

HEC MONTRÉAL

**Ratios comptables versus ratios économiques pour la prévision de la
faillite corporative**

par
Guillaume Painchaud

Département des sciences de la gestion

Mémoire présenté
en vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc.)
en ingénierie financière

Novembre, 2016

© Guillaume Painchaud, 2016.

HEC MONTRÉAL

Ce mémoire intitulé:

**Ratios comptables versus ratios économiques pour la prévision de la
faillite corporative**

présenté par:

Guillaume Painchaud

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes:

Hatem Ben Ameer,	directeur de recherche
Julien Le Maux,	membre du jury
Michèle Breton,	membre du jury
Monna Hazgui,	membre du jury

Mémoire accepté le:

RÉSUMÉ

La prévision de faillite corporative est un problème très important pour les différents créanciers, dont les institutions financières. Entre autres, ceux-ci cherchent à minimiser le nombre de prêts corporatifs qui feront défaut afin de minimiser leur risque et leur perte potentielle. Il existe différents modèles de prévision de faillite. Parmi ceux-ci, il y a les modèles économétriques, basés sur différents modèles de régression comprenant souvent des ratios financiers, et les modèles structurels, basés sur des évaluations théoriques. Dans le cadre de ce mémoire, nous cherchons à améliorer la qualité de la prévision hors échantillon des modèles économétriques avec l'aide des modèles structurels. Nous choisissons un ensemble de ratios, soit les ratios Zmijewski (1984), auquel nous apportons trois modifications. En premier lieu, nous remplaçons le ratio d'endettement comptable par un ratio d'endettement économique ou un rendement à maturité sur la dette corporative, calculé selon le modèle structurel. En deuxième lieu, nous ajoutons aux ratios comptables de Zmijewski (1984) la distance au défaut calculée à partir du modèle de Merton (1974). Nous utilisons trois modèles structurels différents, soit le modèle de Merton (1974), Brockman et Turtle (2003) et Geske (1977). Chaque modèle est estimé sur deux échantillons différents, soit Beaver (1966) et Altman (1968). Au total, nous comparons la performance hors échantillon de 14 couples de modèles avec l'aide de la fonction d'efficacité du récepteur, ou courbe ROC, et du coût moyen de mauvaise affectation (CMMA).

Mots clés: Modèle structurel, prévision de faillite, probabilité de défaut, méthode KMV, maximum de vraisemblance

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	v
TABLE DES MATIÈRES	vii
LISTE DES TABLEAUX	xi
LISTE DES FIGURES	xiii
LISTE DES ANNEXES	xv
LISTE DES SIGLES	xvii
REMERCIEMENTS	xix
CHAPITRE 1 :INTRODUCTION	1
1.1 Mise en situation	1
1.2 Plan du mémoire	3
CHAPITRE 2 :REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
2.1 Modèles économétriques	5
2.1.1 Variables endogènes dichotomiques	7
2.1.2 Variables endogènes polytomiques	10
2.2 Modèles structurels	12
2.2.1 Formes fermées	14
2.2.2 Approximations numériques	19
2.3 Modèle hybride	23
CHAPITRE 3 :MÉTHODOLOGIE	25
3.1 Modèle hybride	25
3.2 Description des modèles probit et logit	26

3.2.1	Fondement théorique	26
3.2.2	Indicateur de performance	29
3.3	Description des modèles structurels	32
3.3.1	Modèle de Merton	32
3.3.2	Modèle de Brockman et Turtle	34
3.3.3	Modèle de Geske	35
3.4	Méthode d'estimation des modèles structurels	39
3.4.1	Méthode KMV	39
3.4.2	Efficacité de la méthode KMV	41
3.4.3	Maximum de vraisemblance	42
3.4.4	Biais de survie : cas Brockman et Turtle	44
3.4.5	Efficacité du maximum de vraisemblance	45
CHAPITRE 4 : DONNÉES		47
4.1	Source de données	47
4.1.1	Compustat	47
4.1.2	Bankruptcy Data	48
4.1.3	CRSP	50
4.1.4	Taux sans risque	52
4.2	Estimation des paramètres	52
4.3	Échantillonnage	54
4.3.1	Échantillon d'Altman et Beaver	54
4.3.2	Restriction sur l'échantillon	55
CHAPITRE 5 : ANALYSE DES RÉSULTATS		57
5.1	Estimation des paramètres	57
5.2	Présentation des résultats	59
5.2.1	Merton	61
5.2.2	Brockman et Turtle	64

5.2.3	Geske	67
5.3	Efficacité des modèles	70
5.3.1	Test de significativité	70
5.3.2	Critère de performance	71
CHAPITRE 6 : CONCLUSION		73
BIBLIOGRAPHIE		75

LISTE DES TABLEAUX

3.I	Ratios de Zmijewski	26
3.II	Tableau des erreurs de classification	29
3.III	Convergence de l'implémentation de Chen (2013) avec Ayadi, Ben-Ameur et Fakhfakh (2013)	38
3.IV	Statistiques descriptives de l'estimation des paramètres du modèle de Merton et de Geske par la méthode KMV	42
3.V	Statistiques descriptives de l'estimation des paramètres du modèle de Brockman et Turtle (2003) par maximum de vraisemblance	46
4.I	Nombre de défaut et non-défaut dans la base Compustat avec le DLDTE comme date de faillite	48
4.II	Nombre de défauts et non-défauts dans la base Compustat dont la date de faillite est disponible dans BankruptcyData	50
4.III	Nombre de défauts et non-défauts dans la base Compustat-CRSP dont la date de faillite est disponible dans BankruptcyData	52
4.IV	Structure de la dette utilisée dans nos modèles structurels	54
5.I	Résultat de l'estimation des paramètres pour nos modèles structurels	58
5.II	Durée de Macaulay de nos estimations	58
5.III	Exemple de résultat de l'estimation du modèle structurel	59
5.IV	Test de significativité globale - Ajustement de Merton (1974)	61
5.V	Coefficient et valeur- p des variables explicatives - Ajustement de Merton (1974)	61
5.VI	Aire sous la courbe ROC et CMMA - Ajustement de Merton (1974)	63
5.VII	Test de significativité globale - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)	64
5.VIII	Coefficient et valeur- p des variables explicatives - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)	64

5.IX	Aire sous la courbe ROC et CMMA - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)	66
5.X	Test de significativité globale - Ajustement de Geske (1977)	67
5.XI	Coefficient et valeur- p des variables explicatives - Ajustement de Geske (1977)	67
5.XII	Aire sous la courbe ROC et CMMA - Ajustement de Geske (1977)	69
I.I	Bilan financier simplifié	xxi
II.I	Compte de résultat simplifié	xxiii
III.I	Ratio de Beaver (1966)	xxv
III.II	Ratio d'Altman	xxv
III.III	Ratio de Ohlson	xxvi
III.IV	Ratio de Zmijewski	xxvi
III.V	Ratio de Chava-Jarrow	xxvii
V.I	Statistiques descriptives des variables de l'échantillon d'Altman .	xxxii
V.II	Statistiques descriptives des variables de l'échantillon de Beaver .	xxxiii

LISTE DES FIGURES

3.1	Exemple théorique de courbes ROC	31
3.2	Convergence de l'implémentation de Chen (2013)	39
4.1	Organisation des 9 caractères du CUSIP	51
5.1	Courbe ROC pour les échantillons d'Altman et de Beaver - Ajustement de Merton (1974)	62
5.2	Courbe ROC pour les échantillons d'Altman et de Beaver - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)	65
5.3	Courbe ROC pour les échantillons d'Altman et de Beaver - Ajustement de Geske (1977)	68

LISTE DES ANNEXES

Annexe I :	Exemple d'un bilan financier simplifié	xxi
Annexe II :	Exemple d'un compte de résultat simplifié	xxiii
Annexe III :	Ratios comptables	xxv
Annexe IV :	Dérivée utilisée dans le maximum de vraisemblance pour Brockman et Turtle	xxix
Annexe V :	Statistiques descriptives des variables comptables des deux échantillons	xxxi

LISTE DES SIGLES

CMMA	Coût moyen d'une mauvaise affectation
CRSP	Center for Research in Security Prices
CUSIP	Committee on Uniform Security Identification Procedures
DLDTE	Research Company : Deletion Date
DLRSN	Research Company : Reason for Deletion
EBIT	Earning Before Interest and Tax
GVKEY	Global Company Key
KMV	Kealhofer, McQuown and Vasicek
ROC	Receiver Operating Characteristic
SIC	Standard Industrial Classification
SICH	Standard Industrial Classification - Historical

REMERCIEMENTS

Je voudrais adresser mes remerciements aux personnes qui m'ont aidé à rendre la rédaction de ce mémoire possible.

D'abord, j'aimerais remercier mon directeur Hatem Ben-Ameur pour sa rigueur, sa passion et sa disponibilité malgré la grande distance qui nous séparait tout le long de ce mémoire. Je voudrais également remercier Mohamed Jabir pour ses connaissances des différentes bases de données et pour sa bonne humeur, qui agrémenta mes longues heures passées au LACED.

Pour finir, je voudrais remercier ma famille et mes amis pour leur support et amour inconditionnel. Sans eux, rien de cela ne serait possible.

CHAPITRE 1

INTRODUCTION

1.1 Mise en situation

Le recours à la dette corporative est courant au niveau des institutions financières. Chaque dossier de crédit fait l'objet d'une analyse du risque afin de minimiser l'exposition du créancier. Aux États-Unis, lorsqu'une entreprise fait face à des difficultés financières, elle peut se prévaloir de ses droits et se placer sous le Chapitre 7 ou sous le Chapitre 11 du code de la faillite américaine, situé au Titre 11 du code des États-Unis. Le Chapitre 7 prévoit la fin des opérations et la liquidation des actifs pour rembourser les créanciers. Le chapitre 11, quant à lui, permet la restructuration et l'élaboration d'un plan de remboursement à long terme avec ses créanciers. La faillite est donc une option pour une entreprise qui ne peut satisfaire ses obligations financières.

Les faillites sont coûteuses pour les institutions financières. Entre autres, les liquidations et les stratégies de réorganisation ne permettent pas de recouvrir la totalité du prêt émis. Par conséquent, l'évaluation de la probabilité de faillite est cruciale pour les prêteurs. Il en va de la rentabilité des opérations de ce secteur d'activité financière. La littérature présente plusieurs estimations de la probabilité de défaut d'une entreprise. Elles sont regroupées sous deux catégories, soit les modèles économétriques tels que le Z-Score d'Altman (1968) et les modèles structurels tels que Merton (1974).

Les modèles économétriques utilisent les données comptables et financières afin de relier statistiquement la variable de défaut à un ensemble de prédicteurs. Ces modèles permettent de choisir les variables susceptibles d'influencer le défaut, par exemple les ratios d'endettement ou de liquidité. Ces modèles sont flexibles puisqu'ils permettent aux chercheurs de manipuler l'ensemble des variables qui semblent les plus significa-

tives.

Les modèles structurels sont une extension des modèles d'évaluation d'options avec l'aide du calcul stochastique. Ceux-ci utilisent les données de marché afin d'estimer les paramètres du modèle, ce qui nous permet d'évaluer la valeur économique de la dette et des actifs de la firme. Pour certains modèles structurels, il est possible de déterminer explicitement la probabilité de défaut.

La valeur économique de la dette ou des actifs de la firme diffère de la valeur comptable. Par exemple, la dette d'une entreprise est notée au passif du bilan au taux de rendement exigé au moment de l'émission, alors que cette dette peut évoluer à travers le temps, donnant lieu à une modification du taux de rendement exigé sur la dette. Ainsi, il est possible que l'élaboration de ratios économiques ajoute de l'information à nos modèles économétriques.

L'objectif de ce mémoire est d'améliorer les modèles économétriques de prévision de faillite avec l'aide de l'information obtenue à partir du modèle structurel. La valeur économique de la dette ou celle des actifs de la firme ne sont pas toujours disponibles sur les marchés financiers. Or, avec l'aide du modèle structurel, il est possible d'ajouter cette information dans l'application d'un modèle économétrique. Pour y parvenir, nous utiliserons les ratios de Zmijewski (1984) qui contiennent un ratio d'endettement total (Dette totale/Actif total). Ce ratio est remplacé par un ratio d'endettement total économique (Dette économique totale/Actif économique total) ou par le rendement à l'échéance de la dette économique. Les valeurs économiques proviennent des modèles structurels de Merton (1974), de Brockman et Turtle (2003) ou de Geske (1977). Nous ajoutons également la distance au défaut à la régression lorsque nous utilisons le modèle de Merton (1974).

Afin de tester s'il y a une amélioration, chaque modèle est estimé sur un échantillon-

nage à la Altman et un échantillonnage à la Beaver. Par la suite, leurs performances de prévisions sont mesurée hors-échantillon à partir de la fonction d'efficacité du récepteur, ou courbe ROC, et du coût moyen de mauvaise affectation (CMMA).

1.2 Plan du mémoire

La structure de ce mémoire va comme suit :

- Au chapitre 2, une brève revue de littérature des modèles économétriques et structurels est présentée.
- Au chapitre 3, l'ensemble des calculs qui sont effectués autant au niveau de l'estimation des paramètres des différents modèles structurels que du choix des ratios lors de notre régression logistique sont présentés. On y trouve également la description de nos méthodes d'évaluation de performance.
- Au chapitre 4, la base de données utilisée ainsi que l'ensemble des manipulations nécessaires à sa construction est introduite. On aborde également l'ensemble des paramètres utilisés lors de l'estimation de nos modèles structurels ainsi que les méthodes d'échantillonnage choisies.
- Le chapitre 5 présente les paramètres et les variables calculés à partir du modèle structurel. Par la suite, nos nouvelles variables économiques sont appliquées puis comparées au modèle économétrique de base avec l'aide de la courbe ROC et du CMMA.
- Pour finir, le chapitre 6 rappelle les résultats généraux et indique certaines pistes d'amélioration.

CHAPITRE 2

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans ce chapitre, nous analysons l'évolution des modèles de prévision de faillite corporative. Ces modèles peuvent être classés selon trois grandes familles, soit les modèles économétriques, les modèles d'options et les modèles de recherche opérationnelle. Pour les besoins de ce mémoire, nous discutons des modèles économétriques, basés sur des estimations empiriques, et d'une famille de modèles d'options, à savoir les modèles structurels, basés sur des évaluations théoriques et rationnelles.

2.1 Modèles économétriques

Les modèles économétriques mettent en relation une variable endogène à prévoir avec plusieurs prédicteurs appelés variables exogènes. Dans notre cas, la variable à prévoir est qualitative. Elle est binaire et distingue une compagnie en faillite dans n années (noté 1) d'une compagnie saine dans n années (noté 0). On cherche à relier l'avènement du défaut dans n années à plusieurs variables explicatives sous forme de ratios comptables et financiers. Les modèles économétriques permettent de vérifier si cette relation est statistiquement significative tant globalement que partiellement, et de prévoir la variable endogène en fonction des variables exogènes observées. Dans notre contexte, ces variables exogènes sont des ratios comptables ou financiers.

On cite essentiellement 5 familles de ratios comptables et financiers :

1. Ratios de liquidité ;
2. Ratios de structure de capital ;
3. Ratios de rentabilité ;
4. Ratios d'efficacité ;
5. Ratios de marché.

