVE (B1, B2, B3) = 6; DEFAULT (Caa1, Caa2, Caa3, Ca, C) = 7.

The model by Hotlhausen and Leftwich is adapted for the European market to come up with conclusions about how European markets understand credit rating agencies' announcements and underpins the hypothesis that equities markets use ratings “into-the-crisis”. We also find that the conventional determinants from the American market do not necessarily explain the abnormal returns observed on the European market during downgrades (low  $R^2$ ).

European investors' reactions to credit rating agencies' downgrades are explained by determinants that are very different before and after the switch between regimes by European stock market indices.

Before the breakpoint in January 2008, only two determinants in Model I are significant: the Quality of the new bond rating, and Credit Watch (dummy variable).

Therefore, the variable of interest in Model I before the crisis is credit quality, where the significant coefficient is positive (0.63).

This reflects the fact that the greater the abnormal return value, the greater the Quality variable.

With a classification scale where the Quality variable is 1 for a Aaa rating and 9 for a C-rated bond in default, the finding is as follows: the bigger the downgrade in the quality of the credit rating, the stronger the investors' reaction to the downgrade announcement.

The shares of the least well-rated issuers before the crisis were the most sensitive to ratings. The consequence for investors was a drop of several basis points in share prices on the announcement day, compared to investors holding shares from issuers with better ratings.

Furthermore, the negative significant coefficient (-0.86) obtained from the dummy variable for a negative credit watch is consistent with the results of much prior research<sup>64</sup>.

The variable stands at 1 when a negative credit watch occurs before the downgrade, which means the abnormal return is smaller than if no announcement is made prior to the downgrade. Simply put, when a company is put on a negative credit watch, the drop in the share price following a downgrade is smaller than for a company that was not put on a negative credit watch before being downgraded.

---

<sup>64</sup> For example, see Wansley and Clauretje (1985), Jorion (2005), Bannier (2010).

The results obtained for the other two variables in the model were not significant. Consequently, they cannot be considered as relevant variables.

Starting in January 2008, as European stock market indices switch between regimes, the explanatory power of certain variables increases and the sign of the coefficient of these variables changes. These developments signal a sweeping change in equity investors' behaviour.

The variable of interest in Model I is no longer the *Quality* of the issuer's debt, but the number of *Notches* in the downgrade, meaning the difference between the new ratings and the old rating.

The very significant positive coefficient (0.49 at 0.05%) of the *Notches* variable means that the bigger the downgrade, the more equity investors react by selling their shares.

In addition to changing equities markets' behaviour with regard to credit quality, the considerable influence of the *Notches* variable in the model describing the characteristics of the rating process on European markets shows an actual change in investors' decision-making criteria, as well as a decrease in rationality.

This reaction signals the existence of a surprise effect, since investors were not expecting such a severe downgrade.

The market's sudden pricing of the greater risk of issuer default is amplified by the persistence of negative abnormal returns on share prices in the days following the downgrade announcement.

We can deduce that, starting in 2008, European investors have been much less likely to make their own assessment of the risks related to corporate debt, which leads to a panic pattern when ratings are downgraded by more than two notches.

Since investors have not priced the worsening outlook for corporate debt on their own, the downgrade subsequently leads to a significant and persistent drop in prices.

The loss of significance of the *CreditWatch* dummy variable in Model I starting in 2008, compared to the period before the crisis, underscores the results obtained from the study of the *Notches* variable: investors have failed to make their own assessment of default risk.

They are just as surprised by the "bad news" when a company's debt is downgraded, without first being put on a negative credit watch, as they would have been if the credit rating agency had announced a negative credit watch before the downgrade.



The markets no longer discount the alerts that Moody's gives starting in 2008. They panic after a big downgrade and the procyclical dimension of the downgrade is greatly amplified.

However, we cannot argue that the *Quality* of the issuer has no influence on the shareholders' sensitivity to the downgrade. Quality is still the second explanatory variable in the model. Nonetheless, the significance of this variable changes direction in January 2008 from 0.63 at 0.1% before the crisis to -0.37 at 0.05% after the crisis.

Even though markets have made the number of downgrade *Notches* the primary trigger for selling off shares, they are still more sensitive to the credit *Quality* of companies than they were in the period before January 2008, since the value of the coefficient has increased.

The reversal of the sign starting in 2008 shows that the better the rating of the downgraded firm, the stronger the markets' negative reactions. It was the opposite before the crisis: a good credit rating attenuated the fall in the share price in the event of a downgrade.

On the face of it, the result after 2008 seems counterintuitive. It signals a very large increase in risk aversion. The fact that markets are more sensitive to credit quality and react with a bigger price fall if the downgraded company has a good credit rating means that, in practical terms, investors react more harshly to bad surprises. . This is an important explanatory factor for the way that markets incorporate the credit rating agencies' announcements into their risk assessments. Consequently, any circumstances that increase the importance of credit ratings in the market's risk assessment give the ratings a de facto procyclical character. The more harshly good credit risks are penalised, the more a downgrade amplifies negative information. Investors looking for "safe" investments become very sensitive to the credit rating agencies' announcements.

All of the results discussed above help us gain a better understanding of credit rating agencies' changing role on European equities markets since 2008 in the event of a downgrade.

The first conclusion from the use of a model describing a credit rating agency's activity is that the determinants used on American markets, to explain abnormal returns in the event of a downgrade in particular, do not have the same degree of significance when they are applied to the overall European market.

Investors' behaviour on European markets is different from that of investors on the American market.

The main conclusion from the study of the characteristics of the downgrade process on the European equities market is that the credit rating agencies' influence is very strong. Their announcements affect the prices of listed shares, and this development has been accompanied by a significant weakening of equity investors' own risk assessments.

Since 2008, European markets have had a less rational perception of credit rating agencies' activity.

This distinctive pattern has been reinforced by greater sensitivity to rating upgrades since 2008. The literature from research based on American markets never reveals this pattern either before or after the crisis.

#### 4.3.2. Model I. Upgrades

Abnormal returns around upgrade announcements computed during the previous event study (Table 3) mean that we have to consider upgrades as real events with observable consequences on share prices that amplify the procyclicality of the credit rating agencies' announcements.

To test this hypothesis of greater influence of upgrade announcements, Model I, which describes the credit rating agencies' activity and the rating process, is applied in the same way to rating upgrades in the European sample.

However, there are two major differences between Model I *Downgrades* and Model I *Upgrades*. First of all, the positive *CreditWatch* variable is not taken into account since the handful of positive credit watches announced by Moody's cannot provide significant results and the multivariate regression is made on different observation windows, because the results of the event study on upgrades show that abnormal returns are significant in windows different from the one conventionally used (i.e. the announcement day and the next day).

The version of Model I applied to European upgrades is as follows:

$$SCAR_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} = \alpha + \beta_1 Quality_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} + \beta_2 Notches_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} + \beta_3 Speculative_{i,t=[\tau_1,\tau_2]} + \varepsilon \quad (10)$$

It is applied to the [-15:-5] observation window before the switch between regimes and to the [2:10] observation window starting in 2008.

The nature of the variables is the same as in Model I *downgrades*. The hypothesis being tested is:

**H1.a** The impact of the variables defining the rating upgrade process ((a) *Quality*; (b) *Notches* and (c) *Speculative*) changes starting in 2008.

The results of the multivariate analysis are shown in Table (7).

Table 7 – Impact of Moody’s activity on European markets from June 2001 to June 2011: rating upgrades

		Analysis of ratings shock determinants for European upgrades			
		Before January 2008 breakpoint		After January 2008 breakpoint	
SCAR (absolute value)		Model I		Model I	
<b>Intercept</b>	+	1.26574 ** (-0.597 0.5516)		1.9628 *** (4.176 0.000111 ***)	
<b>Quality</b>	-	-0.18001 (-1.269 0.2103)		-0.2219 * (-1.751 0.085788 *)	
<b>Notches</b>	+	0.06443 (0.237 0.8135)		-0.3309* (-1.974 0.053602 *)	
<b>Speculative</b>	+	0.62598 (1.380 0.1735)		0.2505 (0.534 0.595759)	
<b>Adjusted R<sup>2</sup> (%)</b>		-1.366 (p-value = 0.5232)		4.275 (p-value=0.1523)	
<b>Delta R<sup>2</sup></b>		-		-	

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

The results of the multivariate analysis of Model I describing Moody’s upgrade process show a change in the determinants of absolute returns starting in January 2008.

Before the crisis, no coefficient obtained for the variables in Model I was significant enough to explain the abnormal returns in the days leading up to the upgrade.

On the other hand, the significance of the coefficients for two variables increases sharply after January 2008 when the model is applied to the abnormal returns computed for the ten days following the announcement (see Table 5). No abnormal returns are observed on the announcement day. On the other hand, share prices drop by an average of 3% in the days following the upgrade.

The markets have become sensitive to two characteristics of Moody's upgrade process: the *Quality* of the new rating and the number of *Notches*.

The main variable in Model I for European upgrades that explains the negative returns in the days following the announcement is the *Quality* of the new rating. The negative sign of the coefficient of the determinant (-0.2219, significant at 0.1%) shows that the better the *Quality* of the new rating, the more the markets drop the share price.

This seemingly paradoxical result corroborates the conclusions of the downgrade event study.

Negative abnormal returns are equivalent to significant drops in share prices after the upgrade. It could be argued that the negative abnormal returns after the upgrade announcement actually stem from a correction following abnormal buying of shares during the period before the upgrade.

We may think that equity investors engage in positive speculation on the upgrade process by making massive purchases of shares. When an upgrade is announced by the agency, the good news is a strong signal to shareholders that the prospects for potential gains are now poor in the short term.

In times of financial instability, less risky assets rise in value, which means that an announcement of “good news” about the attenuation of default risk for a company's debt triggers massive selling of its shares.

No abnormal returns after an upgrade announcement made on the European markets after 2008 have ever been found.

Announcements have grown to be so important that they are becoming de facto triggers for buying or selling shares, in the same way as recommendations from financial analysts.

It would be worthwhile in future research to study variations in the consensus opinion of financial analysts around the announcements of credit rating agencies in Europe, along the lines of a great deal of research carried out in the United States.

It should be noted that the credit rating agencies were initially merely observers providing opinions about the risks related to a company's debt. With the 2008 crisis, we find that they have become major players on equities markets. Their announcements have a direct influence on investors' behaviour, even in the case of securities with very good ratings, which could be expected to be less sensitive to ratings migrations in accordance with the logic of “through-the-cycle” rating.

These results lend even more weight to the hypothesis of non-neutrality of credit rating agencies on European financial markets, meaning that investors amplify the procyclicality of ratings migrations, especially during the crisis period that started with the break in the cycle in January 2008.

The previous results from Model I describing the characteristics of the announcement show a significant change in investors' reactions to upgrade announcements.

In contrast to the presupposition of American and British credit rating agencies, their ratings do not reflect only information that is already known to the markets and that, consequently, has no procyclical impact.

On the contrary, ratings seem to be non-neutral. They influence market transactions, and this phenomenon has been amplified since the start of the crisis, both with regard to downgrades and upgrades. A credit rating agency's announcement has a very strong impact on equity investors' behaviour. These investors use the credit rating agencies' announcements in the same way they use financial analysts' pronouncements.

These preliminary results in themselves might warrant tighter regulation of European financial markets. Several European Directives have targeted credit rating agencies, along with banks, which have made a major contribution to investors' over-reaction to rating shocks.

This new regulation of credit rating agencies, and banks' behaviour, could be seen as one of the major determinants, as we understand them in this research, for attenuating equities markets' sensitivity to rating migrations.

We are going to measure these determinants with a second model inspired by the literature<sup>65</sup>.

#### 4.3.3. Model II: European regulation: Downgrades

The purpose of regulating rating activity is to reduce the traumatic nature of rating shocks on the market and thus attenuate the procyclicality of ratings. This has been a growing concern for market authorities, as shocks increase with the crisis.

Before the 2008 subprime crisis, regulators were primarily aiming to apply a "comply or explain model" to regulate the activity of credit rating agencies and to promote a self-regulation model for them.

The most representative example of self-regulation of credit rating agencies is the IOSCO<sup>66</sup> code of conduct, which was first published in December 2004<sup>67</sup> for the purpose of responding to concerns about the transparency of credit rating agencies, their independence and their possible conflicts of interest stemming from the "issuer-pays" model.

---

<sup>65</sup> Regulation is an important part of research on the determinants of markets' reactions to rating shocks, such as the work of Ellul et al. (2011), Jorion et al. (2005), May (2010), Curry (2007), Kisgen (2006).

<sup>66</sup> International Organization of Securities Commissions.

<sup>67</sup> Code of Conduct Fundamentals for Credit Rating Agencies (IOSCO).

The code of conduct is based on the IOSCO principles that set objectives for credit rating agencies and for regulators, along with market players, to enhance investor protection, increase market fairness, efficiency and transparency, and attenuate contagion risk related to credit rating agencies' announcements.

The purpose of the Code of Conduct is to improve three aspects of the agencies' activities: (i) the quality and integrity of the rating process, (ii) independence and avoidance of conflicts of interest and (iii) the agencies' responsibilities to the investing public and issuers.

Credit rating agencies' activities on the European markets were not subject to any real regulation before the subprime crisis. However, since 2008, there have been many initiatives in this area.

The European Commission, various national ministries and central banks have drafted new laws and regulations with greater scope in the different G20 countries.

Credit rating agencies do appear to be a key factor in the failure of risk measurement systems that led to systemic disruption. As a result of this, many political authorities, especially in Europe, think it is necessary to regulate the credit rating business. Consequently, the European Parliament adopted a Regulation on 23 April 2009 that sets up registration and supervision of credit rating agencies that want their ratings to be used for regulatory purposes in the European Union.

The Regulation (EC) 1060/2009 also contains provisions to improve the quality of the rating process and to strengthen transparency requirements<sup>68</sup>.

The European Regulation came into force on 7 December 2009 and the European Securities and Markets Authority has overseen its enforcement since 2011. The Regulation has been amended since then, but 7 December 2009 marks the main step in the process of strengthening the regulation of credit rating agencies in European markets.

Studying its enforcement in European markets provides a specific analysis of the impact that such a regulation has. As we have shown, the crisis exacerbates the market's sensitivity to rating shocks and this sensitivity can be very harmful. This makes it worthwhile to verify whether regulation can change its intensity.

Measuring the impact of European regulation, and more specifically of Regulation (EC) 1060/2009, means analysing changes in market behaviour with regard to credit rating

---

<sup>68</sup> European Commission (2009).

agencies' announcements and comparing this behaviour before and after implementation of the Regulation.

Two additional variables need to be included in Model I to capture the variations from one year to the next since the start of the crisis and to account for the effectiveness of the European Regulations implemented to attenuate the risks of financial instability following credit rating agencies' announcements<sup>69</sup>.

In other words, we want to see if the situation has deteriorated a bit more each year and we want to test the ability of European Regulations to regulate the behaviour of European market players. The very small number of upgrades of European companies' ratings between 2008 and 2011 and, more particularly, since January 2010 rules out using Model II for upgrades. Therefore, we apply Model II to downgrades only.

The first variable added is a categorisation variable for the year in which the downgrade was announced. The *YEAR* variable can have one of four values: #2008, #2009, #2010 or #2011.

Since the Regulation 1060/2009 came into force in December 2009, the *REG* variable is a dummy variable with the value of 0 if the announcement is made before December 2009 and 1 if it is made after the implementation of the Regulation.

The version of Model II applied to downgrades is as follows:

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 Quality_{i,t=[0,1]} + \beta_2 Notches_{i,t=[0,1]} + \beta_3 C.Watch_{i,t=[0,1]} + \beta_4 Speculative_{i,t=[0,1]} + \beta_5 Year_{i,t=[0,1]} + \beta_6 Reg_{i,t=[0,1]} + \varepsilon$$

The hypothesis being tested is:

**H2.** The switch between regimes has been accompanied since 2008 by an amplification of the impact of downgrade announcements (i), but European regulation of credit rating agencies has attenuated these extreme reactions (ii).

The results of the multivariate analysis of the variables in Model II are shown in Table (7).

The very significant results obtained with Model II make the most sense with regard to the timing of market reactions to downgrade announcements since the crisis started in 2008, and with regard to the impact of European Regulations on credit rating agencies.

---

<sup>69</sup> See Jorion (2005).

Table 7 – Impact of Regulation (EC) 1060/2009 on European markets' reactions to downgrade announcements

SCAR (absolute value)	Analysis of the impact of European Regulations on downgrades and the timing of reactions				
	+	Model I		Model II	
<b>Intercept</b>		2.0052 *** (3.582 0.000455 ***)		1.9926 *** (3.099 0.00231 ***)	
<b>Quality</b>	-	-0.3657** (-2.119 0.035671 **)		-0.2437 (-1.446 0.15012)	
<b>Notches</b>	+	0.4857 ** (2.433 0.016110**)		0.5823 *** (2.908 0.00419***)	
<b>CreditWatch</b>	+	-0.4049 (-1.449 0.149336)		-0.2941 (-1.078 0.28254)	
<b>Speculative</b>		0.3139 (0.561 0.575471)		0.2388 (0.441 0.65955)	
<b>Year</b>				2008	0.4841 (1.01 0.31393)
				2009	-0.7736* (-1.937 0.05458*)
				2010	-1.1264** (-2.394 0.0179**)
				2011	-0.9479* (-1.832 0.06888*)
<b>REG</b>				-	-0.6684** (-2.227 0.02741**)
<b>Adjusted R<sup>2</sup> (%)</b>		3.731 (p-value=0.04139)		12.16 (p-value = 0.000466)	

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

The coefficient of the dummy *REG* variable is negative and very significant. Regulation, as expected in Hypothesis 2, does have a very strong tendency to attenuate the market's over-reaction to rating shocks. Regulation does seem to be a solution for attenuating the impact of the rating process on market players and, consequently supports the credit rating agencies' pursuit of a through-the-cycle approach. However, it would be helpful to seek a clearer understanding of this impact when the crisis becomes acute.

The results obtained with the *YEAR* variable confirm the first part of Hypothesis 2: the coefficient is not significant in 2008 and 2007, before regulation was implemented. On the other hand, regulation may have greatly attenuated rating shocks on the equities markets, but its impact is not nearly as strong in times of acute crisis. Indeed, sensitivity peaks in 2010, after regulation is implemented. It should be noted that 2010 may be considered to be one of the worst moments of the crisis.

In 2010, the European debt crisis worsened, despite the plan for the other members of the euro area and the IMF to rescue Greece's finances. In the last quarter of 2010, the sovereign debt crisis spread to Spain, Ireland, Portugal, Italy and, to a lesser extent, to France. Successive austerity plans to reduce these countries' fiscal deficits and the strengthening of the European



Stability and Growth Pact partially halted the spiralling crisis in 2011. GDP growth in the euro area bounced back to 1.4%<sup>70</sup>.

