

GRENOBLE INP - ENSIMAG

PROJET DE SPÉCIALITÉ

MODÉLISATION ALÉATOIRE ET STATISTIQUE

Mesures de Risque de Crédit Souverain

Auteurs :

Cyprien COURTOT
Florian GRUNENWALD
Mickaël HERBEAUX

Professeur encadrant :
Sonia JIMENEZ

15 juin 2016

Table des matières

| | | |
|-----------|---|-----------|
| 1 | Introduction | 3 |
| 2 | Etude qualitative des données fournies | 4 |
| 3 | Influence de la note sur la prime de CDS | 9 |
| 3.1 | Régression simple | 9 |
| 3.2 | Etude du logarithme des données | 10 |
| 3.3 | Etude du marché des CDS | 11 |
| 3.4 | Méthode de Fama-Macbeth | 12 |
| 3.5 | Etude du résidu | 15 |
| 4 | Etude de l'influence d'autres variables | 16 |
| 4.1 | Les variables économiques | 16 |
| 4.1.1 | Les indicateurs classiques | 16 |
| 4.1.2 | Le ratio de liquidité | 18 |
| 4.1.3 | La valeur de l'indice boursier local | 19 |
| 4.2 | Les variables non-économiques | 21 |
| 4.2.1 | Deux variables sociales : l'emploi précaire et les dépenses pour la santé publique (%PIB) | 21 |
| 4.2.2 | Une variable environnementale : les émissions de CO2 | 22 |
| 4.2.3 | Les variables liées à la politique | 23 |
| 5 | Conception du modèle final | 27 |
| 5.1 | Premier filtre : le R^2 moyen | 27 |
| 5.2 | Deuxième filtre : le critère d'information d'Akaike | 28 |
| 5.3 | ACP sur les indicateurs du modèle final | 29 |
| 6 | Etude sur d'autres maturités | 31 |
| 7 | Causalité entre les notes et les primes des CDS | 34 |
| 7.1 | Utilisation de résidus et non pas de la prime | 34 |
| 7.2 | Tests de stationnarité | 34 |
| 7.3 | Le modèle causal de Granger | 35 |
| 7.4 | Le problème des données de panels | 35 |
| 7.5 | La causalité pays par pays | 35 |
| 7.5.1 | Retrait de certains pays | 35 |
| 7.5.2 | Le nombre optimal de retards | 35 |
| 7.5.3 | Le test de causalité de Granger | 36 |
| 8 | Conclusion | 38 |
| 9 | Bibliographie | 38 |
| 10 | Annexe 1 : Graphique du Rscore en fonction du temps | 39 |
| 11 | Annexe 2 : Comparaison entre Python et R | 40 |
| 12 | Annexe 3 : Description de la partie informatique | 42 |
| 12.1 | Présentation du produit | 42 |
| 12.2 | Technologie utilisée | 42 |

1 Introduction

La note d'une agence de notation financière est sensée refléter de la manière la plus fidèle la solvabilité d'une entreprise ou d'un pays. Pourtant la crise de la dette souveraine européenne qui débutât en 2010 par la crise de la dette grecque soulevât de nombreuses questions concernant la pertinence de ces notations qui n'ont pas pu anticiper le défaut de la Grèce. Mais il ne s'agit pas de la première fois que les agences de notations ne réussissent pas à prédire les défaillances des emprunteurs puisqu'elles ont déjà été remises en cause lors du scandale Enron de 2001 et lors de la crise des subprimes de 2008.

Ces agences ne sont pas non plus critiquées pour leur efficacité à prédire un évènement de crédit. On leur reproche aussi d'être en conflit d'intérêt puisqu'elles sont rémunérées par les organismes qu'elles doivent évaluer. Nous allons donc étudier la capacité des agences de notations Fitch, Moodys et Standard and Poor's à mesurer le risque de défaut d'un état et voir si d'autres indicateurs financiers, économiques ou environnementaux ne reflètent pas mieux ce risque.

Mais quelle mesure pouvons-nous choisir comme véritable estimateur du risque de défaut d'un pays? Il nous a été proposé d'utiliser la prime du CDS souverain comme proxy du risque de défaut d'un état. Le Credit Default Swap souverain est un contrat échangé de gré à gré qui engage l'acheteur à verser une prime périodiquement en échange de laquelle le vendeur s'engage à lui rembourser les pertes engendrées par un évènement de crédit du pays sur lequel porte le contrat.

Et comme les CDS souverains sont négociés sur les marchés, la prime (aussi appelée le spread) payée par l'acheteur est soumise à la loi de l'offre et de la demande. Avec le simple raisonnement d'absence d'opportunité d'arbitrage suivant on peut montrer que la prime du CDS souverain d'un pays est un bon estimateur du risque de défaut de ce pays :

- L'acheteur ne veut pas payer plus que son estimation du gain réaliser sur l'évènement de crédit via le contrat.
- Le vendeur, quant à lui, veut gagner suffisamment, via les primes versées par l'acheteur, pour pouvoir rembourser son estimation de la perte engendrée par l'évènement de crédit.

En supposant qu'il n'y a pas d'asymétrie d'information, les acheteurs et les vendeurs possèdent la même estimation de la perte produit par l'évènement de crédit. En plus d'avoir cette estimation, il est aussi nécessaire de connaître la probabilité de réalisation d'un évènement de crédit. Là encore, on suppose que les acheteurs et les vendeurs choisissent la même probabilité. Et donc, nous pouvons conclure que la prime de CDS appartient à l'espace moyenne-variance et que si le risque de défaut du pays concerné augmente, la prime du CDS augmente.

2 Etude qualitative des données fournies

Pour la suite de cette étude, nous avons utilisé un dictionnaire de conversion pour les notes des agences de notations qui va de 1 à 19 (1 correspond à la meilleure note c'est-à-dire AAA pour Fitch et 19 pour la moins bonne note).

Tout d'abord, nous avons décidé de regrouper les pays de l'étude en 6 catégories en fonction de leurs notes moyennes. Pour regrouper les pays, nous avons utilisé la même méthode que pour la construction d'un histogramme de même largeur c'est à dire que nous faisons la différence entre la note maximale et minimale et nous divisons cet intervalle en 6 sous-intervalles de mêmes largeurs. Nous avons également hésité avec la méthode des histogrammes à densité constante c'est à dire des sous-intervalles de taille variable mais avec le même nombre de pays à l'intérieur. Nous avons décidé de rejeter la deuxième solution car il est plus difficile de comparer les sous-classes s'ils n'ont pas la même taille. De plus, les sous-classes ne doivent pas dépendre de la répartition des pays dans la base car s'il y a dans la base de données un pays avec une mauvaise note et les autres avec des excellentes notes, il faut pouvoir mettre ce pays dans une sous-classe différente des autres pays ; ce qui est impossible dans la méthode 2.

| AAA | 1 | 5 | 10 |
|------------|----------|----------|----------|
| Mean | 65,94764 | 79,41885 | 95,24063 |
| Median | 50,984 | 66,592 | 82,838 |
| Minimum | 15,254 | 16,995 | 25,734 |
| Maximum | 121,716 | 249,625 | 397,487 |
| Volatility | 33,70829 | 48,51467 | 51,71068 |
| Skewness | 0,40145 | 1,06647 | 1,629232 |
| Kurtosis | -1,40161 | 0,170962 | 3,217696 |
| AC1 | 0,997433 | 0,997211 | 0,997176 |

| AA | 1 | 5 | 10 |
|------------|----------|----------|----------|
| Mean | 71,53569 | 149,299 | 162,6155 |
| Median | 45,683 | 96,694 | 110,738 |
| Minimum | 11,814 | 48,086 | 52,845 |
| Maximum | 408,849 | 640,966 | 575,361 |
| Volatility | 71,9119 | 110,3677 | 108,0929 |
| Skewness | 2,356315 | 1,707604 | 1,526597 |
| Kurtosis | 5,26136 | 2,305906 | 1,391347 |
| AC1 | 0,995943 | 0,997834 | 0,997491 |

| A | 1 | 5 | 10 |
|------------|----------|----------|----------|
| Mean | 65,17632 | 186,1905 | 208,7033 |
| Median | 59,353 | 154,789 | 180,3215 |
| Minimum | 8,079 | 70,771 | 91,322 |
| Maximum | 220,333 | 591,536 | 569,582 |
| Volatility | 31,8107 | 96,25845 | 87,69413 |
| Skewness | 0,998601 | 2,085214 | 1,805282 |
| Kurtosis | 1,487941 | 4,220584 | 3,131399 |
| AC1 | 0,981819 | 0,99612 | 0,995338 |

| BBB | 1 | 5 | 10 |
|------------|----------|----------|----------|
| Mean | 115,7005 | 233,7677 | 254,529 |
| Median | 71,879 | 169,998 | 201,583 |
| Minimum | 11,094 | 74,625 | 108,322 |
| Maximum | 677,667 | 1526,948 | 1069,403 |
| Volatility | 101,7127 | 179,3503 | 149,1859 |
| Skewness | 1,825963 | 2,949239 | 2,413702 |
| Kurtosis | 3,771449 | 11,16123 | 7,429044 |
| AC1 | 0,992827 | 0,998351 | 0,997576 |

| BB | 1 | 5 | 10 |
|------------|----------|----------|----------|
| Mean | 141,7791 | 244,6538 | 274,1901 |
| Median | 117,311 | 228,3615 | 263,279 |
| Minimum | 28,918 | 110,946 | 145,302 |
| Maximum | 373,106 | 490,229 | 514,493 |
| Volatility | 89,37455 | 90,13754 | 84,1694 |
| Skewness | 0,770748 | 0,689595 | 0,743205 |
| Kurtosis | -0,55698 | -0,41834 | -0,22236 |
| AC1 | 0,994127 | 0,995993 | 0,993913 |

| B | 1 | 5 | 10 |
|------------|----------|----------|----------|
| Mean | 702,2444 | 737,8629 | 725,6612 |
| Median | 490,5095 | 704,871 | 713,123 |
| Minimum | 9,114 | 85,194 | 142,927 |
| Maximum | 10096,66 | 4102,567 | 3774,343 |
| Volatility | 1130,021 | 555,1006 | 476,154 |
| Skewness | 4,284127 | 2,245155 | 2,031288 |
| Kurtosis | 19,98183 | 8,25172 | 7,511853 |
| AC1 | 0,991217 | 0,992003 | 0,992168 |

FIGURE 1 – Description des sous-classes de pays

Nous pouvons remarquer que les primes moyennes des CDS ont tendances à augmenter régulièrement entre la note AAA et BB passant de 79 à 244 et que la prime explose pour les pays qui se trouve dans la sous-classe B (Argentine, Ukraine et Venezuela). Nous remarquons de plus que la volatilité de ce groupe est très importante, nous expliquons ce phénomène par le fait que les investisseurs ont peur d'investir dans ces pays qui sont en crise et qui sont très certainement proche du défaut de paiement. Pour visualiser ce phénomène, nous avons tracé la prime des CDS de maturité cinq ans pour tous les pays.

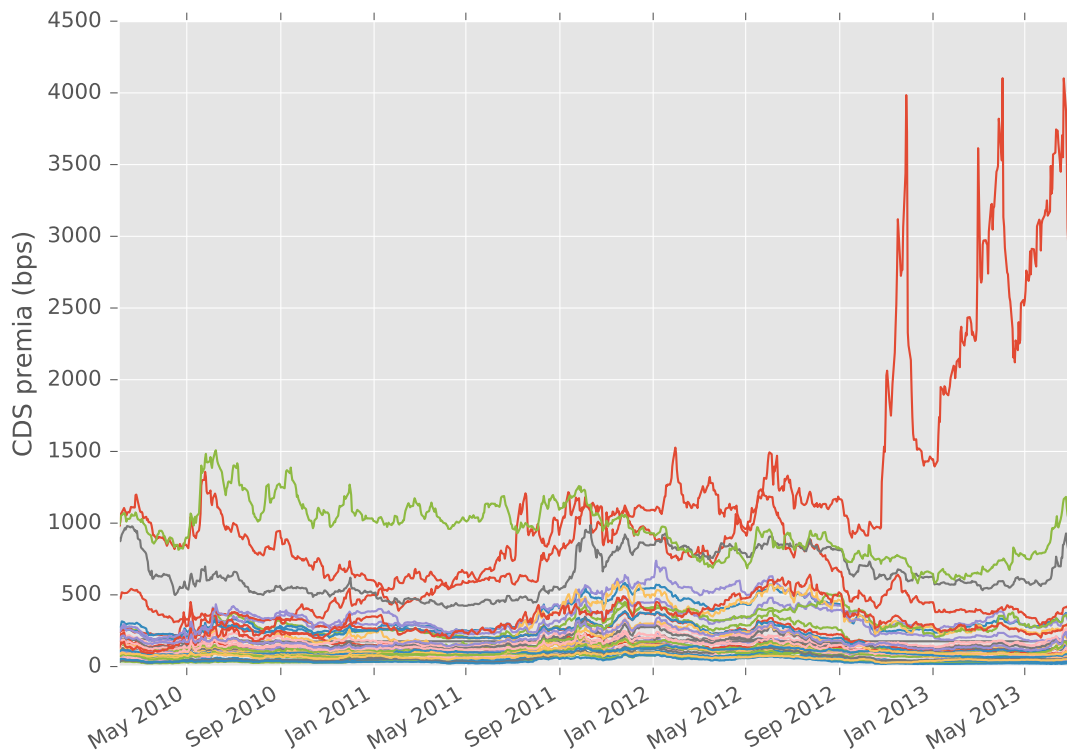


FIGURE 2 – Prime des CDS de maturité 5 ans

Cette volatilité s’observe très bien sur la courbe rouge qui correspond à la courbe de l’Argentine. Nous voyons que sa prime passe de 1000 à 4000 bps en moins d’un mois. Ce phénomène s’explique par la peur du marché d’un défaut de paiement de l’Argentine. Ce pays pose alors un problème dans notre étude car c’est le seul pays qui a ce comportement et donc il va noircir les résultats des pays dans la classe B.

En regardant plus en détail, nous remarquons que la seule classe dont la prime de CDS 10 ans est plus élevée que le prime 5 ans est la B. Donc le marché pense que les pays de cette classe ont plus de chance de faire un défaut à court ou moyen terme qu’à long terme. Les investisseurs sont donc plus confiant à long terme même si la prime reste cependant très élevée. Pour les autres classes nous remarquons que les primes sont croissantes en fonction de la maturité car il est toujours plus risqué d’investir sur un pays à long terme qu’à court terme.