Les ratios de liquidité esquissent la capacité de l'entreprise à rembourser sa dette à court terme. Les ratios de structure de capital mesurent le niveau d'endettement à long terme de l'entreprise par rapport à sa taille. Les ratios de rentabilité indiquent à quel point la firme est profitable. Les ratios d'efficacité décrivent le rendement de la gestion et l'utilisation des actifs disponibles de l'entreprise. Pour finir, les ratios de marché donnent une approximation du niveau de rendement économique de la firme.

Ainsi, les auteurs choisissent un certain nombre de ratios, pondérant les familles qui leur semblent mieux expliquer la faillite. Par contre, il n'y a pas de consensus quant à la hiérarchie entre les ratios d'une même famille. Il existe une riche littérature proposant diverses sélections de ratios qui visent à obtenir de meilleurs résultats empiriques.

Il existe plusieurs types de modèles économétriques. Entre autres, ceux-ci peuvent être distingués à partir du nombre de catégories de la variable endogène à prévoir. Nous distinguons les variables endogènes dichotomiques des variables endogènes polytomiques. Dans les modèles à variables endogènes dichotomiques, la variable dépendante est séparée en deux états, 1 si l'entreprise fait faillite dans n années, et 0 sinon. Dans le cas de variables endogènes polytomiques, la variable peut prendre un ensemble de valeurs déterminées par l'auteur (par exemple en faillite, en réorganisation, saine, etc.).

2.1.1 Variables endogènes dichotomiques

D'abord, ces méthodes de régression supposent que les observations des variables exogènes sont fixes et connues. Ensuite, les variables endogènes sont indépendante les unes avec les autres. Par exemple, pour une même compagnie, les ratios comptables et financiers de la première année seront indépendants des ratios de la deuxième année. Logiquement, nous savons que les observations évoluent à travers en fonction des années précédentes. Bien que ces modèle soient fondamentalement biaisés, ils sont les plus simples à implémenter dans la littérature, expliquant leur dominance.

Beaver (1966) propose le premier modèle discriminant. Il propose une trentaine de ratios comptables dont les valeurs semblent varier entre les firmes saines et les firmes en détresse. Ensuite, il remarque que plus une entreprise est en détresse, plus les différences entre certains ratios sont significatifs. L'auteur finit par distinguer six ratios qui semblent mieux faire la distinction entre une compagnie saine ou en détresse. Il détermine la valeur à partir de laquelle les ratios discriminent les entreprises de façon optimale. Ces valeurs sont déterminés de manière univariée. Par la suite, il effectue une étude bivariée à partir des mêmes ratios et d'un tableau croisé. Le grand défaut du modèle provient de la décision du point de discrimination de chacun des ratios. Celui-ci ne prend pas en compte l'asymétrie de l'erreur (une erreur de type I peut être plus dommageable qu'une erreur de type II) et dépend très fortement de l'échantillon utilisé. De plus, il y a une absence d'étude multivariée.

Par la suite, Altman (1968) apporte une amélioration au modèle de Beaver (1966) en construisant une analyse discriminante linéaire. Altman (1968) choisit cinq variables corrélées faiblement afin que chacune d'entre elles explique une partie du défaut. Il en arrive à une variable discriminante nommée le Z-Score. Si le Z-Score est plus grand que 3, l'entreprise est en santé, s'il est plus petit que 1.8, l'entreprise est en détresse et s'il est entre 1.8 et 3, on ne peut rien conclure sur l'état de l'entreprise. Par contre, nous

devons être prudents avec ce modèle puisque l'investigation n'a été faite que sur 33 entreprises ayant fait défaut, ce qui est discutable au niveau de la représentativité des résultats. Malgré tout, il s'agit du modèle qui domina le milieu académique et pratique.

Altman continue dans la même lignée dans de nombreux articles tels que Altman et Lorriss (1976), Altman, Haldeman et Narayanan (1977), Altman, Marco et Veretto (1994) et Altman et Narayanan (1997). Le plus important fut Altman, Haldeman et Narayanan (1977) qui amène le ZETA-Score, qui surpasse le Z-Score pour prédire les défauts 1-an et 5-ans avec l'occurrence.

Deakin (1972) utilise 14 des ratios soulevés par Beaver (1966) afin de créer un modèle d'analyse discriminante linéaire de la même façon qu'Altman (1968). Son modèle se démarque particulièrement lorsque les variables exogènes sont observées 3 ans avant la faillite, comparativement à 1 an pour Altman (1968). En revanche, tout comme Altman (1968), ce modèle est dérivé d'un petit échantillon, ce qui compromet la généralité du résultat. Par la suite, Blum (1974) utilise une analyse discriminante linéaire et ajoute des ratios de variabilité qui indiquent l'évolution du rendement de l'entreprise. Par exemple, l'auteur ajoute la tendance, la pente de la tendance et l'écart-type du bénéfice net comme variables explicatives.

Dans les années 1980, les modèles discriminants font une transition vers les modèles probit et logit suite à l'amélioration de la technologie permettant l'utilisation de telles régressions. Ohlson (1980) développe un modèle logistique à 4 facteurs exogènes. Dans la régression, la performance de l'entreprise est ajoutée à l'aide d'une indicatrice qui prend la valeur 1 lors de la bonne performance de la firme au cours d'une période de 2 ans. Ensuite, Ohlson (1980) met de l'avant le biais de disponibilité de l'information au moment de la faillite. Dans les études précédentes, les auteurs supposent que l'information comptable et financière est disponible à la date du défaut, ce qui ne représente pas la réalité. L'auteur prévoit donc le défaut un certain temps avant son occurrence,

là où l'information est disponible.

Ensuite, Zmijewski (1984) rapporte 2 biais qui ne furent pas considérés jusqu'à maintenant. Tout d'abord, lorsqu'un échantillon est choisi, celui-ci est choisi à partir d'une population qui n'est pas nécessairement représentative de la réalité. De plus, les données concernant ces entreprises ne sont pas toujours disponibles, comme pas exemple dans Compustat. On parle alors de la représentativité des statistiques observées à partir de ces échantillons. C'est pour cette raison que Zmijewski (1984) utilise une interpolation afin d'ajouter certaines données manquantes à sa base de données. Il utilise un modèle probit, avec comme variables indépendantes le rendement sur l'actif, le levier financier et une mesure de liquidité.

Pour finir, l'article de Lennox (1999) compare les modèles discriminants, probit et logit à partir des erreurs de type I et de type II calculées hors-échantillon. Il conclut que les modèles logit et probit surpassent les modèles discriminants. Par contre, il ne semble pas y avoir de différence de performance significative entre les modèles logit et probit. Ce résultat n'est pas étonnant puisque les modèles discriminants ne sont qu'un cas particulier des modèles probit et logit.

Ensuite, les auteurs tentent de mettre en valeur l'aspect temporel de l'entreprise. Ils y arrivent par plusieurs méthodes, dont les populaires modèles de durée (*hazard models*). D'abord, Shumway (2001) utilise un modèle logit de durée afin d'ajouter une variable explicative qui mesure la durée de vie de l'entreprise depuis son introduction en bourse. Celle-ci varie à travers les années d'observation de la firme. Ainsi, la faillite devient une fonction du dernier bilan financier et de l'âge de l'entreprise. L'auteur utilise un modèle logit avec trois ratios comptables ainsi que la variable de durée de vie.

Ensuite, Chava et Jarrow (2004) reprennent les travaux de Shumway (2001) en ajoutant des variables indicatrices divisant les secteurs d'activités en quatre sections,

c'est-à-dire le secteur manufacturier, celui de la finance, celui du transport et les autres. Les auteurs valident le modèle de Shumway (2001) et ajoutent la possibilité de considérer les firmes financières dans leur modèle.

2.1.2 Variables endogènes polytomiques

Jusqu'à maintenant, la santé de l'entreprise est présentée par une variable dépendante dichotomique, c'est-à-dire qu'elle ne prend que deux valeurs. Au lieu de classer une firme entre deux pôles, soit la stabilité financière ou la faillite, la variable dépendante peut prendre un plus grand nombre d'états, permettant une meilleure représentativité de la santé de l'entreprise. Par contre, il devient plus difficile d'identifier l'état de la firme lorsqu'il y a des états intermédiaires. Ainsi, une estimation est nécessaire, ce qui laisse le risque de l'introduction d'un biais. Donc, il existe un compromis entre la meilleure représentativité des variables endogènes polytomiques et la difficulté qui réside en leur estimation.

Wilcox (1973) considère qu'à chaque moment dans le temps, nous pouvons catégoriser l'entreprise selon un nombre p d'états possible. Chaque état représente un niveau de stress financier différent. À la fin de chaque période, la firme change de condition, soit vers un meilleur état, soit vers un pire état, avec comme probabilité p et $1 - p$ respectivement. On note ces états de $0 \dots N$. Lorsque $N=0$, il est impossible de changer d'état et l'entreprise fait défaut. Par conséquent, l'auteur doit estimer à la fois le nombre de conditions N et le ratio $p/(1 - p)$ avec l'aide de divers ratios comptables.

Ensuite, Dietrich et Kaplan (1982) développent un modèle multivarié probit à quatre variables endogènes afin de classer le risque de crédit contenu dans les prêts. On décrit ces variables comme étant :

1. Acceptable
2. Mention d'exception
3. Sous-standard
4. Douteux

Les auteurs utilisent six variables indépendantes et une variable qui provient de la suggestion d'un expert indépendant. Ils déterminent que leur modèle a une meilleure capacité de classification que les modèles d'Altman (1968) et de Wilcox (1973).

Lau (1987) considère que la variable dépendante peut prendre 5 valeurs différentes représentant sa situation financière dans un modèle multivarié logit. Les différents états possibles pour l'entreprise sont :

1. Stabilité financière
2. Omission ou réduction du paiement du dividende
3. Défaut technique ou défaut de paiement sur la dette
4. Protection sous le chapitre 11
5. Faillite ou liquidation

Par contre, il est difficile de trouver un grand nombre d'entreprises appartenant à chacun de ces états. Il s'agit d'une faiblesse du modèle tel que soulevé par Johnsen et Melicher (1994). Si deux catégories d'une même variable endogènes sont semblables (par exemple défaut technique et protection sous le chapitre 11 ou omission ou réduction du paiement du dividende et défaut technique), alors un biais peut facilement s'insérer lors d'une erreur de classification. Johnsen et Melicher (1994) présentent un modèle multivarié logit plus simple à trois variables endogènes en fusionnant les états intermédiaires 2, 3 et 4 en un état de faiblesse financière.

1. Stabilité financière
2. Faiblesse financière
3. Faillite ou liquidation

2.2 Modèles structurels

Les modèles structurels sont des modèles d'options qui ont l'objectif d'évaluer la dette corporative, sujette au défaut. Ces modèles reposent sur des principes de rationalité des agents économiques. Le premier article à ce sujet fut introduit par Merton (1974) reprenant les travaux de Black et Schole (1973) afin d'évaluer la dette d'une entreprise comme étant une option vanille sur la valeur des actifs de la firme.

Selon Merton, une entreprise fait défaut si la valeur de ses actifs V_t , à la date d'échéance de la dette T , est plus petite que le montant principal de la dette F ($V_T < F$). Dans le cas contraire, si la valeur des actifs de l'entreprise est plus grande que la dette à l'échéance ($V_T > F$), l'entreprise honore ses engagements et survit.

Le modèle considère une structure de capital simple. Il s'agit d'une dette composée d'une obligation zéro-coupon de valeur principale F , date d'échéance T et de capitaux propres composés d'un seul type d'actions communes. Au temps T , les actionnaires sont payés après les créanciers. Ils obtiendront soit 0 si l'entreprise fait défaut, soit $V_T - F$ si elle ne fait pas défaut. On note que les actionnaires ne peuvent réemprunter ou racheter la dette avant son échéance.

Avec ces conditions à l'échéance, Merton (1974) considère que la dette peut être évaluée comme une option d'achat européenne sur la valeur de la firme. Il utilise les hypothèses de Black et Schole (1973) en considérant que la valeur des actifs de la firme suit un mouvement brownien géométrique avec une volatilité constante. Il sup-

pose également que les taux d'intérêt sont constants et que la valeur de la firme est indépendante de sa structure de capital (théorème de Modigliani-Miller). Dans les modèles structurels, on définit la barrière de défaut comme étant une valeur qui, lorsque franchie par la valeur des actifs de la firme, provoque son défaut. Dans le cas du modèle de Merton (1974), il s'agit du prix d'exercice de l'option, soit le montant principal de la dette.

Par la suite, plusieurs modèles émergent afin de relâcher les hypothèses de Merton (1974). Pour les modèles sous forme fermée, Geske (1977) présente un modèle à plusieurs paiements sur la dette, relâchant l'hypothèse d'une dette zéro-coupon. Des taux d'intérêt stochastiques sont considérés par Longstaff et Schwartz (1995) et différentes séniorités sur la dette sont introduites par Black et Cox (1976) et Geske et Johnson (1984).

Nous distinguons deux types de barrières de défaut, soit les barrières endogènes et exogènes. Lorsque la barrière est exogène, elle est postulée par l'analyste. Lorsqu'elle est endogène, on considère que les détenteurs des fonds propres de l'entreprise peuvent décider de faire défaut lorsqu'il est optimal pour eux-ci de le faire. On différencie également les modèles de défaut stratégique, où l'avènement d'un défaut provient de la théorie des jeux.

Pour finir, lorsque l'on considère des modèles plus réalistes, il n'est pas toujours possible d'obtenir une solution sous forme fermée. Dans la littérature, on remarque notamment l'utilisation de l'arbre binomial, de l'intégration numérique, des différences finies, de la programmation dynamique ou de la simulation Monte-Carlo.

2.2.1 Formes fermées

2.2.1.1 Barrières exogènes

Black et Cox (1976) considèrent un modèle de premier passage. Aussitôt que la valeur de la firme franchit un certain seuil, elle entre en détresse financière et fait défaut immédiatement. En cas de défaut, il existe un temps $\tau \leq T$ auquel la valeur de l'entreprise est plus petite que la barrière $K_t = Ce^{-\gamma(T-t)}$, postulé par les auteurs. Ce temps τ est défini à l'équation 2.1. De cette façon, Black et Cox (1976) ajoutent au modèle de Merton (1974) une barrière dépendante du temps ainsi qu'un défaut pouvant survenir à n'importe quel moment avant l'échéance de la dette.

$$\tau \equiv \inf\{t > 0 : V_t \leq K_t\} \quad (2.1)$$

Black et Cox (1976) sont également les premiers auteurs à amener une méthode d'évaluation de la dette junior. Dans leur article, celle-ci est calculée par la différence entre deux options d'achat avec des prix d'exercice différent. Par contre, le défaut ne peut survenir qu'à la maturité de la dette. Par la suite, Nivorozhkin (2005a et 2005b) reprend les idées de Black et Cox (1976) sur la dette junior en ajoutant explicitement des coûts de faillite. Ces deux articles ajoutent que l'information provenant de la dette subordonnée est complémentaire à l'information provenant des capitaux propres lorsque les coûts de faillite sont considérés.