The fact that the power of regulation to moderate rating shocks can be attenuated by the intensity of a general crisis is a very original result that has never been tested before. Therefore, it seems that regulation, considered as the optimal regulation of credit rating agencies' influence over equities markets, is a solution only in "normal" times. However, it would be worthwhile to test this hypothesis under other conditions.

The results obtained from the two previous models account for the change in the impact of ratings on European markets and for the explanatory factors for the reactions on equities markets.

In order to conclude this study on the presence of credit rating agencies in Europe and test the hypothesis of investors' poor assessment of risks since 2008, we completed our analysis by using a third model. This model was designed to describe the characteristics of the financial and accounting structures of the companies and banks subject to rating migrations<sup>71</sup>.

#### 4.3.4. Model III: fundamental financial ratios

The purpose of the third model is to measure whether the market reactions are proportionate to the default risk represented by a number of financial characteristics. These characteristics are represented by several fundamental ratios.

The hypothesis underlying Model III is:

**H3.** The impact and influence of the fundamental financial ratios of European companies subject to rating migrations change between 2001 and 2011.

The same statistical protocol used in the previous models is applied: a multivariate analysis of the different determinants before and after the crisis, and a differentiation between rating upgrades and downgrades on the European Market.

---

<sup>70</sup> Source: OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development).

<sup>71</sup> The financial stress models have been based on accounting information since the work by Altman (1968) and Ohlson (1980). Recent research continues to use these models (Das, Hanouna and Sarin, 2009; Cheng, 2009; Nieman, 2008, etc.)

#### 4.3.4.1. Model III: fundamental ratios in the non-financial sector. Downgrades

The ratios used are taken from the literature and collected from the Orbis databases. They deal with three criteria for non-financial corporations: profitability (ROA using P/L before taxes), operating ratios (net asset turnover and interest cover), and financial structure (gearing and solvency ratios).

Model III applied to the non-financial sector is as follows:

$$SCAR_{i,t=[0,1]} = \alpha + \beta_1 ROA_{i,t=[0,1]} + \beta_2 NetAssetTurnover_{i,t=[0,1]} + \beta_3 InterestCover_{i,t=[0,1]} + \beta_4 Gearing_{i,t=[0,1]} + \beta_5 Solvency_{i,t=[0,1]} + \varepsilon$$

The investors' perspective guides the choice of ratios. We suppose that, despite a rating shock, equities markets look primarily at ROA, a key element in the value of a share according to financial theory. Therefore, we have to study the impact of this variable in the model explaining abnormal returns to put the variations in share prices into perspective<sup>72</sup>.

Based on this notion of share value, a rating migration can have two major consequences for investors. The first consequence is direct. It is a variation in interest rates as a result of a rating migration. A downgrade causes interest rates to rise and an upgrade lowers them.

The second consequence is indirect and may have a major impact on the value of the share. A rating migration changes the overall level of risk applied to the share. The change in the level of risk leads to a proportionate change in the discount rate used in all of the equity valuation models<sup>73</sup>.

Therefore, we expect a logical and systematic change in ROA and share value in the event of a rating migration.

The interest cover by EBITDA is also an important ratio. It represents the share of the share of income that goes to lenders affected by rating migrations and, by repercussion, the remaining share that goes to shareholders and is found in the present value calculation.

The notion of default risk incorporated into the credit rating agencies' assessment also involves a representation of the level of the company's solvency. This factor can be assessed in the short term by the solvency ratio.

When a rating migration takes place, existing and potential shareholders should also naturally look at the gearing ratio, meaning the ratio of debt financing to equity financing.

---

<sup>72</sup> Das (2009)

<sup>73</sup> For example, the Fischer model

Net asset turnover represents the speed with which different balance sheet items are transformed into cash. This can be seen as a major factor in default risk or, on the contrary, in limiting default risk. For this reason, this ratio is a key variable in most of the credit rating agencies' models<sup>74</sup>.

Together, these ratios can be used in a multi-dimensional approach to market reactions.

The results of the multivariate analysis on the sample of 182 European companies that had their ratings downgraded are shown in Table (8).

Table 8 – Impact of ratios in the non-banking sector on European markets' reactions to rating downgrades between June 2001 and June 2011.

Analysis of structural ratings shocks determinants for European downgrades: non financial sector				
		Before January 2008 breakpoint		After January 2008 breakpoint
SCAR (absolute value)		Model 3		Model 3
<b>Intercept</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )		0.2115299** (2.226 0.03061**)	-	-0.73769 (-0.954 0.3452)
<b>ROA</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.0082063*** (-8.861 5.7 e-12***)	+	0.08090 (1.307 0.1981)
<b>Net asset turnover</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.0017165 (-1.149 0.255971)	+	1.2274583** (2.468 0.0175**)
<b>Interest cover</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	+	0.0065743*** (3.791 0.000392***)	-	-0.05329 (-0.605 0.5483)
<b>Solvency</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.003709* (-1.894 0.063791*)	-	-0.00380 (-0.083 0.9342)
<b>Gearing</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.0004007* (-1.716 0.092109*)	+	0.02103 (1.018 0.3144)
<b>Adjusted R<sup>2</sup> (%)</b>		64.06 (p-value = 1.55 e-11)		7.397 (p-value=0.1362)

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

Before January 2008, the significant variables in the model are ROA (-0.0082063 p-value = 5.7 e-12, minus sign), interest cover (0.0065743 p-value = 0.000392, plus sign) and, to a lesser extent, the solvency ratio (-0.003709 p-value = 0.063791, minus sign) and gearing (-0.0004007 p-value = 0.092109, minus sign)

During this period, European investors are especially sensitive to a downgrade of a non-bank rating if:

- ROA is low (negative correlation). This criterion is logically the most important for the investor. When, contrary to expectations, the return on operating capital is bad, investors react very negatively to downgrade announcements.

<sup>74</sup> S&P (2008 Corporate Criteria: Analytical Methodology).

- The interest cover is high (positive correlation). The downgrade takes place when EBITDA comfortably covers interest. Since the downgrade occurs despite this situation, it means that there are no factors for immediate improvement of the situation. This exacerbates the short-term suspicions of the markets. This result should be compared to the results obtained for the gearing variable.

- Gearing is low (negative correlation). Low gearing means that the company does not rely on debt for its financing. Its equity is heavily invested and therefore exposed to risk. If a downgrade occurs under these circumstances, it means that the investor is confronted with an aggravating circumstance from the market's point of view, since the margin of safety is very thin: finding solutions by restructuring financing is complicated.

-Solvency is low (negative correlation). The market reaction is stronger if the company's business generates little cash flow, since there is an immediate default risk. The markets' hypersensitivity to these four determinants before the crisis stems more from short-termism in the investor's perception of the rating shock.

Starting in 2008, the switch between regimes by European stock market indices brought a radical change in the impacts of the determinants.

The only significant variable in the model is net asset turnover. This variable, which is the only non-significant variable before the crisis, is structural information that may represent the vulnerability of the company in the near future. As we noted above, net asset turnover is particularly important in the credit rating agencies' rating process because it represents anticipation of a future downgrade.

In times of crisis, markets become hypersensitive to the model used by credit rating agencies and no longer consider the structural elements of value or risk from the shareholder's point of view (ROA, Gearing, Interest Cover).

All these results seem to indicate that, before the crisis, over-reaction to downgrades stemmed from a set of rational signals that revealed the vulnerability highlighted by the downgrade.

Starting in January 2008, investors focus solely on the downgrade process initiated by the credit rating agencies. Their entire focus was on the risk of a negative spiral related to successive and anticipated downgrades.

These conclusions cannot be extended to the banking sector without verification. During this very special time from 2007 to 2011, the banking sector discounts and amplifies the downgrades of European sovereign debt.

#### 4.3.4.2. Model III: fundamental ratios in the financial sector. Downgrades

The very small number of European bank downgrades by Moody's in the period before the switch between regimes in January 2008 (approximately 10 downgrades) rules out a statistical study of the banking sector determinants before the contamination of the European zone by the American crisis.

On the other hand, starting in January 2008, the scale of the crisis was accentuated by the weaknesses of the banking sector, and, more specifically, excessive debt, mediocre equity quality and deficient cash holdings<sup>75</sup>.

The credit rating agencies signal the European banks' solvency problems with major rating downgrades in the period after the subprime crisis of 2007. The differences in the size of the downgrades also show the growing disparities between banks in terms of their financial soundness<sup>76</sup>.

The ratios describing asset quality (*Loan Loss Reserves / Gross Loan Reserves*), capital (*Tier 1 ratio*, *Total Capital Ratio*), banking operations (*ROA using P/L before taxes*), liquidity (*Interbank ratio*) and banking structure (*solvency ratio*) are used to understand investors' reactions to downgrade announcements concerning European banks<sup>77</sup>.

Model III applied to the financial sector is as follows :

$$SCAR_{i,t-[0,1]} = \alpha + \beta_1 \frac{LoanLoss}{GrossLoans}_{i,t-[0,1]} + \beta_2 TierCore1_{i,t-[0,1]} + \beta_3 TotalCapital_{i,t-[0,1]} + \beta_4 Roa_{i,t-[0,1]} + \beta_5 InterBank_{i,t-[0,1]} + \beta_6 Solvency_{i,t-[0,1]} + \varepsilon$$

The results of the multivariate analysis are shown in Table (9).

To a certain extent, the results obtained confirm the results for non-financial corporations.

In this crisis period, the markets over-react to downgrade announcements by failing to discount the traditional value vectors for banks, such as ROA, which is not at all significant for European banks.

---

<sup>75</sup> BCBS (Basel Committee on Banking Supervision).

<sup>76</sup> BIS Annual Report

<sup>77</sup> These ratios are used in articles on bank failures (Curry et al.2007, Curry et al. 2008, Daniels et al. 2009).

Table 9 – Impact of ratios in the banking sector on European markets’ reactions to rating downgrades between June 2008 and June 2011.

		Analysis of ratings shocks structural determinants for European downgrades: financial sector	
		After January 2008 breakpoint	
SCAR (absolute value)		Model 3	
<b>Intercept</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )		2.826084 ** (2.532 0.0134**)	
<b>Loan Loss Res. / Gross Loans (%)</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.026371 (-0.220 0.8265)	
<b>Tier 1 Ratio (%)</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.335410** (-2.243 0.0278**)	
<b>Total Capital Ratio (%)</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	+	0.200793* (1.479 0.10277*)	
<b>ROA using P/L before tax (%)</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.105996 (-0.937 0.3519)	
<b>Interbank Ratio (%)</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	0.001532 (1.147 0.2551)	
<b>Solvency ratio (Asset based) (%)</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )	-	-0.143179* (-1.470 0.0991457*)	
<b>Year</b> ( <i>t value &amp; p value</i> )		2008*** 2.1227 (2.811 0.00624***) 2009 0.2231 (0.336 0.73793) 2010 -0.1091 (-0.158 0.87470) 2011 -0.1409 (-0.201 0.84125)	
<b>Adjusted <math>R^2</math> (%)</b>		13.8 (p-value = 0.01789)	

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

As is the case for the non-financial sector, the ratios that signal structural vulnerability become the primary determinants of the sensitivity of equities markets.

Markets are more sensitive to the rating downgrade of a bank if:

- The Tier 1 Ratio is low (-0.335410 p-value = 0.0278, negative correlation).
- Solvency is low (-0.143179 p-value = 0.0991457, negative correlation).
- The total capital ratio is high (0.200793 p-value = 0.10277, negative correlation).
- The *Year* control variable is significant in 2008, which corresponds to the banking crisis.

As is the case for non-financial corporations, the main criterion that markets look at is the financial institution’s ability to cope with an adverse situation. Tier Core 1 represents the bank’s ability to absorb major losses resulting from defaults by its customers. The lower Tier Core 1 is, the less the bank is able to cope, and the greater the fall in the bank’s share price. Investors harshly penalise structurally vulnerable financial corporations.

This result needs to be linked to the enhancement of Tier Core 1 requirements that started during the period of interest for our study under the Basel II Accords<sup>78</sup> and was consolidated under the Basel III Accords, which took effect after our period of interest.

We could think that regulation amplified the reactivity of the markets, which consider the credit rating agencies’ reactions to compliance with the Basel Committee’s requirements. Shareholders are not particularly sensitive to the overall balance sheet structure of European banks, but they do focus on capital.

On the European market, we can conclude, in light of our results, that the crisis and the quickening pace of downgrades brought about a focus on default risk and credit ratings at the expense of the conventional value vectors for equities markets. In all aspects, the results confirm the growing inability of players to assess risk and its corollary, the increasing importance of corporate debt rating downgrades for the market’s valuation of shares.

However, one more verification is required: the reaction to upgrades.

4.3.5. Upgrades

Studies similar to the ones on downgrades were conducted, but we failed to obtain any significant results because of the very small number of European banks to be upgraded between 2001 and 2011 and because of the very small number of non-financial corporations upgraded after 2007. We present only the results of the multivariate analysis of the determinants of European corporate rating shocks before 2008 in Table 10 below.

Table 10 – Impact of non-bank sector financial ratios on the European markets’ reactions to upgrades between June 2001 and June 2011

		Analysis of structural rating shock determinants for European upgrades: non financial sector	
		Before the crisis	
SCAR (absolute value)		Model 3	
<b>Intercept</b> <i>(t value &amp; p value)</i>			-5.135 e -02 (-1.316 0.197)
<b>ROA</b> <i>(t value &amp; p value)</i>	+		-6.580 e -04 (-0.591 0.559)
<b>Net asset turnover</b> <i>(t value &amp; p value)</i>	+		5.580 e -03 (0.978 0.336)
<b>Operating revenue</b> <i>(t value &amp; p value)</i>	-		2.896 e -04 (0.984 0.333)
<b>Solvency</b> <i>(t value &amp; p value)</i>	+		1.119 e -03 (1.553 0.130)
<b>Gearing</b> <i>(t value &amp; p value)</i>	+		-1.847 e -05 (-0.215 0.831)
<b>Adjusted R<sup>2</sup> (%)</b>			7.985 (p-value = 0.1773)

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

<sup>78</sup> Bank for International Settlements.

There is no variable related to corporate architecture with any explanatory power regarding equities markets' reactions to credit rating agencies' announcements. These results bear out the results previously obtained in this study. Investors speculate solely on the rating upgrade process, without considering the fundamental financial ratios of the companies concerned.

## **5. Conclusion**

In light of the results of this research, it does seem that, on European markets, the players themselves are determinant factors in the end of through-the-cycle logic applied to corporate debt ratings, regardless of the credit rating agencies' stated objectives. The crisis, which brought a major switch between regimes in the business cycle in 2008, further amplified this phenomenon. We can even consider that the increasingly strong sensitivity of equities markets to credit rating agencies' announcements has made the underlying logic used for ratings what could be called “into-the-cycle” reasoning. In other words, it has substantially strengthened the procyclical effect of ratings, even if we do not make any assumptions about the risks that the models designed by the major credit rating agencies assess from this perspective.



## 6. Bibliography

- Amato, J.D., Furfine, C.H., 2004. Are credit ratings procyclical? *Journal of Banking and Finance* 28, 2641–2677.
- Altman, E., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- Altman, E., Rijken, H., 2004. How rating agencies achieve rating stability. In: Cantor, R.(Ed.). *Recent Research on Credit ratings (Special Issue)*. *Journal of Banking and Finance* 28, 2679-2714.
- Altman, E., Rijken, H., 2006. A point in time perspective on through the cycle ratings. *Financial Analysts Journal*, Vol 62, number1.
- Bai J. 1997. Estimation of a change point in multiple regression models. *Review of Economics and Statistics* 79: 551–563.
- Bai J, Perron P. 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66: 47–78.
- Bannier, C., Hirsch, C., 2010. The economic function of credit rating agencies – What does the watchlist tell us ? *Journal of Banking and Finance* 34 (2010) 3037-3049.
- Barron, M.J., Clare, A.D., and S.H. Thomas, 1997. The Effect of Bond Rating Changes and New Ratings on UK Stock Returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(3): 497-509.
- Bank for International Settlements, 2004. *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework*, Basel, 2004. Available from: <[www.bis.org](http://www.bis.org)>.
- Bank for International Settlements, 2012. 82<sup>nd</sup> Annual Report 1 April 2011-31 March 2012. Available from: <[www.bis.org](http://www.bis.org)>.
- Beaver, W., Shakespeare, C., Soliman, M., 2006. Differential properties in the ratings of certified versus non-certified bond rating agencies. *Journal of Accounting and Economics* 42, 303-334.
- Blume, M.E., Lim, F., MacKinlay, A.C., 1998. The declining credit quality of US corporate debt: myth or reality? *Journal of Finance* 53, 1389–1413.
- Calderoni, F., Colla, P., Gatti, S., 2009. Rating changes across Europe. Working Paper Universita Bocconi.

- Cantor, R. 2004. An Introduction to Recent Research on Credit Ratings. *Journal of Banking & Finance*, 28(11): 2565–2573.
- Cantor, Richard, and Christopher Mann, 2003. Measuring the Performance of Corporate Bond Ratings. Moody's Investors Services Special Comment (April).
- Cheng, M., Neamtiu, M., 2009. An empirical analysis of changes in credit rating properties : Timeliness, accuracy and volatility. *Journal of Accounting and Economics* 47(2009)108-130.
- Cornell, B., Landsman, W., Shapiro, A., 1989. Cross-sectional regularities in the response of stock prices to bond rating changes. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 4: 460-479.
- Corrado, C. 2011. Event studies : A methodology review. *Accounting and Finance* 51 :207-234.
- Curry, J., Elmer, P., Fissel, G., 2007. Equity market data, bank failures and market efficiency. *Journal of Economics and Business* 59 (2007) 536-559.
- Curry, J., Fissel, G., Hanweck, G., 2008. Equity market information, bank holding company risk, and market discipline. *Journal of Banking & Finance* 32 (2008) 807-819.
- Daniels, K., Ejara, D., Vijayakumar, J., 2009. An empirical analysis of the determinants and pricing of corporate bond clawbacks. *Journal of Corporate Finance* 15 (2009) 431-446.
- Das, S., Hanouna, P., Sarin, A., 2009. Accounting-based versus market-based cross-sectional models of CDS spreads. *Journal of Banking & Finance* 33 (2009) 719-730.
- Dichev, I.D., Piotroski, J.D., 2001. The long-run stock returns following bond rating changes. *Journal of Finance* 56, 173-203.
- Eckbo, B, Maksimovic, V., Williams, J. ,1990. Consistent Estimation of Cross-sectional Models in Event Studies. *The Review of Financial Studies*, 3(3) :343-365.
- Elayan, Fa., Hsu, Wh., Meyer, To., 2001. The informational content of credit rating announcement for share prices in a small market. *Journal of Economics and Finance*, 27(3): 337-356.
- Ellul, A., Jotikasthira, C., Lundblad, C., 2011. Regulatory pressure and fire sales in the corporate bond market. *Journal of Financial Economics*. 101(2011) 596:620.