L’évolution des extrema de chaque groupe est également intéressante car nous observons des croisements entre chaque groupe c’est-à-dire par exemple que le minimum de la prime moyenne des CDS 5 ans du groupe BB est plus petit que la médiane des primes des CDS 5 ans pour les pays du groupe A. Nous en déduisons que les notes ne sont pas suffisantes pour décrire l’évolution de la prime de CDS. L’une des explications est que les notes varient très rarement (annuellement) alors que la prime des CDS varie de manière journalière. Il faut donc chercher d’autres critères pour expliquer l’évolution des primes. Pour remarquer le décalage entre la note et la prime, nous avons tracé les graphiques suivant :

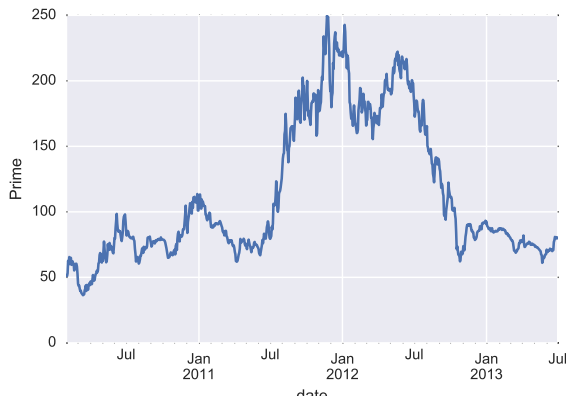


FIGURE 3 – Prime des CDS de maturité 5 ans pour la France

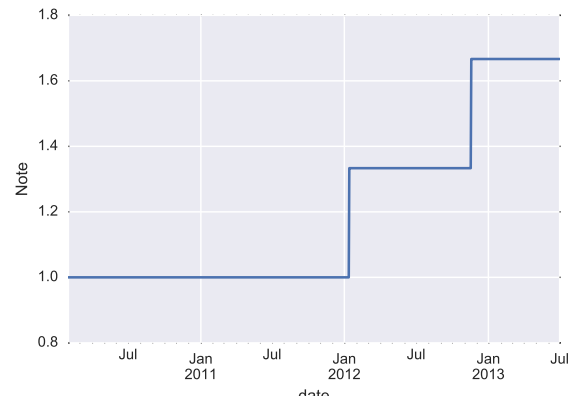


FIGURE 4 – Evolution de la note financière de la France

Dans un premier temps, nous remarquons que malgré la note constante de la France, sa prime de CDS augmente fortement entre juillet 2011 et janvier 2012. Puis la note de la France est dégradée deux fois par les agences de notations alors que sa prime de CDS revient à des niveaux bas de juillet 2010. Donc pour les agences, la France est de plus en plus risquée alors que le marché pense qu'elle n'est pas si risqué. Nous pouvons expliquer l'évolution de la prime de la France en 2012 par des problèmes européens avec la crise des dettes souveraines et pas forcément par des problèmes nationaux. Cela montre donc qu'il n'y a pas toujours des liens entre le CDS et la note à cause du décalage entre des notes annuelles et des données journalières.

Nous pouvons de plus voir que la dégradation de la note intervient juste après l'augmentation de la prime. Donc il semblerait que la prime de CDS influence la note avec un certain retard ; les agences de notations utilisent peut-être les primes des CDS pour évaluer le risque de défaut de paiement. Cela doit être vérifié avec la mise en place de test de causalité.

Nous allons maintenant détailler un peu plus l'évolution des primes de CDS grâce au tableau suivant :

| Group | CDS1Y | CDS5Y | CDS10Y | CDS10Y1Y | CDS10Y5Y | CDS5Y1Y | n_curves | n_entities |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|------------|
| (1-101 bps) | 35,09084 | 66,26158 | 85,15019 | 66,80293 | 18,88862 | 44,57222 | 12000 | 27 |
| (101-201 bps) | 62,90013 | 142,623 | 168,6224 | 108,3964 | 25,99941 | 79,52531 | 13088 | 36 |
| (201-301 bps) | 147,3379 | 249,5151 | 271,9601 | 126,7946 | 22,44506 | 102,4614 | 4913 | 25 |
| (301-401 bps) | 251,1034 | 346,595 | 362,3224 | 110,1158 | 15,72735 | 91,61479 | 2020 | 15 |
| (401-501 bps) | 311,1707 | 446,8512 | 458,0876 | 155,9207 | 11,23642 | 132,3001 | 1078 | 10 |
| (501-601 bps) | 420,3756 | 548,6524 | 554,8025 | 148,145 | 6,150042 | 130,8685 | 865 | 10 |
| (601-701 bps) | 474,1859 | 640,3884 | 644,3492 | 180,9979 | 3,960726 | 165,1231 | 460 | 6 |
| (701-801 bps) | 520,0795 | 759,4925 | 747,3269 | 238,8015 | -12,1656 | 239,2565 | 349 | 5 |
| (801-901 bps) | 662,2146 | 846,4282 | 816,7663 | 171,8548 | -29,6619 | 184,7583 | 468 | 4 |
| (901-1001 bps) | 710,7809 | 953,2916 | 916,7178 | 217,4805 | -36,5739 | 242,125 | 349 | 4 |
| (1001-1101 bps) | 849,3878 | 1049,932 | 970,634 | 145,5246 | -79,2977 | 195,1344 | 340 | 3 |
| (1101-1201 bps) | 889,6564 | 1141,794 | 1053,452 | 211,8628 | -88,3418 | 254,8119 | 264 | 3 |
| (1201-1301 bps) | 1110,009 | 1246,168 | 1116,635 | 59,39093 | -129,533 | 136,831 | 99 | 3 |
| (1301-1401 bps) | 1309,699 | 1349,838 | 1228,701 | -47,7269 | -121,136 | 40,75582 | 39 | 3 |
| (1401-1501 bps) | 1803,75 | 1444,131 | 1308,397 | -480,485 | -135,733 | -360,483 | 38 | 3 |
| (1501-1601 bps) | 2360,12 | 1533,161 | 1333,849 | -989,637 | -199,312 | -826,182 | 9 | 3 |
| (1601-1701 bps) | 2806,89 | 1617,158 | 1416,086 | -1390,8 | -201,072 | -1189,73 | 2 | 1 |
| (1701-1801 bps) | 3195,953 | 1744,636 | 1546,782 | -1649,17 | -197,854 | -1451,32 | 6 | 1 |
| (1801-1901 bps) | 3522,344 | 1871,464 | 1696,883 | -1825,46 | -174,581 | -1650,88 | 4 | 1 |
| (1901-2001 bps) | 3672,117 | 1939,478 | 1691,96 | -1980,16 | -247,519 | -1732,64 | 9 | 1 |
| (2001-2101 bps) | 3808,522 | 2055,099 | 1819,433 | -1989,09 | -235,666 | -1753,42 | 9 | 1 |
| (2101-2201 bps) | 4400,77 | 2146,005 | 1822,973 | -2577,8 | -323,032 | -2254,76 | 6 | 1 |
| (2201-2301 bps) | 4741,45 | 2254,475 | 1917,161 | -2824,29 | -337,314 | -2486,98 | 11 | 1 |
| (2301-2401 bps) | 4917,441 | 2343,552 | 2025,699 | -2891,74 | -317,852 | -2573,89 | 11 | 1 |
| (2401-2501 bps) | 5089,948 | 2422,478 | 2070,308 | -3019,64 | -352,17 | -2667,47 | 4 | 1 |
| (2501-2601 bps) | 5236,655 | 2543,266 | 2086,869 | -3149,79 | -456,397 | -2693,39 | 7 | 1 |
| (2601-2701 bps) | 5805,599 | 2667,062 | 2295,061 | -3510,54 | -372,001 | -3138,54 | 5 | 1 |
| (2701-2801 bps) | 6083,284 | 2749,131 | 2385,261 | -3698,02 | -363,87 | -3334,15 | 13 | 1 |
| (2801-2901 bps) | 5808,207 | 2854,224 | 2448,132 | -3360,08 | -406,092 | -2953,98 | 6 | 1 |
| (2901-3001 bps) | 6283,059 | 2937,328 | 2532,03 | -3751,03 | -405,297 | -3345,73 | 9 | 1 |
| (3001-3101 bps) | 6384,236 | 3058,72 | 2650,516 | -3733,72 | -408,203 | -3325,52 | 9 | 1 |
| (3101-3201 bps) | 6516,585 | 3150,402 | 2705,048 | -3811,54 | -445,354 | -3366,18 | 10 | 1 |
| (3201-3301 bps) | 6967,018 | 3240,159 | 2788,734 | -4178,28 | -451,424 | -3726,86 | 5 | 1 |
| (3301-3401 bps) | 6892,654 | 3331,073 | 3019,395 | -3873,26 | -311,678 | -3561,58 | 1 | 1 |
| (3401-3501 bps) | 7479,978 | 3464,354 | 3130,299 | -4349,68 | -334,055 | -4015,62 | 6 | 1 |
| (3501-3601 bps) | 6994,786 | 3559,645 | 3137,512 | -3857,27 | -422,133 | -3435,14 | 6 | 1 |
| (3601-3701 bps) | 7249,227 | 3630,683 | 2998,25 | -4250,98 | -632,433 | -3618,54 | 2 | 1 |
| (3701-3801 bps) | 7690,176 | 3733,41 | 3264,874 | -4425,3 | -468,536 | -3956,77 | 6 | 1 |
| (3801-3901 bps) | 7179,569 | 3846,52 | 3439,35 | -3740,22 | -407,17 | -3333,05 | 2 | 1 |
| (3901-4001 bps) | 10096,66 | 3984,585 | 3399,905 | -6696,75 | -584,68 | -6112,07 | 1 | 1 |
| (4001-4201 bps) | 7646,418 | 4101,987 | 3686,724 | -3959,69 | -415,263 | -3544,43 | 2 | 1 |

FIGURE 5 – Tableau descriptif des CDS en fonction de leur prime

Nous remarquons grâce à ce tableau que la plupart des pays ont une prime de CDS de maturité cinq ans comprise entre 1 et 600 points de bases. Pour ces pays, nous pouvons voir que les différences entre les maturités sont toujours positives, donc les primes à court terme sont moins élevées qu'à long terme. Donc pour le marché, ces pays sont moins risqués à court terme, le marché ne prévoit donc pas de défaut dans les années à venir.

Les pays qui ont une prime qui dépasse 600 points de base sont peu nombreux, donc il est plus difficile d'avoir des résultats fiables. On remarque cependant que les différences de primes sont pour la plupart négative, donc pour ces pays il est très risqué d'investir car le marché prévoit un défaut de paiement à court terme. Ainsi au-delà de 1600 bps (c'est-à-dire pour l'Argentine), la différence entre 10 ans et 1 ans ou la différence entre 5 ans et 1 ans dépasse plus 1000 bps. Donc il est très risqué d'investir sur ce pays à court et même à long terme. Pour mieux visualiser ce phénomène, nous avons tracé les graphiques suivant :

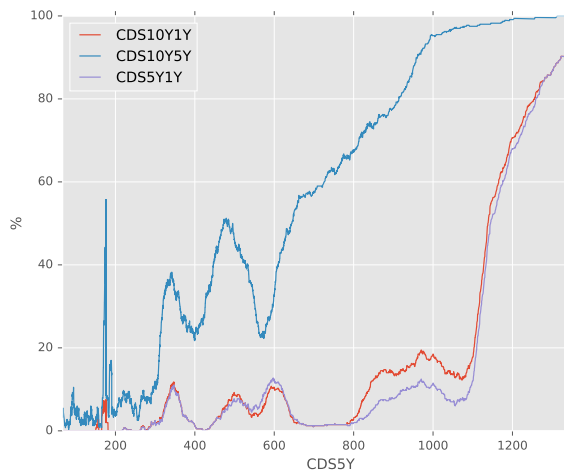


FIGURE 6 – Le pourcentage des différences négatives de maturité sur une fenêtre de 400

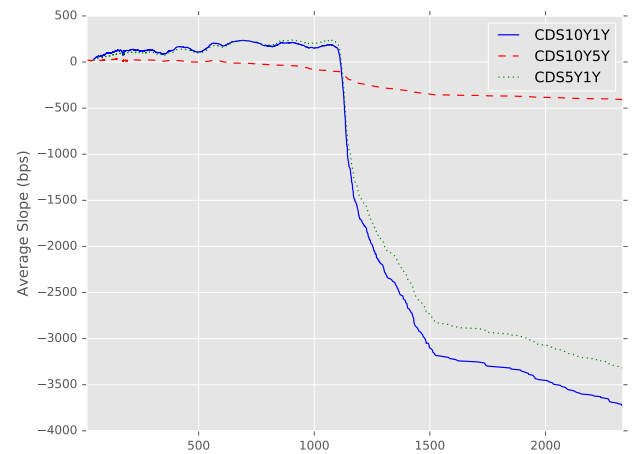


FIGURE 7 – La moyenne des différences des primes de CDS sur une fenêtre de 400

Grâce à la figure 7, nous remarquons que la différence entre 10 et 5 ans est globalement stable quel que soit la prime du CDS cinq ans. Nous pouvons expliquer ce phénomène par le fait qu'il est difficile de prévoir le risque sur un état à 5 ans ou 10 ans et donc le risque que le défaut arrive dans moins de 5 ans est presque identique au risque que le défaut arrive dans moins de 10 ans.

Ce graphique nous confirme également qu'à partir d'une certaine prime, toutes les différences sont négatives comme le montre le tableau précédent. Nous pouvons cependant remarquer la présence d'un pic sur le graphique 6 aux alentours de 200 points de bases. Il y a eu donc une différence brutale des primes des CDS cinq ans par rapport au dix ans. Nous supposons que cela est dû à des tensions sur le marché des CDS cinq ans entre 2010 et 2013 qui ont fait que des CDS de maturité 5 ans de prime très faibles (aux alentours de 100bps) ont vu leurs primes augmenter fortement (confère le graphique du CDS de la France). Ces tensions doivent être dû à des risques systémiques comme la crise de la dette dans la zone euro et non à des risques spécifiques.

Pour conclure, nous avons vu certaines caractéristiques des primes des CDS en fonction par exemple des notes des agences de notations. Nous avons cependant remarqué que la note n'est pas la seule chose qui influence l'évolution de la prime pour la simple raison que les notes sont des données annuelles alors que les CDS sont journaliers. Nous avons également vu quelques différences entre le risque à court terme et celui à long terme et leurs effets sur les primes.

3 Influence de la note sur la prime de CDS

3.1 Régression simple

Dans un premier temps, nous avons étudié la prime de CDS de maturité cinq ans avec la moyenne des notes des agences de notations. Nous avons utilisé la moyenne des notes car celle-ci change plus régulièrement que la note des agences de notations prise séparément.

Pour réaliser cette étude, nous avons fait la régression de la prime de CDS de maturité 5 ans avec la moyenne, nous avons alors obtenu :

| Régression du CDS5Y en fonction de la note | | | | |
|--|-------------|---------|----------|--------------|
| CDS5Y \sim Note | | | | |
| Rscore : | 0.348 | | | |
| p-value : | 0.0 | | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | -32.5835 | 2.1731 | -14.9937 | 1.141957e-50 |

Nous remarquons dans un premier temps que la p-valeur de la régression est très faible (zéro machine), donc au moins un indicateur à un effet sur la prime de CDS. Or, nous remarquons que la t-statistique de la note est assez élevée et que de plus sa p-valeur est très faible (le zéro machine). Donc nous pouvons dire que la note a un effet sur la prime de CDS. Sachant que le coefficient de la note dans la régression est positif, nous pouvons dire que plus la note est élevée (c'est-à-dire plus le pays est risqué), plus la prime de CDS sera élevée.