Ensuite, Longstaff et Schwartz (1995) choisissent une barrière de défaut constante K en ajoutant le risque de taux d'intérêt au risque de défaut. Dans ce modèle semi-analytique, au moment du défaut, seulement $(1 - w)$ fois le montant principale de la dette F est récupéré lors de la liquidation, où w est le taux de perte sur la dette. Il considère un processus de taux d'intérêt de Vasicek (1977) ainsi qu'un processus log-normal pour les actifs de l'entreprise V_t identique à celui du modèle de Merton (1974). Tout

comme Black et Cox (1976), le défaut peut survenir à tout moment avant l'échéance de la dette. Il y a donc deux sources de risque, soit le risque de crédit dû à la variation de la valeur de la firme et le risque de taux d'intérêt donné par un processus de Vasicek.

Par contre, Briys et Varenne (1997) critiquent la définition du défaut apporté par Longstaff et Schwartz (1995). En effet, lorsque l'entreprise franchit la barrière de défaut K , il est possible que la liquidation des actifs de la firme ne soit pas suffisante pour payer $(1-w)$ fois le montant principal de la dette. Mathématiquement, cela correspond à $V_t < K < (1-w)F$. Ainsi, les auteurs définissent la barrière de défaut comme étant $(1-w)P(0,t)F$, où $P(0,t)$ est le prix d'une obligation zéro-coupon sans risque. Leur modèle est donc une extension du modèle semi-analytique de Longstaff et Schwartz (1995).

Dans la majorité des modèles, on considère la dette de l'entreprise comme étant constante dans le temps. En revanche, une compagnie peut vouloir modifier son niveau d'endettement en fonction des variations de la valeur de ses actifs. Par exemple, lorsque la valeur de la firme diminue, celle-ci pourrait vouloir augmenter son niveau d'endettement. Ainsi, Collin-Dufresne et Goldstein (2001) proposent un modèle semi-analytique avec un ratio d'endettement modélisé par un processus stationnaire d'Ornstein-Uhlenbeck. La firme cherche donc à émettre de la dette de façon à atteindre un ratio d'endettement cible à long terme. Par conséquent, la variable utilisée pour observer le défaut est l'inverse du ratio d'endettement ($1/X_t$). Le défaut survient lorsque cette variable franchit une barrière définie de façon exogène. Le modèle considère également un taux d'intérêt sans risque stochastique.

Pour finir, le modèle de Hsu, Saà-Requejo et Santa Clara (2010) innove dans modèle semi-analytique par la caractérisation du défaut de la firme. En effet, ces auteurs supposent que le défaut survient lorsque la valeur de continuation de la firme, sous sa direction et sa structure de capital actuelle, est plus petite que la valeur de la firme

après avoir fait faillite. Ils définissent K_t comme étant la valeur de la firme après la faillite et V_t la valeur de continuation de la firme. De plus, le modèle considère un taux d'intérêt stochastique ainsi qu'un taux de recouvrement en cas de défaut de $(1 - w)$ tout comme Longstaff et Schwartz (1995). Puisque K_t est une valeur des actifs de la firme, il est lui-même stochastique et est modélisé de façon à égaler le processus du taux d'intérêt sans risque. Afin de résoudre le problème à l'aide de l'approche risque neutre, les auteurs définissent X_t comme étant le logarithme du rapport entre V_t et K_t . Or, la firme fait défaut la première fois que X_t franchit 0. On se retrouve ainsi avec un modèle similaire à Longstaff et Schwartz (1995), mais suivant le processus X_t .

2.2.1.2 Barrières endogènes

Lorsque la barrière de défaut est endogène, on considère que ce sont les actionnaires qui décident quand l'entreprise fera défaut. On suppose que le paiement de la dette ou des coupons ne peut se faire que par l'émission de nouveaux capitaux E et non par la vente d'actifs de l'entreprise. Ainsi, lorsqu'il y a émission de nouveaux capitaux, l'investissement des actionnaires perd de la valeur. Avec une valeur de l'entreprise donnée V , il existe une barrière K à laquelle les actionnaires n'ont plus intérêt à émettre de nouveaux capitaux. Par conséquent, ils décideront du moment optimal pour faire défaut en posant une barrière de défaut K qui maximise la valeur des capitaux propres par rapport à la firme.

Le modèle de Merton se démarque par sa simplicité, mais a de gros coûts vu les hypothèses posées. En particulier, considérer la dette comme une zéro-coupon est une hypothèse trop forte. Ceci est corrigé par Geske (1977) en considérant une dette avec coupon. Lors du paiement de chaque coupon, les détenteurs de fonds propres peuvent décider soit d'émettre de nouvelles actions, faisant diminuer la valeur des actions présentes, soit de renoncer au paiement de la dette, ce qui amène l'entreprise à faire défaut. Dans le modèle de Geske (1977), puisque les détenteurs de fonds propres ont l'option,

à chaque coupon, de payer ou faire défaut, on voit la dette de l'entreprise comme une option composée. Bien que le résultat soit très général, il est très difficile d'évaluer l'option composée lorsque le nombre de paiements est élevé.

Black et Cox (1976) considèrent une entreprise qui paie un coupon d'intérêt c sur une dette perpétuelle. Le fait de prendre une dette perpétuelle lui permet de simplifier l'équation aux dérivées partielles décrivant le comportement du prix de la dette, pour la transformer en équation au dérivé ordinaire. Avec l'aide des conditions aux frontières et l'hypothèse d'une dette perpétuelle, Black et Cox (1976) arrivent à résoudre l'équation aux dérivées partielles de façon analytique, permettant de déterminer la valeur de la dette et des capitaux propres sous formes fermés. Il calcule ensuite la barrière de défaut K en optimisant la valeur des capitaux propres $E(V - D)$ en fonction de la valeur de la firme. De cette façon, on trouve une barrière de défaut qui est indépendante de la valeur de la firme. Par contre, elle est directement proportionnelle à la valeur du coupon et inversement proportionnelle au taux d'intérêt r et à la volatilité de la valeur des actifs σ_V au carré. Le modèle de Black et Cox (1976) est le modèle structurel avec la barrière de défaut endogène la plus simple. D'ailleurs, il est facile d'y revenir en donnant une valeur de zéro aux nouveaux paramètres des modèles plus perfectionnés.

Ensuite, dans l'article de Leland (1994), on considère encore un coupon continu c , une barrière de défaut K déterminée de façon endogène ainsi qu'une dette perpétuelle. Par contre, Leland (1994) ajoute les déductions d'impôt τ que peut recevoir l'entreprise lorsque celle-ci paie de l'intérêt sur sa dette. Par conséquent, la dette peut améliorer la valeur de la firme. De plus, Leland (1994) considère qu'en cas de faillite, il y aura des coûts de liquidation qui amèneront les détenteurs de dette à recevoir qu'une fraction du montant principal $(1 - \lambda)K$ comparativement aux détenteurs de capitaux propres qui ne recevront rien. λ est ici le coût de faillite de l'entreprise avec $0 \leq \lambda \leq 1$. On trouve une valeur de la dette et des capitaux propres sous formes fermés en résolvant l'équation aux dérivées partielles. On peut voir que si l'on augmente la

valeur de la dette, deux effets contraires agiront sur la valeur de la firme. En premier lieu, une augmentation de la dette réduit la valeur de la firme puisqu'elle augmente les coûts de faillite. Par contre, lorsque la dette augmente, l'entreprise paie plus d'intérêts sur la dette, obtient un plus grand crédit d'impôt, ce qui augmente la valeur de la firme.

Par la suite, Leland et Toft (1996) relâchent l'hypothèse de la dette perpétuelle pour celle d'une dette qui est continuellement refinancée. Ainsi, chaque fois que la dette vient à maturité, une nouvelle dette est émise au même montant principal. On peut donc considérer que la dette de l'entreprise est indépendante du temps, bien que celle-ci possède une maturité. C'est l'indépendance par rapport au temps qui permet la résolution de l'équation différentielle décrivant la valeur de la dette de façon semblable à Leland (1994), permettant alors d'obtenir un résultat sous forme fermée.

Fan et Sundaresan (2000) enlèvent une partie du pouvoir aux actionnaires afin de créer une négociation entre les créanciers et les actionnaires. Ils posent η comme étant le pouvoir de négociation relatif des actionnaires, $0 \leq \eta \leq 1$. Ils ajoutent également des déductions d'impôt τ et travaillent en temps continu. Par contre, ils reviennent au modèle de Leland (1994) en utilisant une dette perpétuelle afin d'obtenir un résultat sous forme fermée. On retrouve deux types de négociations dans l'article de Fan et Sundaresan (2000). Dans le premier cas, les créanciers et les actionnaires négocient sur la valeur des actifs de la firme, tandis que dans le deuxième cas, ils négocient directement sur la valeur de la firme. La valeur de la firme et la valeur des actifs de la firme diffèrent puisque nous avons ajouté les déductions d'impôt sur la dette de l'entreprise ainsi que les coûts de faillite (coûts de liquidation). On peut le voir directement avec l'équation 2.2. Dans les deux types de négociations, Fan et Sundaresan (2000) trouvent un équilibre de Nash qui permet d'obtenir une barrière de défaut et une évaluation de la dette sous forme fermée.

$$v_t = V_t + TB(V_t) - BC(V_t); \quad (2.2)$$

Sous les lois américaines, lorsqu'une entreprise ne peut pas payer ses obligations sur sa dette, elle peut remplir une demande de protection à un tribunal fédéral de faillites (federal bankruptcy court) afin d'obtenir de la protection contre la faillite sous le Chapitre 11. Ainsi, l'entreprise peut renégocier sa dette sous la supervision du tribunal tout en continuant ses opérations sur une certaine période. François et Morellec (2004) reprennent les travaux de Fan et Sundaresan (2000) en ajoutant la possibilité de remplir une demande sous le Chapitre 11. Pour y parvenir, ils modélisent les capitaux propres comme étant une option *down-and-out* parisienne. Les options parisiennes ont comme particularité que le sous-jacent doit rester un certain temps sous la barrière avant d'activer l'option. De ce fait, François et Morellec (2004) définissent d comme étant le temps durant lequel l'entreprise peut rester sous la barrière de défaut sans faire défaut sous le Chapitre 11. Encore une fois, les auteurs utilisent un équilibre de Nash afin de trouver une forme fermée pour la valeur de la dette de l'entreprise.

Dans le cas de Bruche et Naqvi (2010), il y a deux échelles de décision avant la faillite. En premier lieu, les actionnaires fixent la barrière de défaut. Une fois la barrière de défaut franchie, les créditeurs décident du moment de la liquidation de la firme. Par conséquent, il y a deux barrières de défaut endogènes à déterminer. Les actionnaires maximiseront la valeur des fonds propres en fonction de la valeur de la firme avant le défaut, tandis que les investisseurs maximiseront la valeur de la dette après que le défaut soit constaté. Il est important de noter que les valeurs des deux barrières sont dépendantes l'une de l'autre et qu'elles ne possèdent pas de formes fermées.

2.2.2 Approximations numériques

2.2.2.1 Barrière exogène

Zhou (2001) propose la possibilité pour une firme d'avoir quelques irrégularités dans la valeur des actifs de sa firme au cours de sa vie. Entre autres, il considère le même processus décrivant l'évolution des actifs que Merton (1974), en plus d'une

barrière de défaut exogène dépendant du temps et des coûts de faillite. Sa contribution est l'ajout de sauts aléatoires suivant une distribution de Poisson. Or, une firme peut maintenant faire défaut lors d'une chute soudaine de la valeur de ses actifs. À partir de ce processus, l'auteur détermine la valeur de la dette de la firme, qui dépend du montant recouvert moyen en cas de faillite. Cette expression est par la suite évaluée par simulation Monte-Carlo. Ainsi, à partir d'une investigation numérique, l'auteur détermine que l'ajout des sauts permet de mieux décrire les irrégularités présentes dans les écarts de crédit d'obligations corporatives.

2.2.2.2 Barrière endogène

Anderson et Sundaresan (1996) introduisent les modèles à défaut stratégique. Pour ce faire, ils utilisent un modèle à temps discret avec un arbre binomial. À chaque incrément de temps, l'entreprise génère un flux monétaire S_t proportionnel à la valeur de l'entreprise. À partir de ces flux monétaires, elle doit payer un montant en intérêt à ses actionnaires (sous forme de coupon). Si le montant en intérêt est égal ou plus grand au montant coupon constant CS_t dû aux investisseurs, ceux-ci acceptent le paiement et il n'y a pas de défaut. Par contre, si le montant en intérêt payé est plus petit que le montant coupon à payer aux investisseurs, ceux-ci ont une décision à prendre à savoir si la firme fait défaut ou non. Ils ont le choix d'accepter le flux monétaire et de perdre un certain montant sur le coupon ou de liquider l'entreprise pour recevoir la valeur de la firme après liquidation moins le coût de la liquidation. Si les coûts de liquidation sont élevés, il ne sera pas avantageux de liquider la firme puisque le montant résultant pourrait être plus petit que le coupon suggéré. Ainsi, tout le pouvoir appartient aux investisseurs qui peuvent déterminer le montant minimum de coupon qu'ils sont prêts à recevoir sans liquider la firme. Anderson et Sundaresan (1996) démontrent à partir de la théorie des jeux qu'il existe un montant minimum unique à partir duquel les investisseurs accepteront le paiement sans liquider la firme. Dans ce modèle, les flux monétaires S_t doivent être déterminés de façon exogène, c'est-à-dire qu'ils proviennent

directement de la structure nominale de la firme.

Anderson, Sundaresan et Tychon (1996) reprennent les travaux d'Anderson et Sundaresan (1996) en transformant le modèle en temps discret vers un modèle en temps continu. Ainsi, ils obtiennent la même équation aux dérivées partielles (EDP) que celle trouvée dans l'article de Black et Schole (1976), mais avec un terme de plus représentant le flux monétaire généré par l'entreprise. Par la suite, les auteurs résolvent l'EDP par la méthode des différences finies à partir des bonnes conditions aux frontières. Leur modèle se démarque de celui d'Anderson et Sundaresan (1996) car il est possible d'évaluer un plus grand type de dette, et ce de façon plus rapide.

Moraux (2004) améliore le modèle de François et Morellec (2004) avec une démarche semi-analytique. Il propose que le défaut survienne lorsque la valeur des actifs de la firme passe un temps d cumulatif sous la barrière de défaut pendant la durée de vie de la dette. Ainsi, la valeur de la firme peut croiser plusieurs fois la barrière de défaut, mais elle ne peut passer qu'un certain temps total d sous cette barrière avant de faire défaut. La forme semi-analytique trouvée par l'auteur dépend de deux intégrales doubles qui sont évaluées numériquement.

Galai, Raviv et Wiener (2007) généralisent les travaux de François et Morellec (2004). Ils considèrent encore une fois que la liquidation prend place lorsque la valeur des actifs de la firme passe un certain temps cumulatif d , déterminé exogènement, sous une barrière déclenchant la détresse de l'entreprise. Contrairement à François et Morellec (2004), les auteurs considèrent une période de grâce dynamique. Ils définissent une variable d'état qui mesure le temps accumulé en détresse financière ainsi que l'intensité et l'historique des périodes de grâce. Cette variable d'état permet de considérer deux effets sur la liquidation. En premier lieu, une détresse financière plus récente a un plus grand effet sur la décision de liquidation qu'une ancienne détresse financière. En deuxième lieu, une détresse financière plus sévère peut avoir une plus grande incidence

sur la décision d'une liquidation. Par contre, cette généralisation vient en dépit d'une forme analytique pour la solution. Les auteurs décident donc de résoudre le système par simulation Monte-Carlo.