- European Securities and Markets Authority, 12 January 2012. The application Regulation on credit rating agencies as provided by Article 21(5) and Article 39a of the Regulation (EU) No 1060/2009 as amended by Regulation No 1095/2010.
- European Commission, 2010. Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council on amending Regulation (EC) No 1060/2009 on credit rating agencies, SEC (2010) 678.
- Financial Stability Board, 2010. Principles for Reducing Reliance on CRA Ratings, available at: [http://www.financialstabilityboard.org/publications/r\\_101027.pdf](http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_101027.pdf) (accessed 30 November 2010).
- Goh, J. C. and L. H. Ederington, 1993. Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News or No News for Stockholders?. *Journal of Finance* 48 (5): 2001-2008.
- Griffin, P. and A. Sanvincente, 1982. Common stock returns and rating changes. A methodological comparison. *Journal of Finance* 37: 103-119.
- Gropp, R., Richards, J.A., 2001. Rating Agencies Actions and the Pricing of Debt and Equity of European Banks : What can we infer about private sector monitoring of bank soundness ? Working Paper. European Central Bank.
- Hand, J., R. Holthausen, et al., 1992. The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices,. *Journal of Finance* 47: 733-752.
- Hite, G., Warga, A., 1997. The effect of bond-rating changes on bond price performance. *Financial Analyst Journal* 53: 35-51.
- Holthausen, R. and R. Leftwich, 1986. The effect of bond rating changes on common stock prices. *Journal of Financial Economics* 17: 57-89.
- Iankova, E., Pochon, F., Teïletche, J., 2009. L'impact des décisions des agences de notation sur le prix des actions: une comparaison du cas français avec les cas européen et américain. *Economie & Prévision* 188 (2) 1-21.
- IOSCO, 2008. IOSCO: Code of Conduct Fundamentals for Credit Rating Agencies, Report of the Technical Committee of IOSCO.  
<http://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD271.pdf>
- Jorion, P., Liu, Z., Shi, C., 2005. Informationnal effects of régulation FD : évidence from rating agencies. *Journal of Financial Economics* 76 (2005) 309-330.

- Jorion, P. and G. Zhang, 2006. Information Effects of Bond Rating Changes: The Role of the Rating Prior to the Announcement. *Journal of Fixed Income*, 16, 4, 45-59.
- Kiff, John, Nowak, Sylwia Barbara and Schumacher, Liliana B., Are Rating Agencies Powerful? An Investigation into the Impact and Accuracy of Sovereign Ratings (January 2012). IMF Working Paper No. NO.12/23.
- Kisgen, D., 2006. Credit ratings and capital structure. *The Journal of Finance*, vol LXI, no3.
- Lo, Mc Kinlay and Campbell, 1997. *The econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey
- Löffler, G., 2002. Avoiding the rating bounce: Why rating agencies are slow to react to new information. Working paper, University of Frankfurt.
- Löffler, G., 2005. Avoiding the rating bounce: Why rating agencies are slow to react to new information. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 56, 365–381.
- Löffler, G., 2004. Anatomy of rating through the cycle. *Journal of Banking & Finance* 28, 695–720.
- MacKinlay, G., 1997. Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), pp. 13–39.
- Matolcsy, Z.P., Lianto, T., 1995. The Incremental Information Content of Bond Rating Revisions: The Australian Evidence. *Journal of Banking and Finance*, 19(5), 891-902.
- May, A., 2010. The impact of bond rating changes on corporate bond prices: New evidence from the over the counter market. *Journal of Banking & Finance* 34 (2010) 2822-2836.
- Nieman, M, Schmidt, J., Neukirchen, M., 2008. Improving performance of corporate rating prediction models by reducing financial ratio heterogeneity. *Journal of Banking & Finance* 32 (2008) 434-446.
- Norden, L. and M. Weber, 2009. The Co-Movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: an Empirical Analysis. *European Financial Management* 15: 529-562.
- Ohlson, J., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 19, 109–131.
- Reisen, Helmut, 2003. Ratings since the Asian Crisis. OECD Development Centre Working Paper 214 (Paris: OECD Development Centre).

- Romero, P. A. and M. D. Robles-Fernandez, 2006. Risk and Return Around Bond Rating Changes: New Evidence From the Spanish Stock Market. *Journal of Business Finance & Accounting* 33(5): 885-908.
- Standards and Poor's, 2008. 2008 Corporate Criteria: Analytical Methodology. Available at: [www.standardsandpoors.com/ratingsdirect](http://www.standardsandpoors.com/ratingsdirect).
- Steiner, M. Heinke, V.G. 2001. Event study concerning international bond price effects of credit rating actions. *International Journal of Finance and Economics* 6 :139-157.
- Topp, R., Perl, R., 2010. Through the Cycle ratings versus Point in Time Ratings and implications of the mapping between both rating types. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, Vol.19, Issue 1, pp47-61
- Vassalou, M., Xing, Y., 2003. "Equity returns following changes in default risk: New insights into the informational content of credit ratings". *Working Paper, Columbia University*.
- Wansley, J., Clauretje, T., 1985. The impact of CreditWatch placement on equity returns and bond prices. *Journal of Financial Research* 8 :31-42.
- White, L., 2001. The credit rating industry: and industrial organization analysis. Working Paper, New York University.
- Zeileis A, Leisch F, Hornik K, Kleiber C. 2002. Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models. *Journal of Statistical Software* 7: 1–38.
- Zeileis A, Kleiber C. 2005. Validating multiple structural change modes. An extended case study. Research Report Series, report 12, January 2005.
- Zongwu, C., 2007. Advanced topics in time series econometrics using R. Department of Mathematics & Statistics and Department of Economics, University of North Carolina.

## Chapitre 3

---

Sovereign debt and credit ratings: what is actually happening when you lose your Triple A?

***ABSTRACT:***

This article studies a leading economic country's loss of a triple-A and analyses the markets' learning effect from the crisis through two successive downgrades of the French government by the main rating agencies. The consequences with regard to yields are much weaker than those shown in the previous literature. However, we cannot conclude that the downgrade is without influence, since our specific study of market conditions in the narrow time window after the downgrade announcement does show abnormal returns for the downgraded sovereign debt. Finally, the learning effect seems to be complete for the banking sector of the country concerned: the market value of bank stocks is not affected by the downgrade.

*Key words : CRA, Granger, sovereign debt, Europe, banking industry.*

*JEL classification: G14, G24 ,G28.*

## 1. Introduction

With the crisis that started in July 2007, sovereign debt downgrades of industrial countries by the leading credit rating agencies (CRAs) have become traumatic and recurrent events. Since 2010 tension in Europe has been punctuated by a succession of negative outlooks and credit watches, followed by downgrades. This has contributed to widespread and lasting weakening of confidence, as reflected in declining stock market indices.

The business of CRAs such as Moody's and Standard & Poor's (S&P) is to rate any potential private-sector or public-sector borrowers seeking to issue debt securities on the market. However, governments' credit ratings are a particularly sensitive issue, particularly in times of economic instability. This may raise questions about the entire credit rating process, both with regard to the criteria used in the agencies' models and to the timing<sup>79</sup> of rating changes. The process is accused of fuelling, rather than representing, the economy's current negative spiral. It is also accused of having spillover effects that turn rating downgrades into self-fulfilling prophecies.

On an international scale, CRAs are accused of wielding power over political decision-makers in leading western countries.

The underlying question is what impact an issuer's credit rating has on yields when its debt is issued on the market, or, in other words, what yields must an issuer offer to investors who buy its debt?

Is a credit rating merely a material expression of all the information already price in by the market, or is it new information in its own right, which can change the general assessment of the risk incurred by owning the issuer's debt?

Sovereign debt ought to be one area where credit ratings create the fewest surprises. The process for determining a rating is public and the data are not confidential. The conflict of interest that is frequently mentioned with regard to ratings of corporate debt (where issuers pay the agencies for their ratings) does not apply, since governments do not seek their sovereign ratings. Also, there is a direct relationship between ratings and government bonds

---

<sup>79</sup> Regulation of the CRAs is a matter of public debate, as witnessed by European regulations published by ESMA and the European Commission, international rules published by the Financial Stability Board (FSB, hosted by the Bank for International Settlements (BIS)), and the IMF (see References).



placed on a dynamic and very liquid market. All this seems to mean that the credit rating process and rating changes should not have any influence on the price of sovereign debt when it is placed on the market. This is because the market will have already factored in the fundamental data that determine ratings before the CRAs make their announcements. The rating process and any potential rating changes should therefore be deemed neutral when it comes both to bond pricing and to variations in governments' interest rates.

The principle of the neutrality of CRAs' ratings has already been studied with regard to corporate issuers. This research also looked at the possible repercussions on stock markets, which are not supposed to be influenced by an issuer's rating or changes to it.

Yet the vast majority of the research on ratings of both private-sector and public-sector issuers concludes that rating processes are not neutral, particularly in the case of downgrades<sup>80</sup>.

The assumption of non-neutrality has major consequences for a sovereign rating downgrade, particularly in the case of a major country. There are many types of possible impact. Sovereign downgrades may give rise to contagion effects in related countries, such as European countries, or a monetary area, with possible repercussions for the global economy.

There are also major practical repercussions for a government affected by a downgrade, which increases both the cost of government borrowing and the fiscal deficit.

A change in the financing terms for sovereign debt can also have significant repercussions for the real economy, affecting both banks and producers of goods and services, whose borrowing costs depend heavily on the yield paid on the government debt of the country where they do business.

Therefore, it seems vital to examine the downgrades of France's sovereign debt, since France is one of the last major countries to be rated AAA and it is a leading member of the eurozone. Two CRAs, Moody's and S&P, downgraded France's sovereign rating in 2012. That these two downgrades happened after five years of crisis and two years into the euro sovereign debt crisis makes this research more vital. Presumably, there is a learning effect for European markets, which can be verified for investors who specifically buy France's sovereign debt.

---

<sup>80</sup> See Section 2 below, Literature Review

In view of the large number of publications in recent years on downgrades of sovereign ratings, we first need to review the literature (Section 2) in order to define the research protocol (Section 3) that produces the results (Section 4).

## **2. LITERATURE REVIEW**

Studies of sovereign debt ratings analyse two very separate matters<sup>81</sup>: the determinants of ratings and the impact that ratings have on yields.

Understanding the determinants and underlying mechanisms of sovereign debt ratings mainly involves macroeconomic reasoning based on an analysis of countries' domestic situations. Increasing numbers of studies have been published since the start of the European debt crisis. The work by Afonso (2003), by Bissoondoyal-Bheenick (2005) and Afonso et al. (2012) show that agencies' ratings of countries depend on such factors as per capita GDP, GDP growth and government debt. More generally, these studies compare the models that the CRAs use to statistical data published by governments and international organisations.

Our focus here is more on the other main area of research, i.e. the impact that a change in a sovereign debt rating has on the financial fundamentals applying to all economic agents. Many studies have attempted to measure the influence of the sovereign debt rating on the bond yield spreads of countries when one or more of the leading CRAs changes a rating.

This research is part of the tradition of event studies, used to analyse the impact of an announcement on the value of a financial security and the subsequent contagion effects.

The main results of the various event studies conducted since 2000 tend to be in line with the findings of studies focusing on the stock market: negative announcements by CRAs concerning sovereign debt ratings have a major impact on the stock and bond markets in the country being rated; they also trigger significant contagion effects in the markets of other countries in the same geographical zone.

However, no influence has been observed when ratings are upgraded<sup>82</sup>.

---

<sup>81</sup> Afonso et al., 2012.

<sup>82</sup> Kaminsky and Schmukler, 2002; Brooks et al., 2004; Sy, 2004; Gande and Parsley, 2005; Ferreira and Gama, 2007; Hooper et al., 2008; Hill and Faff, 2010; Afonso, 2011.

Our research applies the reasoning of event studies, making it necessary to sum up the main results of such research in Table 1 below.

Table – 1 – Main results in the academic literature concerning the impact of changes in sovereign debt ratings on financial fundamentals

Authors	Results
Cantor and Packer (1996)	- Moody's sovereign rating announcements have a larger effect on bond spreads than S&P actions
Fleming and Remolona (1999)	- the arrival of public information in the US Treasury market sets off a two stage adjustment process for prices, trading volume and bid ask spreads - in a brief stage, the release of a major macroeconomic announcement induces a sharp price change, the spread widens dramatically at announcement and in a prolonged second stage, price volatility persists and spreads remain moderately wide.
Reisen and von Maltzan (1999)	- a significant rating effect on the government bond yield spread when a country is put on review for a downgrade - existence of two-way causality between sovereign credit ratings and government bond yields spreads.
Steiner and Heinke (2001)	- negative reviews and downgrades cause abnormal negative bond returns on the announcement day and the following trading days - no significant price changes are observed for upgrades
Brooks and al. (2004)	- sovereign rating downgrades have a strong negative impact on a country's stock market - emphasize the unequal reaction to sovereign rating changes across agencies. S&P and Fitch induce a significant market reaction only when they downgrade a sovereign rating.
Hull, Predescu, White (2004)	- reviews for downgrade contain significant information but downgrades do not - anticipation of all three types of ratings announcements by the CDS markets
Beber, Brandt, Kavajecz (2009)	The bulk of sovereign yield spreads is explained by differences in credit quality especially for low credit risk countries and during times of heightened market uncertainty. Credit quality matters for bond valuation but that in times of market stress investors chase liquidity, not credit quality.
Norden and Weber (2009)	- stock returns lead CDS and bond spread changes - CDS market is more sensitive to the stock market than the bond market and this sensitivity increases for the lower credit quality
Alsakka and Gwilym (2010)	- interdependence in rating actions across the CRAs - S&P tends to demonstrate the least dependence on other agencies - Moody's tends to be the first mover in upgrades
Gande and Parsley (2010)	Report of the existence of spillover effects across sovereign ratings. Contagion effects are present when a rating event occurs.
Ismailescu and Hossein (2010)	Positive events have a greater impact on CDS markets in the two-day period surrounding the event and spill over to other countries Markets tend to anticipate negative events
Aizenman, Huchison, Jinarak (2012)	Eurozone Periphery default risk is priced much higher than the matched countries in 2010. Market prices not on current but future fundamentals, expecting adjustment challenges in the Eurozone Periphery to be more difficult because of exchange rate and monetary constraints.
Alsakka and Gwilym (2012)	- impact of outlook and watch signals is stronger than the impact of actual rating changes negative news from all three major agencies has an impact S&P has more emphasis on short-term accuracy, while Moody's actions are consistent with greater stability and tend to be the first mover for positive outlook and watch signals. - S&P demonstrates the least linkage with other agencies' actions
Beetsma et al. (2012)	- more news raises interest spread of GIIPS countries since September 2009 - there is both a domestic and a foreign effect - the upward pressure on interest spreads is driven by bad news
Beirne and Fratzscher (2012)	- the rise in sovereign yield spreads and CDS spreads during the crisis comes from a deterioration in countries' fundamentals and fundamental contagion - herding contagion has been concentrated in time and among a few markets.

We see that most of the studies focus on announcements by one of the leading global CRAs, either Moody's or S&P. In the same vein, a number of studies found that market reactions to announcements may vary depending on which CRA is making them<sup>83</sup>.

The methodology used for European markets has always involved tracking abnormal returns by comparing them to a stable benchmark. This benchmark is the German Bund, considered to be the soundest sovereign debt instrument in Europe<sup>84</sup>.

It is noteworthy that this research has always focused on the same type of event, a "sovereign rating downgrade". The event has always been studied in global terms, for the European Union as a whole, for example, or for groups of emerging countries.

To our knowledge, no studies have analysed the underlying mechanisms and effects of a rating downgrade on an individual country. The case of France warrants specific research, since it involves two downgrades of a AAA-rated country by both leading CRAs over a period that is both long (just under one year) but restricted nonetheless. The principle of comparison with Germany is relevant and we use it in our research.

In view of the results in equity markets and the findings of earlier studies of sovereign debt ratings, we propose a number of hypotheses concerning the downgrade of France's sovereign debt rating:

**H1:** A CRA's sovereign debt rating is not neutral for the market; a change in the rating modifies the technical terms and conditions for issuing securities, along with the value of outstanding securities and the financial instruments linked to them (such as credit default swaps).

**H2:** The crisis raises the learning curve for all players, not just investors but CRAs as well, which manage the timing of announcements more effectively.

**H3:** The learning effect does not totally undermine the assumption of non-neutrality of ratings in the narrow window of observation around the downgrade and the next few hours.

**H4:** Non-neutrality of ratings may lead to subsequent contamination effects on the value of bank stocks in the downgraded country.

This body of hypotheses has been verified following the protocol described below.

---

<sup>83</sup> Brooks et al., 2004; Alsakka and Gwilym, 2010; Hill and Faff, 2010; Afonso, 2011

<sup>84</sup> Calice et al., 2012; Ory et al., 2011; Blundell and Slovik, 2010; Hunter et al., 2005.

### 3. Data And Methodology

The research protocol has been designed to study a specific case: measuring the impact of sovereign debt rating downgrades for a major AAA-rated country, France, by both leading CRAs, S&P and Moody's, occurring less than one year apart.

The impact has been observed on the ten-year sovereign bond market for Obligations Assimilables du Trésor ("OATs"), and on the credit default swap (CDS) market for French government debt. The literature uses both types of products to measure impact because they have very active primary and secondary markets and their values are sensitive to changes in sovereign debt ratings.

The data used are the daily data for France on OAT yields and on the value of sovereign CDSs (daily changes in CDS spreads).

The yields on the sovereign debt of two other European countries, Germany and Austria, were used, since comparison with two other countries was required in our study (see below). The yields used were those on the ten-year German Bund and the ten-year Austrian government bond. The values of sovereign CDSs were also observed for Germany and Austria.

The period under review ran from January 2011 to December 2012.

Some additional research included an analysis of the impact of France's rating downgrade on the prices of domestic bank stocks. These data were collected in the same window of observation.

A more refined analysis was made of the eight business days (over ten calendar days) in November 2012 when Moody's downgraded France's sovereign credit rating. In keeping with the recommendations of the relevant scientific literature, the intraday data used are the median values of the OAT and the German Bund for each half-hour<sup>85</sup>.