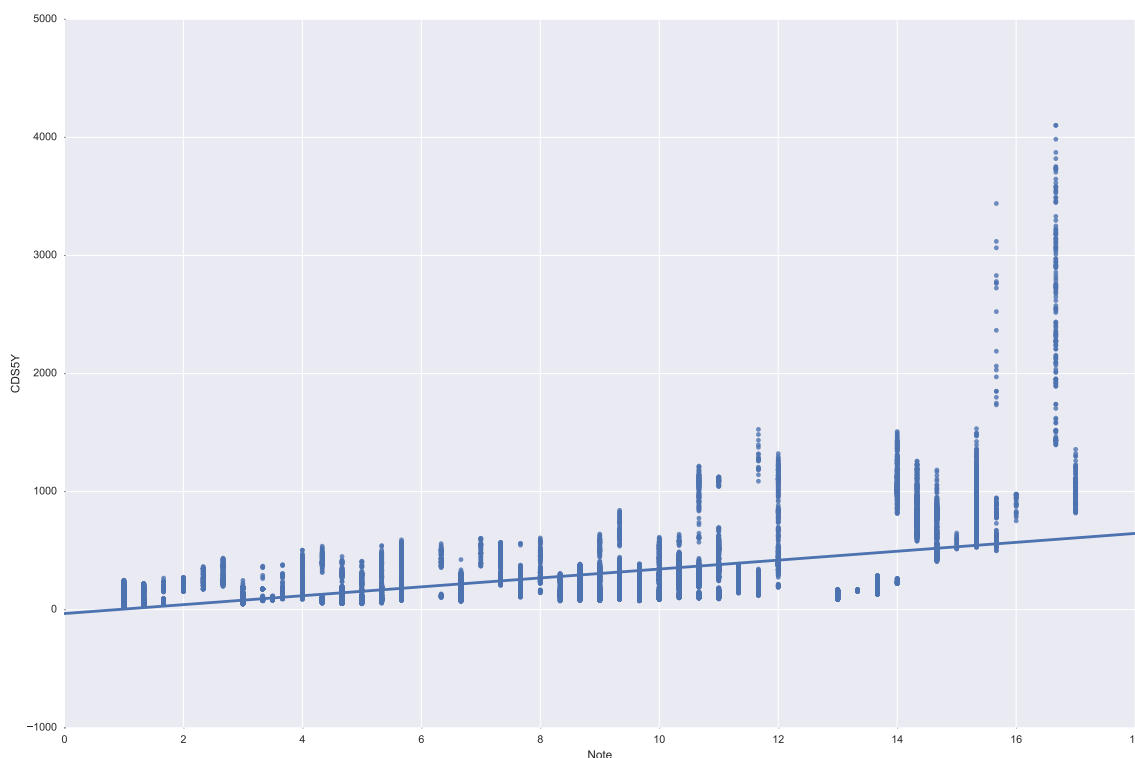


FIGURE 8 – Prime du CDS de maturité 5 ans en fonction de la note moyenne

Nous pouvons remarquer sur le graphique précédent (Graphique 8) que pour une note donnée, il y a plusieurs primes possibles et que ce phénomène a tendance à s'accroître quand la note augmente (c'est à dire quand le pays est plus risqué vis à vis des agences de notation). Or si la note était le seul indicateur à avoir un effet sur la prime de CDS, nous aurions un modèle linéaire c'est-à-dire une seule prime pour chaque note (la droite représente la prime théorique que nous aurions dû avoir si la note était le seul indicateur). Nous pouvons en déduire que le

marché prend donc d'autres critères pour évaluer le risque de défaut et que la note financière n'est pas suffisante pour expliquer les variations des primes. Nous supposons que la spéculation du marché sur le défaut d'un pays explique l'accentuation des primes pour une note donnée quand le pays a une mauvaise note.

Nous avons également essayé la régression simple de la prime de CDS de maturité 5 ans en fonction de la note décalée de un dans le temps car théoriquement la note n'a pas un effet instantané sur la prime de CDS. Cependant, les résultats obtenus en faisant cette opération ne changent pas car les notes sont mises à jour annuellement donc au maximum trois fois dans notre base de données.

3.2 Etude du logarithme des données

Nous avons ensuite décidé d'étudier la loi de répartition de la prime de CDS pour chaque pays en faisant de la statistique non paramétrique. Nous testons alors l'adéquation des données avec la loi normale avec le test de normalité d'Anderson Darling. Nous obtenons alors un p-valeur pour ce test de $3.4277e-06$. Donc on peut en déduire que le jeu de données pour chaque pays suit une loi normale.

Nous avons ensuite regardé la loi du logarithme de la prime de CDS avec le même test. Nous avons alors obtenu une p-valeur de $2.2136e-10$. Donc on peut déduire que le jeu de données a tendance à suivre une loi du log-normale et non une loi normale. Nous faisons alors la même régression que précédemment avec le logarithme de la prime de CDS. Nous obtenons alors :

| Régression du log du CDS5Y en fonction de la note | | | | |
|---|-------------|---------|---------|--------|
| CDS5Y_log ~ Note | | | | |
| Rscore : | | 0.559 | | |
| p-value : | | 0.0 | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | 4.0039 | 0.005 | 729.391 | 0.0000 |
| Note | 0.1468 | 0.001 | 215.242 | 0.0000 |

Nous remarquons que les résultats obtenus sont nettement meilleurs que pour la première régression ainsi le score R^2 de la régression est passé de 0.348 à 0.559. Donc en passant au log de la prime de CDS, nous augmentons la variance expliquée de notre modèle. Nous traçons alors le graphique du modèle obtenu par cette régression :

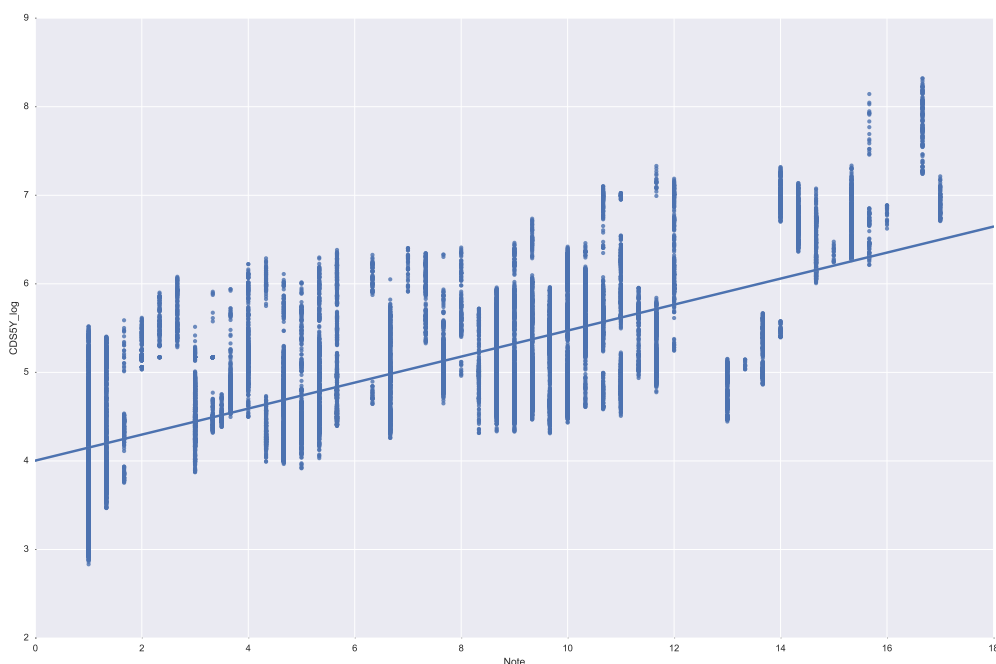


FIGURE 9 – Le logarithme de la prime du CDS de maturité 5 ans en fonction de la note moyenne

En passant au logarithme, nous remarquons que la variation pour une note donnée des logarithmes des primes est plus faible même pour des notes élevées et que notre modèle obtenu grâce à la régression est plus centré autour des logs des primes.

3.3 Etude du marché des CDS

À partir de là, nous nous sommes rendu compte que les primes des CDS pouvaient être "bruité" par le marché (le bruit peut être lié à des spéculations sur un pays, par exemple si le marché pense qu'un pays est proche d'un défaut de paiement). Pour nettoyer les données de ce bruit, nous rajoutons le CDS du marché dans la régression (le coefficient devant le CDS du marché dans la régression représente l'effet du marché dans la prime de CDS). Ce CDS correspond à la moyenne des CDS de maturité cinq ans sur le marché à une date donnée. Nous traçons alors la valeur du CDS du marché en fonction de la date, nous obtenons :



FIGURE 10 – L'évolution de la prime de CDS du marché

Nous remarquons qu'il y a une forte augmentation de la prime de CDS entre juillet 2011 et juillet 2012. Cette hausse correspond à la peur du marché d'un défaut de paiement d'un ou plusieurs états comme l'Argentine. On peut également expliquer ce phénomène avec la crise de la dette dans la zone euro qui a eu lieu au même moment. Nous remarquons que la peur d'un défaut de paiement d'un ou plusieurs états entraîne la hausse des primes des CDS.

Nous faisons alors la régression du log de la prime de CDS avec la moyenne des logarithmes des primes de CDS et la note :

| CDS5Y_log ~ Note + CDS5Y_moy_log | | | | |
|----------------------------------|-------------|---------|---------|------------|
| Rscore : | | 0.623 | | |
| p-value : | | 0.0 | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | -0.3953 | 0.015 | -25.966 | 2.584e-147 |
| Note | 0.1984 | 0.001 | 231.899 | 0.0000 |
| CDS5Y_log_moy | 1.1970 | 0.015 | 78.748 | 0.0000 |

Nous pouvons dans un premier temps dire qu'en ajoutant la moyenne du logarithme, nous avons amélioré la qualité de notre modèle car la quantité de variance expliquée a fortement augmenté ($R^2 = 0.623$). De plus, la p-valeur du nouvel indicateur est égale à zéro donc, il a un effet sur le logarithme de la prime du CDS 5 ans. Il est logique que le coefficient devant le nouveau régresseur est aux alentours de 1 car le log de la prime de CDS est compris dans cette variable. Nous pouvons conclure de cette régression que plus la valeur du CDS du marché augmente plus la valeur du CDS de maturité cinq ans augmente. Nous avons également fait la même étude avec le logarithme de la moyenne des CDS et nous avons obtenu des résultats très similaires.

Nous étudions maintenant la corrélation des régresseurs et du régressé :

| | CDS5Y | Note | CDS5Y du marché |
|-----------------|-------|-------|-----------------|
| CDS5Y | 1 | 0.590 | 0.162 |
| Note | 0.590 | 1 | 0.010 |
| CDS5Y du marché | 0.162 | 0.010 | 1 |

D'après le tableau de corrélation, nous pouvons dire que la valeur du CDS est corrélée positivement à la note et au marché du CDS. Cependant, la valeur du CDS est plus corrélée avec la note que le marché. Nous remarquons également que la note est peut-être corrélée avec le marché, ce qui est rassurant car les agences de notations doivent étudier le risque spécifique et non systématique.

3.4 Méthode de Fama-Macbeth

Jusqu'à présent, nous avons fait des régressions de la forme :

$$CDS5Y_{i,t} = \alpha + \gamma note_{i,t} + \mu CDS_moyen_t$$

avec i qui représente les pays compris dans la base de données et t qui correspond au temps.

En rajoutant le CDS moyen, nous voulions enlever l'influence du marché de la prime de CDS et donc son risque systématique. Cependant, nous remarquons que le CDS moyen dépend uniquement du temps et n'est pas spécifique à un pays. Il faut donc trouver un moyen de calculer le risque systématique. Pour cela, il faut revenir au MEDAF (modèle d'évaluation d'actifs financiers) qui nous dit que plus un actif est risqué, plus sa rentabilité doit être élevée. En adaptant, la formule du MEDAF à notre problème, on a avec R_f le taux d'intérêt sans risque :

$$CDS5Y_{i,t} = R_f + \beta_{i,t}(CDS_moyen_t - R_f)$$

Ainsi, pour récupérer une approximation de $\beta_{i,t}$, il suffit de faire une régression sur une fenêtre de 60 valeurs pour chaque pays et à chaque date. Nous avons décidé de faire une régression avec 60 valeurs avant le t qu'on calcule car la plupart du temps, on a accès qu'à des valeurs passées. Nous pouvons cependant avoir des valeurs plus précises en prenant une fenêtre centrée en t . Pour cela, il faut avoir accès à des valeurs futures.

Nous pouvons maintenant remplacer la moyenne des primes de CDS dans la régression par le $\beta_{i,t}$ qui est plus précis pour le risque systématique. Nous faisons maintenant la régression :

| CDS5Y \sim Note + β | | | | |
|-----------------------------|-------------|---------|---------|--------------|
| Rscore : | | 0.673 | | |
| p-value : | | 0.0 | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | -12.0102 | 1.622 | -7.404 | 1.351079e-13 |
| Note | 24.1975 | 0.214 | 112.938 | 0.0000 |
| β | 73.3700 | 0.394 | 186.071 | 0.0000 |

Tout d'abord, nous pouvons dire qu'au moins un des indicateurs à un effet sur la prime du CDS car la p-valeur du test est nulle. Nous remarquons de plus que les t statistiques sont élevées et que les t-valeurs sont très faibles. Donc la note et le β ont un effet sur la prime du CDS (plus ils augmentent, plus la prime augmente). Le résultat important à voir est qu'on a amélioré la part de variance expliquée grâce au β et donc au calcul du risque systématique.

À partir de là, nous pouvons mettre en place la méthode de Fama-Macbeth pour calculer de façon plus précise les coefficients devant la note et le β . Cette méthode consiste à faire une régression pour chaque date sur tous les pays. Nous récupérons alors un vecteur de coefficients pour chaque régresseur. Nous faisons ensuite un test de Student sur ces vecteurs pour savoir si la moyenne est nulle ou pas et savoir ainsi s'ils ont un effet sur le régressé. Contrairement aux régressions précédentes, où nous prenions tous les données quelque soit la date ou le pays. Ici avec cette nouvelle méthode, nous allons obtenir des coefficients qui dépendent du temps et donc des résultats bien plus précis car dans une régression simple, les périodes où les marchés sont sous tension perturbe les résultats. Nous appliquons cette methode avec la régression du logarithme de la prime en fonction de la note et du β et nous traçons le Rscore de la régression en fonction du temps pour voir l'évolution de la variance expliquées :

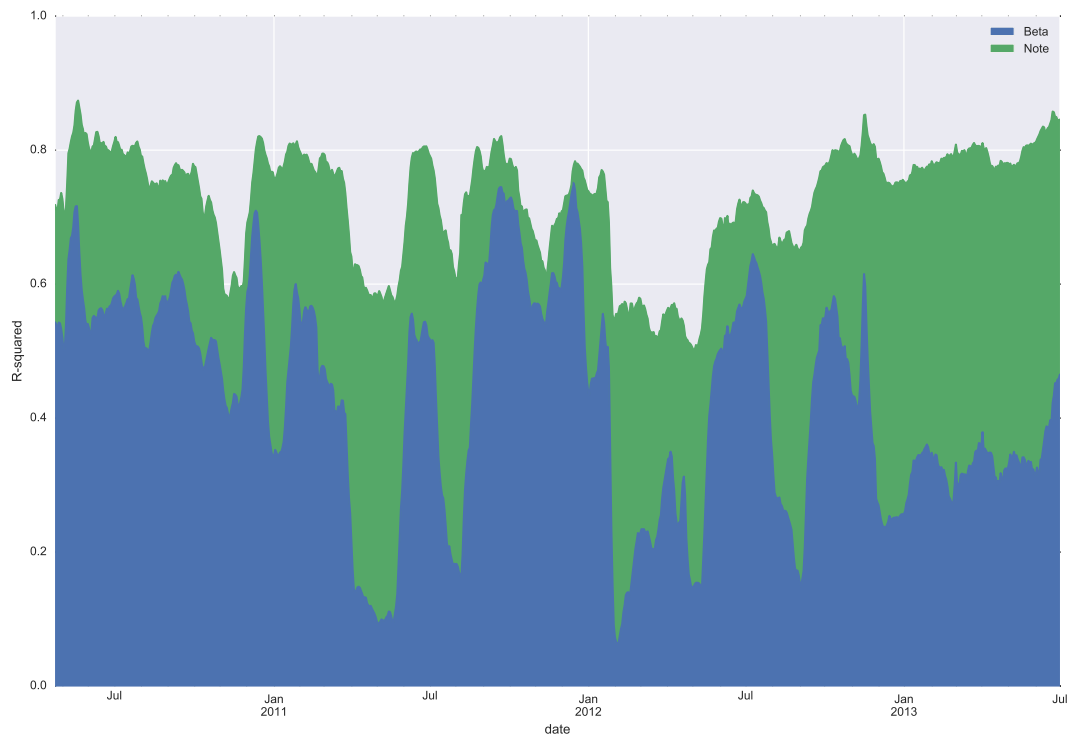


FIGURE 11 – Le Rscore de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta
 Nous faisons maintenant le test de student sur les vecteurs de coefficients :

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|-----------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 3.997650 | 0.0 |
| Note | 0.114389 | 0.0 |
| Beta | 0.233840 | 3.99e-200 |

Grâce au p-valeur du test du Student, nous pouvons dire que les moyennes ne sont pas nulles et donc les régresseurs ont un effet sur le logarithme de la prime du CDS. Le graphique précédent, nous montre que l'effet du Beta varie en fonction de la date. Il y a ainsi deux grandes périodes où le Beta n'explique presque pas les variations du logarithme de la prime. Pour ces périodes, il y a donc une incohérence entre le CDS et le marché c'est-à-dire que les variations du risque systématique ne suivent pas les variations des primes des CDS. Cela peut correspondre par exemple à des tensions sur le marché des CDS à cause d'une minorité de pays qui risque de faire un défaut de paiement.