Annabi, Breton et François (2012a et 2012b) développent un programme dynamique qui réplique le plus fidèlement possible le processus de réorganisation sous le Chapitre 11. Le modèle considère deux séniorités de dette (senior et junior). Chacune propose un plan de réorganisation qui contient entre autres une projection des activités de l'entreprise et une réorganisation de la dette. Chacun de ces plans est soumis à un vote au sein des créanciers. Si le plan est accepté à l'unanimité, le juge du tribunal de la faillite confirme le plan. Par contre, si le plan n'est pas accepté à l'unanimité, le juge peut appeler une nouvelle ronde de négociations où l'autre type de créancier prend l'initiative. Si les procédures prennent trop de temps, le juge peut imposer un plan de réorganisation. Par contre, le plan imposé par le juge doit respecter deux règles : (i) chaque classe de créancier doit recevoir au moins ce qu'il obtiendrait lors d'une liquidation (ii) au moins une classe de créancier doit accepter le plan. Le juge peut également demander la liquidation si une entente entre les créanciers ne semble pas possible. À ce moment, les règles de priorités absolues (APR) doivent être respectées. On obtient ainsi un jeu de négociation à plusieurs étapes qui est résolu avec la théorie des jeux non coopératifs. Lors de la calibration de leur modèle, les auteurs déterminent que la durée sous le chapitre 11, les déviations de l'APR et les taux de liquidations correspondent aux observations empiriques.

Pour finir, Ayadi, Ben-Ameur et Fakhfakh (2016) proposent un programme dynamique qui permet l'évaluation de la dette d'une entreprise avec une structure nominale arbitraire. Le modèle permet l'utilisation des classes de séniorité dans la dette, des coûts de faillite, des déductions d'impôt et d'un processus de réorganisation en cas de défaut. Les auteurs démontrent l'efficacité du programme dynamique vu l'ensemble des paramètres structurels disponibles. Ils démontrent également que le programme converge

vers les modèles de Merton (1974), Black et Cox (1976) et Geske (1977) lorsque les bons paramètres sont choisis.

2.3 Modèle hybride

Charitou et Trigeorgis (2004) s'intéressent aux variables utilisées dans le modèle structurel afin de déterminer si celles-ci sont de bons prédicteurs du défaut. Les auteurs déterminent que les variables les plus significatives sont le montant principal, la dette F , la valeur courante des actifs de la firme V , la volatilité des actifs de la firme σ , la distance au défaut et la probabilité neutre au risque de défaut à la maturité $\Phi(-d_2)$. Ensuite, lorsque ces variables sont incluses dans un modèle comprenant une transformation non linéaire du recouvrement des flux monétaires, elles conservent leurs caractéristiques prédictives. Or, les auteurs font la démonstration que les variables d'un modèle structurel basé sur le recouvrement des flux monétaires ont une plus grande importance pour prédire le défaut que les variables d'un modèle structurel traditionnel.

Par la suite, Benos et Papanastasopoulos (2007) créent un modèle hybride en ajoutant à leur régression probit une nouvelle mesure neutre au risque de la distance au défaut du modèle de Merton (1974). Cette nouvelle mesure comporte des ajustements pour une structure de capital plus complexe, les dividendes, un taux de recouvrement de la dette et l'ajout de points de défaut aléatoires. À partir de cette distance au défaut, les auteurs déterminent que l'ajout de cette variable aux régressions améliore à la fois la prévision dans l'échantillon et hors échantillon.

CHAPITRE 3

MÉTHODOLOGIE

3.1 Modèle hybride

Dans un premier temps, nous estimons la probabilité de défaut trois ans avant son occurrence d'un échantillon d'entreprises avec l'aide d'un modèle économétrique. L'échantillon est effectuée avec l'aide de la méthode d'échantillonnage de Beaver (1966) et d'Altman (1968) et la précision du modèle est évaluée hors échantillon. Ensuite, nous cherchons à améliorer ce modèle en remplaçant ou en ajoutant certaines variables rationnelles à la régression. Ces variables sont de nature économique.

Nous croyons que le ratio d'endettement comptable ne reflète pas la qualité de la dette corporative. En effet, la valeur de la dette comptable est reportée au bilan à sa valeur d'émission. Par exemple, un changement à travers le temps de la cote de crédit de l'entreprise amène un changement au niveau de la valeur de la dette économique, mais pas à la valeur comptable de la dette. Ainsi, un ratio d'endettement basé sur la valeur de la dette économique reflète mieux l'état actuel de l'entreprise.

Nous choisissons Zmijewski (1984) comme modèle de référence. Ces ratios sont présentés au Tableau 3.I. Ils proviennent directement du bilan financier, du compte de résultat et du marché. Le bilan financier présente la structure de capital de l'entreprise, c'est-à-dire son niveau d'actif, d'endettement et de fonds propres au cours d'une période. Ensuite, le compte du résultat nous montre l'ensemble des revenus et des dépenses de l'entreprise au cours d'une période. Pour finir, on incorpore à la démarche le reste de l'information sur les marchés, soit le cours de l'action de la firme. À l'Annexe I et II, on présente un bilan financier et un compte de résultat simplifié.

Tableau 3.I – Ratios de Zmijewski

Ratio	Définition	Nom de la variable	Variable Compustat
Rendement de l'actif	Bénéfice net / Actif	R_1	NI/AT
Endettement total	Passif / Actif	D_1	LT/AT
Fonds de roulement	Actif courant / Passif courant	L_1	ACT/LCT

Nous ajustons le modèle de référence de trois manières :

1. Par la substitution des ratios d'endettement comptable (D_1) par leurs équivalents économiques issus du modèle structurel
2. Par la substitution des ratios d'endettement comptable (D_1) par les rendements à maturité de la dette provenant du modèle structurel
3. Par l'ajout d'une variable de distance au défaut lorsque le modèle structurel choisi est le modèle de Merton (1974)

Nous estimons 3 modèles structurels différents. Premièrement, le modèle de Merton (1974), puisqu'il s'agit du modèle structurel le plus simple. Deuxièmement, le modèle de Brockman et Turtle (2003), qui ajoute une barrière de défaut déterminé de façon exogène. Pour finir, le modèle de Geske (1977) qui permet une décomposition de la dette en plusieurs paiements à différentes maturités. Les paramètres des modèles de Merton (1974) et Geske (1977) sont estimés par la méthode KMV, tandis que le modèle de Brockman et Turtle (2003) est estimé par maximum de vraisemblance. Suite à chacun des ajustements, la prévision hors échantillon est comparée au modèle de référence avec l'aide du coût moyen de mauvaise affectation (CMMA) et de la courbe ROC.

3.2 Description des modèles probit et logit

3.2.1 Fondement théorique

Les modèles logistiques viennent de façon naturelle lorsque l'on veut modéliser la probabilité de défaut. En effet, ces modèles cherchent à trouver une méthode de ré-

gression sur une variable dépendante Y dichotomique, c'est à dire qui ne prend que les valeurs de 1 ou 0. Or, on peut modéliser le défaut avec une telle variable, soit $Y=1$ en cas de défaut après n années, soit $Y=0$ en cas de survie après n années.

Le modèle estime la probabilité de défaut comme

$$P(Y = 1|X) = F(S(X)) \quad (3.1)$$

avec $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)^T \in \mathbb{R}^p$ et $S(\cdot)$ une fonction de score

$$S(X) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p = X^T \beta \quad (3.2)$$

où $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ est le vecteur des poids relatifs aux variables indépendantes (ratio financier). On définit la fonction $F(\cdot)$ comme étant

$$F(s) = \frac{e^s}{1 + e^s} \quad (3.3)$$

pour le modèle logistique et

$$F(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^s e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (3.4)$$

pour le modèle probit.

Il est à noter que les amplitudes des coefficients β ont peu d'interprétation. Par contre, le signe de ceux-ci nous donne la direction de l'influence de la variable sous-jacente. Par exemple, si β_i est positif, alors une augmentation dans la variable exogène X_i augmente la valeur de la fonction $S(X)$, augmentant la probabilité $F(S(X))$.

Dans ce type de modèles, nous considérons que les observations sont indépendantes. Il s'agit ici d'une hypothèse qui simplifie l'estimation des paramètres. Sachant $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)^T$, on modélise la variable dépendante Y comme étant

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{avec probabilité } F(X^T \beta) \\ 0 & \text{avec probabilité } 1 - F(X^T \beta). \end{cases} \quad (3.5)$$

Ainsi, l'objectif de ce modèle est d'estimer le vecteur de coefficient β afin d'obtenir la probabilité de défaut $F(S(X))$. Par l'indépendance entre les observations, on peut construire la fonction de vraisemblance

$$\mathcal{L}^V(\beta|X_1, \dots, X_n) = \prod_{i=1}^n [F(X_i^T \beta)]^{Y_i} [1 - F(X_i^T \beta)]^{1-Y_i} \quad (3.6)$$

avec F défini soit à l'équation 3.3 pour les modèles logistiques ou à l'équation 3.4 pour les modèles probits. Il est plus facile d'utiliser une fonction de log-vraisemblance lors de l'optimisation. On a alors

$$\log(\mathcal{L}^V) = \sum_{i=1}^n [Y_i \log(F(X_i^T \beta)) + (1 - Y_i) \log(1 - F(X_i^T \beta))]. \quad (3.7)$$

Il existe une multitude de méthodes numériques permettant de maximiser l'équation 3.7 par rapport à β . McFadden (1974) et Heckman (1978) démontrent que la fonction est concave et admet un maximum global. Il est possible de maximiser la fonction de vraisemblance avec l'aide de l'algorithme de Newton-Raphson.

Une fois le modèle estimé, il est possible de calculer la valeur prédite avec nos variables indépendantes

$$\hat{P}(Y_i = 1|X_i) = F(X_i^T \hat{\beta}) \in (0, 1). \quad (3.8)$$

La variable Y_i ne prend que les valeurs 1 ou 0. Il faut alors choisir une règle de décision basée sur \hat{P} comme

$$\hat{Y}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \hat{P}(Y_i = 1|X_i) > p^* \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.9)$$

où $p^* \in (0,1)$ est arbitraire. La valeur de p^* est choisie de façon à minimiser le coût moyen d'une mauvaise affectation (CMMA) hors-échantillon.

3.2.2 Indicateur de performance

Le coût moyen d'une mauvaise affectation (CMMA) est un indicateur qui permet de prendre en compte le coût relatif d'une mauvaise classification. D'abord, on pose une règle de décision p^* . Ensuite, on observe l'ensemble des valeurs dépendantes Y_i ainsi que leurs prédictions \hat{Y}_i . On peut construire le tableau croisé $Y \times \hat{Y}$ comme suit :

Tableau 3.II – Tableau des erreurs de classification

		\hat{Y}	
		1	0
Y	1	Bonne décision	Erreur de Type I
	0	Erreur de Type II	Bonne décision

Par la suite, on définit le paramètre $c(0,1) \geq 0$ comme étant le coût d'une mauvaise affectation d'une erreur de Type I. Une erreur de Type I survient lorsqu'une entreprise allant faire défaut ($Y = 1$) est déclarée saine par le modèle ($\hat{Y} = 0$). Ce type d'erreur est plus dommageable qu'une erreur de Type II, qui survient lorsqu'une compagnie saine ($Y = 0$) est déclarée en défaut ($\hat{Y} = 1$) par le modèle. Par exemple, une banque perd plus d'argent lorsqu'elle émet un prêt à une compagnie en voie de faire défaut que si elle refuse un prêt à une compagnie saine.

Ainsi, le CMMA permet de mettre l'emphase sur les erreurs de Type I puisque celles-ci sont économiquement plus significatives. On peut calculer le CMMA comme étant

$$\text{CMMA} = c(0,1) \times \hat{P}(Y=1 \text{ et } \hat{Y} = 0) + \hat{P}(Y=0 \text{ et } \hat{Y} = 1) \quad (3.10)$$

avec $\hat{P}(Y=1 \text{ et } \hat{Y} = 0)$ la proportion d'erreurs de Type I dans notre modèle et $\hat{P}(Y=0 \text{ et } \hat{Y} = 1)$ la proportion d'erreurs de type II. Pour finir, on détermine la valeur de p^* qui minimise le CMMA. Plus un modèle a un petit CMMA, plus il est performant.

Un autre indicateur de performance est la courbe ROC (Receiver operating characteristic) qui est discutée dans Chava et Jarrow (2004), Sinha et May (2004), Stein (2005) et Stein (2007). Il s'agit d'une méthode graphique qui nous indique la performance du modèle lorsque nous changeons la règle de décision p^* .

D'abord, on définit la sensibilité de notre modèle comme étant la proportion des variables dépendantes $Y = 1$ dont la prédiction du modèle est $\hat{Y} = 1$. On définit également la spécificité comme étant la proportion de $Y = 0$ dont la prédiction est $\hat{Y} = 0$.

$$\begin{aligned} \text{Sensibilité} &= \hat{P}(\hat{Y} = 1|Y = 1) \\ 1 - \text{Spécificité} &= \hat{P}(\hat{Y} = 1|Y = 0) \end{aligned}$$

Or, nous comparons notre modèle à un modèle sans capacité de prédiction. Lorsque qu'il n'apporte aucune prédiction, celui-ci classifie la variable \hat{Y} au hasard. Les distributions de \hat{Y} et de Y sont donc indépendantes. On obtient que la distribution conditionnelle de $\hat{Y}|Y = 1$ est égale à la distribution de $\hat{Y}|Y = 0$. Dans ce cas :

$$\hat{P}(\hat{Y} = 1|Y = 1) = \hat{P}(\hat{Y} = 1|Y = 0) \quad (3.11)$$

Lorsque nous traçons le graphique de la sensibilité en fonction de 1-spécificité, nous obtenons la diagonale présente à la figure 3.1a. Ce modèle représente une exigence minimale, puisque nous devons avoir un modèle qui performe mieux que le hasard. Lorsque nous avons un modèle qui performe mieux que le hasard, celui-ci respecte

minimalement l'inéquation

$$\hat{P}(\hat{Y} = 1|Y = 1) \geq \hat{P}(\hat{Y} = 1|Y = 0). \quad (3.12)$$

La courbe ROC nous trace le graphique de la sensibilité en fonction de 1-spécificité pour chacune des règles de décision p^* . Plus notre modèle a un bon pouvoir de prédiction, plus le nombre d'individus bien classés domine le nombre d'individus mal classés. On cherche donc à obtenir une courbe ROC le plus loin possible de la diagonale, c'est-à-dire avec un nombre maximal d'individus bien classés en fonction des individus mal classés.