On 20 November 2012, the day after the downgrade, the data used are the exact values of all of the transactions processed involving French and German sovereign debt.

The databases we used are Datastream for the daily yields of the different sovereign bonds and the relevant sovereign CDS spreads. The values of bank stocks have also been taken from Datastream. The intraday values have been provided by the Markit database.

---

<sup>85</sup> Hotchkiss et al. 2002; Pronk, M., 2006; Libby, Mathieu and Robb, 2002.

The research protocol complies with scientific practices regarding comparable subjects, as described in the literature review.

At the outset, the very strong correlation of French and German sovereign securities was established by calculating the Pearson correlation coefficients over a period of 250 days, which were very close to 1 (0.98).

We then made a series of linear regressions to explain the pattern of yields and French sovereign CDSs compared with the German data and to capture any possible deviations in prices around both downgrade days.

In accordance with classical event-studies methodology, we have sought to represent abnormal variations in French securities by using an estimation window of 250 days before the announcement day as a benchmark.

We conducted the same type of analysis for Austria. We chose Austria as a control variable because it is another AAA-rated eurozone country that is considered fragile, which meant that the markets treated Austrian and French securities the same way in 2011 to 2012. Furthermore, on the evening of 16 January 2012, S&P also downgraded Austria's sovereign debt rating. This makes it interesting to compare the effects that S&P's first announcement had on Austrian bond yields and on CDSs.

We have supplemented this comparative study of France and Germany with a specific analysis of the French OAT on its own around the two downgrade days. For this purpose, we built an ARMA-GARCH model based on the characteristics of the time series (GARCH (0, 0, 0), Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model and ARMA (2, 1), Autoregressive Moving Average model) to predict the values of French bond yields on the basis of recent values.

We used the ARMA-GARCH model to forecast the pattern of French yields over the period from 28 December 2011 to 24 January 2012 and from 1 November 2012 to 28 November 2012.

This forecasting model lets us isolate the specific pattern of the French OAT and measure the impact of the downgrade on the yield alone.

The ARMA-GARCH model for forecasting the OAT values used for the first announcement of the downgrade of France sovereign rating is:

$$\begin{aligned}
y_t &= 0,1418y_{t-1} - 0,0661y_{t-2} + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t &= \tau_t z_t \\
\sigma_t^2 &= 0,0354 + 0,1305\varepsilon_{t-1} + 0,8653\sigma_{t-1}^2
\end{aligned}$$

The second model used is:

$$\begin{aligned}
y_t &= 0,1707y_{t-1} + 0,0615y_{t-2} + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t &= \tau_t z_t \\
\tau_t^2 &= 0,2475 + 0,0904\varepsilon_{t-1} + 0,848\tau_{t-1}^2
\end{aligned}$$

Since both announcements were made after the markets closed, we made a supplementary analysis of Moody's second downgrade of France's rating, using the intraday values of French and German yields to represent the speed with which markets priced in the news.

As indicated above, we compute the median values of sovereign yields for each half-hour period. We have sought to measure whether the French yield led the German yield on the morning of 20 November 2012. The contagion effect on the German yield is estimated using a Granger causality test<sup>86</sup> as follows<sup>87</sup>:

$$\begin{aligned}
Bund_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i OAT_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Bund_{t-j} + \mu \\
OAT_t &= \sum_{i=1}^n \lambda_i Bund_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j OAT_{t-j} + \mu
\end{aligned}$$

To conclude, we have checked to see whether the two downgrades affected the French banking sector. We did so by conducting Granger causality tests on the prices of the leading French banks' shares<sup>88</sup> in the days following the announcement.

## 4. Results

To facilitate understanding, the results are presented according to the timeline of the two separate downgrades: the first by S&P, the second by Moody's.

---

<sup>86</sup> Granger, 1969,1987.

<sup>87</sup> The Granger Causality Test is used by many of the authors to measure the contagion effect of an event, e.g. Afonso 2011; Alsakka et al., 2010, 2012; Reisen and Maltazan, 1999; Downing et al, 2009; Norden and Weber, 2009; Longstaff, 2009.

<sup>88</sup> BNP, CIC, Natixis, Crédit Agricole and Société Générale.

#### 4.1. S&P's announcement at 11 pm on 13 January 2012

##### 4.1.1. Bivariate regression of the values of French and German yields and sovereign CDSs

S&P published the downgrade of France's sovereign debt rating at 11 pm on Friday 13 January 2012. We consider that the announcement day, denoted  $d=0$ , was Monday 16 January 2012 at 9 am, CET, when the markets opened.

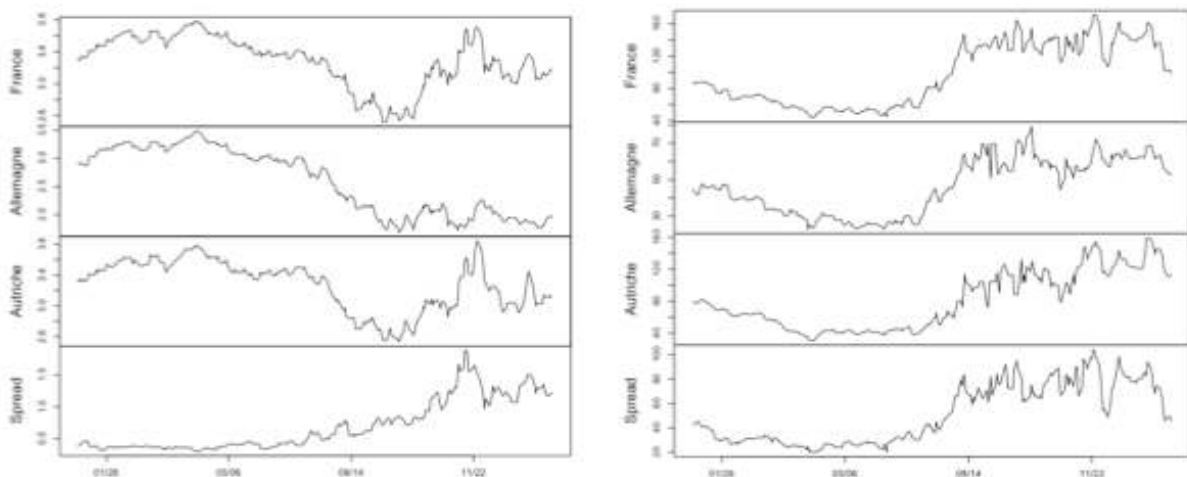
The first downgrade occurred in a climate of major tension for Western sovereign debt that had started when S&P downgraded US sovereign debt on 6 August 2011.

Table 2 shows that the spread between German and French yields widened significantly in mid-August 2011, whereas these yields had been closely correlated prior to then, with a very narrow spread that was steady over a long period.

The correlation of French and Austrian yields was also shown to be very strong over the same period.

Table – 2 – Yield curves

Variations des taux et des CDS souverains depuis le 1 janvier 2011.



Changes in French yields compared with German yields are show in Table 3.



The bivariate regression produces a noteworthy result that differs from the conclusions of the previous literature<sup>89</sup>. There was no abnormal response of the OAT yield compared with the European benchmark yield (German Bund) between the announcement day and the following day, or the days after that. The yields remained normally and strongly correlated.

Table – 3 – Results of the linear regression of French yields compared with German yields

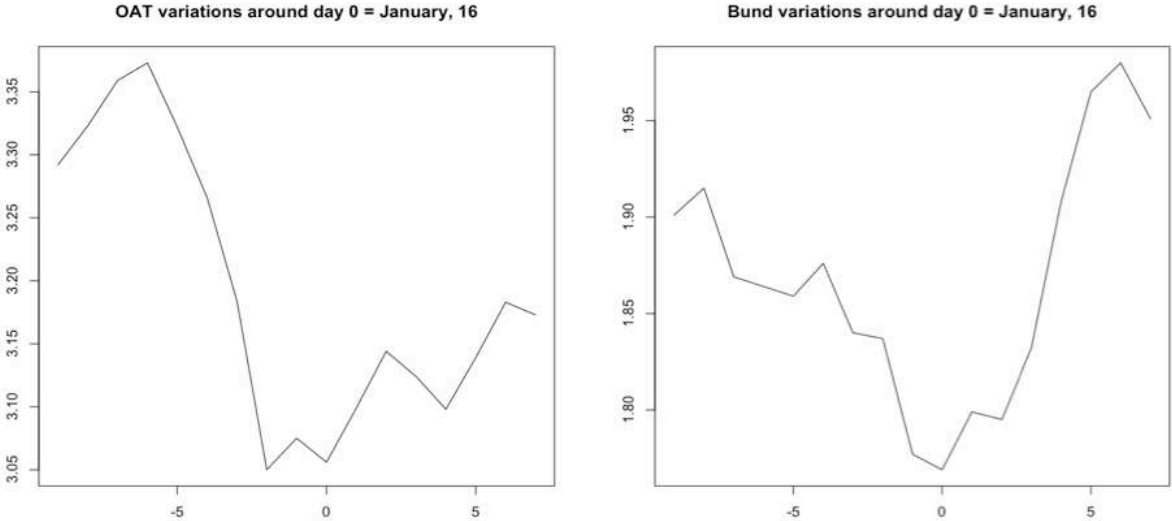
Window of observation	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
[-10:10]	-0.451	0.652
[-15: -5]	2.042**	0.041**
[-4: -1]	-1.944**	0.052**
[0:1]	0.094	0.925
[2:10]	-0.085	0.932

\* Significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

However, the French yield decorrelated from the German Bund yield, but this took place in a narrow time window prior to the announcement: the Pearson coefficient between 15 and 5 days before the announcement date stood at 0.543 (p-value = 0.13).

During this period the OAT yield was highly volatile. It was significantly higher than the expected values in view of the values of the German Bund yield and then decreased substantially before 16 January 2012 (Figure 4).

Figure – 4 - Variations of both yields around the date of the downgrade of French sovereign debt by S&P



Remarkably, the pattern of the OAT compared with the Bund stabilises on and after the downgrade day. The yields are once again strongly correlated, with a Pearson coefficient of 0.88 and a p-value of 0.02. S&P’s announcement seems to have eased the prevailing tensions surrounding European debt.

<sup>89</sup> See academic literature on the European sovereign debt crisis below.

At first glance, these results seem counterintuitive and contrary to the literature, yet they are corroborated by the results of the regression of the Austrian yield compared with the German yield shown in Table 5.

The markets reacted to S&P’s downgrade of Austria's sovereign rating on the evening of 13 January in the same way as they did to France’s downgrade. Yields were highly volatile compared with the expected values before the announcement and then returned to normal after the announcement. No effect was observed in the days following the downgrade and the Austrian yield, just like the French yield, was once again perfectly correlated with the German yield.

Table – 5 Results of the linear regression of the Austrian yield compared with the German yield

Window of observation	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
[-10:10]	0.463	0.643
[-15: -5]	2.22**	0.026**
[-4: -1]	-2.43**	0.015**
[0:1]	-0.370	0.711
[2:10]	-0.425	0.67

\* Significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

In the previous literature, the downgrade announcements had very pronounced effects (see Hypothesis 1. Yields and CDS prices both rose following the announcement and over a long period. Investors suddenly discounted new risk information provided by the downgrade.

Our conclusion is different. Consequently, it invalidates our Hypothesis 1, but it confirms our Hypothesis 2.

We have highlighted the emergence of a new investor reaction to downgrades: since the crisis, the CRAs’ actions are no longer representative of a hitherto poorly assessed risk, but a major factor promoting a return to rational behaviour for those investors who do perceive an increase in risk. The markets are unstable before the rating downgrade; they are waiting for the CRA to give them a sign. Once the announcement is made, the markets become very stable.

Consequently, even though the markets price in the information provided by the rating downgrade before the announcement, as shown by the sensitivity of yields beforehand, the announcement itself actually has a stabilising effect on investors’ behaviour.

On the other hand, yields do not increase significantly after the announcement or over a long period, since the information leading to the downgrade has already been priced into prevailing yields.

The stabilising role of rating changes with regard to market tensions is shown clearly by the results of the linear regressions of the spread of the French CDS compared with the German CDS (Table 6).

Table – 6 – Results of the linear regression of the French sovereign debt CDS compared with the German sovereign debt CDS

Window of observation	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
[-10:10]	-1.511	0.131
[-15: -5]	0.255	0.799
[-4: -1]	-0.951	0.341
[0:1]	-0.8	0.424
[2:10]	-1.882**	0.005**

\* Significant at 0,1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

Once again, the lack of a significant reaction on the downgrade day underlines that investors have assessed the risk of French sovereign debt accurately and that they are indifferent to the publication of the “bad news” that the downgrade represents. The substantial fall in the value of the French CDS compared with the German CDS in the days following the announcement could also be seen as a sign of the markets’ extreme prudence and anticipation. In the period before the announcement, they hedge massively against an increase in the risk of default by the French government, but once the announcement is made, things return to normal on the CDS market as well. The downgrade acts as a stabiliser.

In this case, however, the results from the Austrian control variable (Table 7) are not significant. No variation is seen in the CDS spread between Austria and Germany either before or after the downgrade. Hypothesis 1 is invalidated by all of these results.

Table – 7 Results of the linear regression of the Austrian CDS compared with the German CDS

Window of observation	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
[-10:10]	-0.085	0.932
[-15: -5]	0.719	0.472
[-4: -1]	-0.285	0.775
[0:1]	-0.295	0.767
[2:10]	-0.931	0.352

\* Significant at 0,1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

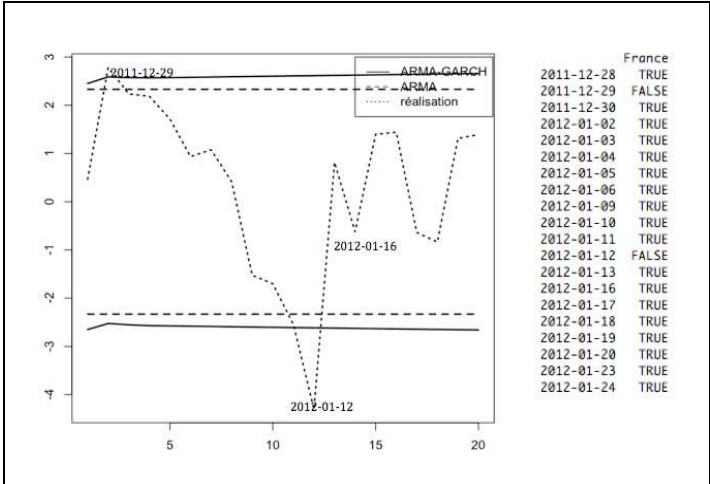
#### 4.1.2. Model of the French OAT yield

The ARMA-GARCH model made up of 250 past observations of the OAT yield from 3 January 2010 to 28 December 2011, before S&P’s announcement, is used to build a benchmark predictive model (more than 98%) for the value of this yield from 29 December 2011 to 24 January 2012. This period includes the downgrade announcement at 11 pm CET

on 16 January. This autoregressive protocol is used to isolate the behaviour of the French yield by eliminating the biases of contagion from the French yield to the German yield that could arise in the bivariate regression.

The modelled yield is show in Figure 8 below:

Figure – 8 – Prediction of the OAT return between 28 December 2011 and 24 January 2012.



The figure confirms the results obtained from the bivariate regressions. However, the results show strong abnormality – a sign of market volatility – prior to the downgrade. However, volatility eases greatly after the announcement and the yield pattern once again shows a good fit with the predictive model based on past values. This could be taken as a confirmation of the stabilising effect of the announcement on French debt markets.

4.1.3. Contagion effect on French bank stock prices

The Granger causality tests on French bank stock prices did not produce any significant results. This means that S&P’s downgrade of French sovereign debt had no repercussion for French banks in the days following the announcement. The lack of subsequent negative effects corroborates the results obtained above. Publication of bad news has a stabilising effect on market volatility, not an exacerbating effect. Therefore, our Hypothesis 4 is invalidated. In other words, the downgrade has no effect on the private-sector environment for French debt.

The second downgrade of French sovereign debt in November 2012, by Moody's in this case, enabled us to use the protocol again and even to improve it in order to compare the two situations.

4.2. Moody’s announcement at 11 pm on 19 November

The research protocol used for the second downgrade of France’s AAA rating includes four distinct steps. The first two steps are in line with the reasoning used for the first downgrade by S&P on 16 January 2012. These steps are a bivariate regression of the values of French and German yields and sovereign CDS, followed by modelling of the French OAT yield on its own.

The literature has shown that the second downgrade of a borrower’s rating (usually by Moody’s after S&P, as is the case here) has little or no impact on the markets. We improved our protocol by working with intraday data in the window of observation around the downgrade, and not just daily data. The intraday data enabled us to conduct a Pearson test and a causality test on French and German sovereign yields around the time of the downgrade. They also enabled us to apply the same tests to French bank stocks.

4.2.1. Bivariate regression of the values of French and German yields

The dummy variable constituted with reference to Austrian debt is not used in this protocol. As it happens, Moody’s did not announce any downgrade of Austria’s debt equivalent to its downgrade of France's sovereign debt on 19 November 2012. Therefore, in this part of our study, we analyse only the variations in the French yield compared with the German yield. The results of the bivariate regression of the OAT yield compared with the German Bund yield are shown in Table 9 and illustrated in Figure 10.

Table – 9 – Results of the linear regression of the French yield compared with the German yield

Window of observation	Standardised cumulative abnormal returns	p-value
[-10:10]	-0.518	0.604
[-15: -5]	-0.67	0.503
[-4: -1]	0.086	0.932
[0:1]	1.366	0.172
[2:10]	-0.626	0.531

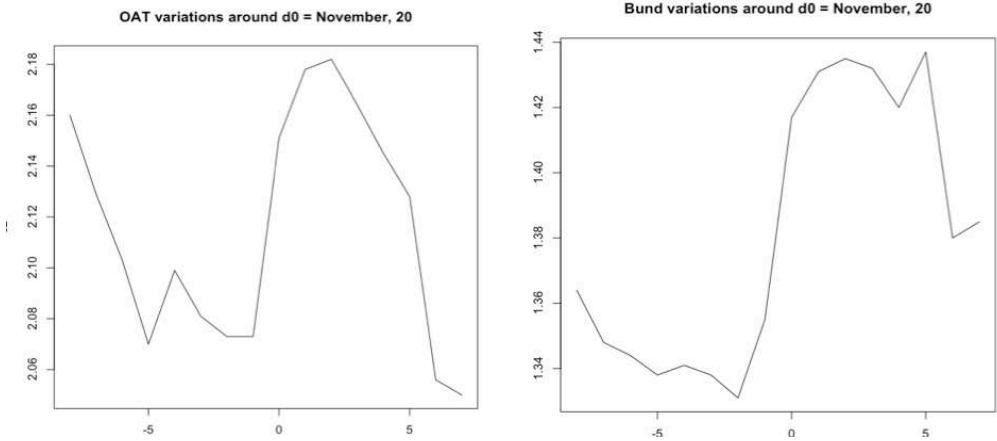
\* Significant at 0,1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

Unlike the previous downgrade announced by S&P, Moody’s announcement cannot be linked to any variations in the expected values of the OAT yield compared with the Bund yield. As was the case for S&P’s downgrade, no significant abnormal returns are seen afterwards. However, unlike the situation at the start of 2012, no significant abnormal returns are seen prior to the announcement either. The yield on French debt did not increase compared with the yield on German debt.