Nous remarquons de plus que pendant ces périodes, les notes expliquent mieux les variations des CDS que Beta et qu'à partir de janvier 2012, les notes prennent plus d'importance. Nous pouvons supposer que les notes représentent plus fidèlement la réalité pendant ces périodes car elles ne sont pas soumises à la spéculation contrairement au marché.

Nous avons également étudié la différence de la variance expliquée avec la méthode Fama-Macbeth entre la régression du logarithme de la prime et la régression sans le logarithme :

| | CDS5Y_log | CDS5Y |
|---------|-----------|----------|
| Moyenne | 0.725248 | 0.722886 |
| std | 0.086596 | 0.185323 |
| min | 0.501332 | 0.371549 |
| 25% | 0.672200 | 0.577371 |
| 50% | 0.756607 | 0.723293 |
| 75% | 0.792125 | 0.917443 |
| max | 0.873972 | 0.983964 |

Nous traçons ensuite les variations des 2 Rscores sur le même graphique :



FIGURE 12 – Les Rscore de la régression (du log) du CDS5Y en fonction de la note, du Beta

L'étude de la différence des deux régressions permet de dire qu'en utilisant le logarithme, nous minimisons l'écart-type du R-score. Nous pouvons très bien voir ce phénomène sur le graphique où le R-score de la régression avec le logarithme est beaucoup plus centré autour de sa moyenne qui est égale à 0.72. Donc, cela nous a confirmé qu'il fallait travailler avec le logarithme du CDS.

3.5 Etude du résidu

À partir de là, nous avons cherché une autre méthode pour enlever l'influence du marché sur la prime de CDS. Pour cela, nous avons essayé de travailler avec les résidus de la régression du logarithme de la prime en fonction de la moyenne des logarithmes des primes sur le marché des CDS à une date donnée. Nous avons repris l'exemple de la France pour visualiser les résidus :



FIGURE 13 – Prime des CDS de maturité 5 ans pour la France



FIGURE 14 – Evolution du résidu de la France

En mettant en parallèle ces deux graphiques, nous pouvons remarquer qu'il y a une corrélation entre l'explosion de la prime de CDS en janvier 2012 dû à des tensions sur le marché des CDS et l'amélioration de notre modèle (c'est-à-dire des résidus plus faible) pour la France. Ce qui est logique car à cette période la prime de CDS de la France dépendait plus du risque systématique et donc du CDS moyen du marché que de sa note qui est constante. Donc notre modèle pour la France à cette période est plus précis.

Nous faisons maintenant la régression du résidu obtenu avec la note et nous obtenons :

| résidu \sim Note | | | | |
|--------------------|-------------|---------|----------|--------|
| Rscore : | | 0.612 | | |
| p-value : | | 0.0 | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | -0.193 | 0.001 | -202.346 | 0.0000 |
| Note | 0.199 | 0.001 | 240.177 | 0.0000 |

Nous remarquons que la valeur obtenu en travaillant avec le résidu est très similaire aux résultats obtenu en calculant le Beta du Medaf car dans les deux cas, nous avons enlevé le risque systématique des données.

Nous avons décidé de poursuivre l'étude avec le Beta mais nous réutiliser les résidus dans la partie sur la causalité.

4 Etude de l'influence d'autres variables

4.1 Les variables économiques

4.1.1 Les indicateurs classiques

Dans un premier temps, nous avons pensé à quelques indicateurs classiques qui permettent de représenter la santé de l'économie d'un pays comme le taux de chômage, le PIB, la quantité de dette à court ou à long terme. L'ensemble de ses données permettent représenter le risque spécifique d'un pays car par exemple une explosion du chômage, des dettes et une baisse du PIB peut-être le présage d'une crise profonde dans le pays et donc augmente le risque d'un défaut de paiement de l'état.

Nous faisons alors la régression du log du CDS de maturité 5 ans avec ces indicateurs ainsi que la note et le Beta. Nous obtenons alors (voir l'annexe 1 pour l'explication de ce graphique) :



FIGURE 15 – Le Rscore de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta et indicateurs classiques

Puis nous faisons le test student pour voir si la moyenne des coefficients est égale à zéro ; Les résultats sont :

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|---------------------------------------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 4.018947 | 0.0 |
| Note | 0.128511 | 0.0 |
| Beta | 0.218497 | 4.139e-147 |
| LT_n (dette à long terme normalisée) | 0.064026 | 6.152e-142 |
| ST_n (dette à court terme normalisée) | 0.004401 | 7.083e-09 |
| GDP_n (PIB normalisée) | -0.020354 | 6.152e-142 |
| UR (Chômage) | 0.022826 | 0.0 |

Nous remarquons dans un premier temps qu'aucune des p-valeur n'est élevée, nous en déduisons que les moyennes ne sont pas nulles. Cependant, nous voyons sur le graphique que seul le taux de chômage apporte de l'information sur la variance du logarithme du CDS. Nous pouvons de plus voir que les coefficients moyens sont globalement très faibles par rapport à la note et au Beta alors qu'ils ont le même ordre de grandeur. Ce phénomène peut s'expliquer par le fait que ces indicateurs ont dû très certainement être pris en compte dans la note du pays. Il faut donc rechercher des indicateurs que les agences ne prennent pas en compte.

De plus, les signes sont cohérents car une augmentation des dettes fait augmenter le risque de défaut de paiement et donc la prime du CDS. Une augmentation du PIB fait bien diminuer la prime de CDS car cela montre que l'économie du pays est en bonne santé. Finalement, quand le chômage augmente, la prime augmente également ; ce qui est cohérent car c'est le signe d'une économie fragile et donc plus propice au défaut de paiement.

4.1.2 Le ratio de liquidité

Pour trouver ce ratio, nous nous sommes inspiré du cours de diagnostic financier que nous avons adapté aux spécificités d'un pays. Ce ratio permet d'évaluer la solvabilité d'un état c'est-à-dire sa capacité à rembourser ses dettes à court terme grâce à sa trésorerie courante. Plus le ratio est faible, plus le pays aura des difficultés à rembourser ses dettes à court terme et donc plus le pays sera risqué vis à vis du défaut de paiement.

Pour calculer ce ratio, nous utilisons la réserve totale d'un pays que nous divisons par sa dette à court terme. La réserve totale comprend à la fois la réserve d'or et l'ensemble des réserves d'un pays répertoriées par le Fond Monétaire International. Nous avons dû enlever quelques pays de l'étude (Slovaquie, Qatar et Venezuela) car nous n'avons pas trouvé les données sur la dette à court terme de ses pays.

Nous appliquons alors la méthode de Fama-Macbeth avec ce régresseur, la note et le Béta. Nous obtenons alors le graphique suivant :

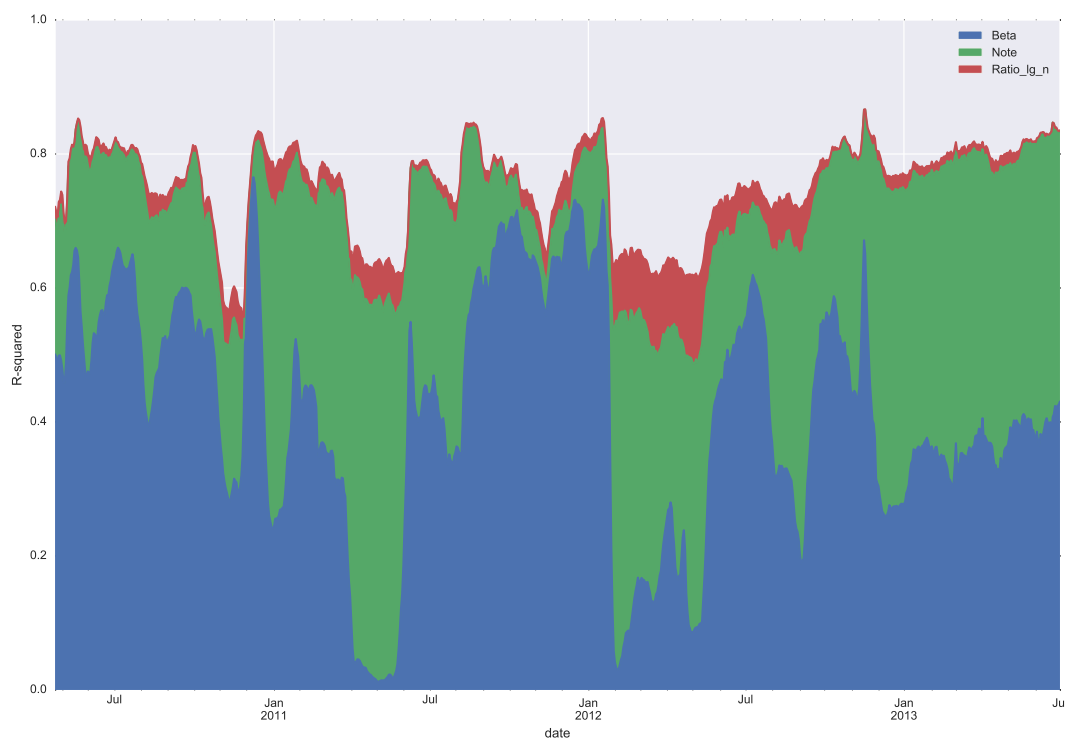


FIGURE 16 – Le Rscore de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta et du ratio de liquidité

Nous remarquons que ce ratio a globalement peu d'effet sur la régression sauf entre janvier 2012 et juillet 2012 où il y a des incohérences de la note et du marché. Cette période correspond globalement à la crise de la dette c'est-à-dire au moment où des pays comme l'Argentine ou l'Ukraine sont devenus très peu solvables. Ces pays avaient de très grosses difficultés à rembourser leurs dettes. C'est donc logique que ce ratio apporte plus d'information à cette période. On va maintenant vérifier que cet indicateur a un réel effet sur le régressé en faisant un test de Student. Nous obtenons :

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|--------------------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 4.018947 | 0.0 |
| Note | 0.214906 | 0.0 |
| Beta | 0.129605 | 1.578e-160 |
| Ratio de liquidité | - 0.107097 | 0.0 |

Sachant que l'ensemble des p-valeurs du test de Student sont presque égale à zéro, nous pouvons en déduire que les moyennes des coefficients obtenus par la méthode de Fama-Macbeth sont différentes de zéro. Le signe du coefficient du ratio est logique car plus le ratio est grand, moins le pays a de chance de faire un défaut de paiement car il a suffisamment de trésorerie pour payer ses dettes à court terme. Il est donc normal que la valeur du CDS diminue. La valeur absolue du coefficient du Ratio est du même ordre de grandeur que celui du Beta, cependant Beta est globalement plus grand que le ratio. Donc le marché a donc pour la plupart du temps plus d'effet sur le prix du CDS que le ratio de liquidité comme le montre le graphique précédent. Il faut donc chercher d'autres indicateurs pour expliquer les variations des prix des CDS mais également le risque de défaut de paiement.

Nous avons également créé le ratio total qui correspond à la dette totale (dette à court terme plus la dette à long terme) divisé par le PIB. Donc, plus ce ratio est important plus le pays risque de faire défaut car sa dette augmente par rapport à son PIB ; ce qui entraîne la hausse de sa prime de CDS. En mettant cet indicateur dans le modèle précédent, nous avons obtenu des résultats très similaire.

4.1.3 La valeur de l'indice boursier local

La valeur de l'indice boursier local correspond à la valeur de la bourse local convertie en dollar c'est-à-dire le CAC 40 pour la France ou le Nikkei pour le Japon. Cet indicateur ne représente pas réellement la santé de l'économie d'un pays car la plupart des sociétés qui constituent ces bourses font leurs profits à l'international et profite alors de l'économie mondiale. Cependant, cela permet de représenter le rayonnement d'un pays dans le monde car les compagnies qui constituent les places boursières représentent le pays dans le monde. Or plus un pays rayonne, plus les investisseurs ont confiance en son économie et donc moins le pays a de chance de faire un défaut de paiement. Pour représenter la santé de l'économie d'un pays, nous aurions pu prendre des indices qui représente plus les petites et moyennes entreprises qui travaillent moins à l'international ; cependant nous n'avons pas trouvé suffisamment de données. Pour cet indicateur, nous avons dû retirer la Géorgie et le Panama car nous n'avons pas trouvé les données correspondantes.

Nous faisons alors la régression du log du CDS 5 ans en fonction de la note, du Béta, de cet indicateur et du ratio de solvabilité avec la méthode de Fama-Macbeth ; nous obtenons alors :



FIGURE 17 – Le Rscore de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta, du ratio de liquidité et de l'indice boursier

Avec ces deux indicateurs, nous arrivons à expliquer plus de 84.4% de la variance du régressé. Ces indicateurs permettent ainsi de bien décrire les variations de la prime des CDS de maturité cinq ans. La part de variance expliquée par l'indice boursier local est beaucoup plus importante entre janvier et juillet 2012 quand le Beta qui représente le risque systématique est peu représentatif de la variation du CDS.

A priori, l'indice local semble redondant par rapport au Beta car il représente tous deux un risque systématique. Cependant, cet indice est complémentaire au Beta car celui-ci représente le risque systématique sur l'économie en général Alors que Beta représente le risque systématique d'un pays sur le marché des CDS. Ce qui explique la période entre janvier 2012 et juillet 2012, car à cette période, le marché des CDS est devenu incohérent à cause de quelques pays qui étaient proche du défaut alors que l'indice local a moins subi ces tensions et donc représente plus fidèlement l'état de l'économie d'une majorité de la base.

Nous faisons maintenant le test de Student :

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|---|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 5.006464 | 0.0 |
| Note | 0.149054 | 0.0 |
| Beta | 0.139192 | 5.0165e-123 |
| SM (Stock Market) | -0.010477 | 0.0 |
| Ratio_lg_n (ratio de solvabilité normalisé) | -0.106195 | 0.0 |

Les p-valeurs sont logiquement proche de zéro, donc les moyennes sont non-nulles. Le coefficient de SM est le plus faible, cependant son ordre de grandeur est beaucoup plus grand que les autres indicateurs. Nous pouvons voir que lorsque la bourse d'un pays diminue, la prime de CDS augmente. Nous en déduisons qu'il y a un lien entre la prime de CDS et le rayonnement d'un pays à l'international.

4.2 Les variables non-économiques

À partir des résultats obtenus, nous nous sommes rendu compte que nous étions limités dans l'efficacité de notre modèle car le risque de défaut d'un pays ne dépend pas que de variables économiques ou financières. Il faut donc chercher d'autres variables qui expliquent les variations de la prime du CDS et qui ne sont pas prises en compte par les agences de notations. Ces variables peuvent être des variables macro-économiques qui représentent par exemple le bonheur de la population, la politique environnementale, les tensions sociales ou encore la stabilité politique.

4.2.1 Deux variables sociales : l'emploi précaire et les dépenses pour la santé publique (%PIB)

Les deux indicateurs appartiennent à la base de données World Development Indicators fournis par la Banque Mondiale. La base de données étant assez complète le choix des indicateurs était en partie arbitraire, nous recherchions des indicateurs qui restaient suffisamment généralistes mais qui donnaient un aperçu de domaine sociaux assez différents.