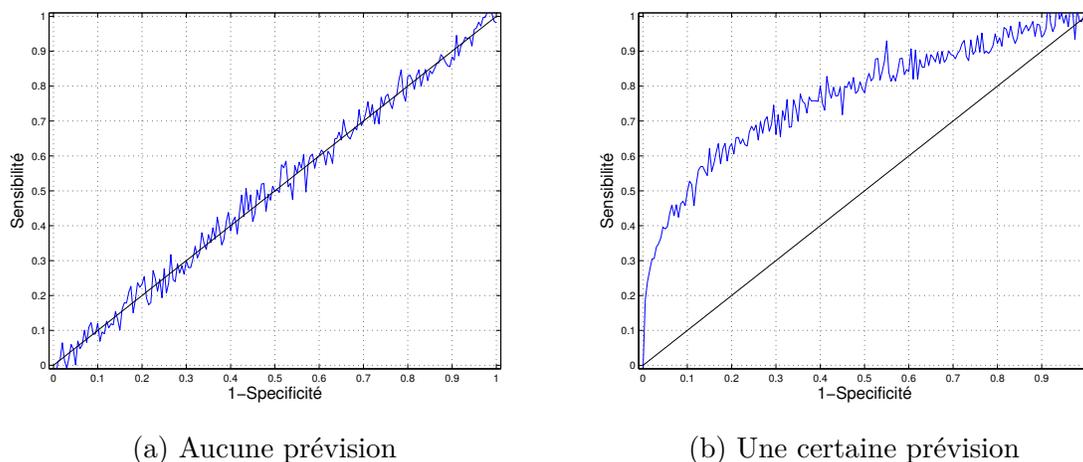


Figure 3.1 – Courbe ROC pour un modèle sans capacité de prédiction en comparaison avec modèle ayant une certaine capacité de prédiction

Plus notre courbe ROC est au-dessus de la diagonale, plus notre modèle a un pouvoir prédictif. On peut ensuite calculer l'aire sous la courbe afin d'obtenir un indicateur de performance. Plus l'aire sous la courbe est grande, plus la courbe ROC est loin de la diagonale et plus notre modèle est performant.

3.3 Description des modèles structurels

3.3.1 Modèle de Merton

Puisqu'il s'agit du modèle structurel le plus simple, le modèle de Merton (1974) est le premier évalué. Celui-ci décrit la dette et les fonds propres comme des options sur la valeur des actifs de la firme. De plus, Merton utilise une structure de capital simple, une dette zéro-coupon D_t avec un montant principal F et une maturité T . On définit la valeur des actifs comme étant V_t et la valeur des capitaux propres E_t qui vérifie :

$$V_t = E_t + D_t \quad (3.13)$$

Ensuite, Merton (1974) utilise les mêmes hypothèses de marché que Black et Scholes (1973).

1. Il n'y a pas de coûts de transactions, de taxes, ou de problèmes d'actifs indivisibles.
2. Tous les investisseurs peuvent acheter ou vendre autant d'actif qu'ils le désirent au prix du marché.
3. Il est possible de prêter et d'emprunter au même taux d'intérêt.
4. La vente à découvert est possible pour tous les actifs.
5. Les actifs se transigent en temps continu.
6. La valeur de la firme est indépendante de la structure de capital (théorème de Modigliani-Miller).
7. La structure à terme des taux d'intérêt est plate.
8. La valeur des actifs de la firme suit le mouvement brownien géométrique défini à l'équation 3.14.

$$d \ln V_t = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt + \sigma dW_t \quad (3.14)$$

avec μ le rendement espéré des actifs et σ la volatilité des actifs de la firme.

À l'échéance, la dette a une valeur de $\min(V_T, F)$ comparativement aux fonds propres qui ont la valeur de $\max(V_T - F)$. On peut trouver la valeur des fonds propres avec une évaluation neutre au risque qui nous donne

$$E_t = V_t \Phi(d_t) - F e^{-r(T-t)} \Phi(d_t - \sigma \sqrt{T-t}), \quad (3.15)$$

avec Φ la fonction de densité cumulative de la loi normale et

$$d_t = \frac{\ln \frac{V_t}{F} + \left(r + \frac{\sigma^2}{2} \right) (T-t)}{\sigma \sqrt{T-t}}. \quad (3.16)$$

Par la suite, on trouve facilement la valeur de la dette avec l'équation 3.13. Dans ce modèle, nous avons 3 variables non observables, soient μ , σ et la valeur de la firme V_t . Puisque la valeur des capitaux propres (la capitalisation boursière) est disponible sur les marchés et que la fonction $E_t(V_t)$ est bijective, il est possible d'inverser l'équation 3.15 afin de trouver V_t .

On détermine le taux de rendement à l'échéance sur la dette y à partir du montant principal et de la valeur économique de la dette trouvée à partir de E_t . Il suffit de résoudre l'équation

$$D_t = \frac{F}{(1+y)^{T-t}}. \quad (3.17)$$

Ici, y est un taux annuel. Lorsque nous remplaçons les ratios comptables par le rendement à l'échéance, on soustrait le taux sans risque afin de ne pas prendre en compte le niveau des taux d'intérêt de l'année en question.

Pour finir, on définit la variable de distance au défaut comme

$$DD_t = \frac{\ln \frac{V_t}{F} + (r - \frac{\sigma^2}{2})(T - t)}{\sigma \sqrt{T - t}}. \quad (3.18)$$

Cette variable est une métrique qui nous indique à quelle distance nous nous trouvons de la barrière de défaut. Elle est liée à la probabilité de défaut risque neutre par l'équation

$$PD_t = \Phi(-DD). \quad (3.19)$$

Ainsi, plus la distance au défaut (DD) est grande, plus la probabilité de faire défaut est faible. Benos et Papanastasopoulos (2007) démontrent que lorsque cette variable est ajoutée à un modèle de régression probit de prévision de faillite, celle-ci en améliore sa performance. Par contre, la variable seule ne détient pas assez d'information pour prévoir la faillite.

3.3.2 Modèle de Brockman et Turtle

Le modèle de Brockman et Turtle (2003) assume le même mouvement brownien que le modèle de Merton (1974) pour la valeur des actifs de la firme (équation 3.14). Par contre, ce modèle ajoute une barrière de défaut exogène, qui permet à la firme de faire défaut à tout moment avant l'échéance de la dette. En effet, le défaut survient au moment où la valeur de la firme descend sous la barrière K . On peut donc considérer la valeur des fonds propres de la firme comme étant une option d'achat *down-and-out*, avec comme valeur

$$\begin{aligned} E_t = & V_t \Phi(a_t) - F e^{-r(T-t)} \Phi\left(a_t - \sigma \sqrt{T-t}\right) \\ & - V_t \left(\frac{K}{V_t}\right)^{2\eta} \Phi(b_t) + F e^{-r(T-t)} \left(\frac{K}{V_t}\right)^{2\eta-2} \Phi\left(b_t - \sigma \sqrt{T-t}\right) \end{aligned} \quad (3.20)$$

où

$$a_t = \begin{cases} \frac{\ln \frac{V_t}{F} + (r + \frac{\sigma^2}{2})(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} & \text{Si } F \geq K \\ \frac{\ln \frac{V_t}{K} + (r + \frac{\sigma^2}{2})(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} & \text{Si } F < K \end{cases}$$

$$b_t = \begin{cases} \frac{\ln \frac{K^2}{FV_t} + (r + \frac{\sigma^2}{2})(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} & \text{Si } F \geq K \\ \frac{\ln \frac{K}{V_t} + (r + \frac{\sigma^2}{2})(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} & \text{Si } F < K \end{cases}$$

$$\eta = \frac{r}{\sigma^2} + \frac{1}{2}.$$

On peut voir que le modèle se résume au modèle de Merton (1974) lorsque $K = 0$. Dans le cadre de ce mémoire, la barrière de défaut K est estimée de façon endogène avec l'aide du maximum de vraisemblance.

3.3.3 Modèle de Geske

L'article de Geske (1977) considère un modèle à n flux monétaire, c'est-à-dire que la firme peut payer un nombre arbitraire de coupons d'intérêt sur sa dette. Ainsi, le modèle est beaucoup plus général que les 2 précédents puisque de considérer la dette de l'entreprise comme un zéro-coupon est une grande approximation.

Geske et Johnson (1894) apportent une correction au modèle par rapport à la séniorité de la dette dans un exemple à deux périodes. Par la suite, Chen (2013) reprend les travaux de Geske et Johnson (1894) et les généralisent pour un modèle à n périodes. Nous utilisons le modèle généralisé de Chen (2013) à travers ce mémoire.

En premier lieu, il est important d'établir la notation. On définit d'abord chaque paiement de la firme comme étant (K_1, K_2, \dots, K_n) avec comme maturité (T_1, T_2, \dots, T_n) . Chacun de ces paiements sera considéré comme des obligations zéro-coupons avec comme valeur courante D_{t, T_i} . Par exemple, D_{T_2, T_3} représente la valeur présente au temps T_2 de l'obligation d'échéance T_3 . On définit ensuite les points de défaut de cha-

cun des paiements comme $(\bar{V}_{1,n}, \bar{V}_{2,n}, \dots, \bar{V}_{n,n})$. Ces points de défaut sont la solution de l'équation $E_{T_i}^* = K_i$ pour $1 < i < n$ et $\bar{V}_{n,n} = K_n$. $E_{T_i}^*$ représente la valeur de continuation des fonds propres au temps T_i . Chaque obligation a un ensemble de points de défaut $\bar{V}_{j,i}$ avec $j < i$. Ceci vient du fait que les obligations ont une séniorité. Si la première obligation fait défaut, celle-ci aura une influence sur les obligations futures. Encore une fois, $i = n$ représente les barrières de défaut de la firme.

Bien que très générales, les formes fermées trouvées par Geske (1977) sont ardues à évaluer lorsque n est grand, vu la difficulté d'évaluer l'ensemble des points de défaut $(\bar{V}_{1,n}, \bar{V}_{2,n}, \dots, \bar{V}_{n,n})$. Par exemple, nous savons que $\bar{V}_{n,n} = K_n$ puisqu'il s'agit de l'obligation avec la plus grande maturité. Ensuite, $\bar{V}_{n-1,n}$ est la solution de $E_{T_{n-1}}^* = K_{n-1}$, un algorithme à une dimension. $\bar{V}_{n-2,n}$ est la solution de $E_{T_{n-2}}^* = K_{n-2}$, qui est un algorithme en 2 dimensions. Par contre, à T_{n-2} , on doit trouver la barrière de défaut de l'obligation qui expire à T_{n-1} , que l'on note $\bar{V}_{n-2,n-1}$. Celle-ci est la solution de $E_{T_{n-2}}^* + D_{T_{n-2}, T_{n-1}}^* = V_{T_{n-2}}$ avec $D_{T_{n-2}, T_{n-1}}^*$ la valeur de continuation de l'obligation d'échéance T_{n-1} que l'on calcul comme $D_{T_{n-2}, T_{n-1}}^* = E_{T_{n-2}}[D_{T_{n-1}, T_{n-1}}]$. On peut voir par induction qu'avec n flux monétaire, on se retrouve avec $n(n-1)/2$ barrières de défaut à évaluer et n solutions numériques d'équations de dimensions allant de 1 jusqu'à n . Entre autres, à T_1 , la barrière $V_{1,n}$ qui est une solution numérique d'un problème à n dimensions.

Vu la difficulté du calcul de Geske (1977), Chen (2013) nous permet d'éviter le calcul des barrières de défaut, contournant le problème de la résolution d'équation avec un grand nombre de dimensions. Pour y parvenir, il abandonne les formes fermées afin d'obtenir un modèle à une dimension, qu'il calcule avec l'aide d'un arbre binomial Cox-Ross-Rubinstein (1979). Entre autres, il transforme les barrières de défaut fixes en des barrières aléatoires.

Donc, nous avons à construire des arbres binomiaux pour la valeur de la firme, pour

la valeur des fonds propres et pour chaque dette de l'entreprise. Par exemple, si nous avons trois flux monétaires, nous devons établir 5 arbres binomiaux. Chacun considère la dette comme un zéro-coupon. Par contre, ces arbres ont des barrières de défaut qui dépendent du défaut des dettes de maturités plus courtes.

Dans nos arbres binomiaux, la valeur de la dette et des fonds propres évolue comme un arbre Cox-Ross-Rubinstein (1979). Par contre, lorsque l'arbre croise l'échéance d'une des dettes, on doit calculer les différentes barrières et la nouvelle valeur de la dette et des fonds propres. À ces différentes échéances, on obtient

$$D_{T_i, T_j} = \max(V_{T_i} - V_{i, j-1}^*, 0) - \max(V_{T_i} - V_{i, j}^*, 0) \quad (3.21)$$

$$E_{T_i} = \max(V_{T_i} - V_{i, n}^*, 0) \quad (3.22)$$

$$V_{i < j}^* = K_i + \sum_{k=i}^j D_{T_i, T_k}^* \quad (3.23)$$

dont $V_{i > j}^* = 0$ et $V_{i=j}^* = K_i$.

D_{T_i, T_j}^* est la valeur de continuation de l'obligation d'échéance T_j en T_i et se calcul comme suit :

$$D_{T_i, T_k}^* = e^{-r(T_{i+1} - T_i)} E_{T_i} [D_{T_{i+1}, T_k}]. \quad (3.24)$$

On peut voir que les barrières de défaut $V_{i < j}^*$ sont aléatoires puisque qu'elles dépendent de D_{T_i, T_j}^* , qui est une fonction de la valeur des actifs de la firme, qui est aléatoire. À partir de cette implémentation du modèle de Geske (1977), nous avons un moyen simple de calculer la dette d'une firme avec un nombre arbitraire de flux monétaires. Un exemple très clair d'une estimation à trois flux monétaires est présenté dans l'article de Chen (2013).

Nous avons programmé notre arbre binomial en langage C, qui est par la suite exécuté avec l'aide de Matlab. Pour vérifier que notre algorithme converge vers de bonnes valeurs, nous comparons notre arbre binomial (AB) avec les résultats obtenus dans l'article d'Ayadi, Ben-Ameur et Fakhfakh (2016). Ils considèrent un modèle à deux paiements, soit $K_1 = 100$ en $T = 1$ et $K_2 = 100$ en $T = 2$, une valeur de départ pour la valeur de la firme de $V_0 = 200$ et $r = 0.05$. On obtient les résultats au Tableau 3.III. On peut voir que notre arbre binomial converge bel et bien vers les résultats d'Ayadi, Ben-Ameur et Fakhfakh (2013).

Tableau 3.III – Comparaison de l'implémentation de Chen (2013) avec les résultats de Geske (1977). Les résultats de Geske (1977) proviennent de l'article d'Ayadi, Ben-Ameur et Fakhfakh (2013)

	dT	$\sigma = 0.1$	$\sigma = 0.2$	$\sigma = 0.3$
E_0	AB - 1/63	16.9508	23.5544	30.9092
	AB - 1/126	16.9403	23.6280	30.9431
	AB - 1/252	16.9273	23.5965	30.9179
	AB - 1/504	16.9330	23.6150	30.8949
	AB - 1/1008	16.9315	23.6065	30.9058
	Geske	16.9323	23.6091	30.9017
D_0	AB - 1/63	183.0492	176.4456	169.0908
	AB - 1/126	183.0597	176.3720	169.0569
	AB - 1/252	183.0727	176.4035	169.0821
	AB - 1/504	183.0670	176.3850	169.1051
	AB - 1/1008	183.0685	176.3935	169.0942
	Geske	183.0677	176.3909	169.0983
Temps CPU (sec)	AB - 1/63	0.0300	0.0200	0.0300
	AB - 1/126	0.0300	0.0400	0.0600
	AB - 1/252	0.0800	0.0800	0.1200
	AB - 1/504	0.2500	0.3300	0.2600
	AB - 1/1008	1.1100	1.2500	1.0100

Pour finir, on présente un graphique de la convergence de l'implémentation de Chen (2013). Nous comparons les résultats obtenus par l'algorithme avec la formule sous forme fermée de Geske (1977) et Geske et Johnson (1894) lorsque nous avons deux flux monétaires. On peut voir qu'avec $dT = 1/252$, nous avons une convergence à deux décimales.