Consequently, for the markets, the information content of Moody’s downgrade seems to be null. When the downgrade occurs, investors seem to have already discounted the information in the CRA's model that led to the downgrade. In this case, the rating downgrade seems to be neutral and it merely formalises a situation that is already familiar to market operators.

This result is contrary to recent literature on the topic of CRAs on European markets<sup>90</sup>. It comprehensively invalidates our Hypothesis 1 and even seems to be in contradiction to the results presented in the paragraph above.

Figure – 10 – Variation of French and German yields around the date of Moody's downgrade of French sovereign debt



However, this conclusion may be explained by referring to the specific research of Brooks (2004) and Alsakka and Gwilym (2010, 2012). As mentioned above, these authors highlight the fact that, when it comes to sovereign debt, unequal reactions may occur, depending on which CRA announces a downgrade. Even though some interdependence can be found between the CRAs, S&P seems to be the least dependent on the others. S&P’s publications are considered more accurate in the short term, whereas Moody’s publications are more stable and take a longer-term view. Moody’s is also the first CRA to give positive signals with

<sup>90</sup> See below.

regard to ratings. Previous research had already shown that equities markets' reactions to rating announcements are asymmetrical, depending on the CRA<sup>91</sup>.

The bivariate analysis of CDSs confirms the lack of reaction. The spread between French and German CDSs remained the same before and after the announcement.

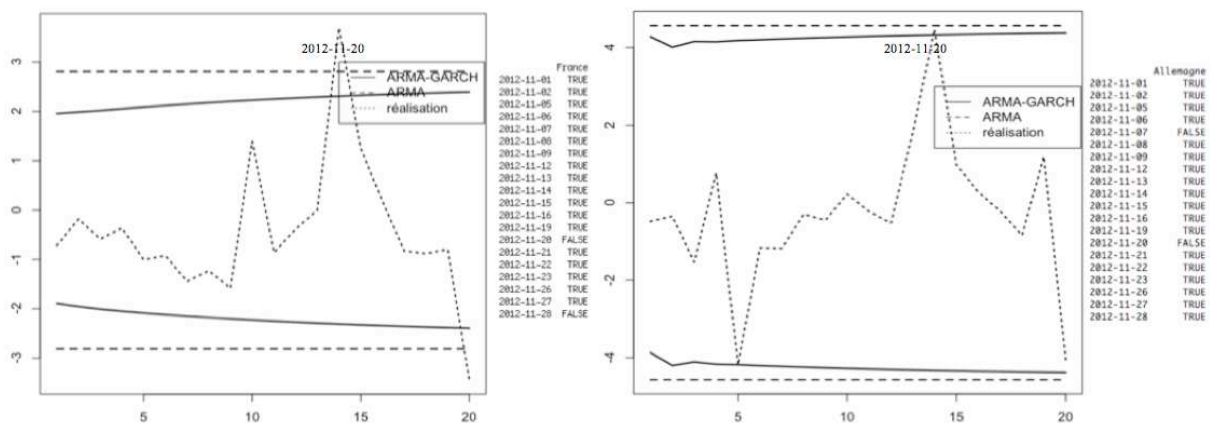
However, it is impossible to conclude that Moody's announcement had no impact on the yield on France's sovereign debt solely on the basis of a bivariate analysis with the German yield. It is essential to verify Hypothesis 1 using an autoregressive predictive model of the past values of the French yield on its own.

#### 4.2.2. Model of the French OAT yield

As was the case for the first downgrade, an ARMA-GARCH model made up of 250 past observations of the OAT and Bund yields from 1 November 2011 to 31 October 2012, before the announcement, is used to build a benchmark predictive model (more than 98%) for the value of this yield from 1 November 2012 to 28 November 2012. This period includes the downgrade announcement at 11 pm CET on 19 November 2012.

The modelling of the two yields is illustrated in Figure 11 below:

Figure 11 – Prediction of the OAT yield (left) and the Bund yield (right) between 1 November 2012 and 28 November 2012.



<sup>91</sup> Non-exhaustive list: Hand, Holthausen and Leftwich, 1992; Goh and Ederington, 1993; Dichev and Piotroski, 2001; Hite and Warga, 1997; Norden and Weber, 2004; Cheng and Neamtiu, 2009; May, 2010.

Unlike S&P's downgrade in January, we see that the values of the French yield (above left) deviate from the predicted values calculated by the model for 20 November 2012 (day 14 of the prediction in the figure) even though no abnormal return is seen in the regression.

If we apply an ARMA-GARCH model to the German rates for the same windows of observation, we see that it also exceeds the limits set by the prediction on the downgrade day. On 20 November both yields are much higher than the expected values. This is why we do not obtain any significant results with the bivariate regression. Both countries' yields show abnormal variations on the downgrade day and return to their expected values on the following days.

This is an important result. It validates Hypothesis 2 and partially validates Hypothesis 1. The downgrade is not as neutral as the results of the bivariate regression seem to show. The markets do seem to be influenced by the downgrade, but the effect is mitigated compared with that of the first downgrade. Volatility is nil both before and after the downgrade. On the other hand, investors react abnormally at the time of the downgrade announcement and for one day only.

It is also remarkable that the German yield, which is deemed to be correlated to the French yield over the long term, also shows an abnormal variation. The downgrade is not only non-neutral for the yield of the country downgraded, it is also non-neutral for the country correlated to it. This result complements Hypothesis 4 and is in keeping with the literature. Contrary to expectations, no contagion effect is seen for the banking sector, but it is seen for the yield of a correlated country's sovereign debt.

It should be noted that the downgrade of France's rating was announced at 11 pm on 19 November 2012, the night before 20 November, the day when the abnormal returns were observed. This explains the terms of Hypothesis 3. Analysis should focus on the behaviour of yields during the entire day on 20 November, with special attention on the market opening and morning following the downgrade announcement. The analysis of intraday data on French and German yields is used to measure the variations.

#### 4.2.3. Analysis of intraday variations of sovereign yields in a narrow window of observation around Moody's downgrade of France's sovereign rating

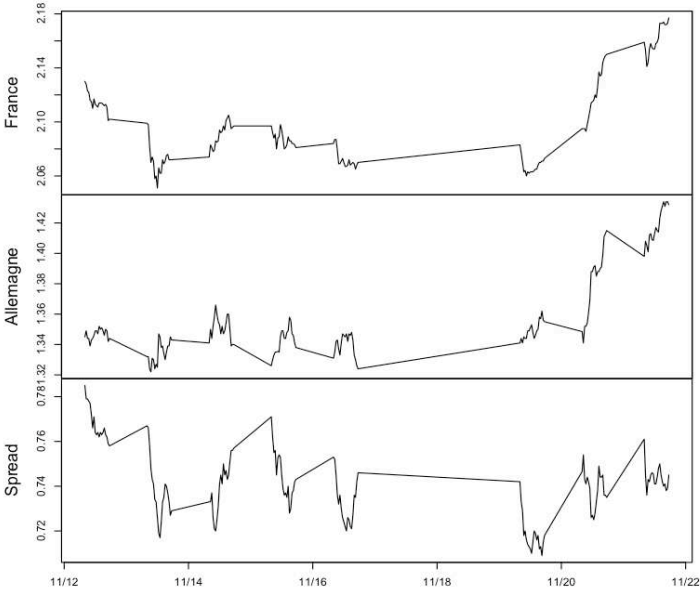
Two analyses of intraday data were carried out. The first during a wide window of observation covering eight days around the downgrade and tracking variations from one half-



hour to the next. The second, more precise, analysis covered all of the French and German sovereign debt transactions logged by Markit on the day after the downgrade announcement.

- The analysis of each half-hour for the ten days around the downgrade announcement (see Figure 12) shows no abnormal returns either in the week before the announcement or in the three days following the announcement, with the notable exception of 20 November, which was the day after the announcement. The causality and variance tests do not produce any significant results. This conclusion makes it necessary to take an even closer look at the key day.

Figure – 12 – Intraday variations of French and German yields between 12 and 22 November 2012



- The Granger causality coefficients for each half-hour during the day following the announcement (20 November) are calculated in both directions, meaning with *the French yield Granger causing the German yield*, versus the *German yield Granger causing the French yield*. The results are presented in Table 13 below:

Table – 13 – Results of Granger Causality Tests on 20 November 2012

		Bund Granger causes OAT <i>F stats</i>	OAT Granger causes Bund <i>F stats</i>
11/20/12	08:00:00	0.557	0.93
11/20/12	08:30:00	4.94 *	3.156 .
11/20/12	09:00:00	1.226	16.075 ***
11/20/12	09:30:00	4.83 *	10 **
11/20/12	10:00:00	10.4 **	4.46 *
11/20/12	10:30:00	5.67 *	26.136 ***
11/20/12	11:00:00	0.081	26.194 ***
11/20/12	11:30:00	4.621 *	0.17
11/20/12	12:00:00	7.733 **	0.02 *
11/20/12	12:30:00	6.848 **	0.97
11/20/12	13:00:00	1.455	2.163
11/20/12	13:30:00	1.56	0.722
11/20/12	14:00:00	0.232	0.122
11/20/12	14:30:00	0.0053	0.35
11/20/12	15:00:00	2.277	11.508 ***
11/20/12	15:30:00	7.82 **	2.89 .
11/20/12	16:00:00	7.237 *	3.68 .
11/20/12	16:30:00	0.018	1.05
11/20/12	17:00:00	4.737 *	3.336 .

\* Significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

The result shows that the French yield extremely significantly Granger causes the German yield several times during the day: when the market open (between 9 am and 10 am CET); during the next half-hour, the causality shifts into reverse; then for the next hour (between 10:30 am and 11:30 am) the causality ultra-significantly shows that *the French yield Granger causes the German yield*. At midday, a second period of correction follows in which the causality is inverted, but less significantly, and then cancels itself out. After that, from 3 pm to 3:30 pm, the causality shows ultra-significantly that *the French yield Granger causes the German yield*. This is followed by a final correction, and the causality is inverted until the markets close.

These events were exceptional, as is shown by the fact that no comparable phenomena occurred during the eight-day period around the downgrade analysed above.

The downgrade is indeed the cause of this strong instability, *driven* by the yield of the downgraded debt and *corrected* by the yield of the correlated debt.

This does validate Hypothesis 3 and, consequently, validates Hypothesis 2 and partially validates Hypothesis 1.

We conclude that the downgrade is not neutral during the time very close to the downgrade. This result contradicts the literature, or, more precisely, goes deeper than the literature, insofar as no study has been published with a comparable degree of precision for the times around the downgrade.

The other remarkable and novel result is that the non-neutrality extends to debts that are correlated to the downgraded debt. The correlated debts play a major role in correcting the abnormal effects of the downgrade on the yield of the downgraded debt.

In this case, we could consider that the German yield acts as an “inertial force” that brings France's downgraded debt yield back to a normal path. In our study, this phenomenon lasts only for the day after the downgrade.

Most of the abnormal returns occur on the morning of 20 November 2012. From this we can conclude that the literature did not consider the most appropriate time of day to announce the downgrade. The CRAs’ operational intuition is to make their announcements at night, after the markets are closed (11 pm in the case of the two downgrades under review). We might suppose that this is an attempt by the agencies to ensure the greatest possible neutrality of their announcements. The time lag should give the markets a chance to digest such a fundamental change before the markets reopen the next day.

Given the results, research should probably focus on the most appropriate time of day to make such announcements in order to limit abnormal variations. Midday announcements could be tested, which is something that the current literature has never considered.

Once again, Hypothesis 4 is totally invalidated in the case of this downgrade: the variance and causality tests run on French bank stock prices did not produce any significant results.

## **5. Conclusion**

Our research makes it possible to ascertain the non-neutrality of a major rating downgrade, such as a leading industrial country’s loss of a triple-A rating.

The markets’ learning effect from the crisis seems to be real. The consequences with regard to yields are much weaker than those shown in the previous literature. However, we cannot conclude that the downgrade is neutral, since our specific study of market conditions in the narrow time window after the downgrade announcement does show abnormal returns for the downgraded sovereign debt. On the other hand, the learning effect seems to be complete for

the banking sector of the country concerned: the market value of bank stocks is not affected by the downgrade.

We highlight a different definition of non-neutrality: the downgrade announcement does not have an amplifying effect. On the contrary, it has a stabilising effect on markets. The downgrade formally marks the end of a period of uncertainty and strong volatility. This result could lead to new avenues of research on the timing of announcements and possible regulations to govern them.

## 6. Bibliography

- Afonso, A., 2003. Understanding the determinants of sovereign debt ratings: evidence for the two leading agencies. *Journal of Economics and Finance* 27 (1), 56–74.
- Afonso, A., 2011. Sovereign credit ratings and financial markets linkages – application to European data. European Central Bank, Working Paper, No. 1347/June 2011.
- Afonso A., Furceri, D., Gomez, P., 2012. Sovereign credit ratings and financial market linkages : Application to European data. *Journal of International Money and Finance* 31, 606–638.
- Aizenmal et al. 2012. What is the risk of European sovereign debt defaults ? Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk. *Journal of International Money and Finance* in press.
- Alsakka, R., ap Gwilym, O., 2010. Leads and lags in sovereign credit ratings. *Journal of Banking and Finance* 34, 2614–2626.
- Alsakka, R., Gwilym, O., 2012. Rating agencies' signals : An analysis of sovereign Watch and Outlook. *International Review of Financial Analysis* 21 45-55.
- Alsakka, R., Gwilym, O., 2012. Rating agencies' signals during the European sovereign debt crisis: Market impact and spillovers. *Journal of Economic Behavior & Organization*, in press.
- Bank for International Settlements, 2012. 82<sup>nd</sup> Annual Report 1 April 2011-31 March 2012. Available from: <[www.bis.org](http://www.bis.org)>.
- Beber, A, Brandt, M, KAvajecz, K., 2009. Flight-to-quality of flight-to-liquidity ? Evidence from the Euro-Area Bond market. *Review of Financial Studies* 22 Issue 3, p925-957.
- Beetsma, R., Giuliodori, M., de Jong, F., Widijanto, 2012. Spread the News: the Impact of News on the European Sovereign Bond Markets during the Crisis. *Journal of International Money and Finance*, doi: 10.1016/j.jimonfin.2012.11.005.
- Beirne, J., Fratzscher, M., 2012. The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance* (2012).
- Bissoondoyal, Bheenick, E., 2005. An analysis of the determinants of sovereign ratings. *Global Finance Journal* 15 (3), 251–280.

- Blundell-Wignall, A. et Slovik, P, 2011. A market perspective on the European sovereign debt and banking crisis. *OECD Journal: Financial Market Trends*, Volume 2010-Issue2.
- Brooks, R., Faff, R., Hillier, D., Hillier, J., 2004. The national market impact of sovereign rating changes. *Journal of Banking and Finance* 28, 233–250.
- Calice, G., et al. 2011. Liquidity spillovers in sovereign bond and CDS markets: An analysis of the Eurozone sovereign debt crisis. *Journal of Economic Behavior & Organization*.  
In press. Doi:10.1016/j.jebo2011.10.013
- Cantor, R., Packer, F., 1996. Determinants and impact of sovereign credit ratings. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, October, 1–15.
- Cheng, M., Neamtiu, M., 2009. An empirical analysis of changes in credit rating properties: Timeliness, accuracy and volatility. *Journal of Accounting and Economics* 47(2009)108-130.
- Dichev, I.D., Piotroski, J.D., 2001. The long-run stock returns following bond rating changes. *Journal of Finance* 56, 173-203.
- Downing, C., Underwood, S., Xing, Y., 2009. The relative informational efficiency of stocks and bonds : an intraday analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol 44, No 5, 1081-1102.
- Engle, R., Granger, C., 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55, 251–276.
- European Commission, 2008. Proposal of a Regulation of the European Parliament and of the Council on Credit Rating Agencies (COM (2008), 704 final).
- European Commission, 2009. Proposal for a Regulation of the European Parliament and of 36 the Council establishing a European Securities and Markets Authority (COM (2009) 503 final).
- European Commission, 2010. Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council on amending Regulation (EC) No 1060/2009 on credit rating agencies, SEC (2010) 678.
- European Commission, 2010b. Public Consultation on Credit Rating Agencies, 5 November 2010.  
Available at [http://ec.europa.eu/internal\\_market/consultations/docs/2010/cra/cpaper\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/docs/2010/cra/cpaper_en.pdf) (accessed 27 November 2010).

- European Commission-Comitology Acts, 2011. COM\_SEC (2011) 1354PAR01, Commission Staff Working Paper: Impact assessment accompanying the document proposal for a Regulation Amending (EC) No 1060/2009 on credit rating agencies.
- European Economic Advisory Group, 2009. The EEAG Report on the European Economy 2009, CESifo Group Munich, Germany. Available at <http://www.cesifogroup.de/portal/page/portal/ifoHome/B-politik/70eeagreport/20PUBLEEAG2009> (accessed 10 October 2010).
- European Securities Markets Expert Group, 2008. The Role of Credit Rating Agencies, June 2008, available at [http://ec.europa.eu/internal\\_market/securities/esme/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/internal_market/securities/esme/index_en.htm) (accessed 6 July 2010).
- European Securities and Markets Authority (ESMA), 12 January 2012. The application Regulation on credit rating agencies as provided by Article 21(5) and Article 39a of the Regulation (EU) No 1060/2009 as amended by Regulation No 1095/2010.
- Fama, E., 1991. Efficient Capital Markets : II. The Journal of Finance, 96 no6.
- Ferreira, M., Gama, P., 2007. Does sovereign debt ratings news spill over to international stock markets? Journal of Banking and Finance 31, 3162–3182.
- Financial Stability Forum, 2008. Report of the Financial Stability Forum on Enhancing Market and Institutional Resilience, 7 April 2008, available at: [http://www.fsforum.org/publications/r\\_0804.pdf](http://www.fsforum.org/publications/r_0804.pdf) (accessed 9 March 2008).
- Financial Stability Board, 2010. Principles for Reducing Reliance on CRA Ratings, available at: [http://www.financialstabilityboard.org/publications/r\\_101027.pdf](http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_101027.pdf) (accessed 30 November 2010).
- Financial Stability Board, 2012. Overview of Progress in the Implementation of the G20 Recommendations for Strengthening Financial Stability. Report of the FSB to G20 leaders, 19 June 2012.
- Fleming, M, and Remolona, E. 1999. Price formation and liquidity in the U.S Treasury market : The response to public information. Journal of Finance 54, 1901-1915.
- Gande, A., Parsley, D., 2005. News spillovers in the sovereign debt market. Journal of Financial Economics 75, 691–734.
- Goh, J. C. and L. H. Ederington, 1993. Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News or No News for Stockholders?. Journal of Finance 48 (5): 2001-2008.