L'emploi précaire



FIGURE 18 – Le R^2 de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta et du pourcentage d'emplois précaires (R^2 moyen : 76%)

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|----------------------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 4.102674 | 0.0 |
| Beta | 0.188313 | 5.9617902062715491e-168 |
| Note | 0.145488 | 0.0 |
| EP (emploi précaire) | -0.015145 | 0.0 |

les dépenses pour la santé publique (%PIB)

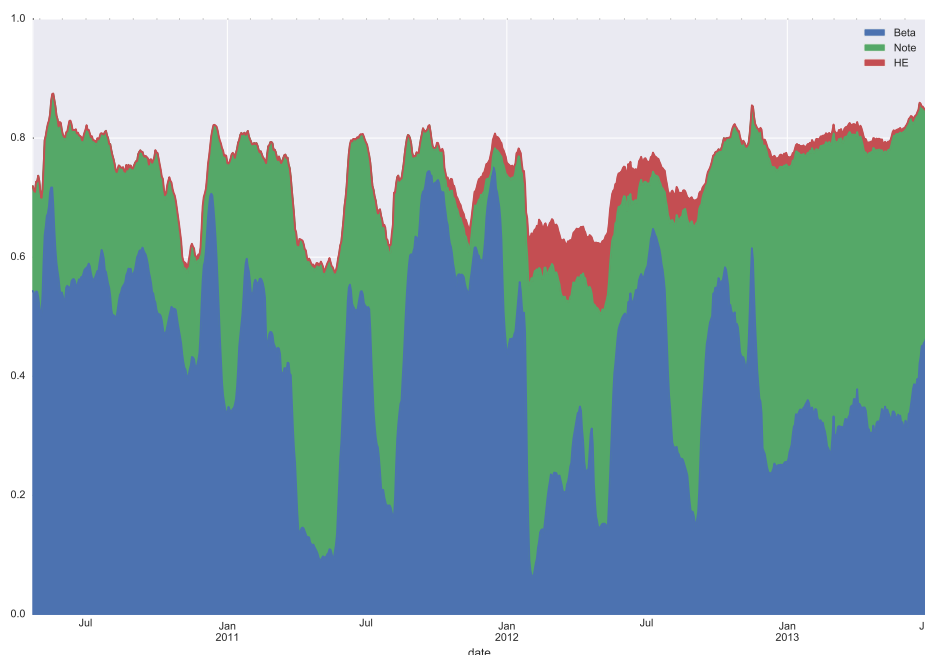


FIGURE 19 – Le R^2 de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta et des dépenses pour la santé publique (%PIB) (R^2 moyen : 74%)

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|-----------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 3.580391 | 0.0 |
| Beta | 0.220521 | 2.2929305528989911e-200 |
| Note | 0.135634 | 0.0 |
| HE (%PIB) | 0.052005 | 4.7754852492313876e-152 |

4.2.2 Une variable environnementale : les émissions de CO2

Le monde commence à comprendre l'importance du réchauffement climatique et la nécessité de le combattre (conférences des parties par exemple). Il nous a donc semblé intéressant de voir si un indicateur représentant la politique environnementale d'un pays puisse déjà avoir un effet sur la prime de CDS d'un pays et donc puisse déjà avoir un effet sur le risque de défaut d'un pays. Si un accord signé lors de l'une des COP venait à menacer les états pollueurs avec une amende, cela entraînerait sans aucun doute une augmentation de la prime de CDS des états pollueurs. Pour information, entre les années 2010 et 2014, 4 COP ont eu lieu : les COP 17, 18, 19 et 20.

L'indicateur que nous avons choisi est le nombre de tonnes émises par habitant fournis par l'OECD car c'était l'un des seuls indicateurs à posséder des données pour tous les pays de l'échantillon et sur la durée totale de l'échantillon. La période des données est annuelle.

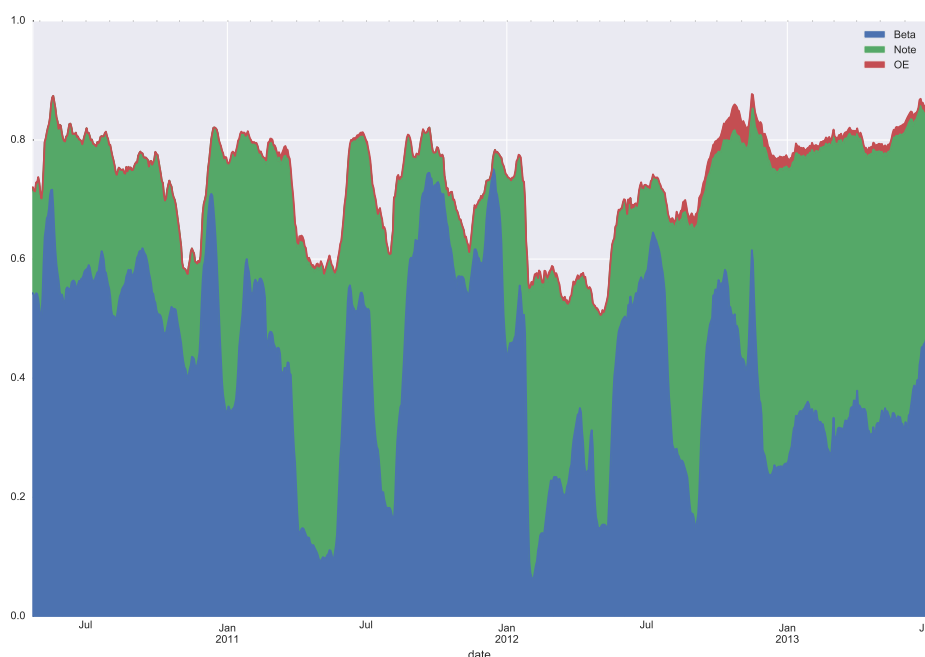


FIGURE 20 – Le R^2 de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta, de l'émission de tonnes de CO2 par habitant

On constate que d'après le graphique 20, les émissions de CO2 n'expliquent pas encore les variations de la prime de CDS d'un pays. Nous faisons donc le triste constat que, pour l'instant, un pays ne risque pas de faire défaut en polluant.

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|---------------------------------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 3.877038 | 0.0 |
| Beta | 0.234838 | 1.3102945229876095e-198 |
| Note | 0.120324 | 0.0 |
| OE (tonnes de CO2 par habitant) | 0.011061 | 7.0213580215279805e-141 |

Si l'on regarde en détails les coefficients moyens de la régression, on trouve une p-valeur pour le coefficient OE (les émissions) satisfaisante, le coefficient est d'ailleurs positif et donc, plus un pays émet de CO2, plus ça prime de CDS augmente mais le coefficient reste 10 fois plus petit que celui de la note ou des betas. Et donc, même si les pays pollueurs ont tendances à avoir une prime de CDS supérieure à celle des pays propres, la différence des primes entre ces deux groupes reste négligeable.

4.2.3 Les variables liées à la politique

La Banque Mondiale donne accès une base de données d'indicateur politique très intéressant. Appelée Worldwide Governance Indicators, cette base de données contient plus de 36 indicateurs sur la gouvernance pour 215 pays entre 2014 et 2000. C'est 36 indicateurs sont regroupés en 6 grands indicateurs : le contrôle de la corruption, l'efficacité du gouvernement, la stabilité politique/absence de terrorisme, la qualité de la régulation, le pouvoir de la loi et l'implication des citoyens. Ces indicateurs permettent de représenter fidèlement la santé politique d'un pays. Nous avons donc voulu vérifier à quel point le risque de défaut d'un pays est affecté par sa santé politique.



FIGURE 21 – Le R^2 de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta et de tous les indicateurs WIB

| Indicateur | Coefficient moyen | p-value du test de Student |
|------------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | 4.283325 | 0.0 |
| Beta | 0.167765 | 1.8384463428798435e-165 |
| Note | 0.116334 | 0.0 |
| GE | -0.102307 | 6.0154584674479175e-50 |
| PS | -0.027038 | 2.2942890730432473e-37 |
| RQ | -0.828614 | 0.0 |
| CC | -0.339821 | 8.2863745010055925e-296 |
| VA | 0.151178 | 8.258589849285577e-187 |
| RL | 0.980219 | 0.0 |

Cette régression obtient un R^2 moyen de 82% avec une variance de 4%, ce qui pourrait laisser croire que c'est 6 indicateurs accompagnés de la note et du beta d'un pays permettrait d'expliquer la variance de la prime de CDS d'un pays. Mais si l'on regarde en détails les valeurs des coefficients moyens de la régression, on remarque que certains des coefficients ont des signes contre-intuitif (l'implication des citoyens et le pouvoir de la loi) ou des valeurs numériques trop élevées (la qualité de la régulation et le pouvoir de la loi). C'est en regardant la matrice de corrélation 22 entre ces indicateurs que nous nous sommes rendu compte que les indicateurs étaient trop corrélés entre eux et qu'il y avait de l'over-fitting :

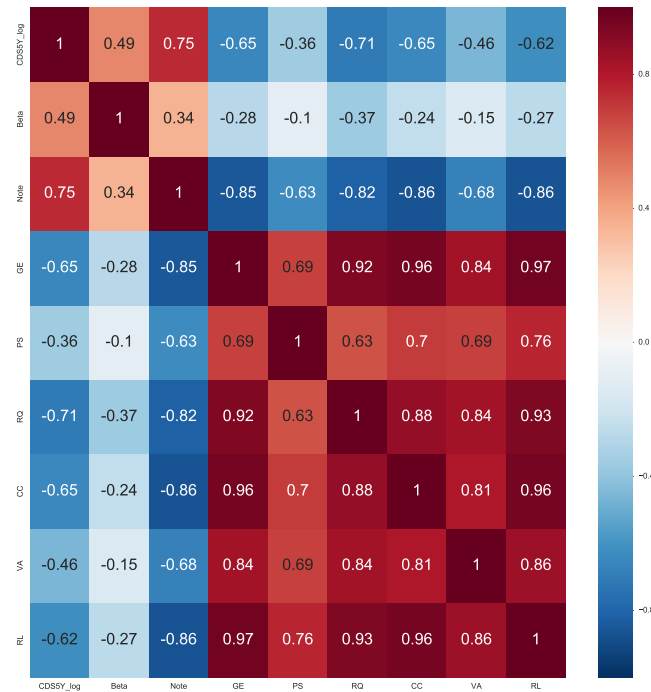
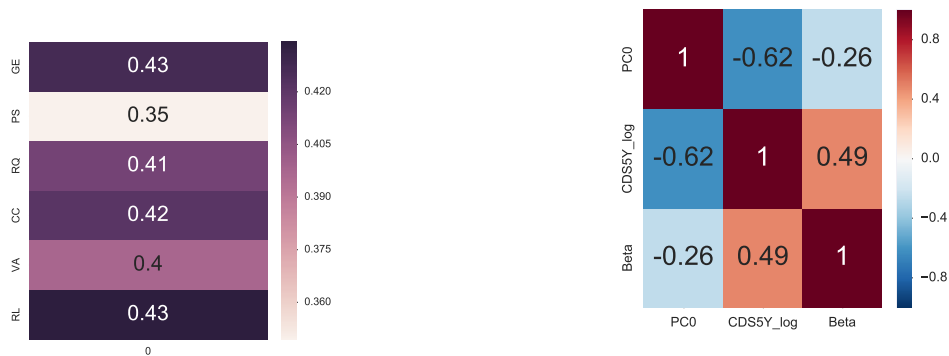


FIGURE 22 – La matrice de corrélation entre la note, le beta du marché et tous les indicateurs WIB

Comme la note est très corrélée avec ces indicateurs WIB, nous avons décidé de laisser la note de côté cette fois-ci. La première étape fut de réaliser une ACP 23a sur ces indicateurs pour travailler sur des données non corrélées. Nous remarquons que seule la première composante principale respecte le critère "variance expliquée > 1". La matrice de corrélation 23b montre une forte corrélation négative entre ce nouvel indicateur et la prime de CDS 5 ans (ce qui est cohérent contrairement aux coefficients obtenus lors de la première régression).



(a) Composition de la première composante principale de l'ACP, le logarithme de la prime de CDS et le beta du marché

FIGURE 23 – Résultats de l'ACP sur les indicateurs WIB

Avec de premiers résultats satisfaisants grâce à l'ACP, nous décidons donc de réaliser une régression de Fama-Macbeth du logarithme de la prime de CDS 5 ans sur le beta du marché et le nouvel indicateur 24. Et dans la continuité de l'ACP, le R^2 obtenu est bon (62%), légèrement inférieur au 67% de la note ; les coefficients sont cohérents aussi bien en signes qu'en valeurs ; et les p-valeurs sont nulles. Ce qui nous permet de conclure que, la santé politique d'un pays impact directement son risque de défaut.

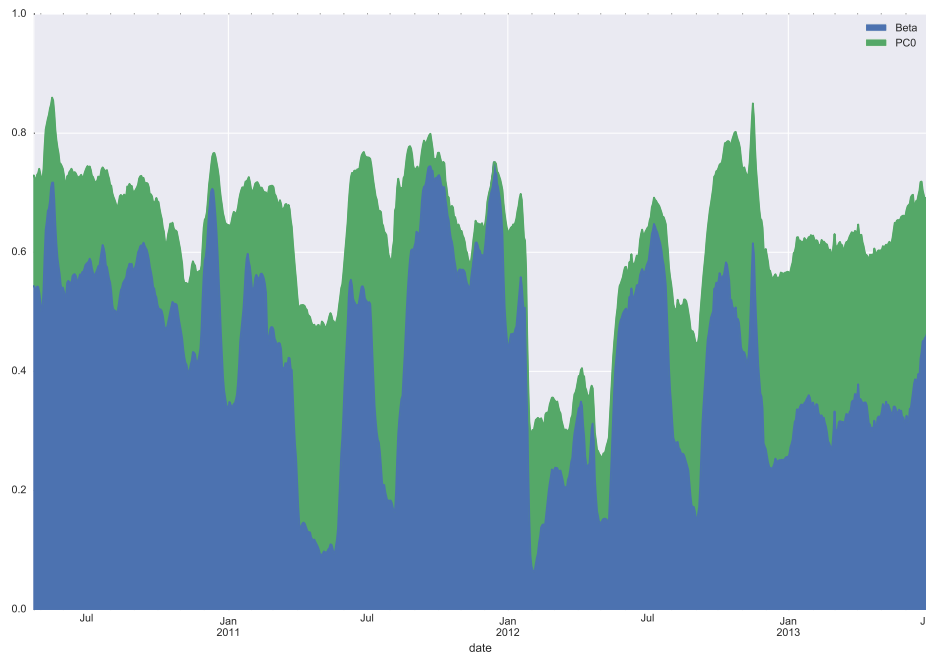


FIGURE 24 – R^2 de la régression de Fama-Macbeth du logarithme de la prime de CDS 5 ans sur le beta du marché et le nouvel indicateur

| $\log(CDS5Y) \sim \beta + PC0$ | | |
|--------------------------------|-------------------|-------------------------|
| R^2 moyen : | 0.624430 | |
| | coefficient moyen | p-valeur moyenne |
| Intercept | 4.718415 | 0.0 |
| β | 0.297642 | 1.9783283147570355e-223 |
| PC0 | -0.169257 | 0.0 |

5 Conception du modèle final

Nous avons, au cours de notre projet, introduit 18 indicateurs, plus ou moins bons, il est évident que nous ne pouvons pas juste rajouter les 18 indicateurs à la note pour faire le modèle de la prime de CDS 5 ans. La matrice de corrélation n'est plus vraiment interprétable avec autant d'indicateurs 25. Nous avons donc mise en place quelques filtres d'indicateurs pour obtenir le meilleur modèle possible et expliquer au mieux la prime de CDS 5 ans.