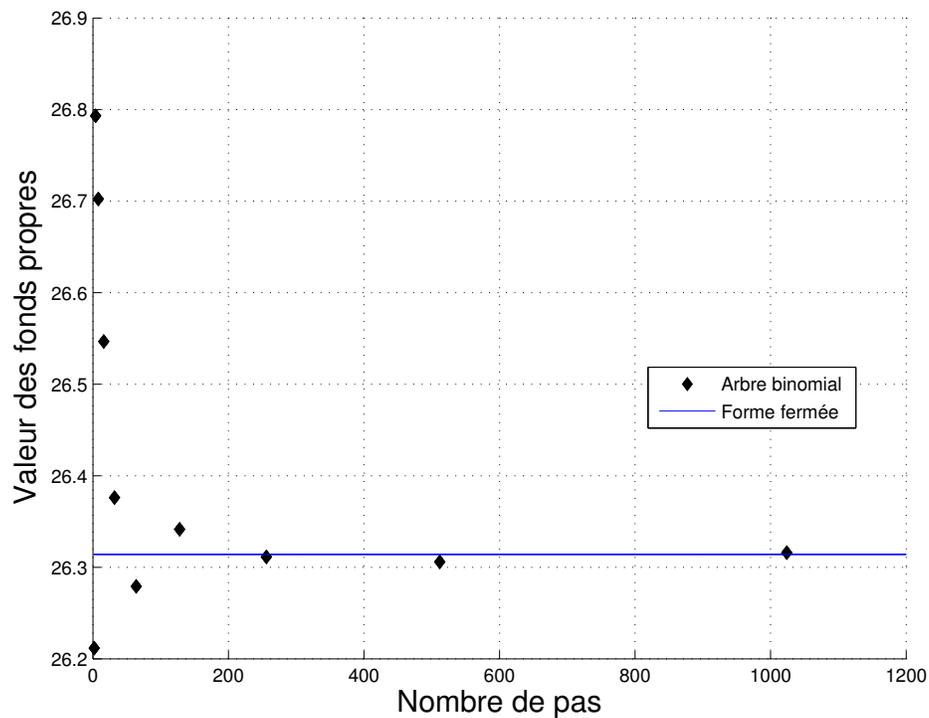


Figure 3.2 – Convergence de l'arbre binomial lorsque $V_0 = 100$, $K_1 = 45$, $K_2 = 45$, $T_1 = 1$, $T_2 = 2$, $r = 0.03$ et $\sigma = 0.5$

3.4 Méthode d'estimation des modèles structurels

3.4.1 Méthode KMV

Dans nos différents modèles, nous estimons un ensemble de paramètres à partir de la valeur des actifs de la firme, qui n'est pas observable. Ce problème se règle naturellement par la méthode KMV (Kealhofer, McQuown et Vasicek). Il s'agit d'un

algorithme simple décrit en détail dans l'article de Crosbie et Bohn (2003) qui va comme suit :

1. On applique une valeur initiale de σ dans l'équation $E_t = g(V_t, \sigma)$, que l'on inverse pour obtenir une série temporelle de la valeur des actifs de la firme.
2. On calcule les log-rendements sur la valeur des actifs de la firme.
3. On trouve l'écart-type σ et le rendement espéré μ .
4. On applique à l'étape 1 l'écart-type σ trouvé à l'étape 3 et on recommence jusqu'à ce que la différence entre deux écarts-types consécutifs soit plus petite qu'un critère prédéterminé.

Nous allons prendre comme critère que la différence entre 2 écarts-types consécutifs est 10^{-6} .

Par contre, la méthode KMV a quelques limites. En premier lieu, il n'est pas possible d'utiliser l'algorithme lorsque le modèle structurel comporte des paramètres inconnus dans sa structure de capital. Par exemple, le modèle de Brockman et Turtle (2003) comprend la barrière K dans sa structure de capital. Ainsi, lorsque le paramètre est inconnu, l'inverse calculé à partir de $E_t = g(V_t, \sigma, K)$ dans l'étape 1 dépend toujours du paramètre K . Il n'existe donc pas de valeur unique de V_t correspondant au σ , ce qui empêche d'établir la série temporelle des V_t .

Par conséquent, il ne sera pas possible d'utiliser l'algorithme pour le modèle de Brockman et Turtle (2003), puisque nous calculons le paramètre K de façon endogène. Par contre, les modèles de Merton (1974) et de Geske (1977) ne possèdent pas de paramètres inconnus dans leur structure de capital. Il est ainsi possible d'y utiliser l'algorithme. Le modèle de Brockman et Turtle (2003) sera quant à lui évalué par maximum de vraisemblance. Ce modèle ne peut calculer les intervalles de confiance.

Par contre, dans le cadre de ce mémoire, nous ne sommes pas intéressés par ceux-ci, ce qui rend cette lacune négligeable.

3.4.2 Efficacité de la méthode KMV

Avant d'effectuer nos premières estimations, il est important de s'assurer que notre algorithme converge vers les bonnes valeurs. Ainsi, nous effectuons un ensemble de simulations Monte-Carlo afin de valider l'algorithme. Nous simulons 500 trajectoires de la valeur des actifs d'une firme sur un an suivant l'équation 3.14 avec $V_0 = 10\,000$, $\sigma = 0.3$ et $\mu = 0.1$. Une fois les trajectoires simulées, nous calculons la valeur de la capitalisation boursière E pour le modèle de Merton (1974).

Pour ce qui est de Geske (1977), nous prenons les données sur quatre mois au lieu d'un an afin de ne pas traverser la première barrière de défaut, qui se trouve à 6 mois. Nous simulons la trajectoire des actifs de la firme avec $V_0 = 400$, $r = 0.03$, $T = [0.5, 1, 2, 3, 4, 5, 10]$ et $K = [40, 40, 40, 40, 40, 40, 40]$ et nous prenons un pas de temps de $dT = 1/252$. Ainsi, chaque pas de temps correspond à une journée active en bourse.

Ceci donne 500 séries temporelles des fonds propres avec lesquelles nous testons l'algorithme KMV. Nous effectuons l'étude Monte-Carlo pour des données mensuelles ($h = 1/12$) et journalières ($h = 1/252$) sur un an. On prend comme valeur de départ $\sigma_0 = 0.2$. On a obtenu pour les trois modèles :

Tableau 3.IV – Statistiques descriptives de l’estimation des paramètres du modèle de Merton et de Geske par la méthode KMV. Ici, on prend $V_0=10\ 000$, $F=9\ 000$, $T=2$ et $r=0.03$ pour Merton et $V_0=400$, $r=0.03$, $T=[0.5, 1, 2, 3, 4, 5, 10]$ et $K=[40, 40, 40, 40, 40, 40, 40]$ pour Geske

	Merton				Geske			
	$h = 1/12$		$h = 1/252$		$h = 1/12$		$h = 1/252$	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
Vraie valeur	0.1000	0.3000	0.1000	0.3000	0.1000	0.3000	0.1000	0.3000
Moyenne	0.1105	0.2940	0.0932	0.2999	0.1103	0.2692	0.0774	0.2989
Médiane	0.1067	0.2865	0.0841	0.2996	0.1461	0.2529	0.1005	0.2979
Écart-type	0.3120	0.0778	0.3102	0.0184	0.5774	0.1342	0.4956	0.0225
Minimum	-1.2167	0.0918	-0.7813	0.2415	-1.4504	0.0238	-1.1463	0.2291
Maximum	0.9846	0.6585	1.1656	0.3854	1.6458	0.6932	1.5763	0.3758

On peut voir qu’en moyenne, pour tous nos modèles, la valeur estimée de σ converge vers la vraie valeur qui est 0.3. Par contre, la valeur de μ semble moins précise. Il ne s’agit pas d’un problème puisque celle-ci n’intervient pas dans le calcul de la valeur des actifs ou de la dette de la firme. On peut voir que l’écart-type semble diminuer et que les valeurs maximales et minimales se rapprochent de la moyenne lorsque nous utilisons des données journalières, ce qui nous indique une meilleure précision. Par conséquent, dans le cadre de nos calculs, nous utilisons des données journalières.

3.4.3 Maximum de vraisemblance

Puisque le modèle de Brockman et Turtle (2003) possède un paramètre de structure de capital inconnu, il n’est pas possible d’utiliser la méthode KMV. Par contre, le maximum de vraisemblance introduit par Duan (1994 et 2000) permet l’estimation de ces paramètres. On obtient un estimateur de θ lorsque l’on optimise la fonction $\mathcal{L}(\theta)$ en fonction de θ . Supposons d’abord qu’il est possible d’observer un ensemble de valeurs $\{V_0, V_h, V_{2h}, \dots, V_{nh}\}$. On a la fonction de log-vraisemblance pour des valeurs d’actifs suivant l’équation 3.14 comme

$$\mathcal{L}^V(\theta|V_0, \dots, V_{nh}) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2h) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \frac{\left(R_k - \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)h\right)}{\sigma^2h} - \sum_{k=1}^n \ln V_{kh}, \quad (3.25)$$

avec $R_k = \ln(V_{kh}/V_{(k-1)h})$.

Si la valeur des actifs de la firme était directement observable, le terme $-\sum_{k=1}^n \ln V_{kh}$ serait une constante et ne changerait rien dans le processus d'optimisation. Toutefois, puisque la valeur des actifs n'est pas observable, nous devons garder ce terme.

Par conséquent, l'article de Duan (1994) indique que si la fonction $E = g(V, \theta)$ est différentiable une fois et bijective, alors la fonction de densité de E peut s'écrire comme

$$f(E) = \frac{f(V)}{\left|\frac{\partial g(V, \theta)}{\partial V}\right|}. \quad (3.26)$$

Ainsi, la fonction de log-vraisemblance de E peut s'écrire :

$$\mathcal{L}^E(\theta|E_0, \dots, E_{nh}) = \mathcal{L}^V(\theta|\hat{V}_0(\theta), \dots, \hat{V}_{nh}(\theta)) - \sum_{k=1}^n \ln \left| \frac{\partial g(\hat{V}_{kh}, \theta)}{\partial V_{kh}} \right|, \quad (3.27)$$

où $\hat{V}_{kh} = g^{-1}(E_{kh}, \theta)$.

Comme on peut le voir, le maximum de vraisemblance est très général et peut s'appliquer à n'importe quel modèle structurel où la fonction E_t est bijective et différentiable de V_t . Par contre, cette dérivée peut s'avérer très complexe à calculer comme dans le modèle de Geske (1977). De plus, la routine du maximum de vraisemblance peut prendre un certain temps à converger, comparativement aux calculs simples de la méthode KMV.

C'est pour ces raisons que nous utilisons le maximum de vraisemblance uniquement dans l'estimation du modèle de Brockman et Turtle (2003). La formule de la dérivée pour ce modèle se trouve à l'Annexe IV.

3.4.4 Biais de survie : cas Brockman et Turtle

Dans le cas du modèle de Brockman et Turtle (2003), le défaut peut survenir à tout moment avant l'échéance de la dette. Or, lorsque nous observons la série temporelle des valeurs de l'équité $\{E_0, E_h, \dots, E_{nh}\}$, on sait que l'entreprise n'a pas encore fait défaut. Afin de considérer cette différence dans le modèle et de ne pas introduire de biais, on doit ajouter deux termes à la fonction de vraisemblance pour se retrouver avec la fonction de vraisemblance conditionnelle à la survie de l'entreprise. Les calculs des deux termes se retrouvent dans l'article de Duan, Gauthier et Simonato (2005) et proviennent de l'article Duan, Gauthier et Simonato (2004). On pose $\mathcal{D}_i = \{\inf_{t \in [0, ih]} V_t > K\}$ comme étant l'évènement qu'aucun défaut ne soit survenu avant le temps ih . On a :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{BT}^E(\theta | E_0, \dots, E_{nh}) &= \mathcal{L}^E(\theta | E_0, \dots, E_{nh}) \\ &\quad + \ln P(\mathcal{D}_n | \hat{V}_0, \dots, \hat{V}_{nh}; \sigma, K) - \ln P(\mathcal{D}_n | \mu, \sigma, K) \end{aligned} \quad (3.28)$$

avec

$$\ln P(\mathcal{D}_n | V_0, \dots, V_{nh}; \sigma, K) = \sum_{k=1}^n \ln \left(1 - \exp \left(-\frac{2}{\sigma^2 h} \ln \frac{\hat{V}_{(k-1)h}}{K} \ln \frac{\hat{V}_{kh}}{K} \right) \right) \quad (3.29)$$

$$\ln P(\mathcal{D}_n|\mu, \sigma, K) = \ln \left[\Phi \left(\frac{(\mu - \frac{\sigma^2}{2})nh - \ln \frac{K}{\hat{V}_0}}{\sqrt{nh}\sigma} \right) - \exp \left(\frac{2}{\sigma^2} (\mu - \frac{\sigma^2}{2}) \ln \frac{K}{\hat{V}_0} \right) \left(\frac{(\mu - \frac{\sigma^2}{2})nh + \ln \frac{K}{\hat{V}_0}}{\sqrt{nh}\sigma} \right) \right] \quad (3.30)$$

3.4.5 Efficacité du maximum de vraisemblance

Encore une fois, nous devons valider notre méthode d'estimation. Nous avons effectué 500 simulations Monte-Carlo avec $\sigma = 0.3$, $\mu = 0.1$ et $K = 8000$.

Par contre, dans le modèle de Brockman et Turtle (2003), la firme peut faire défaut à tout moment. Il faut donc s'assurer qu'entre deux pas de temps la firme ne franchit pas la barrière de défaut K . S'il est possible pour l'entreprise de faire défaut entre deux pas de temps, alors nous ajoutons un biais dans notre estimation puisque l'observation des fonds propres suppose la survie de la firme. Ainsi, lorsque nous effectuons une simulation de la valeur des actifs, nous subdivisons chaque pas de temps en cent sous-intervalles. Si la valeur des actifs de la firme franchit la barrière de défaut à un de ces sous-intervalles, la simulation n'est pas considérée.

La maximisation a été effectuée avec la fonction `fminunc` de Matlab avec les conditions initiales $\sigma_0 = 0.2$, $\mu_0 = 0$ et $K_0 = F$. Nous effectuons la vérification sur des données mensuelles ($h = 1/12$) et journalières ($h = 1/252$) sur 2 ans. On obtient :

Tableau 3.V – Statistiques descriptives de l’estimation des paramètres du modèle de Brockman et Turtle par maximum de vraisemblance. Ici, on a $V_0=10\ 000$, $F=9\ 000$, $T=10$ et $r=0.05$

	Brockman et Turtle					
	$h = 1/12$			$h = 1/250$		
	μ	σ	K	μ	σ	K
Vraie valeur	0.1000	0.3000	8 000	0.1000	0.3000	8 000.00
Moyenne	-6.9061	0.4035	8 504.87	-0.0751	0.2961	8 109.63
Médiane	0.0124	0.2335	8 898.84	0.0749	0.2945	8 128.77
Écart-type	17.3251	0.4571	5 031.48	0.6458	0.0352	906.33
Minimum	-122.7290	0.0332	61.27	-8.1323	0.1729	4 466.71
Maximum	2.1963	3.5618	30 048.01	0.7086	0.4642	11 035.44

De la même façon qu’avec la méthode KMV, on peut voir que les valeur de σ et de K convergent respectivement vers leur vraie valeur. Encore une fois, la valeur estimée de μ ne semble pas converger directement, mais cela n’a aucun impact sur nos calculs de la valeur des actifs et de la dette de la firme. On remarque également que les données journalières ont une meilleure précision que les données mensuelles.