- Gonzalo, J. and Granger, C. W. J., 1995. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, 1995, pp. 27–35.
- Granger, C. W. J., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp. 424–38.
- Hand, J., R. Holthausen, et al., 1992. The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices,. *Journal of Finance* 47: 733-752.
- Hite, G., Warga, A., 1997. The effect of bond-rating changes on bond price performance. *Financial Analyst Journal* 53: 35–51.
- Hill, P., Faff, R., 2010. The market impact of relative agency activity in the sovereign ratings market. *Journal of Business Finance and Accounting* 37, 1309–1347.
- Hooper, V., Hume, T., Kim, J., 2008. Sovereign rating changes—do they provide new information for stock markets? *Economic Systems* 32, 142–166.
- Hotchkiss, E. S. and Ronen, T., 2002. The informational efficiency of the corporate bond market: an intraday analysis. *Review of Financial Studies*, Vol. 15, 2002, pp. 1325–54.
- Hull, J., Predescu, M., White, A., 2004. The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. *Journal of Banking and Finance* 28, 2789–2811.
- Hunter, D. and Simon, D., 2005. A conditional assessment of the relationships between the major world bond markets. *European Financial Management*, Vol. 11, 2005, pp. 463–82.
- Ismailescu, J., Kazemi, H., 2010. The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking & Finance* 34, 2861–2873.
- Kaminsky, G., Schmukler, S., 2002. Emerging markets instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns? *The World Bank Economic Review* 16 (2), 171–195.
- Libby, T., R. Mathieu, and S.W.G. Robb. 2002. Earnings Announcements and Information Asymmetry: An Intra-day Analysis. *Contemporary Accounting Research* 19: 449–472.
- Longstaff, F., 2010. The subprime crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97, 436-450.
- May, A., 2010. The impact of bond rating changes on corporate bond prices: New evidence from the over the counter market. *Journal of Banking & Finance* 34 (2010) 2822-2836.



- Norden, L., Weber, M., 2004. Informational efficiency of credit default swap and stock markets: the impact of credit rating announcements. *Journal of Banking and Finance* 28, 2813–2843.
- Norden, L., Weber, M., 2009. The Co-movement of Credit Default Swap, bond and stock markets: an empirical analysis. *European Financial Management*, Vol.15, No.3, 529-562.
- Ory, J.N. and Raimbourg, P. 2011. Does it Really Hurt? An Empirical Investigation of the Effects of Downgradings and Negative Watches on European Bond Spreads. *The Journal of Fixed Income*, vol 20, 2, Winter.
- Pronk, M, 2006. The impact of intraday timing of earning announcements on the Bid Ask spread and depth. *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol.21, 27-54.
- Regulation (EC) No 1060/2009 of the European Parliament and of the Council of 16 September 2009 on credit rating agencies, OJ L 302, 17.11.2009. Regulation (EC) No 1060/2009 is often referred to as CRA I Regulation.
- Regulation (EU) No 513/2011 of the European Parliament and of the Council of 11 May 2011 amending Regulation (EC) No 1060/2009. Regulation (EU) No 513/2011 is often referred to as CRA II Regulation: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2011:145:0030:0056:EN:PDF>
- Reinsen, H., Von Maltzan, J., 1999. Boom and Bust and Sovereign ratings. *International Finance* 2, 273–293.
- Sy, A., 2010. The systematic regulation of credit rating agencies and rated markets. *World Economics* 10, 69–108.

## Chapitre 4

---

Herding behaviour and cliff effects in the European equities market: financial analysts' reliance on CRA announcements.

## Abstract

This paper highlights the relevance of using a regime change to examine the herd behaviour of key players in European equity markets during the period 2001-2012, as referred to be the FSB. A regime change occurred at the beginning of 2008 and was reflected in a radical shift in behaviour with respect to CRAs' rating changes. That change implies that a cliff effect did indeed occur. From 2008 onwards, the way that investors and financial analysts alike understand re-ratings undergoes radical change. The negative impact of a downgrade on equity markets increases and persists, as do the consequences of a rating change on analysts' recommendations. A re-rating has a material impact on analysts and markets, but this is confined to a relative short timeframe. It is not the information provided by a CRA that matters so much as its extraordinary nature, which seems to trigger herd behaviour in analysts and their hence their recommendations.

*Key words : CRA, structural changes, financial analysts, financial crisis, European markets.*

*JEL classification: G01, G15, G24.*

# 1. Introduction

In the second Market Abuse Directive and MiFID II<sup>92</sup>, European regulators address two sets of key players in the field of market information: credit rating agencies (CRAs) and financial analysts. Specific rules apply to analysts, linked to the sequence in which they conduct their businesses. Since they are assumed to hold privileged information, their advice is strictly regulated, notably with regard to the risk of their trading for own account and hence finding themselves in an insider trading situation.

Regarding CRAs, a significant body of research<sup>93</sup> attests to their growing influence on corporate debt markets – their natural area of operations – as well as on equity and sovereign debt markets. For that reason, European and international regulators<sup>94</sup> are seeking tighter supervision of the way CRAs' opinions are formed and the pace at which they are disseminated. Similar standards have long applied to financial analysts in order to prevent herding behaviour and ensure that market participants are not overly dependent on their opinions<sup>95</sup>.

An abundant literature deals with the nexus between these two key sources of investor information. Goh and Ederington (1998) were among the first to look at the possibility of interaction between CRAs' and analysts' opinions. Investigating default risk can have repercussions on shareholder value, and the fundamental assessments that analysts make when examining a business coincide in many ways with the methodology used by rating agencies.

Accordingly, the thrust of a great many research articles is to identify the direction of influence. It would be logical to assume that analysts are the first to hold information allowing them to analyse the most acute type of risk, namely shareholder risk. However, on several occasions and in a number of cyclical configurations, that assumption is not borne out by any evidence. On the contrary, CRA's opinions can dominate and thus change the direction of all markets, including equity markets, and the normally preponderant opinion of analysts. Where such situations are identified, they generally show that markets are dependent on CRA

---

<sup>92</sup>[http://ec.europa.eu/internal\\_market/securities/abuse/](http://ec.europa.eu/internal_market/securities/abuse/); [http://ec.europa.eu/internal\\_market/securities/isd/mifid\\_en.htm](http://ec.europa.eu/internal_market/securities/isd/mifid_en.htm)

<sup>93</sup> Barber (2010); Aizenman (2012), Alsakka (2012), Beetsma (2012), Dessertine and Caby (2013).

<sup>94</sup> Regulation of the CRAs is a matter of public debate, as witnessed by European regulations published by ESMA and the European Commission, international rules published by the Financial Stability Board (FSB, hosted by the Bank for International Settlements (BIS)), and the IMF.

<sup>95</sup> Financial Stability Board (2010), Principles for Reducing CRA reliance.

opinions, which runs counter to the basic principles on which agencies base their models. This situation may stem from methodological differences between the approaches used by analysts and those followed by agencies; but it may also originate from a substantive difference in the way the two groups disseminate their work. Analysts publish their opinions regularly and continually, whereas CRAs' recommendations are issued exceptionally and are overexposed. This latter issue coincides with a recent concern felt by the European authorities, which have started looking into the frequency with which rating changes are published<sup>96</sup>.

The purpose of this paper is to contribute to that debate by analysing the direction of CRAs' and analysts' opinions. Two periods – before and after the 2008 crisis – have been identified to highlight a possible radical shift of behaviour, known as a cliff effect. The scope of the research is original in that it covers all European markets, which, as far as we know, has not been done before in this regard.

The paper is organised as follows: section 2 looks at the main findings of previous empirical research and sets out three hypotheses, section 3 describes the methodology and data that have been used, and section 4 presents the findings.

## **2. Literature review**

In a previous study<sup>97</sup>, Dessertine and Caby (2013) showed that investors became much more sensitive to credit ratings after 2008. This can be seen in the sharply increasing influence of rating announcements on European equity markets from 2008 onwards. Looking at the results for 2001/2012, we decided to broaden our scope of enquiry to another category of stakeholder operating in these markets, namely financial analysts.

We did so because the publication of analysts' recommendations on equity markets could be compared to the publication of CRAs' ratings on bond markets. In principle, the two professions are similar, since investors consider both as potential sources of information on the respective markets. Analysts issue buy, sell and hold recommendations on equities, just as CRAs indicate whether the ratings assigned to companies' debt have been downgraded, upgraded or remained stable. The result in both cases is a potential rise or fall in the price of

---

<sup>96</sup> Staikouras (2012), European Parliament Committee on Economic and Monetary Affairs, European Parliament.

<sup>97</sup> Dessertine and Caby (2013).

assets concerned when the information is disclosed to the markets. But there is a difference between the two approaches: analysts' research is published on a regular and continual basis, whereas rating changes are isolated and relatively exceptional events.

A number of studies have examined the potential link between the influence exerted by these two groups of information providers on their respective markets. Goh and Ederington were among the first, in 1998, to ask whether markets were driven more by ratings or by analysts' forecasts. By comparing the timescales of each constituency, they show that Granger causality tests are significant in both directions. While the majority of downgrades are preceded by a lowering of financial analysts' forecasts, the latter tend to decline too after the rating has been lowered. The authors show that although post-downgrade revisions can be partly attributed to bad news about actual gains, most seem to be a reaction to the downgrade itself. By contrast, the authors do not find any meaningful change in forecasts in the wake of an upgrade. Several papers confirm Goh and Ederington's results, both for equity analysts and for bond analysts (Franco et al. (2009)). For example, Johnston et al. (2008) show that the number of bond analysts' reports increases when credit ratings are downgraded and that their publications significantly influence share prices. Barber et al. (2010) show that rating changes entail changes to analysts' recommendations.

A number of authors have also looked at the link between analyst coverage and default risk (Francis et al. (2005), Bhojraj and Sengupta (2003) Ashbaugh et al. (2006), Cheng and Subramanyam (2008)).

More recently, a number of publications have dealt with how analysts' forecasts perform during crisis periods. This is because the onset of a crisis can affect the reliability of experts' conclusions (Bessière & Kaestner, 2008; Gärling, Kirchler, Lewis, & van Raaij, 2010). Most of the findings reach the same conclusion. Sidhu and Tan (2011), for example, show that even when analysts reacted swiftly and lowered their forecasts, forecasting errors and earnings forecast dispersion are much higher when compared with pre-2007 data. Arand and Kerl (2012) confirm these findings: the accuracy of analysts' forecasts deteriorated sharply between 2007 and 2009. Hess et al. (2013), who compared financial analysts' activity during periods of expansion and recession, prove that the information content of equity recommendations varies with economic conditions. During a recession, the market overreacts to analysts' recommendations even though they prove over-optimistic. Table 1 summarises the main results taken from the literature on this issue.

Table 1 – Main results concerning a potential link between analysts' recommendations and CRA announcements.

<b>Authors</b>	<b>Markets and Analysts</b>	<b>Main results</b>
Goh and Ederington (1998)	Stocks analysts 1984-1990 US bonds	Comparing the timeliness of CRA and stock analysts, they find that Granger causality flows both ways. Most downgrades are preceded by declines in actual and forecast earnings Actual earnings and forecasts of future earnings tend to fall downgrades. Little change in actual earnings following upgrades
Cheng and Subramanyam (2008)	Stock analysts. 1993-2002 US bonds	Analyst following is associated with credit ratings in the sense of Granger causality. Negative relation between analyst following and credit ratings. Analyst following significantly reduces credit ratings because of both the monitoring and the informational roles analysts play
Johnston et al. (2008)	Sell side debt analysts 1999-2004	Higher frequency of debt reports around credit ratings downgrades and impact on equity prices.
Franco et al. (2009)	Sell side bond analysts 2002-2006 US bonds	Both bond and equity analysts lead rating agency announcements for both rating changes and watchlist additions. No evidence of a difference in timeliness between bond and equity analysts' reports.
Barber et al (2010)	Stocks analysts 1996-2006 US bonds	Abnormal returns to analysts' recommendations stem from the rating levels assigned and the changes in those ratings. Conditional on the ratings change, buy and strong buy recommendations have greater returns than do holds, sells and strong sells. Conditional on the ratings level, upgrades earn the highest returns and downgrades the lowest.
Sidhu and Tan (2011)	Stocks analysts. 2003-2008 Australian and US firms	To the onset of the 2007 Global Financial Crisis, analysts reacted quickly by adjusting their forecasts downwards, and initially tending towards being over pessimistic. Relative to the pre-crisis data, the authors identify sharp declines in earning forecasts, an increase (decrease) in downward (upward) revisions, and a downward (upward) trend in sell (buy) recommendations.
Arand and Kerl (2012)	Sell side analysts 2005-2010	During the crisis, analysts only disproportionately adapted their expectations, relative to the stock market development. They maintained a positive view towards corporate performance and stock returns. Analysts' accuracy with respect to target prices and earning forecasts significantly deteriorated during the sub-period October 2007 to March 2009 leaving their research output less reliable to investors.
Hess et al. (2013)	Sell side analysts 1994-2010 US bonds	The information content and the information processing of stock recommendations differ fundamentally between expansions and recessions. The initial market reaction to all recommendations is more intense in recessions. In recessions, sell side analysts are too optimistic about stocks they recommend to buy, while investors initially overreact to these recommended stocks.

We looked at the results of previous studies into the timing of CRA announcements and analysts' recommendations, on the one hand, and the accuracy of analysts' research during periods of financial instability, on the other hand. Based on our findings, we have posited a number of hypotheses concerning the causal link between the two types of announcements.

H1: during periods of economic stability, by continuously monitoring the financial position of companies, financial analysts are able to anticipate deteriorations or improvements before CRAs, which perform less regular assessments.

H2: during periods of instability, financial analysts' recommendations are less precise and cannot be used to predict CRA announcements.

H3: CRA opinions carry greater weight during crises.

### **3. Data and methodology**

The benefit of the approach taken here, which builds on earlier work by Goh and Ederington (1998), lies in the way that it desegregates two activities to examine how one disclosure might affect another.

Specifically, as mentioned above, this paper seeks to explore the possible interaction between corporate debt rating changes and the recommendations of analysts following the shares of the same European firms.

Our sample contains all the companies comprising the main European indices and rated by the same CRA, namely Moody's. The European indices that we use are similar to those used by Calderoni et al. (2009) (Germany, France, Italy, the UK, Spain, Portugal, Greece, Austria, Belgium, the Netherlands, Ireland, Sweden, Norway and Denmark). Daily index values were obtained from Datastream.

Information about the analysts' consensus on buy and sell recommendations for European companies was gathered from I/B/E/S. Our sample comprises companies rated by Moody's and whose recommendation history is available for 12 months before and after the announcement by Moody's. Some earlier studies found that I/B/E/S sometimes contained errors, so we follow Goh and Ederington in retaining only companies whose monthly changes do not exceed five times the standard deviation for the whole sample. Overall, 530 announcements published by Moody's over the June 2001/December 2012 period were chosen for the study, of which 380 were downgrades and 150 were upgrades.

Investment analysts' recommendations are posted on the site every third Thursday of the month. In other words, the buy and sell recommendations are monthly. We consider as *month<sub>0</sub>* or the *rating change month* the recommendations published by analysts just before the



rating change. The possible influence of CRA announcements can be measured on analysts' recommendations for the following month, or  $month_1$ .

In keeping with previous research on this issue, we concentrate on buy and sell recommendations, which are expressed as percentages.

### 3.1. Methodology for identifying structural changes

The Zeileis and Kleiber (2002) model, which is based on work by Bai and Perron (1998, 2003), is used to identify moments when one or more structural changes can be measured at the level of European indices over the 2001/2012 period.

We consider model (1) to be tested as follows:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_i \quad (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j, j = 1, \dots, m + 1) \quad (1)$$

$j$  is the index,  $\mathbf{l}_{m,n} = \{i_1, \dots, i_m\}$  (also called  $m$ -partition) denotes the number  $m$  of breakpoints and by convention,  $i_0 = 0$  and  $i_{m+1} = n$ .

Following Zeileis, we use the Generalised-M-Fluctuation test to check for structural changes.

We applied this analysis to the weekly values of the sample's pool of European indices over the 2001/2012 period.

### 3.2. Changes in the consensus of financial analysts around announcement dates.

We adapt the approach taken by Goh and Ederington (1998) to our research topic to make our results more representative. We calculate the average revisions of financial analysts' monthly buy and sell recommendations instead of changes in forecast gains. Following Goh and Ederington (1998), we use Student t-tests to test the null hypothesis.

$$\begin{cases} \Delta Buy_{i,t} = \frac{Buy_{i,t} - Buy_{i,t-1}}{Buy_{i,t-1}} \\ \Delta Sell_{i,t} = \frac{Sell_{i,t} - Sell_{i,t-1}}{Sell_{i,t-1}} \end{cases} \quad (2)$$

### 3.3. Timing of analysts' recommendations compared with CRA announcements (ahead or behind?)

The results obtained from the model (2) are supplemented by an additional analysis to measure the relative timeliness of announcements by financial analysts and CRAs. In other words, we are trying to find out whether analysts anticipate the downturn (alt. improvement) in the financial position of the company and build it into their buy and sell recommendations before the downgrade (upgrade) and therefore directly or indirectly force the CRAs to change their rating. We conduct Granger causality testing as defined by Franco et al. (2009) and Beaver, Shakespeare and Soliman (2006) by using two logit regression models to predict rating changes based on analysts' recommendations.

These two models use past values for buy and sell recommendations as well as two types of CRA rating changes (downgrade and upgrade) as dependent variables.

We conduct separate logit regressions for downgrades and upgrades on the two sub-periods identified by the structural change methodology. A pool of estimates is created using the IBES database with past analyst recommendations for companies that were not the subject of a rating change in each sub-period.