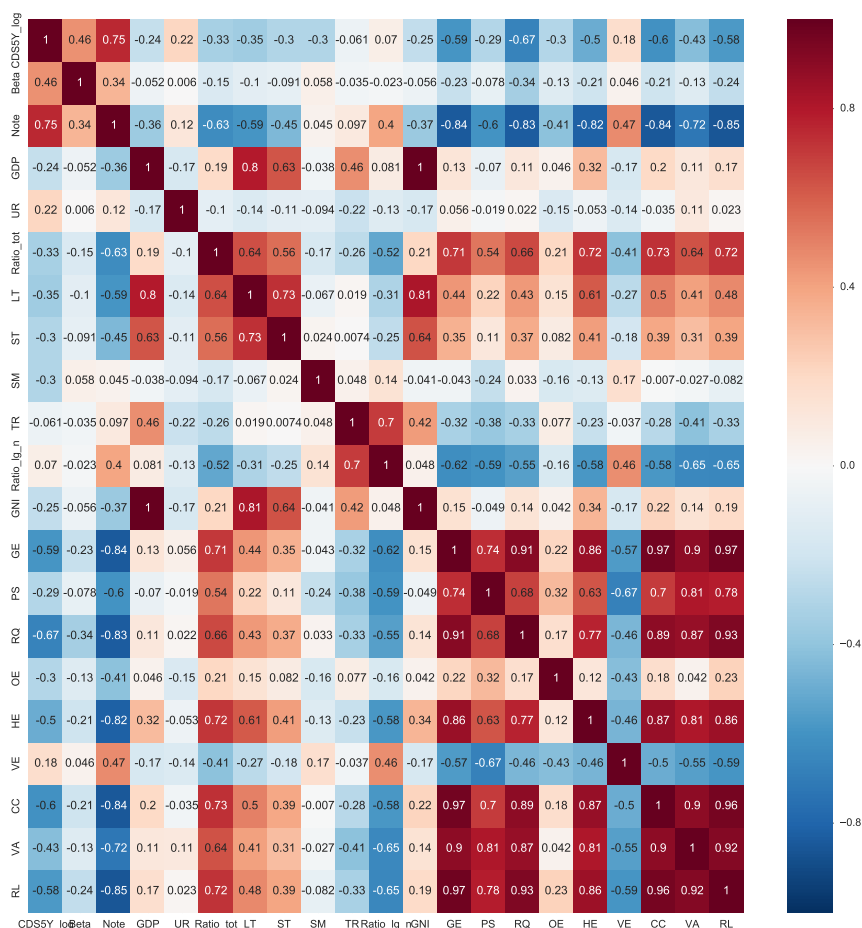


FIGURE 25 – Matrice de corrélation globale

5.1 Premier filtre : le R^2 moyen

Nous nous sommes beaucoup intéressé au cours de notre projet au R^2 moyen de la régression de Fama-Macbeth, il nous a donc semblé cohérent de retirer les indicateurs qui n'obtenaient pas un R^2 suffisamment élevé. A cause du second filtre (dont le temps d'exécution est en $o(n!)$), les indicateurs dont le R^2 était inférieurs à la médiane furent retirés.

| Indicateurs | R^2 moyen | Passage du filtre |
|----------------------------------|-------------|-------------------|
| Indice boursier local | 0.782448 | oui |
| Emploi précaire | 0.763328 | oui |
| Taux de chômage | 0.761444 | oui |
| Ratio de liquidité générale | 0.751108 | oui |
| Stabilité politique | 0.744771 | oui |
| Dépenses publiques pour la santé | 0.744754 | oui |
| Ratio total | 0.740710 | oui |
| Qualité de la régulation | 0.740176 | oui |
| Pouvoir de la loi | 0.737829 | oui |
| Contrôle de la corruption | 0.734752 | non |
| Efficacité du gouvernement | 0.732999 | non |
| Emissions de CO2 | 0.732803 | non |
| Implication des citoyens | 0.731249 | non |
| Réserves | 0.729405 | non |
| Produit National Brut | 0.727352 | non |
| Dettes long termes | 0.725521 | non |
| Dettes court termes | 0.719990 | non |
| Produit Intérieur Brut | 0.719938 | non |

5.2 Deuxième filtre : le critère d'information d'Akaike

Comme deuxième filtre nous avons conçu un script qui génère tous les modèles possibles à partir de combinaison des indicateurs en y rajoutant le beta du marché et la note. Le script retourne le modèle ayant le plus petit critère d'information d'Akaike pour la régression $\log(CDS5Y) \sim \text{modele}$.

| Indicateurs | Passage du filtre |
|----------------------------------|-------------------|
| Indice boursier local | oui |
| Emploi précaire | non |
| Taux de chômage | oui |
| Ratio de liquidité générale | oui |
| Stabilité politique | oui |
| Dépenses publiques pour la santé | oui |
| Ratio total | oui |
| Qualité de la régulation | oui |
| Pouvoir de la loi | oui |

Maintenant que nous n'avons plus que les bons indicateurs, il ne reste plus qu'à réaliser la régression de Fama-Macbeth pour ce modèle.

| | coefficient moyen | p-valeur moyenne du test de Student |
|---|-------------------|-------------------------------------|
| Intercept | 4.814356 | 0.0 |
| Beta | 0.136833 | 5.7454050761216524e-127 |
| Note | 0.133268 | 0.0 |
| Indice boursier local | -0.007719 | 9.4939879948692304e-309 |
| Taux de chômage | 0.016234 | 0.0 |
| Ratio de liquidité générale | -0.104138 | 4.6605656126682214e-277 |
| Stabilité politique | -0.046448 | 7.7379174081215983e-96 |
| Dépenses publiques pour la santé | -0.000634 | 0.50744316028418535 |
| Ratio total | 0.068432 | 2.6338652709152285e-206 |
| Qualité de la régulation | -0.355823 | 4.7583922926493551e-263 |
| Pouvoir de la loi | 0.184322 | 3.8330766382295074e-113 |

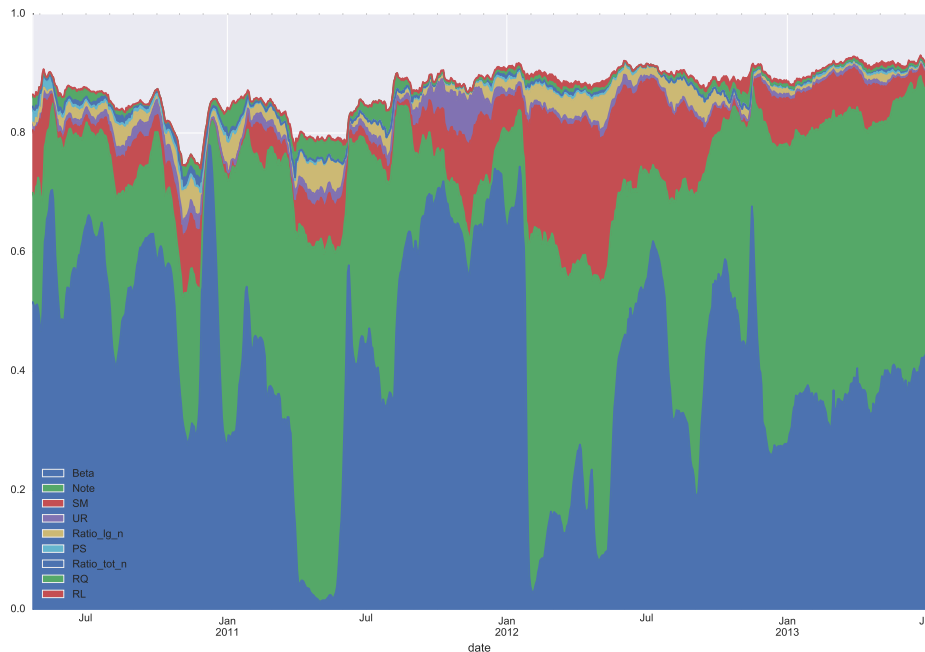


FIGURE 26 – R^2 de la régression de Fama-Macbeth du logarithme de la prime de CDS 5 ans sur le beta du marché et le nouvel indicateur

En refaisant le Fama-Macbeth sans les dépenses publiques pour la santé (car sa p-valeur était trop élevée), nous obtenons :

| | coefficient moyen | p-valeur moyenne du test de Student |
|-----------------------------|-------------------|-------------------------------------|
| Intercept | 4.813961 | 0.0 |
| Beta | 0.133717 | 3.3132722998098157e-125 |
| Note | 0.133844 | 0.0 |
| Indice boursier local | -0.007771 | 2.438969981477818e-316 |
| Taux de chômage | 0.016385 | 0.0 |
| Ratio de liquidité générale | -0.104314 | 2.632295731484879e-293 |
| Stabilité politique | -0.046197 | 1.8156470092502395e-97 |
| Ratio total | 0.068587 | 2.5029119484291499e-233 |
| Qualité de la régulation | -0.356391 | 9.2099078467649221e-286 |
| Pouvoir de la loi | 0.185150 | 2.814471241217169e-114 |

On remarque que les signes des coefficients sont globalement cohérent sauf pour le pouvoir de la loi. Le signe du coefficient du pouvoir de la loi signifie que plus une économie est régulée, plus sa prime de CDS est importante (ce qui n'est pas a priori logique). Nous n'avons pas très bien compris le signe de cet indicateur car la signification du pouvoir de la loi est assez vague.

5.3 ACP sur les indicateurs du modèle final

Maintenant que nous connaissons les indicateurs qui permettent, accompagnées de la note et du beta de marché, d'expliquer les variations de la prime de CDS d'un pays. Nous réalisons une analyse des composantes principales sur les régresseurs de notre modèle pour voir où se situe la note par rapport aux autres indicateurs.

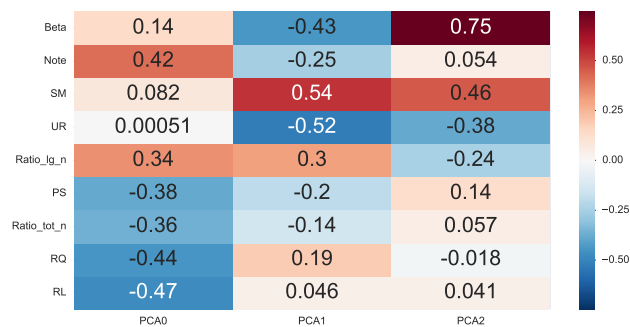


FIGURE 27 – Composition des composantes principales de l’ACP sur les indicateurs du modèle final

En regardant la composition de la première composante principale, on remarque que la note se retrouve avec le ratio de liquidité général, le ratio total et les indicateurs politiques. Alors que le troisième vecteur de la PCA est composé en grande partie du Beta et donc du risque systématique. Ce qui confirme l’importance du marché dans la prime du CDS. Nous avons alors représenté les variables selon les 3 premiers axes de la PCA.

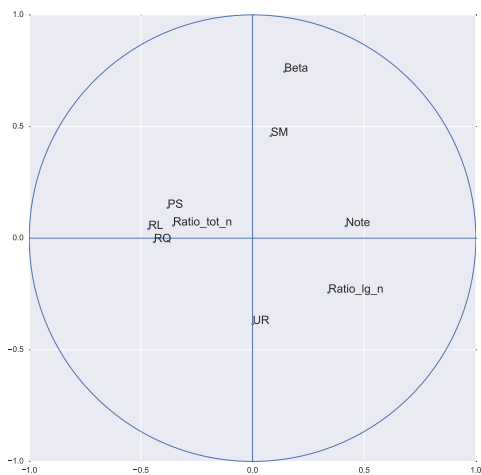


FIGURE 28 – Représentation des indicateurs du modèle final sur la deuxième et la troisième composante principale de l’ACP

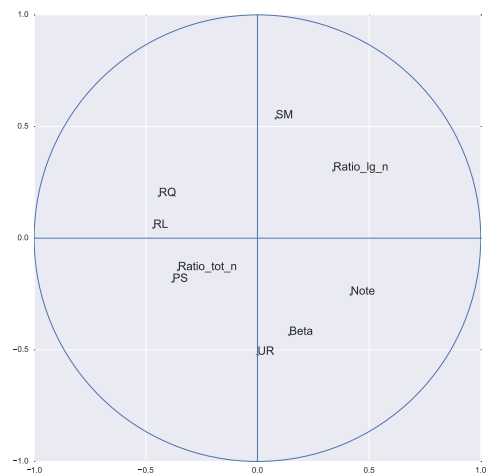


FIGURE 29 – Représentation des indicateurs du modèle final sur les deux premières composantes principales de l’ACP

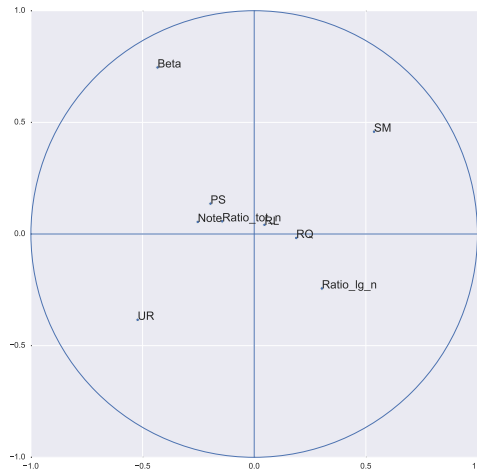


FIGURE 30 – Représentation des indicateurs du modèle final sur la première et la troisième composante principale de l’ACP

6 Etude sur d’autres maturités

Nous allons étudier les modèles précédents sur des CDS de maturité différente (10 ans et 1 an) pour voir si les résultats sont différents. Cependant l’étude des CDS de maturité 1 an est plus difficile car certains pays ne possèdent pas de CDS de cette maturité comme la France ou l’Allemagne. Cela s’explique par le fait que la probabilité qu’un de ses pays fassent défaut dans l’année est extrêmement faible, donc il n’est pas utile de posséder un CDS pour se protéger de ce risque.

Nous commençons par faire la simple régression du logarithme de la prime CDS avec la moyenne des notes financières pour les deux maturités :

| Régression pour la maturité 10 ans | | | | |
|------------------------------------|-------------|---------|---------|--------|
| CDS10Y_log ~ Note | | | | |
| Rscore : | | 0.612 | | |
| p-value : | | 0.0 | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | 4.2305 | 0.005 | 924.310 | 0.0000 |
| Note | 0.1364 | 0.001 | 239.879 | 0.0000 |

Nous remarquons tout d’abord que les valeurs obtenues pour la maturité 10 ans sont globalement identique à ceux obtenus pour la maturité 5 ans. Nous pouvons voir que les p-valeurs sont nulles, donc la note a bien un effet sur la variation de la note.

Pour la maturité 1 an, nous obtenons :

| Régression pour la maturité 1 an | | | | |
|----------------------------------|-------------|---------|---------|--------|
| CDS1Y_log ~ Note | | | | |
| Rscore : | | 0.313 | | |
| p-value : | | 0.0 | | |
| | coefficient | STD-err | t | p> t |
| Intercept | 3.1363 | 0.013 | 233.624 | 0.0000 |
| Note | 0.1578 | 0.001 | 108.476 | 0.0000 |

Nous pouvons dire que les p-valeurs sont nulles, donc la note a bien un effet sur la variation de la prime de CDS de maturité 1 an. Cependant, ce modèle est de moins bonne qualité que pour les deux autres maturités car son Rscore est beaucoup plus faible. Donc la note ne permet pas de décrire fidèlement les variations de cette prime. Cela s'explique par le fait que les notes changent annuellement alors que ce CDS est journalier et ne dure qu'un an. De plus, le CDS de maturité 1 an est plus soumis à la volatilité du marché alors que la note représente la santé d'un pays sur un plus long terme que 1 an.