Par contre, lorsque nous utilisons des données mensuelles, l’algorithme diverge un nombre considérable de fois. En effet, nous avons besoin de 654 simulations avant que notre algorithme converge 500 fois. Il est donc important lors de nos calculs d’avoir une série temporelle des fonds propres assez longue pour assurer la convergence.

CHAPITRE 4

DONNÉES

L'ensemble des données utilisées dans ce mémoire se trouve à l'intersection de trois bases de données, soit Compustat, CRSP et BankruptcyData¹. Ainsi, ce chapitre vise à expliquer l'importance de chacune des bases de données et à mettre de l'avant l'ensemble des manipulations effectuées afin de les joindre. Par la suite, nous discutons du choix des variables comptables et financières provenant de Compustat qui seront utilisées lors de l'estimation des modèles structurels. Pour finir, nous présentons le choix et les caractéristiques de nos deux échantillons.

4.1 Source de données

4.1.1 Compustat

Compustat est une base de données comptable et financière gérée par Standard & Poor's (S&P). Elle comporte les données financières de diverses entreprises nord-américaines depuis 1950. La base de données couvre environ 35 000 entreprises, nous renseignant sur leur bilan, leur compte de résultat, leurs flux de trésorerie ainsi qu'une multitude d'autres informations de nature autant quantitative que qualitative. La fréquence des données est annuelle ou trimestrielle. De plus, Compustat contient des données sur des entreprises autant actives qu'inactives. Par conséquent, la base de données peut nous renseigner sur les données financières ou comptables d'une entreprise peu de temps avant la faillite.

À cet égard, Compustat nous fournit la variable DLRSN (Research Company, Reason for Deletion) qui nous renseigne sur la raison de l'inactivité de l'entreprise. Seulement deux raisons d'abandon nous intéressent, soit 02 qui correspond à une tentative

¹<http://www.bankruptcydata.com/default.asp>

de réorganisation (Chapitre 11) ou 03 qui indique une faillite par liquidation (Chapitre 7). Par conséquent, l'ensemble des compagnies dont le DLRSN est soit 02 ou 03 représentent notre base de défaut initiale. On retrouve un total de 36 754 firmes, dont 2 359 qui ont fait défaut. Par la suite, nous prenons l'intersection entre cette base, CRSP et BankruptcyData, ce qui réduit le nombre d'entreprises disponibles pour l'estimation de notre modèle.

Tableau 4.I – Nombre de défaut et non-défaut dans la base Compustat avec le DLDTE comme date de faillite

	Nombre d'entreprises	Pourcentage de la base
Non-Défaut (B=0)	34 395	93.58%
Défaut (B=1)	2 359	6.42%
Total	36 754	100%

D'autre part, Compustat nous procure tous les renseignements nécessaires pour calculer les ratios financiers de nos modèles économétriques. Par contre, Compustat ne nous donne pas la véritable date du défaut. En effet, elle nous donne seulement le moment où S&P a cessé de recueillir des données par rapport à l'entreprise, que l'on trouve sous la variable DLDTE (Research Company : Deletion Date). Cette date ne correspond pas avec la vraie date de la faillite. En fait, S&P recueille la véritable date annoncée au tribunal de faillite dans une base de données différente qui n'est pas disponible au HEC. Pour remédier à la situation, il est possible de prendre comme date de faillite la variable DLDTE de Compustat, tout en étant conscient qu'un biais s'ajoute lors de l'estimation de nos probabilités de faillite. Par contre, il est également possible d'aller chercher la véritable date de la faillite dans la base BankruptcyData.

4.1.2 Bankruptcy Data

Tel que discuté précédemment, Compustat ne nous renseigne pas sur la véritable date de la faillite. Par conséquent, nous avons complété l'information à partir de

la base BankruptcyData. Il s'agit d'un site internet géré par la firme New Generation Research qui amasse de l'information sur les faillites corporatives publiques depuis 1985. La base de données est accessible électroniquement à partir du site <http://www.bankruptcydata.com/default.asp>. Il permet d'avoir accès aux documents légaux remplis à une Cour fédérale dans le cas de la faillite d'une entreprise publique. Or, la vraie date de la faillite étant celle prononcée par la Cour fédérale, la base de données nous donne exactement l'information recherchée.

BankruptcyData inclut environ 2 800 dépôts de documents de faillite (tels que prévus par les chapitres de loi 7 ou 11) par des compagnies majeures et publiques. Par contre, il est possible que l'entreprise ayant fait défaut se retrouve dans la base de données BankruptcyData, mais ne se retrouve pas dans Compustat. Ainsi, un appariement doit se faire entre les deux bases de données. Toutefois, BankruptcyData ne nous fournit aucun identifiant unique partagé avec Compustat. En fait, la seule information disponible afin d'effectuer un appariement est le nom de l'entreprise et son secteur, qui peuvent changer à travers le temps. Le croisement doit se faire manuellement avec l'aide d'un indice GED (Generalized Edit Distance), qui nous indique à quel point deux noms d'entreprise sont semblables. L'algorithme détermine le coût minimal de la séquence d'opération qui permet de construire la chaîne de caractères numéro 2 à partir de la chaîne de caractères numéro 1. Par contre, une validation doit se faire à la main puisqu'elle requiert le jugement humain.

Suite au croisement, on trouve 645 entreprises ayant fait défaut selon BankruptcyData disponibles dans Compustat. Ensuite, on cherche lesquelles de ces entreprises ont un DLRSN de 02 ou 03. On obtient une base de données unifiée de 627 défauts et 36 127 non-défauts sur 36 754 firmes. Il s'agit d'une diminution significative, mais elle permet à tout le moins de réduire le biais présent lorsque nous ne possédons pas la vraie date de faillite.

Tableau 4.II – Nombre de défauts et non-défauts dans la base Compustat dont la date de faillite est disponible dans BankruptcyData

	Nombre d'entreprises	Pourcentage de la base
Non-Défaut (B=0)	36 127	98.29%
Défaut (B=1)	627	1.71%
Total	36 754	100%

4.1.3 CRSP

À partir de notre base de données unifiée qui comporte l'ensemble des données comptables de 36 754 entreprises, nous avons à estimer nos modèles structurels sur un échantillon de ces entreprises. Pour ce faire, nous aurons besoin de la valeur du court boursier pour l'année correspondant aux données comptables.

On utilise donc CRSP (Center for Research in Security Prices), qui est la plus grande base de données historiques de marchés sur les bourses de valeurs majeures (NYSE, AMEX, NASDAQ). Cette base de données remonte jusqu'à 1925 et liste 23 586 entreprises. Elle possède les mêmes lacunes que Compustat en ce qui a trait à la date de faillite, mais ce problème est déjà réglé par l'ajout de BankruptcyData.

Par contre, CRSP et Compustat ne possèdent pas les mêmes identifiants uniques. Pour CRSP, il s'agit du PERMCO tandis qu'il s'agit du GVKEY pour Compustat. Or, il est possible d'unifier les bases à partir de l'information contenue dans le CUSIP (Committee on Uniform Security Identification Procedures).

Le CUSIP est un identifiant à neuf caractères qui est la composition de trois chaînes de caractères. D'abord, les 6 premiers caractères sont attribués à l'entreprise la première fois que celle-ci émet une valeur mobilière (action, obligation). Le 7e et le 8e caractère identifient l'émission exacte tandis que le 9e caractère est automatiquement généré par

l'algorithme checksum² afin de détecter les erreurs lors de la transition des données. Du coup, seuls les six premiers caractères du CUSIP sont nécessaires afin d'identifier chaque firme de façon unique.

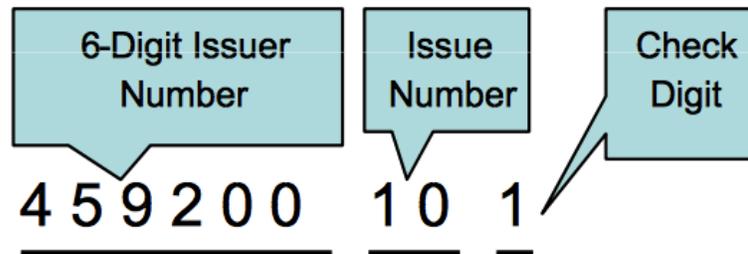


Figure 4.1 – Organisation des 9 caractères du CUSIP

La figure 4.1 provient du site internet http://wrds-web.wharton.upenn.edu/wrds/support/Additional%20Support/WRDS%20Presentations/_000user2006/merging_comp_crsp.pdf.

Lors de la réunion des deux bases, seules les entreprises qui ont 252 observations par année sont considérées. Ceci permettra aux algorithmes d'estimation des paramètres pour les modèles structurels d'avoir assez d'information pour bien converger. On obtient alors une base de 15 676 entreprises avec 415 défauts, ce qui représente une diminution de 33.81% du nombre de firmes. C'est sur cette base de données que notre échantillonnage est effectué.

²Algorithme qui compte le nombre de bits lors de la transition d'un fichier afin de vérifier si le même nombre de bits a été envoyé et reçu

Tableau 4.III – Nombre de défauts et non-défauts dans la base Compustat-CRSP dont la date de faillite est disponible dans BankruptcyData

	Nombre d'entreprises	Pourcentage de la base
Non-Défaut (B=0)	15 676	97.42%
Défaut (B=1)	415	2.57%
Total	16 091	100%

4.1.4 Taux sans risque

Lors du calcul de nos modèles structurels, nous avons besoin d'un taux sans risque constant comme paramètre exogène. Nous avons choisi le taux annuel «Fed Funds rate» qui est disponible sur le site internet de la Réserve fédérale américaine³ (FED). Ce taux est par la suite transformé en taux à capitalisation continue.

Ainsi, nous choisissons le taux d'intérêt correspondant à l'année d'observation des données comptables de l'entreprise, que nous considérons constant par la suite.

4.2 Estimation des paramètres

Lors de l'implémentation de nos modèles, nous utilisons un ensemble de données comptables provenant de Compustat afin d'estimer le mieux possible nos modèles structurels. L'idéal serait de connaître la structure de capital complète de la firme. Par contre, Compustat ne nous renseigne pas en détail sur celle-ci. On connaît toutefois la valeur totale des passifs de la firme, qui est la somme des passifs courants (LCT), de la dette à long terme (DLTT), d'autres passifs à long terme (LO), de l'impôt différé et crédit d'investissement (TXDITC). Compustat nous renseigne également sur la valeur de la dette d'échéance un an à cinq ans (DD1, DD2, DD3, DD4 et DD5). On sait également que la dette d'échéance d'un an est une composante de la dette dans les passifs courants (DLC), qui est une composante des passifs courants. On peut donc construire

³<http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm#fn1>

approximativement la structure nominale des passifs totaux à partir de ces informations. Tout comme dans l'article de Delianedis et Geske (1998), nous supposons que les passifs courants (moins la dette d'échéance d'un an) ont une maturité de six mois et que les autres dettes à long terme ont une maturité de 10 ans sauf si l'on connaît explicitement l'échéance.

$$LT = LCT + DLTT + LO + TXDITC \quad (4.1)$$

Lors de l'implantation du modèle de Merton (1974), nous utiliserons la méthodologie décrite dans Delianedis et Geske (1998). En premier lieu, le passif total doit être un zéro-coupon. Afin de gagner en précision, nous utiliserons une durée de Macaulay pour estimer une maturité pondérée du passif total de la firme. Ensuite, nous positionnons l'échéance du montant principal à cette durée. Le montant principal du passif total sera pris dans Compustat sous la variable LT.

Dans le cas du modèle de Brockman et Turtle (2003), puisque la dette de l'entreprise est toujours un zéro-coupon, nous utiliserons la même méthodologie qu'avec Merton (1974). Par contre, l'estimation de Geske (1977) nous donne beaucoup plus de flexibilité. Au lieu de calculer une durée, chaque dette et chaque maturité y est évaluée individuellement avec la structure nominale décrite au tableau 4.IV. On peut voir qu'en prenant la somme de tous les éléments, on retrouve la valeur de LT à l'équation 4.1.

Tableau 4.IV – Structure de la dette utilisée dans nos modèles structurels

	Variable comptable	Variable Compustat
$T = 0.5$	Passifs courants	LCT - DD1
$T = 1$	Dette à 1 an	DD1
$T = 2$	Dette à 2 ans	DD2
$T = 3$	Dette à 3 ans	DD3
$T = 4$	Dette à 4 ans	DD4
$T = 5$	Dette à 5 ans	DD5
...		
	Impôt différé et crédit d'investissement	TXDITC
$T = 10$	+ Dette à long terme 6 ans et plus	DLTT - (DD2 + DD3 + DD4 + DD5)
	+ autres dettes à long terme	LO

Pour finir, nous devons avoir accès à la valeur des fonds propres pour chaque entreprise afin d'estimer nos paramètres. Ces valeurs sont prises directement dans CRSP et sont calculées comme étant $\text{shrout} \times \text{prc}/100$. Dans CRSP, shrout représente le nombre d'action en circulation tandis que prc représente le prix de l'action.

4.3 Échantillonnage

Dans le cadre de ce mémoire, nous choisissons un sous-ensemble de notre base de données consolidée Compustat-CRSP avec date de faillite dans BankruptcyData. À cet effet, nous effectuons un échantillonnage à la Altman (1968) ainsi qu'un échantillonnage à la Beaver (1965).

4.3.1 Échantillon d'Altman et Beaver

L'échantillonnage d'Altman (1968) est un appariement un pour un déterministe basé sur l'année et le secteur d'activité. D'abord, l'auteur identifie une compagnie ayant fait faillite un certain temps avant le défaut. Dans notre cas, il s'agit de trois ans. À partir de l'année d'observation de l'entreprise en défaut, il choisit aléatoirement une compagnie saine évoluant dans le même secteur à la même année d'observation.

Dans l'article d'Altman (1968), l'auteur fait également un appariement entre les compagnies de même taille. Par contre, la taille des entreprises utilisées par l'auteur varie entre 1 et 25 millions de dollars. Puisque les entreprises de notre base de données ont des actifs se situant dans les milliards de dollars, nous ignorerons ce critère.

Pour ce qui est de l'échantillonnage de Beaver (1965), nous effectuons un appariement un pour un déterministe basé sur le secteur d'activité et la taille de l'entreprise. Ainsi, nous choisissons aléatoirement une compagnie ayant fait défaut, que nous jumelons avec une entreprise du même secteur d'activité et de sensiblement la même taille.

4.3.2 Restriction sur l'échantillon

Avant d'effectuer notre échantillonnage, nous avons besoin de trier quelque peu nos données afin d'assurer la cohérence de notre étude. D'abord, nous ne considérons pas les entreprises provenant du secteur financier. Les états financiers de ces entreprises sont différents comparativement aux autres secteurs. Cela pourrait affecter la performance de notre régression. Par la suite, nous enlevons l'ensemble des entreprises présentant des actifs négatifs⁴. Pour finir, nous supprimons le premier et le dernier percentile pour chaque ratio comptable.