Our forecasting models include the three past monthly values for buy and sell recommendations. We estimate the following logit models, where the event variable is Upgrade and Downgrade, respectively, in the different time windows:

$$Event_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j FinancialAnalystBuy_{i,t-j} + \sum_{j=1}^3 \delta_j FinancialAnalystSell_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

## 4. Results

The results of the empirical investigations for the following are described in turn:

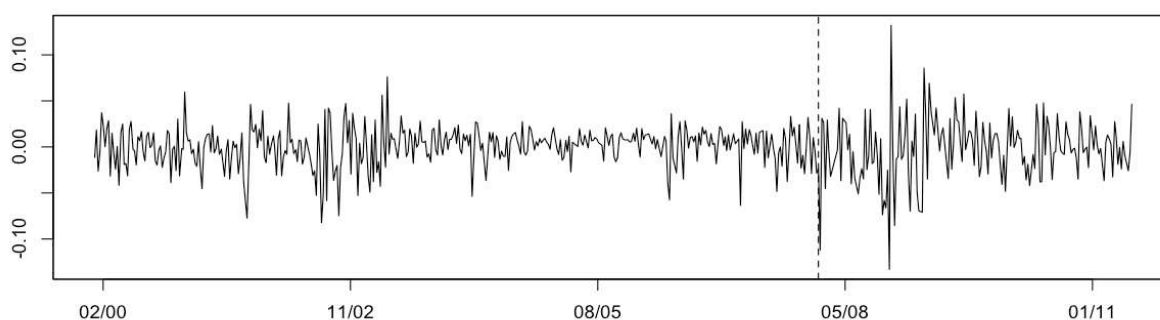
- Dating of a potential breakpoint in the time series constructed by a pool of all European stock indices making up our sample.
- Abnormal revisions to the analysts' consensus.
- Rating change forecasts based on the history of analysts' buy and sell recommendations.

#### 4.1. Identifying potential structural changes in European indices.

The results of tests for structural changes carried out across all European indices in the sample point to a highly significant breakpoint ( $f(efp) = 1,4904$ ; *p-value* of the OLS-based CUSUM test of 0.004651).

From the second week of January 2008, the behaviour of the pool of European indices in the sample changed considerably. We therefore consider this date to mark the point at which the US subprime crisis truly began spreading to the euro area.

Figure 1: European stock indices returns over the period of interest and significant January 2008 breakpoint



The presence of a highly significant breakpoint over the decade covered by the study warrants separating the pre- and post-crisis period in Europe. Accordingly, the conditions are in place to test our three hypotheses. We consider the period from 2001 to January 2008 to be one of relative market stability, consistent with H1; the crisis between January 2008 and 2012 is a time of market instability, as required to verify H2.

These two periods, with clearly established characteristics, as shown by the identified breakpoint, can be used to test H3: macroeconomic conditions do indeed change markedly between 2001 and 2012. This environment is likely to cause changes in the conditions governing the relative independence of CRAs' and analysts' opinions.

#### 4.2. Abnormal consensus revisions

#### 4.2.1. Before and after downgrade announcements

Changes in the average monthly revisions of analysts' equity buy and sell recommendations are used as defined in equation (2). They are then measured in the 12-month period before the Moody's downgrade announcement and in the following 12-month period as presented and reported in Table 2.

Table 2 - Financial analysts' consensus revisions before and after bond rating downgrades

	Downgrades before January 2008's structural change				Downgrades after January 2008's structural change			
Month relative to rating change	Mean Revision in Financial Analysts' BUY recommendation %	t-value	Mean Revision in Financial Analysts' SELL recommendation %	t-value	Mean Revision in Financial Analysts' BUY recommendation %	t-value	Mean Revision in Financial Analysts' SELL recommendation %	t-value
-11	-0,191	-0,38	-0,124	-0,30	-0,06	-0,12	0,452	1,04
-10	-0,239	-0,32	-0,020	-0,03	-0,196	-0,43	0,894	1,88**
-9	0,489	1,16	0,428	0,98	-1,182	-2,35***	0,395	0,99
-8	-1,074	-1,87**	0,725	1,94**	-1,569	-2,89***	0,951	2,59***
-7	-0,44	-0,76	0,242	0,41	-0,062	-0,12	0,897	1,75**
-6	-0,088	-0,16	-0,535	-1,47	-0,731	-1,28	0,833	2,37**
-5	-0,307	-0,54	0,684	1,8**	-0,024	-0,05	0,146	0,42
-4	-0,270	-0,54	0,404	0,87	-0,555	-1,11	0,609	1,47*
-3	-0,896	-1,37	0,715	1,55	-0,930	-1,63*	0,921	2,19**
-2	-0,537	-0,91	0,482	1,07	-0,627	-1,12	0,702	1,29
1	-1,453	-2,23**	0,956	2,05**	-1,574	-2,64***	0,598	1,33
Rating change	0,243	0,44	0,780	1,6	-1,268	-2,36***	0,252	0,47
1	0,226	0,42	1,016	2,1**	-1,927	-2,69***	0,981	2,15**
2	-0,121	-0,22	0,245	0,49	-0,553	-0,92	0,397	0,84
3	-0,944	-1,21	0,834	1,27	0,125	-0,25	-0,574	-1,47
4	-0,086	-0,16	0,465	1,06	0,003	0,01	-0,219	-0,38
5	0,289	0,54	-1,042	-2,22**	0,671	1,12	0,262	0,66
6	0,908	1,70**	-0,479	-1,08	0,192	0,38	-0,977	-1,94**
7	0,264	0,62	-0,194	-0,44	0,694	1,19	-0,498	-1,29
8	0,77	1,50	0,155	0,36	1,109	1,73*	-1,211	-2,08**
9	-0,136	-0,25	-0,851	-1,91**	1,009	2,13***	0,173	0,37
10	0,833	1,92	-0,119	-0,31	1,017	2,54***	-1,398	-2,98***
11	0,159	0,29	-0,078	-0,15	1,289	2,41***	-1,139	-2,69***

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

In the case of downgrades, Table 2 shows a pronounced change from 2008 in analysts' reactions to downgrade announcements.

Before the 2008 regime change, financial analysts did not react at the time of the downgrade because they had already incorporate the deteriorating financial health of the downgraded company into their recommendations ahead of re-rating. It may be considered that, in principle, between 2001 and 2007 analysts correctly assessed the risks to the credit of the companies that they followed.

Analysts punished companies one month before the downgrade, with buy recommendations falling sharply, by 1.45%, as sell recommendations increased by 0.95%.

Although an upside adjustment to sell recommendations may be observed during the month after the downgrade month, we may conclude that a CRA's downgrade announcement does not have an immediate impact on the analysts' opinion.

These results are consistent with those of the literature, which mainly looks at US financial markets<sup>98</sup>. Our study of European markets over the “normal” period confirms that analysts seem to be consistently ahead of changes in CRA opinions. However, it is not possible to consider, as some authors have suggested<sup>99</sup>, that analysts shape the work of CRAs.

Beginning in 2008, there is a radical change in the reactions of financial analysts to downgrade announcements. Admittedly, financial analysts continue to anticipate increased default risk for the debt of rated companies (buy recommendations decline by 1.574% in the month preceding the rating change), but unlike in the previous period, the downgrade announcement now has a very significant impact on the analysts' consensus from the first revision after the downgrade (rating change) and in the following month.

Buy recommendations decline by 1.268% just after the downgrade and by 1.927% in the month after. The impact on buy recommendations is not a one-off event but continues over the ensuing months.

This result conflicts with the findings of the literature cited above. It is true that no comparable study has yet been conducted on US and UK markets since the onset of the crisis. By contrast, these findings square with a sizeable body of research highlighting a loss of relevance and accuracy in the consensus of analysts during this period of economic upheaval. CRA opinions become predominant, amplifying the direction of analysts' recommendations. From this perspective, it would be interesting to compare these results with those of a similar study covering the same period on non-European markets: it is possible that the central role of CRAs in the sovereign debt crisis in Europe might have temporarily accentuated their role on all markets in the zone, as seems to be suggested by the recommendations of the Financial Stability Board (FSB) and observations by the International Monetary Fund<sup>100</sup>.

Accordingly, our study needs to be deepened. The distinction between the two types of recommendations – buy and sell – issued by equity analysts makes it possible to clarify the results for the overall period covered by the paper, which the previous literature had never

---

<sup>98</sup> A non-exhaustive list would include Goh and Ederington (1998), Cheng and Subramanyam (2008), Franco et al. (2009), Barber (2010).

<sup>99</sup> Franco et al (2009) use the term lead/lag effect, suggesting that analysts provoke rating changes, but this is not borne out by the causality tests in their paper.

<sup>100</sup> FSB (2010); Kiff et al. (2012).

tested in this manner. In the analysts' consensus, sell recommendations could be more closely linked to downgrades, while buy recommendations could be linked to upgrades. The idea would be to study changes in recommendations as a function of rating changes before and after the regime change.

Before the 2008 regime change, downgrades were incorporated into the recommendations of analysts, which increase their sell recommendations and reduce their buys in the lead-up to the downgrade. Once the downgrade occurs, recommendations continue to increase on sales but do not move on buys. The wariness triggered on equity markets by analysts' recommendations ahead of a downgrade gradually calms down once the worsening opinion on debt is known.

After the 2008 regime change, downgrades no longer feature in the same way in analysts' recommendation changes: anticipation of the downgrade is weaker than before, because buy recommendations fall by only 1.574% in the lead-up. Analysts merely dissuade investors from building positions in the stock, which can only be viewed as mild anticipation of the negative opinion from CRAs. There are no sell recommendations, whereas in a period of heavy market strain, this is the most important opinion that investment advisers can express. Instead, the downgrade marks the real starting point for a negative perception by analysts on the security, for it is followed not only by a continuing substantial reduction in buy recommendations (-1.927%), but also by a material increase in sell recommendations (0.981%). Sell recommendations appear only after the downgrade.

These results, which suggest that CRAs' opinion have had a causal influence since the regime change on movements in the analysts' consensus, may be tempered by widening the time interval around the downgrade. It is true that the literature considers only reactions within an interval of plus or minus three months to be material. But if we take an interval of +/-ten months, we see a very significant increase in sell recommendation eight months before the downgrade (+0.951%), along with a pronounced decline in buy recommendations (-1.569%); eight months later, the reverse process is seen, with a sharp reduction in sell recommendations (-1.398%) and a similarly strong increase in buy recommendations (+1.289%).

The general interpretation of these findings would be to consider the downgrade as an inherently extraordinary long-term structural analysis of default risk by CRAs. This is a fundamental difference with the opinions produced by analysts, which are regular and continual. Indeed, analysts should anticipate the weakness introduced by the deterioration

well ahead of time; the downgrade, which is a major market event, implies a substantial fall in the prices of the securities concerned. In a crisis setting, the sharp price correction implied by the downgrade is ultimately viewed as excessive by analysts, which consider the stock attractive once again.

Using a wider period after the 2008 regime change, we gain a more nuanced view of the direction of the respective influences between downgrades and analysts' recommendations. The narrower time interval around the downgrade seems to place it as the source of changes in analysts' opinions; but when the interval is wider, analysts have anticipated the weaknesses that led to the downgrade, and tone down the potential market reaction.

The findings obtained for downgrades before and after the crisis may be compared against those provided by the study of analysts' behaviour in the event of upgrades, which may be considered as the diametric opposite of downgrade situations (Table 3).

#### 4.2.2. Before and after upgrade announcements.

Changes in the recommendations of financial analysts, particularly on buys, around the period of upgrade announcements are detailed in Table 3.

Before the 2008 regime change, there is ample confirmation that analysts anticipate rating changes. In the month preceding the upgrade, there is a steep decline in sell recommendations (-0.633%) and a very substantial increase in buy recommendations (+1.12%), which may be considered to be directly related to the improved rating on the security.

In this case, the upgrade corresponds to the end of a stock appreciation process. Two months later, analysts radically reverse their positions, substantially increasing their sell recommendations (+1.334%) and lowering their buy recommendations in equal measure (-1.822%) in an effort to correct to a price viewed as excessive, since equity markets have a tendency to overbuy stocks that receive favourable recommendations and upgraded ratings.

Table 3 - Financial analysts' consensus revisions before and after bond rating upgrades

	Upgrades before January 2008's structural change				Upgrades after January 2008's structural change			
Month relative to rating change	Mean Revision in Financial Analysts' BUY recommendation %	t-value	Mean Revision in Financial Analysts' SELL recommendation %	t-value	Mean Revision in Financial Analysts' BUY recommendation %	t-value	Mean Revision in Financial Analysts' SELL recommendation %	t-value
-11	-0,136	-0,24	-0,347	-0,83	1,954	1,42	-0,825	-0,75
-10	1,399	2,36**	-0,492	-1,18	-0,596	-0,44	-0,693	-0,91
-9	0,928	1,33	-0,326	-0,62	1,671	1,31	0,091	0,06
-8	1,718	3,36***	-0,307	-0,82	0,765	0,59	0,338	0,35
-7	0,638	1,37	-0,612	-1,57	2,251	1,87**	-1,375	-1,33
-6	0,357	0,57	0,385	0,81	0,606	0,54	0,299	0,27
-5	0,247	0,54	-0,138	-0,33	0,164	0,34	-1,225	-1,72
-4	-0,149	-0,27	0,109	0,34	1,572	1,05	-0,844	-1,58
-3	-0,085	-0,18	-0,528	-1,72**	-0,652	-0,40	1,814	2,83**
-2	-0,876	-1,57	-0,297	-0,87	-3,081	-1,37	1,155	1,21
1	-0,182	-0,35	-0,241	-0,53	-0,664	0,77	-0,131	-0,23
Rating change	1,120	1,78**	-0,633	-1,73**	0,172	0,18	0,649	0,55
1	0,702	1,09	-0,521	-1,32	0,113	0,05	0,314	0,23
2	-1,822	-3,93***	1,334	2,05**	-0,576	-0,43	0,491	0,60
3	0,300	0,46	-0,099	-0,12	-0,121	-0,08	-1,139	-1,39
4	0,400	0,59	0,274	0,65	-1,271	-0,64	-1,256	-1,15
5	1,412	2,54**	0,350	0,88	0,705	0,59	-0,179	-0,22
6	-0,431	-0,67	-0,427	-0,92	-0,077	-0,06	-0,525	-0,76
7	-0,163	-0,33	0,313	0,86	0,283	0,32	-1,012	-2,13
8	-1,727	-3,09***	1,199	2,06**	0,091	0,07	0,782	0,75
9	-0,628	-1,03	0,313	0,64	-2,516	-1,90**	2,269	2,57**
10	-0,131	-0,22	0,398	1,07	0,684	0,27	-1,871	-1,77**
11	-0,236	-0,43	0,967	1,99**	-1,295	-0,86	0,312	0,31

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

After the 2008 regime change, analysts no longer react at all before, during or after the upgrade. Before continuing, a few words on methodology are required. Given the scale of the economic and financial crisis, upgrades are short in supply on European markets during our time period. This is without doubt one explanation for the total lack of reactions.

However, we may still consider that during a crisis period, analysts build in early on, i.e. before the rating change, the improvement in companies' financial health, which is then confirmed by the upgrade. In theory, analysts correctly assess the rare cases where, unlike the majority of firms, a company sees its financial health improve to the point where its default risk is reduced. In contrast with period leading up to the regime change, markets no longer tend to overvalue the relative value of corporate securities whose financial health objectively improves; these firms are highly sought after, and CRAs merely confirm what is already known about the value of the stocks by indicating that the company's debt has become more sustainable.

These results supplement the existing literature. In keeping with all work done following that of Goh and Ederington, we highlight the fact that markets and analysts are much more



sensitive to downgrades than to upgrades. Our results on European markets are moreover comparable with those obtained on UK and US markets.

By contrast, the substantial changes to the behaviour of analysts following the 2008 regime change, and thanks to widening the time window used for analysis, yield largely unprecedented results.

In light of the above, the research findings can be summarised as follows:

- The relationship between equity analysts' recommendations and CRAs' opinions definitely altered ahead of the 2008 regime change and also afterwards, both for downgrades and for upgrades. This radical shift can be accurately described as a cliff effect;
- Analysts generally foresee situations that bring about corporate rating changes. After the onset of the crisis, however, the stark presentation of the "bad news" embodied in a downgrade was exacerbated to the extent that it exaggerated market corrections, including in equity markets, and thus confirmed investors' herding behaviour.

In consequence, hypothesis H1 is fully corroborated, and hypotheses H2 and H3 are corroborated to a large extent.

Accordingly, one issue that may arise – as mentioned in the literature concerning US markets under less stressed conditions – would be to analyse whether there is a causal link between re-ratings and changes in analysts' consensus recommendations.

#### 4.3. Test to forecast rating changes based on past data for analysts' recommendations.

The results obtained for analysts' recommendation changes on or around announcement dates have been supplemented by logit regressions to determine whether the re-rating could have been forecast from historical data for analysts' recommendations.

The results of the logit tests (3) carried out for both types of CRA announcements are reported in Table 4.

Table 4 – Analysis of analysts' recommendations vis-à-vis credit events.

Variables	Downgrades				Upgrades			
	Before January 2008 Coefficient	Z stats	After January 2008 Coefficient	Z stats	Before January 2008 Coefficient	Z stats	After January 2008 Coefficient	Z stats
Intercept	-0.279	-0.328	-0.101	-0.132	-0.124	0.876	-0.091	-0.243
<i>FinancialAnalystBuy<sub>t,0</sub></i>	1.747	0.583	-5.211*	-2.120*	2.137	0.413	0.798	0.568
<i>FinancialAnalystBuy<sub>t-1</sub></i>	-2.503*	-0.613*	2.719	0.847	-0.451	0.913	-0.211	-1.117
<i>FinancialAnalystBuy<sub>t-2</sub></i>	1.016	0.347	2.403	0.963	-0.495	0.883	0.304	0.174
<i>FinancialAnalystSell<sub>t,0</sub></i>	4.202	1.167	-0.660	-0.228	-5.066	0.200	0.259	0.169
<i>FinancialAnalystSell<sub>t-1</sub></i>	1.905	0.373	3.759	3.910	4.873	0.394	-0.114	-0.412
<i>FinancialAnalystSell<sub>t-2</sub></i>	-6.115	-1.581	-1.492	-0.470	-3.053	0.460	-0.846	-0.332

\* significant at 0.1% level, \*\* significant at 0.05% level, \*\*\* significant at 0.01% level

The results obtained from this study for the periods both before and after the 2008 regime change might be considered insignificant. With regard to the European markets and the two periods in question, we are distancing ourselves from the findings of the previous literature<sup>101</sup>. Nevertheless, this absence of significant causal link (i.e. analysts' recommendations that trigger rating changes) that precedes and continues after the 2009 regime is consistent with our earlier results.

As the broadening of the time period confirms, analysts do indeed anticipate a downgrade, but it is impossible to claim that they cause it. The two phenomena follow on from one another but the results of our logit regressions do not establish a significant causal link.