Nous étudions maintenant la volatilité des marchés des CDS pour les deux maturités pour cela, nous allons tracer la moyenne des primes en fonction du temps :

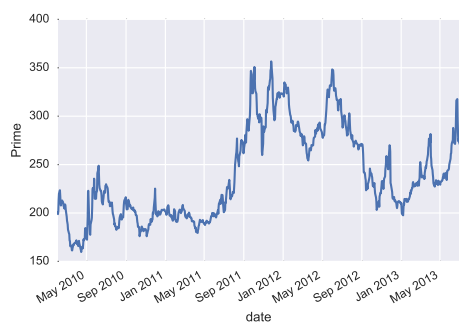


FIGURE 31 – La prime du CDS de marché de maturité 10 ans

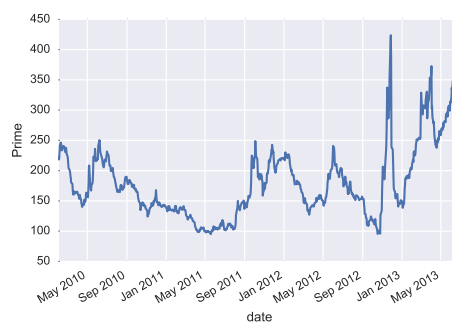


FIGURE 32 – La prime du CDS de marché de maturité 1 an

Nous remarquons que le comportement des 2 marchés est assez différents car pour le CDS de marché de maturité 10 ans, il y a une explosion de la prime de CDS entre Juillet 2011 et Juillet 2012 qui est très certainement lié à des tensions sur le marché des CDS à cause de la crise de la dette souveraine en Europe. Ce qui ressemble à l'évolution du marché des CDS de maturité 5 ans.

Alors que pour le CDS de marché de maturité 1 an, nous pouvons voir que la prime est beaucoup plus volatile à partir de Juillet 2012 contrairement aux autres marchés qui ont tendances à se calmer à cette date. Ces variations sont très certainement liées à un ou plusieurs pays qui sont proches du défaut de paiement et qui entraînent la prime du CDS du marché à la hausse. En regardant les données, nous remarquons qu'à partir de juillet 2012, la prime de l'Argentine dépasse les 5000 bps et atteint même les 10000 bps car elle est proche du défaut et que les investisseurs ont peur d'investir dans ce pays.

À partir de là, nous avons calculer les Betas c'est-à-dire le risque systématique pour les 2 maturités et nous avons alors appliqué la méthode de Fama-Macbeth avec la note et le Beta :

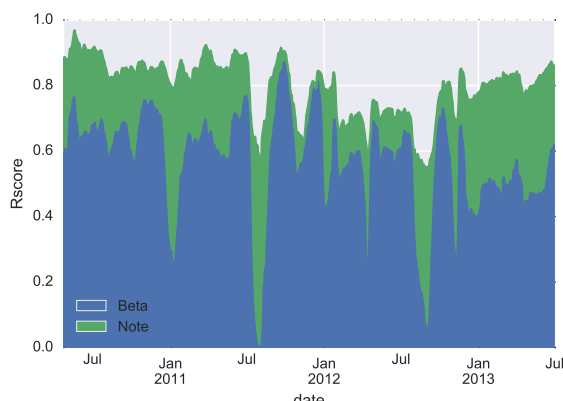


FIGURE 33 – Le R^2 de la régression du log du CDS10Y en fonction de la note, du Beta

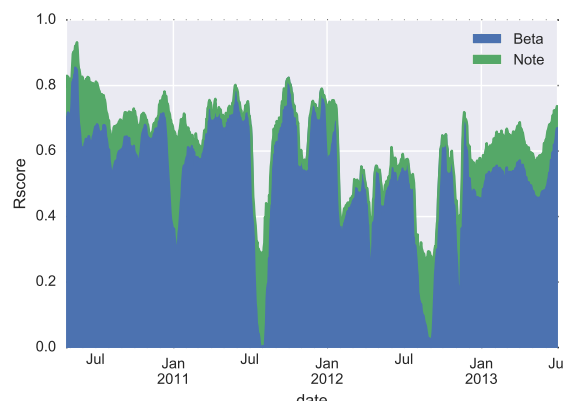


FIGURE 34 – Le R^2 de la régression du log du CDS1Y en fonction de la note, du Beta

À première vue, nous pouvons voir que pour les CDS de maturité 1 an, la note explique très

peu la variance du modèle à cause des arguments vus précédemment. Cependant, la note prend une part plus importante dans la variance expliquée du modèle sur les 3 ans de l'étude car la note donne une image de l'économie d'un pays sur le long terme et non sur le court terme. Nous pouvons de plus voir un Beta un peu plus important dans les deux graphiques et notamment à partir août 2012.

Nous devons maintenant vérifier que ces indicateurs ont un effet en faisant un test de student pour tester la nullité des coefficients.

| | coefficient moyen (10 ans) | p-value du test de Student (10 ans) | coefficient moyen (1 ans) | p-value du test de Student(1 ans) |
|-----------|-------------------------------|--|------------------------------|--------------------------------------|
| Intercept | 4.269467 | 0.0 | 3.301204 | 0.0 |
| Note | 0.094669 | 0.0 | 0.079435 | 7.52114e-265 |
| Beta | 0.245480 | 1.09087e-236 | 0.427773 | 1.8690e-254 |

Nous remarquons que quel que soit la maturité, les p-valeurs du test de student sont presque nulles, donc les coefficients ont un effet sur le logarithme de la prime de CDS. De plus, les signes des coefficients sont les mêmes pour toutes les maturités. Nous en déduisons que lorsque la note augmente (le pays est plus risqué pour les agences de notation) ou le beta augmente (le risque systématique augmente), la prime de CDS augmente également pour toute les maturités. Nous remarquons également que le coefficient de Beta dans la régression est deux fois plus petit pour la maturité de 10 ans que 1 an. Cela prouve que le marché a beaucoup plus d'influence sur les CDS de maturité courte que sur les maturités longues. Donc le CDS 1 an est plus sensible aux tensions sur le marché des CDS.

Nous avons repris les variables sur les données économiques qui avaient le plus d'effet sur le CDS de maturité cinq ans c'est-à-dire le ratio de liquidité général et l'indice boursier local et nous avons étudié leurs effets sur d'autres maturités en faisant un Fama-MacBeth :

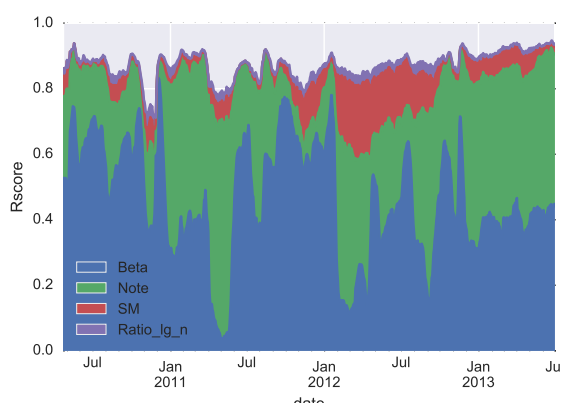


FIGURE 35 – Le R^2 de la régression du log du CDS10Y en fonction de la note, du Beta, du ratio de liquidité général et de l'indice boursier local

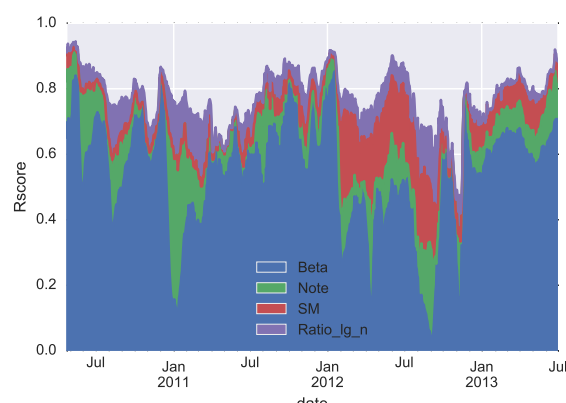


FIGURE 36 – Le R^2 de la régression du log du CDS1Y en fonction de la note, du Beta, du ratio de liquidité général et de l'indice boursier local

Nous remarquons que le graphique pour la maturité 10 ans est très proche de celui de maturité 5 ans c'est-à-dire que les nouveaux régresseurs ont un effet plus important à partir de Janvier 2012 car les marchés des CDS à cette période deviennent incohérents et donc d'autres indicateurs sont utiles pour décrire les variations des CDS. Pour la maturité 1 an, nous pouvons voir que le ratio de liquidité général a un effet plus important sur le CDS 1 an sur toute la période de l'échantillon. Ce qui s'explique assez facilement car ce ratio représente le risque qu'un pays ne rembourse pas ses dettes à court terme et donc plus ce ratio augmente, plus la prime de

CDS 1 ans doit être élevée. Pour vérifier ce phénomène nous allons étudier les coefficients de la régression de F-Macbeth :

| | coefficient moyen (10 ans) | p-value du test de Student (10 ans) | coefficient moyen (1 ans) | p-value du test de Student(1 ans) |
|----------------------|-------------------------------|--|------------------------------|--------------------------------------|
| Intercept | 5.017934 | 0.0 | 4.136042 | 0.0 |
| Note | 0.128001 | 0.0 | 0.115896 | 0.0 |
| Beta | 0.169229 | 7.76059e-154 | 0.308116 | 2.272e-226 |
| SM (indice boursier) | -0.008201 | 6.8976e-300 | -0.007878 | 4.6683e-166 |
| Ratio_lg_n | -0.071716 | 0.0 | -0.210129 | 0.0 |

Sachant que l'ensemble des p-valeurs du test de Student sont presque égale à zéro, nous pouvons en déduire que les moyennes des coefficients obtenus par la méthode de Fama-Macbeth sont différentes de zéro. L'observation précédente est confirmée en observant les coefficients moyens car nous pouvons voir que le coefficient du Ratio de liquidité est trois fois plus important pour la maturité 1 an que 10 ans. Donc le ratio a donc bien plus d'influence à court terme. Pour l'indice boursier local, nous observons que les coefficients sont presque égaux, donc son influence sur la prime est globalement identique sachant que les primes de maturité 1 et 10 ont presque le même ordre de grandeur.

Nous avons donc remarqué que les CDS de maturité 10 ans avaient des comportements similaires aux CDS de maturité 5 ans. Ainsi ces CDS ont tendance à être moins volatile et a dépendre plus de la note des agences de notations. Alors que les CDS de maturité 1 an ont un comportement différent des CDS 5 ans car ils sont volatile et dépendent moins de la note. Nous avons remarqué que ces CDS dépendent plus du ratio de liquidité que les autres CDS car cet indicateur représente la capacité d'un pays à rembourser ses dettes à court terme.

7 Causalité entre les notes et les primes des CDS

Dans cette section, nous nous intéressons à la causalité, au sens de Granger, entre la prime de CDS d'un pays et de ce sa note moyenne.

7.1 Utilisation de résidus et non pas de la prime

Puisque les notes ne changent que quelques fois par an, il nous a semblé nécessaire de retirer le bruit des marchés des primes de CDS avant d'étudier la causalité entre les primes et les notes. Nous avons donc choisi d'utiliser les résidus de la régression $\log(CDS5Y_i) \sim mean(CDS5Y)$ plutôt que la prime directement car les résidus valent :

$$\epsilon_i = \log(CDS5Y_i) - \frac{\beta_i}{n} \sum_{k=1}^n \log(CDS5Y_k) - \mu_i$$

Et ne contiennent plus la prime de marché i.e. le bruit du marché.

7.2 Tests de stationnarité

Pour pouvoir effectuer un test de Granger sur une série chronologique, il faut que celle-ci soit stationnaire. C'est pourquoi nous effectuons un test de Dickey-Fuller sur les résidus et les notes afin de savoir s'il est nécessaire de passer à la première différence ou pas pour étudier la causalité au sens de Granger.

Nous réalisons un test de stationnarité sur la prime de chaque pays et regardons la moyenne des p-valeurs des tests. L'hypothèse nulle étant la non-stationnarité de la série chronologique.

| Série Chronologique testée | p-valeur moyenne |
|--|------------------------|
| Résidus de la régression avec le marché (log.) | 0.4032037924513965 |
| Première différence des résidus | 1.6218153952921218e-10 |
| Note moyenne | 0.72972049962153 |
| Première différence de la note moyenne | 9.871614594552422e-05 |

Nous ne pouvons pas conclure que les résidus soient, en moyenne, stationnaires, de même pour la note moyenne. Par contre, on peut affirmer que la première différence des résidus et la première différence de la note moyenne sont stationnaires.

Nous allons donc pouvoir effectuer des tests de causalités entre ces deux premières différences.

7.3 Le modèle causal de Granger

Cette partie est assez technique, nous y appliquons le modèle causal à deux variables de Granger aux résidus et à la note moyenne pour voir si oui ou non il y a causalité au sens de Granger de la note moyenne sur la prime de CDS 5 ans au sens de Granger. Tout d'abord, voici le modèle tel qu'il est écrit par Granger pour deux séries chronologiques stationnaires X_t et Y_t :

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j X_{t-j} + \eta_t$$

Dans le modèle m représente le nombre de retards, il est choisi de tel sorte qu'il minimise un critère d'information (nous utilisons le critère d'information d'Akaike). Par définition de la causalité de Granger, X Granger cause Y si certains des d_j sont non nuls et vice-versa.

7.4 Le problème des données de panels

Dans cet échantillon de données, nous avons plusieurs pays et pour chaque pays, des notes. Le test de Granger ne peut s'appliquer qu'à un couple $(X, Y)_t$ à la fois or nous cherchons à donner une réponse globale sur la causalité de la note sur la prime de CDS. Il faudrait alors trouver une méthode statistique permettant d'agrèger les résultats du test de Granger pour chaque pays et formuler la réponse globale nécessaire.

Nous avons cherché à appliquer la méthode de Christophe Hurlin et Elena Dumitrescu mais celle-ci s'applique à des données ayant un grand nombre de panels (dans notre cas les pays) et peu de dates. D'où notre choix d'étudier la causalité pays par pays.

7.5 La causalité pays par pays

7.5.1 Retrait de certains pays

Cinq pays de l'échantillon (Danemark, Finlande, Allemagne, Pays-Bas, et Suède) possèdent des notes qui restent inchangées durant la totalité de l'étude. Il ne sera donc pas possible de tirer une conclusion concernant la causalité de leur note sur leur prime pour ces pays sans avoir accès à des données portant sur une plus longue période.

7.5.2 Le nombre optimal de retards

Nous avons vu que le modèle causal de Granger à deux variables nécessite de fixer le nombre de retards du modèle. Nous commençons donc par déterminer le nombre optimal de retards pour chaque pays :

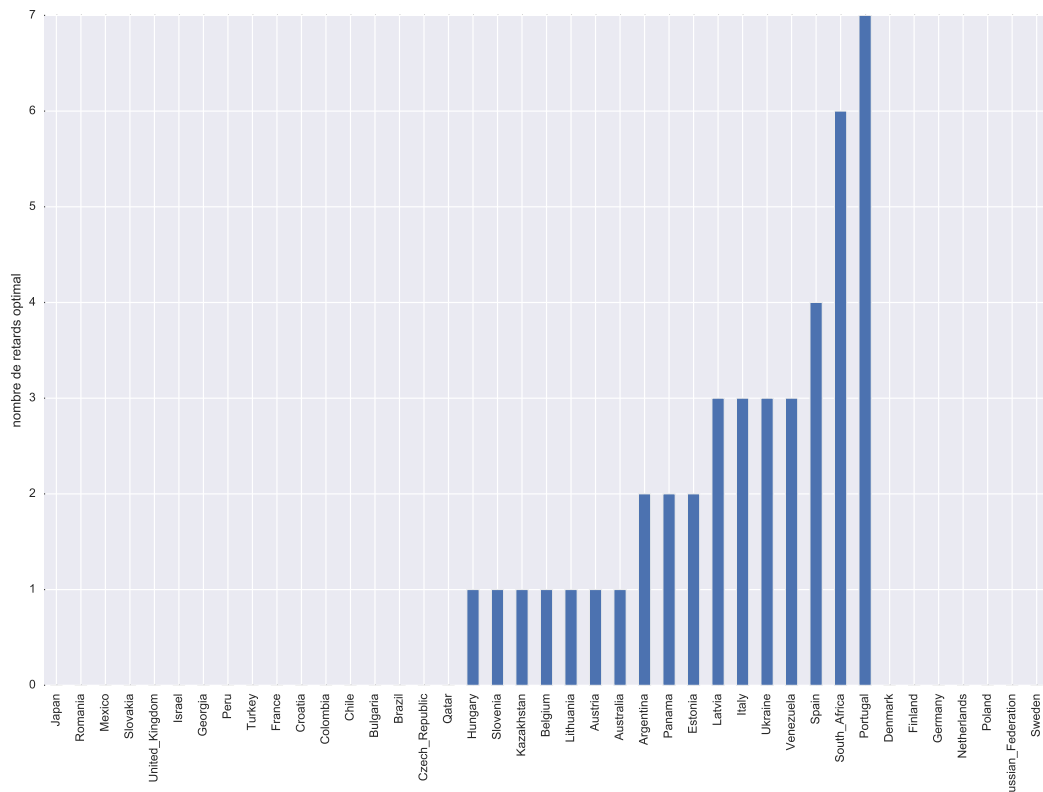


FIGURE 37 – Le nombre de retards optimal pour le modèle causal de Granger en utilisant le critère d'information d'Akaike

Nous remarquons que pour un grand nombre de pays le nombre de retards optimal est zéro, et que donc il ne pourra jamais y avoir de causalité au sens de Granger entre la note et la prime de CDS pour ces pays d'après la définition de la Granger causalité.