Accordingly, hypothesis H3 is only partially verified.

<sup>101</sup> supra

## 5. Conclusion

This paper highlights the relevance of using a regime change to examine the herd behaviour of key players in European equity markets during the period 2001-2012, as referred to be the FSB.

A regime change occurred at the beginning of 2008 and was reflected in a radical shift in behaviour with respect to CRAs' rating changes. That change implies that a cliff effect did indeed occur.

Before 2008, herding behaviour was related to rating upgrades as well as downgrades. In other words, a rating change is a psychological event for investors and is incorporated by financial analysts.

However, from 2008 onwards, the way that investors and financial analysts alike understand re-ratings undergoes radical change. The negative impact of a downgrade on equity markets increases and persists, as do the consequences of a rating change on analysts' recommendations.

However, we have qualified these results by broadening the time period on either side of rating changes. A re-rating has a material impact on analysts and markets, but this is confined to a relative short timeframe. It is not the information provided by a CRA that matters so much as its extraordinary nature, which seems to trigger herd behaviour in analysts and their hence their recommendations.

We have highlighted the importance, especially during crisis periods such as the one following the 2008 regime change, of investigating whether CRAs should issue rating information at more or less the same pace at which analysts publish their recommendations.

## 6. Bibliography

- Aizenmal et al. 2012. What is the risk of European sovereign debt defaults: Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk. *Journal of International Money and Finance*, in press.
- Arand, D., Kerl, A., 2012. Analyst research and investor reactions: Evidence from the 2008 financial crisis. Working Paper (electronic copy available on SSRN)
- Alsakka, R., Gwilym, O., 2012. Rating agencies' signals during the European sovereign debt crisis: Market impact and spillovers. *Journal of Economic Behavior & Organization*, in press.
- Ashbaugh, H., D. Collins, and R. LaFond. 2006. The effects of corporate governance on firms' credit ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 (1-2): 203-43.
- Bai J, Perron P. 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66: 47-78.
- Barber, B.M., Lehavy, R., Trueman, B., 2010. Differential properties in the ratings of certified versus non-certified bond rating agencies. *Financial Management* 29 (2), 533-553.
- Beaver, W., Shakespeare, C., Solima, M., 2006. Ratings changes, ratings levels, and the predictive value of analysts' recommendations. *Journal of Accounting and Economics* 42 (2006), 303-334.
- Beetsma, R., Giuliadori, M., de Jong, F., Widijanto, 2012. Spread the News: the Impact of News on the European Sovereign Bond Markets during the Crisis. *Journal of International Money and Finance*, doi: 10.1016/j.jimonfin.2012.11.005.
- Bessiere, V., and Kaestner, M., 2008. Sur et sous reactions des analystes financiers: une étude des évolutions post krach. *Banques et Marchés* (92): 6-19.
- Bhojraj, S., and P. Sengupta. 2003. Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors. *Journal of Business* 76 (3): 455-75.
- Cheng, M., Subramanyam, K.R., 2008. Analyst Following and Credit Ratings. *Contemporary Accounting Research* 25(4), 1007-43.
- Dessertine, S. and Caby, J., 2013. The effects of structural changes in European stock markets. From a rating built through the cycle to a rating used into the cycle. Working Paper.

- European Parliament, Resolution Of 8 June 2011 On Credit Rating Agencies: Future Perspectives (P7\_TA(2011)0258).
- European Parliament, Resolution On Role And Methods Of Rating Agencies (10 February 2004, available at: 2003/2081(INI)).
- European Securities Markets Expert Group (ESME), Role Of Credit Rating Agencies: ESME's Report To The European Commission (June 2008).
- Financial Stability Board, 2010. Principles for Reducing Reliance on CRA Ratings, available at: [http://www.financialstabilityboard.org/publications/r\\_101027.pdf](http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_101027.pdf) (accessed 30 November 2010).
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2): 295-327.
- Franco, G., Vasvari, F., Wittenberg, R., 2009. The informational role of bond analysts. *Journal of Accounting Research* 47 (5), 1201-1248.
- Gärbling, T., Kirchler, E., Lewis, A., & van Raaij, F. 2010. Psychology, financial decision making, and financial crises. *Psychological Science in the Public Interest*, 10, 1–47.
- Goh, J. C. and L. H. Ederington, 1998. Bond rating agencies and stock analysts: Who knows what when? *Journal of financial and quantitative analysis* 33 (4) 569-585.
- Hess, D., Kretzmann, C., Maaz, C., Pucker, O., 2012. Sell side recommendations during booms and busts. Unpublished working paper. University of Cologne.
- Johnston, R.; S. Markov; and S. Ramnath. Sell-Side Debt Analysts. *Journal of Accounting and Economics* 47 (2009): 91–107.
- Kiff, John, Nowak, Sylwia Barbara and Schumacher, Liliana B., Are Rating Agencies Powerful? An Investigation into the Impact and Accuracy of Sovereign Ratings (January 2012). IMF Working Paper No. No.12/23.
- Sidhu, B., Tan, H.C., 2011. The performance of equity analysts during the global financial crisis. *Australian Accounting Review* 21 (1), 32–43.
- Staikouras, P., 2012. A theoretical and empirical review of the Regulation on Credit Rating Agencies: in Search of Truth, not scapegoats. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 2012.

Zeileis A, Leisch F, Hornik K, Kleiber C. 2002. Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models. *Journal of Statistical Software* 7: 1–38.

# Table des matières

## Chapitre 1 : Note de synthèse

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>10</b>
<b>2. REVUE DE LITTÉRATURE</b>	<b>15</b>
2.1. POSITIONNEMENT DE LA NOTATION VIS-A-VIS DU CYCLE DE L'ACTIVITE DE L'EMETTEUR	15
2.2. L'INCIDENCE DE LA NOTATION SUR LA VALEUR DES TITRES FINANCIERS.	16
2.3. LES FACTEURS EXPLICATIFS DES REACTIONS ANORMALES AUX ANNONCES DES AGENCES.	18
2.4. LA CONFRONTATION DES RECOMMANDATIONS D'ANALYSTES ACTIONS AUX NOTATIONS DE LA DETTE	20
<b>3. LES HYPOTHESES PRINCIPALES</b>	<b>22</b>
<b>4. LES DONNEES</b>	<b>25</b>
<b>5. LES METHODOLOGIES</b>	<b>27</b>
5.1. ARTICLE 1 : « THE EFFECTS OF STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN STOCK MARKETS : FROM A RATING BUILT THROUGH THE CYCLE TO A RATING USED INTO THE CYCLE »	27
5.1.1. <i>La mise en évidence des éventuels changements de régime</i>	27
5.1.2. <i>Le protocole des études d'évènements issue des travaux de Lo, Campbell et MacKinlay.</i>	28
5.1.3. <i>Les régressions multivariées sur les rendements anormaux</i>	29
5.2. ARTICLE 2 : « SOVEREIGN DEBT AND CREDIT RATINGS. WHAT IS ACTUALLY HAPPENING WHEN YOU LOSE YOUR TRIPLE A ? »	33
5.2.1. <i>Comportement anormal du taux français par rapport au taux européen de référence (le Bund allemand).</i>	33
5.2.2. <i>Isolement du comportement du taux français OAT.</i>	34
5.2.3. <i>Analyse des données intra journalières des valeurs françaises et allemandes consécutives aux deux pertes de AAA.</i>	34
5.2.4. <i>Mesure des effets de contagion des dégradations souveraines au secteur bancaire national</i>	35
5.3. ARTICLE 3 : « HERDING BEHAVIOUR AND CLIFF EFFECTS IN THE EUROPEAN EQUITIES MARKET: FINANCIAL ANALYSTS' RELIANCE ON CRA ANNOUNCEMENTS».	35
5.3.1. <i>La mise en évidence des éventuels changements de régime</i>	36
5.3.2. <i>Etude des révisions moyennes des recommandations des analystes financiers aux alentours des dates d'annonces des agences de notation.</i>	36
5.3.3. <i>Etude de la temporalité relative des annonces des analystes financiers et celles des agences de notation.</i>	36
<b>6. LES PRINCIPAUX RESULTATS</b>	<b>38</b>
6.1. ARTICLE 1 : « THE EFFECTS OF STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN STOCK MARKETS : FROM A RATING BUILT THROUGH THE CYCLE TO A RATING USED INTO THE CYCLE ».	38
6.1.1. <i>le cas des downgrades</i>	38
6.1.2. <i>le cas des upgrades</i>	40
6.1.3. <i>Synthèse de l'effet des changements de notes sur les marchés actions européens</i>	41
6.1.4. <i>Synthèse des résultats des régressions multivariées menées sur les ratios fondamentaux des entités notées par Moody's.</i>	41
6.2. ARTICLE 2 : « SOVEREIGN DEBT AND CREDIT RATINGS: WHAT IS ACTUALLY HAPPENING WHEN YOU LOSE YOUR TRIPLE A?».	44
6.2.1. <i>L'annonce de Standards and Poors du 13 janvier 2012 à 23h.</i>	44
6.2.1.1. <i>Régression bivariée entre les valeurs française et allemande des taux et CDS souverains.</i>	44
6.2.1.2. <i>Modélisation du comportement du taux français de l'OAT</i>	46

6.2.1.3.	Effet de contagion sur les valeurs boursières des banques françaises	46
6.2.2.	<i>L'annonce de Moody's du 19 novembre 2012 à 23h.</i>	47
6.2.2.1.	Régression bivariée entre les valeurs française et allemande des taux	47
6.2.2.2.	Modélisation du comportement du taux français de l'OAT	48
6.2.2.3.	Analyse intra journalière des variations des taux souverains dans une période temporelle réduite incluant la dégradation de la note française par Moodys	50
6.3.	ARTICLE 3 : « HERDING BEHAVIOR AND CLIFF EFFECTS IN THE EUROPEAN EQUITIES MARKETS : THE RELIANCE OF FINANCIAL ANALYSTS ON CRA'S ANNOUNCEMENTS ».	51
6.3.1.	<i>Les révisions anormales des consensus.</i>	52
6.3.1.1.	Avant et après des annonces de downgrades.	52
6.3.1.2.	Avant et après les annonces d'upgrades.	55
6.3.2.	<i>Test de la prédiction des changements de notation à partir des données passées des recommandations des analystes financiers.</i>	57
6.4.	SYNTHESE DE LA VERIFICATION DES HYPOTHESES FORMULEES POUR L'ENSEMBLE DE LA RECHERCHE.	58
<b>7.</b>	<b>LES PROLONGEMENTS</b>	<b>59</b>
<b>8.</b>	<b>CONCLUSION GENERALE</b>	<b>60</b>

## Chapitre 2: « The effects of structural changes in European stock markets : from a rating built through the cycle to a rating used into the cycle »

<b>9.</b>	<b>BIBLIOGRAPHIE</b>	<b>61</b>
<b>1.</b>	<b>INTRODUCTION</b>	<b>69</b>
<b>2.</b>	<b>LITERATURE REVIEW</b>	<b>71</b>
<b>3.</b>	<b>DATA AND METHODOLOGY</b>	<b>74</b>
3.1.	RATING MIGRATIONS	75
3.2.	THE METHODOLOGY FOR SHOWING POTENTIAL STRUCTURAL CHANGES.	75
3.3.	EVENT STUDY METHODOLOGY	77
3.4.	MULTIVARIATE REGRESSIONS ON ABNORMAL RETURNS	78
<b>4.</b>	<b>RESULTS</b>	<b>79</b>
4.1.	DATING STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN INDICES	79
4.2.	“THROUGH-THE-CYCLE” RATINGS THAT MARKETS USE “INTO-THE-CYCLE”	80
4.2.1.	<i>Downgrades</i>	80
4.2.2.	<i>Upgrades</i>	81
4.3.	“INTO-THE-CYCLE” RATING EXPLAINED BY CHANGES IN THE DETERMINANTS OF RATING SHOCKS	84
4.3.1.	<i>Model I: The rating process. Downgrades.</i>	84
4.3.2.	<i>Model I. Upgrades</i>	89
4.3.3.	<i>Model II: European regulation: Downgrades</i>	92
4.3.4.	<i>Model III: fundamental financial ratios</i>	96
4.3.4.1.	Model III: fundamental ratios in the non-financial sector. Downgrades	97
4.3.4.2.	Model III: fundamental ratios in the financial sector. Downgrades	100
4.3.5.	<i>Upgrades</i>	102
<b>5.</b>	<b>CONCLUSION</b>	<b>103</b>
<b>6.</b>	<b>BIBLIOGRAPHY</b>	<b>104</b>



## Chapitre 3: « Sovereign debt and credit ratings: what is actually happening when you lose your Triple A? »

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>111</b>
<b>2. LITERATURE REVIEW</b>	<b>113</b>
<b>3. DATA AND METHODOLOGY</b>	<b>116</b>
<b>4. RESULTS</b>	<b>118</b>
4.1. S&P'S ANNOUNCEMENT AT 11 PM ON 13 JANUARY 2012	119
4.1.1. <i>Bivariate regression of the values of French and German yields and sovereign CDSs</i>	119
4.1.2. <i>Model of the French OAT yield</i>	122
4.1.3. <i>Contagion effect on French bank stock prices</i>	123
4.2. MOODY'S ANNOUNCEMENT AT 11 PM ON 19 NOVEMBER	124
4.2.1. <i>Bivariate regression of the values of French and German yields</i>	124
4.2.2. <i>Model of the French OAT yield</i>	126
4.2.3. <i>Analysis of intraday variations of sovereign yields in a narrow window of observation around Moody's downgrade of France's sovereign rating</i>	127
<b>5. CONCLUSION</b>	<b>130</b>
<b>6. BIBLIOGRAPHY</b>	<b>132</b>

## Chapitre 4: « Herding behaviour and cliff effects in the European equities market: financial analysts' reliance on CRA announcements? »

<b>1. INTRODUCTION</b>	<b>139</b>
<b>2. LITERATURE REVIEW</b>	<b>140</b>
<b>3. DATA AND METHODOLOGY</b>	<b>143</b>
3.1. METHODOLOGY FOR IDENTIFYING STRUCTURAL CHANGES	144
3.2. CHANGES IN THE CONSENSUS OF FINANCIAL ANALYSTS AROUND ANNOUNCEMENT DATES.	144
3.3. TIMING OF ANALYSTS' RECOMMENDATIONS COMPARED WITH CRA ANNOUNCEMENTS (AHEAD OR BEHIND?)	145
<b>4. RESULTS</b>	<b>145</b>
4.1. IDENTIFYING POTENTIAL STRUCTURAL CHANGES IN EUROPEAN INDICES.	146
4.2. ABNORMAL CONSENSUS REVISIONS	146
4.2.1. <i>Before and after downgrade announcements</i>	147
4.2.2. <i>Before and after upgrade announcements.</i>	150
4.3. TEST TO FORECAST RATING CHANGES BASED ON PAST DATA FOR ANALYSTS' RECOMMENDATIONS.	152
<b>5. CONCLUSION</b>	<b>154</b>
<b>6. BIBLIOGRAPHY</b>	<b>155</b>



## **Procyclicité et influence de la notation sur les marchés européens entre 2001 et 2012.**

Ce corpus de thèse a pour thème général la procyclicité et l'influence de la notation sur les marchés européens entre 2001 et 2012 et est composé de trois travaux de recherche distincts. L'existence d'un changement de régime identifié en janvier 2008 sur les marchés européens permet de tester l'occurrence d'une modification des comportements vis à vis de la notation, en analyser les raisons et en mesurer les conséquences. Le premier groupe de résultats provient d'une étude d'événement menée à partir des modifications de la notation (dégradation ou augmentation de la note), et portant sur la valeur des actions dans les différents marchés européens. Le changement de régime a des conséquences significatives : après 2008, il apparaît que changements de notes ont bien un effet procyclique sur les cours ; cet effet est analysé en fonction des caractéristiques spécifiques des structures notées. Le deuxième groupe de résultat est issu de l'étude d'une double dégradation importante : la perte du AAA par la France pendant l'année 2012, d'abord par S&P puis par Moody's. L'impact est mesuré par différents outils portant cette fois sur la valeur des dettes émises par l'état français. Les résultats sont très significatifs : l'information fournie par le changement de note est bien un facteur fondamental de la valorisation de la dette souveraine par les marchés, entraînant un réel effet de contagion d'un pays à l'autre. Néanmoins, il apparaît bien que si le changement de note est un événement significatif, la réalité qu'il représente était intégrée par les marchés, le changement de note constituant une sorte de « stabilisateur de marchés ». Le troisième groupe de résultats concerne l'interrelation entre les modifications des consensus d'analystes financiers et celle des notations. A nouveau, une évolution très sensible est mise en évidence après le changement de régime de 2008. Dans les circonstances de crise, la dégradation est amplifiée par le relai des consensus d'analystes, il est possible de parler d'un véritable Cliff effect (effet de falaise), marquant le caractère moutonnier (herding behavior) des marchés en période de forte tension, donc privilégiant les logiques d'aversion au risque.

### **Mots clés :**

Agences de notation, changement de régime, procyclicité, tests de Granger, dette souveraine, analystes financiers, marchés européens, études d'événements, crise financière.

## **Procyclicality and influence of the ratings over the European markets between 2001 and 2012.**

This research work studies ratings' procyclicality and influence over European financial markets between 2001 and 2012. It comprises three different research papers. We use the structural change in the European markets identified in January 2008 to test the occurrence of behavioral changes with respect to the ratings' changes, and analyze the causes and consequences of such changes. The first set of results stems from multiple event studies based on ratings' changes (downgrade or upgrade) and focusing on shares' value in different European markets. We find that the structural change has significant consequences on European financial markets as it appears that after 2008 rating changes have a procyclical effect on stock prices, which scope varies depending on the specific characteristics of the rated structures. The second set of results is based on the study of a major double downgrade: the French loss of the triple A in 2012, first by S & P followed closely by Moody's. To measure the impact of the double downgrade, we use different tools focusing on the sovereign debt value issued by the French government. The results are very significant as it results that the information provided by the rating change is a fundamental factor for sovereign debt's valuation by financial markets, its change can trigger contagion effect to third countries. However, it appears that although the rating change is a significant event, in fact the markets had already incorporated the information. The rating change therefore constitutes a kind of "markets stabilizer". The third set of results examines the interaction between changes in analysts' consensus and rating changes. Again, we observe a very significant evolution after the structural change in 2008. In times of crisis, the downgrade is amplified by a strong consensus' variations amongst financial analysts. This results in a cliff effect, evidencing the herding character of markets during periods of market stress, therefore encouraging risk adverse behaviors.

### **Key words : (10 maximum)**

Credit rating agency, structural change, procyclicality, Granger tests, sovereign debt, financial analysts, European markets, events study, financial crisis.