7.5.3 Le test de causalité de Granger

Maintenant que nous connaissons le retard optimal des modèles de chaque pays pour lesquels le test de causalité de Granger est possible, nous pouvons effectuer les tests pour ces pays :

| Pays | m | Note -> CDS5Y : p-valeur | CDS5Y -> Note : p-valeur |
|--------------|---|--------------------------|--------------------------|
| Argentina | 2 | 4.64409e-10 | 0.0383193 |
| Australia | 1 | 0.491319 | 0.344485 |
| Austria | 1 | 0.309065 | 0.304671 |
| Belgium | 1 | 0.626221 | 0.522108 |
| Estonia | 2 | 0.49389 | 0.215906 |
| Hungary | 1 | 0.195282 | 0.858679 |
| Italy | 3 | 0.30753 | 0.643168 |
| Kazakhstan | 1 | 0.466501 | 0.726306 |
| Latvia | 3 | 0.0440929 | 0.106409 |
| Lithuania | 1 | 0.88826 | 0.782829 |
| Panama | 2 | 0.760456 | 0.334595 |
| Portugal | 7 | 0.0590497 | 0.588639 |
| Slovenia | 1 | 0.00366051 | 0.756751 |
| South Africa | 6 | 0.000615483 | 0.000866422 |
| Spain | 4 | 0.391086 | 0.892253 |
| Ukraine | 3 | 0.00566211 | 0.0598414 |
| Venezuela | 3 | 0.0328202 | 0.637563 |

On peut donc rejeter l'hypothèse nulle pour cinq pays, à savoir : l'Argentine, la Lettonie, la Slovénie, l'Afrique du Sud, l'Ukraine et le Venezuela. Et donc pour ces pays, on peut affirmer que la note Granger-cause la prime de CDS. Il est important de remarquer que pour seulement 5 pays sur les 41 de l'échantillon nous arrivons à affirmer la causalité. Dans l'autre sens, on peut affirmer que pour l'Argentine et l'Afrique du Sud, la prime de CDS Granger-cause la note.

Pour l'Argentine, la note Grange-cause la prime et vice-versa, ce qui veut dire que les agences de notations utilisent la prime de CDS pour déterminer leur note. On pourrait remettre en cause la moralité de cette pratique puisque les CDS restent des produits financiers soumis à la spéculation.

8 Conclusion

Nous avons donc vu que les notes des agences de notation à elles seules ne sont pas suffisante pour apprécier le risque de défaut d'un pays. On peut leur reprocher une actualisation pas assez régulière de leurs notes (cf. causalité).

Notre recherche d'indicateurs nous a permis d'identifier d'autres variables, financières, économiques, sociales ou environnementales, permettant de mieux estimer le risque de défaut d'un état. Les indicateurs clés que nous avons retenus pour évaluer le risque de défaut d'un pays sont :

- L'indice de la bourse du pays
- Le taux de chômage du pays
- Notre ratio de liquidité générale : réserves du pays / dettes court termes
- La stabilité politique (indicateur de la Banque Mondiale)
- Notre ratio total : dettes totales / produit intérieur brut
- La qualité de la régulation (indicateur de la Banque Mondiale)

Pour étudier le risque de défaut des pays de notre base, nous nous sommes intéressé à la prime de CDS pour différentes maturités. Cependant, cet indicateur est biaisé car sa prime dépend du marché et donc le risque de défaut d'un pays entraîne la hausse de toutes les primes de CDS du marché en général. Nous avons essayé de "nettoyer" les données de ce bruit en calculant le Beta du Medaf et ainsi travailler avec le risque spécifique d'un pays. Nous aurions pu chercher un autre indicateur pour analyser le risque de défaut d'un pays qui ne dépend pas autant du marché.

Les deux principales difficultés que nous avons rencontrés pendant ce projet furent la recherche d'indicateurs complets et le choix des meilleurs indicateurs via des méthodes statistiques.

Nous espérons que le lecteur appréciera l'outil Excel fournis et mettons à disposition deux notebook python permettant de visualiser tous notre travail de recherche à l'adresse suivante :

<https://github.com/cycourtot/CDS-Spread-Analysis>

9 Bibliographie

Pour les données économiques et macro-économique, nous avons utilisé :

- www.worldbank.org
- <http://finance.yahoo.com/>
- <https://research.stlouisfed.org/fred2/>
- <https://data.oecd.org/>

Les documents qui ont été utilisé :

- Patrick Augustin, "Sovereign Credit Default Swap Premia"
- Alessandro Fontana et Martin Scheicher, "An analysis of euro area sovereign CDS and their relation with government bonds"
- Christophe Hurlin et Elena Dumitrescu, "Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels"

10 Annexe 1 : Graphique du Rscore en fonction du temps

Nous allons vous expliquer la méthode que nous avons utilisé pour tracer la part de variance expliquée pour chaque régresseur de la méthode de Fama-Macbeth en fonction du temps et pour obtenir le graphique suivant :

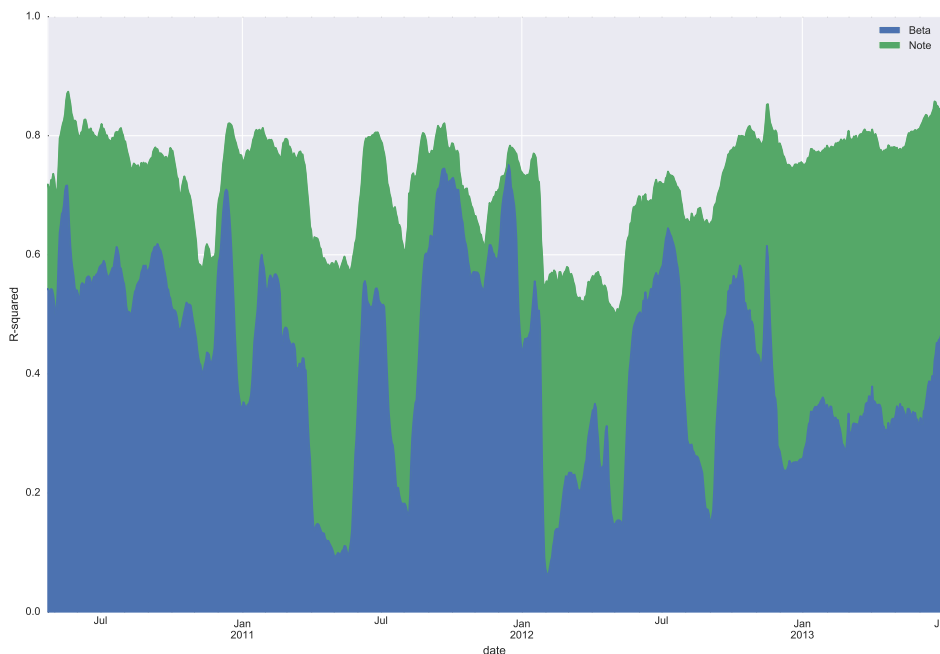


FIGURE 38 – Le Rscore de la régression du log du CDS5Y en fonction de la note, du Beta

Pour obtenir ce graphique, nous faisons une ANOVA à chaque date sur tous les pays, avec les mêmes variables que la régression de Fama-Macbeth. Nous pouvons alors calculer la somme des « sum of squares » obtenus dans l'ANOVA (La « sum of squares » d'une variable dans l'ANOVA représente la part de variance du modèle qui peut être attribué par cette variable). Nous avons à partir de là, la valeur de la variance totale du modèle. Nous divisons alors les « sum of squares » de chaque régresseur par la valeur obtenue. Cela permet d'obtenir la part de variance expliquée pour chaque régresseur que nous traçons en fonction du temps.

11 Annexe 2 : Comparaison entre Python et R

Pour vérifier les résultats obtenus avec Python, nous avons décidé d'implémenter la méthode de Fama-Macbeth sur la régression de la prime de CDS cinq ans avec la note et le Beta en R. Voici dans un premier temps, le code python correspondant à cette méthode (nous avons passé l'étape de traitement de données comme la conversion des notes en entier) :

```
#DataFrame permettant de stocker les coefficients
#b correspond à la base de données
#on met en index de params la date
params = pd.DataFrame(index=b.index.drop_duplicates(),
                      columns=['Intercept', 'Beta', 'Note'])
#DataFrame permettant de stocker le Rscore
rscore = pd.Series(index=b_nan.index.drop_duplicates())
for d in b.index.drop_duplicates():
#pour chaque date, nous faisons une régression
    result = smf.ols(formula="CDS5Y ~ Beta + Note",
                    data=b_nan.loc[d]).fit()
    params.loc[d] = result.params
#Nous récupérons les p-valeurs des vecteurs de coefficients
#pour le test de student
ttest = ttest_1samp(params.apply(np.float64),0).pvalue
```

Avec ce code, nous obtenons les valeurs suivantes :

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|-----------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | -12.384741 | 9.1282e-30 |
| Note | 97.954566 | 7.1803e-228 |
| Beta | 20.498286 | 1.8339e-320 |

Nous montrons le même code en R (en passant toujours le code pour traiter les données) :

```
#nous récupérons l'ensemble des dates
date1 = unique(date)
# nous créons une data.Frame pour stocker les coefficients
# et le Rscore
f = data.frame(matrix(NA,ncol = 4, nrow = 0))
#on renomme les colonnes
colnames(f) = c("Intercept", "Note", "beta", 'Rsquared')
j = 1
for (i in date1){
    #nous récupérons le sous-ensemble de pays à une date donnée
    b1<-subset(data_1,date==i)
    #nous faisons la régression sur cet ensemble
    fit <- lm(CDS5Y ~ Note+Beta, data=b1)
    #nous stockons les résultats
    f[i,]=c(fit$coefficients[1],fit$coefficients[2],
           fit$coefficients[3],summary(fit)$r.squared)
    j=j+1
}
#nous calculons la moyenne et les pvaleurs du test de student
colMeans(f)
```

```
t.test(f$Note, mu=0)
t.test(f$beta, mu=0)
t.test(f$Intercept, mu=0)
```

Les valeurs obtenues sont :

| | coefficient moyen | p-value du test de Student |
|-----------|-------------------|----------------------------|
| Intercept | -12.3847408 | < 2.2e-16 |
| Note | 97.9545658 | < 2.2e-16 |
| Beta | 20.4982861 | < 2.2e-16 |

Nous obtenons les mêmes résultats avec les deux algorithmes, ce qui est rassurant. Nous remarquons cependant que R s'arrête à 10^{-16} (ce qui est suffisant car au delà, nous pouvons dire que la p-valeur est nulle).

Cependant, nous avons remarqué que la programmation en Python était beaucoup plus efficace (en temps d'exécution et en traitement de données) et plus intuitif.

Ainsi, nous avons pu implémenter le calcul des Betas de manière efficace avec le code suivant :

```
d = pd.DataFrame(index=base.date.drop_duplicates())
for p in b.noms_pays.drop_duplicates():
    #pour chaque pays, nous stockons la valeur du Beta
    #pour chaque date
    d['Beta_'+p]=pd.stats.ols.MovingOLS(y=b.loc[b.noms_pays == p, 'CDS5Y'],
                                       x=b.loc[b.noms_pays == p, 'CDS5Y_moy'],
                                       window_type='rolling',
                                       window=60).beta.x

b['Beta'] = pd.Series()
#Boucle For permettant de mettre les Betas dans le panel
for p in b.noms_pays.drop_duplicates():
    b.loc[b.noms_pays == p, 'Beta']=d['Beta_'+p]
```

Nous avons utilisé la fonction MovingOLS qui permet de faire des régressions sur des fenêtres de données (ici 60). En utilisant cette fonction, nous optimisons le temps de calculs des Betas car cette fonction est très efficace et rapide.

12 Annexe 3 : Description de la partie informatique

12.1 Présentation du produit

Le but que nous nous sommes fixés au début de ce projet était de créer un outil agréable à utiliser et reflétant la totalité de notre travail. Le second point était de pouvoir refaire l'étude statistique que nous avons développé dans le rapport ; dans cette annexe, nous ne développerons que le premier point, l'interface graphique. Cet élément majeur de toutes applications cherchant à interagir avec un utilisateur est très difficile à mettre en place. En effet les goûts des utilisateurs sont variés, tranchés et souvent incompatibles les uns avec les autres. Plusieurs études ont montré qu'un utilisateur n'a besoin que de 10 secondes pour savoir si une interface lui plaît.

Pour répondre à ce problème nous avons fait le choix de réutiliser un outil très connu et apprécié en finance Excel. Son interface graphique a été perfectionné aux cours des années et est unanimement appréciée. C'est pourquoi nous ajoutons un complément VSTO (Visual Studio Tools for Office), appelé AddInExcel, qui implémente nos fonctionnalités et les rend accessible depuis Excel. Bien que très avantageux ce choix a aussi certains inconvénients, notre ajout ne doit pas alourdir Excel. Nous avons donc des contraintes de chargements dynamiques, qui se traduisent par des contraintes algorithmiques et mémoires.

12.2 Technologie utilisée

Le développement de notre complément Excel a été fait via Visual Studio un IDE pour Windows. Nous avons choisi d'implémenter notre modèle en utilisant une architecture MVC (Modèle-Vue-Contrôle), les parties Vue et Contrôle sont en C# et la partie Modèle est en python. Ce choix permet de résoudre en grande partie nos contraintes dynamiques. En effet au lancement d'Excel seul l'AddIn est chargé, le Modèle n'est accessible que par le lancement d'un script à la demande de l'utilisateur. Ainsi on obtient un coût algorithmique et mémoire pour notre complément. En contrepartie le lancement des calculs est plus coûteux (chargement et exécution d'un nouvel exécutable) cependant dans notre contexte où les calculs sont déjà long en eux-mêmes ce n'est pas très gênant. Il suffit pour conserver les privilèges de l'utilisateur de le lancer sur un thread différent de celui gérant le processus Excel. Nous avons ainsi un pseudo parallélisme qui permet de continuer à manipuler Excel, pendant le chargement de notre modèle.

Le C# est très agréable à manipuler et à l'aide des partial classes il permet de distinguer aux niveaux structurelles les deux sections qu'il implémente. Le ruban appelé par l'onglet Complément correspond à un objet Ribbon celui ci est séparé en deux élément Ribbon[Designer].cs et Ribbon.cs, Ribbon[Designer].cs correspond à la partie graphique (Label ...) le deuxième est une partial classe de Ribbon et il contient les parties contrôles (boutons, toggleboutons ...).

Le Modèle a lui été programmé en python car il assure une bonne efficacité dans les calculs et permet d'importer des données économiques et non-économiques assez facilement grâce par exemple à l'API mise en place par World Bank et qui n'est pas disponible dans d'autres langages. De plus, nous avons utilisé Python car il est assez facile de faire le lien entre ce langage et le C#.