Comme on peut le voir dans la Section 4.2, les estimations du modèle de Merton (1974), Geske (1977) et Brockman et Turtle (2003) nécessitent l'ensemble des variables décrites au Tableau 4.IV. Ainsi, notre échantillon ne contiendra que des entreprises dont l'ensemble de ces valeurs sont disponibles. De plus, nous ajoutons deux contraintes supplémentaires provenant de l'article d'Almeida et coll. (2009) afin d'éviter les erreurs ayant pu se glisser dans la base de données. D'abord, nous supprimons les entreprises dont la valeur des actifs totaux est plus petite que la dette long terme totale (DD1

⁴Ceci provient d'approximations faites par Compustat. Il est évident qu'une entreprise ne peut avoir d'actifs négatifs.

+ $DLTT > AT$). Par la suite, nous supprimons les firmes dont la dette d'échéance supérieure à un an est plus petite que la somme des dettes d'échéance à deux, trois, quatre et cinq ans ($DLTT < DD2+DD3+DD4+DD5$)⁵.

Ainsi, on se retrouve avec un échantillonnage de 246 entreprises (123 en défauts et 123 saines) pour la méthode d'Altman (1968) et de 222 entreprises (111 en défauts et 111 saines) pour la méthode de Beaver (1965). On retrouve les statistiques descriptives de ces échantillons à l'annexe V.

⁵Selon Almeida et coll. (2009), il s'agirait d'un problème d'approximation dans Compustat. Il y aurait peu de cas où cette différence provient d'une véritable erreur dans les données.

CHAPITRE 5

ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous mettons de l'avant les résultats obtenus lors de l'estimation de nos modèles structurels. Par la suite, chacun des modèles est utilisé afin d'améliorer le modèle économétrique de prévision de faillite de Zmijewski (1984) hors échantillon. D'abord, pour chaque modèle structurel, nous présentons le modèle de base. Ensuite, nous changeons le ratio d'endettement total comptable par le ratio économique ou par le rendement à l'échéance sur la dette économique. Dans le cas du modèle de Merton (1974), nous ajoutons la distance au défaut à la régression de base. L'efficacité de chaque modèle est évaluée à partir du CMMA et de la courbe ROC.

5.1 Estimation des paramètres

En premier lieu, nous présentons au tableau 5.I les résultats de nos estimations des différents modèles structurels. On remarque, pour l'échantillon d'Altman, que la volatilité est plus élevée en moyenne pour les entreprises en défaut. Par contre, cette observation ne se transcrit pas pour l'échantillon de Beaver.

Ensuite, on remarque en moyenne que la barrière de défaut K du modèle de Brockman-Turtle (2003) est plus basse pour les entreprises en voie de faire défaut. En effet, pour ce modèle, le défaut peut survenir à tout moment. Or, observer l'entreprise suppose que celle-ci n'a toujours pas fait défaut. Puisque l'entreprise est en difficulté financière, le modèle place la barrière à un niveau plus bas afin de s'assurer que la valeur des actifs de la firme n'ait pas pu franchir la barrière antérieurement.

Tableau 5.I – Résultat de l'estimation des paramètres pour nos modèles structurels

	Merton				Brockman et Turtle						Geske			
	B=0		B=1		B=0			B=1			B=0		B=1	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	K	μ	σ	K	μ	σ	μ	σ
	Échantillon d'Altman (N=246)													
Moyenne	0.27	0.38	0.34	0.46	0.11	0.25	859.62	0.13	0.30	163.33	0.22	0.32	0.19	0.32
Médiane	0.16	0.27	0.18	0.33	0.08	0.18	83.78	0.05	0.25	42.69	0.14	0.25	0.12	0.25
Écart-type	0.52	0.30	0.74	0.42	0.53	0.22	2 330.47	0.51	0.22	284.77	0.49	0.23	0.52	0.23
Minimum	-0.67	0.00	-0.81	0.06	-2.63	0.00	0.00	-0.96	0.02	0.00	-0.69	0.00	-0.75	0.04
Maximum	2.57	1.67	3.87	2.20	2.57	1.29	19 589.00	2.84	1.40	1 1771.70	2.50	1.18	3.40	1.51
	Échantillon de Beaver (N=222)													
Moyenne	0.36	0.45	0.33	0.47	0.19	0.34	200.41	0.13	0.30	186.08	0.28	0.38	0.18	0.32
Médiane	0.19	0.35	0.16	0.32	0.06	0.24	45.73	0.04	0.25	41.64	0.17	0.30	0.08	0.26
Écart-type	0.87	0.39	0.76	0.43	0.68	0.34	583.01	0.54	0.23	564.33	0.65	0.30	0.54	0.23
Minimum	-1.13	0.06	-0.81	0.07	-1.23	0.01	0.01	-0.96	0.01	0.00	-1.05	0.06	-0.75	0.04
Maximum	5.68	3.09	3.87	2.20	4.14	2.82	5 541.30	2.84	1.40	5 541.36	3.73	2.36	3.40	1.51

Par ailleurs, on remarque pour l'échantillon d'Altman une durée de Macaulay en moyenne plus courte en cas de défaut. Par contre, ce n'est pas le cas pour l'échantillon de Beaver. Il n'est donc pas pertinent d'utiliser la durée de Macaulay du passif total comme indicateur de la faillite d'une entreprise.

Tableau 5.II – Durée de Macaulay du passif total LT utilisée dans l'estimation des modèles de Merton (1974) et Brockman-Turtle (2003)

	Durée			
	Altman (N=246)		Beaver (N=222)	
	B=0	B=1	B=0	B=1
Moyenne	4.11	3.76	3.19	3.48
Médiane	3.94	3.38	2.72	3.24
Écart-type	2.17	2.04	1.85	1.83
Minimum	0.60	0.59	0.56	0.54
Maximum	9.29	9.30	8.78	7.80

Au tableau 5.III, on peut voir que les trois modèles structurels nous donnent des résultats sensiblement différents, que ce soit au niveau de la valeur des actifs ou de la dette. Ces variations proviennent des différentes hypothèses sous-jacentes aux modèles. Puisque la valeur économique des actifs et de la dette n'est pas disponible sur les marchés, il n'est pas possible de vérifier quelle valeur est la plus exacte. Il en revient

aux différents chercheurs de juger quels modèles ils souhaitent utiliser, par rapport aux hypothèses rattachées à ceux-ci.

Tableau 5.III – Exemple de résultat de l'estimation du modèle structurel. On soustrait le taux sans risque au taux de rendement à maturité

Nom de l'entreprise	Franklin Electronic Publisher Inc	Genicom Corp
GVKEY	012472	012329
PERMCO	8500	8328
Défaut	0	1
Année fiscale	1997	1997
Date de défaut	-	10 mars 2000
SIC	3577	3577
Durée	5.6303	4.4426
Taux sans risque	0.0546	0.0546
Actif comptable	136.19	250.05
Actif Merton	138.85	170.78
Actif BT	146.51	222.56
Actif Geske	140.84	208.39
Passif Comptable	61.44	204.65
Passif Merton	44.54	128.22
Passif BT	52.20	180.00
Passif Geske	46.54	165.83
Rendement à maturité Merton	0.004203	0.05638
Rendement à maturité BT	-0.025237	-0.02529
Rendement à maturité Geske	0.000296	0.000402
Distance au défaut	1.81469	0.61532

On peut voir que Genicom Corp a une distance au défaut plus petite que Franklin Electronic Publisher. Selon le modèle de Merton (1974), ces entreprises ont une probabilité de défaut de 26.92% et de 3.46% respectivement.

5.2 Présentation des résultats

L'ensemble des résultats est classé en fonction du modèle structurel utilisé. Pour chaque modèle, nous devons effectuer :

1. La substitutions des ratios d'endettement comptable (D_1) par leurs équivalents économiques issus du modèle structurel
2. La substitutions des ratios d'endettement comptable (D_1) par les rendements à maturité de la dette provenant du modèle structurel
3. L'ajout d'une variable de distance au défaut lorsque le modèle structurel choisi est le modèle de Merton (1974)

De plus, pour chacun de nos modèles, nous présentons trois tests de significativité globale. Ces tests ont pour but de tester si le vecteur de coefficients est non nul (équation 5.1). Si le vecteur de coefficients est non nul, alors la régression est globalement significative. Il s'agit des tests du ratio de vraisemblance, de Score khi-2 et de Wald khi-2. Puisque l'estimateur du maximum de vraisemblance est asymptotiquement normal, ces trois tests sont équivalents. Nous présentons les valeurs- p des variables explicatives de chacun des modèles. Nous cherchons donc à avoir la valeur- p la plus petite possible. On teste aussi si chaque coefficient pris seul est non nul, toute chose égale par ailleurs, avec l'aide d'un test de Student. Nous choisissons un seuil de $\alpha = 5\%$.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (5.1)$$

Par la suite, nous comparons l'aire sous la courbe ROC et le CMMA hors échantillon de chacun de nos modèles. La proportion hors échantillon choisit est de 50%. Le CMMA est calculé avec les valeurs de $c = \{1, 2, 3, 4, 5\}$. Nous présentons l'ensemble des résultats dans les sous-sections 5.2.1, 5.2.2 et 5.2.3 que nous commentons dans la section 5.3

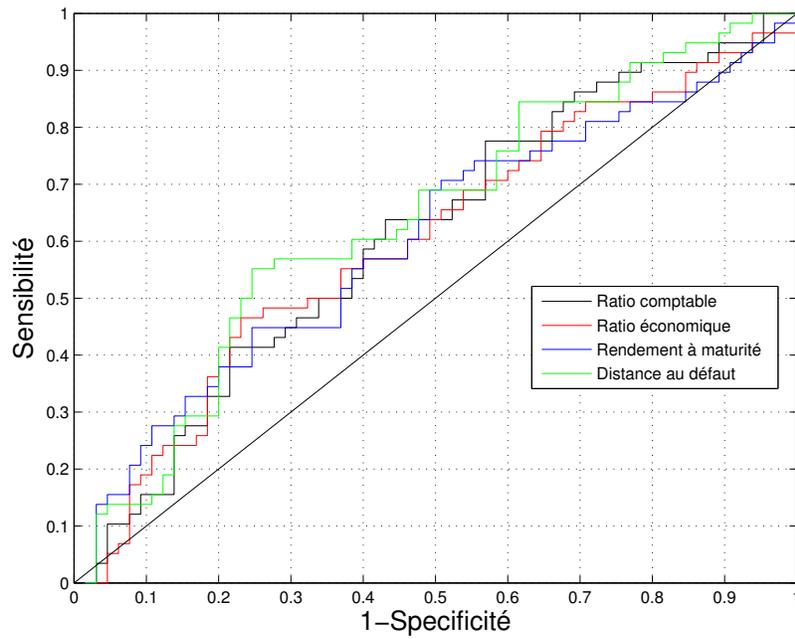
5.2.1 Merton

Tableau 5.IV – Test de significativité globale - Ajustement de Merton (1974)

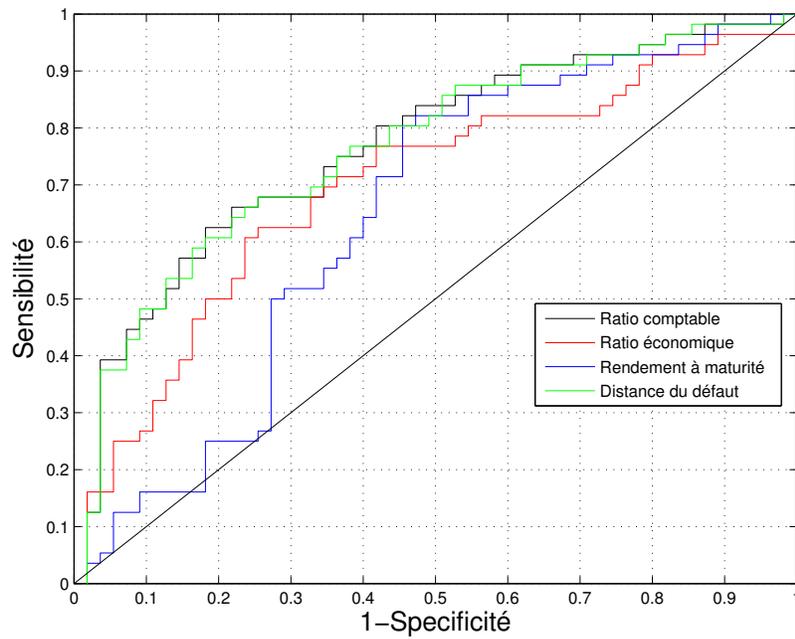
	Valeur- <i>p</i>		
	Ratio de vraisemblance	Score khi-2	Wald khi-2
	Échantillon d'Altman (N=246)		
Ratio comptable	0.0006	0.0011	0.0027
Ratio économique	0.0006	0.0009	0.0024
Rendement à maturité	0.0052	0.0075	0.0143
Distance au défaut	0.0006	0.0013	0.0054
	Échantillon de Beaver (N=222)		
Ratio comptable	0.0004	0.0006	0.0017
Ratio économique	0.0007	0.0012	0.0028
Rendement à maturité	0.0200	0.0265	0.0414
Distance au défaut	0.0010	0.0017	0.0043

Tableau 5.V – Coefficient et valeur-*p* des variables explicatives - Ajustement de Merton (1974)

	Constante		R1		D1		L1		DD	
	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>
	Échantillon d'Altman (N=246)									
Ratio comptable	-1.5831	0.1303	-3.2469	0.1008	2.8040	0.0303	-0.0925	0.6171	-	-
Ratio économique	-0.7972	0.2621	-4.5253	0.0210	2.2576	0.0264	-0.1303	0.4633	-	-
Rendement à maturité	0.4290	0.2995	-4.5548	0.0221	0.5787	0.5073	-0.2352	0.1706	-	-
Distance au défaut	-1.2651	0.2608	-2.8595	0.1470	2.6813	0.0449	-0.1011	0.5905	-0.11733	0.3511
	Échantillon de Beaver (N=222)									
Ratio comptable	-2.6695	0.0108	-3.3991	0.0666	3.6596	0.0043	0.2096	0.3131	-	-
Ratio économique	-1.6890	0.0342	-4.8199	0.0096	2.9972	0.0081	0.1188	0.5464	-	-
Rendement à maturité	0.1223	0.7758	-4.9420	0.0097	-0.2607	0.5440	-0.1005	0.5712	-	-
Distance au défaut	-2.5567	0.0220	-3.3036	0.0784	3.5683	0.0067	0.2123	0.3079	-0.0397	0.7794



(a) Échantillon d'Altman



(b) Échantillon de Beaver

Figure 5.1 – Courbe ROC pour les échantillons d'Altman et de Beaver - Ajustement de Merton (1974)

Tableau 5.VI – Aire sous la courbe ROC et CMMA - Ajustement de Merton (1974)

	Aire sous la courbe ROC	CMMA				
		$c = 1$	$c = 2$	$c = 3$	$c = 4$	$c = 5$
Échantillon d'Altman (N=246)						
Ratio comptable	0.6063	41.129	50.000	51.613	51.613	51.613
Ratio économique	0.5984	38.710	52.419	52.419	52.419	52.419
Rendement à maturité	0.6042	40.323	52.419	52.419	52.419	52.419
Distance au défaut	0.6334	37.097	49.194	50.000	50.000	50.000
Échantillon de Beaver (N=222)						
Ratio comptable	0.7675	29.730	40.541	45.946	49.550	49.550
Ratio économique	0.6968	32.432	45.051	49.550	49.550	49.550
Rendement à maturité	0.6448	35.135	42.342	49.550	49.550	49.550
Distance au défaut	0.7646	29.730	41.441	47.748	48.649	48.649

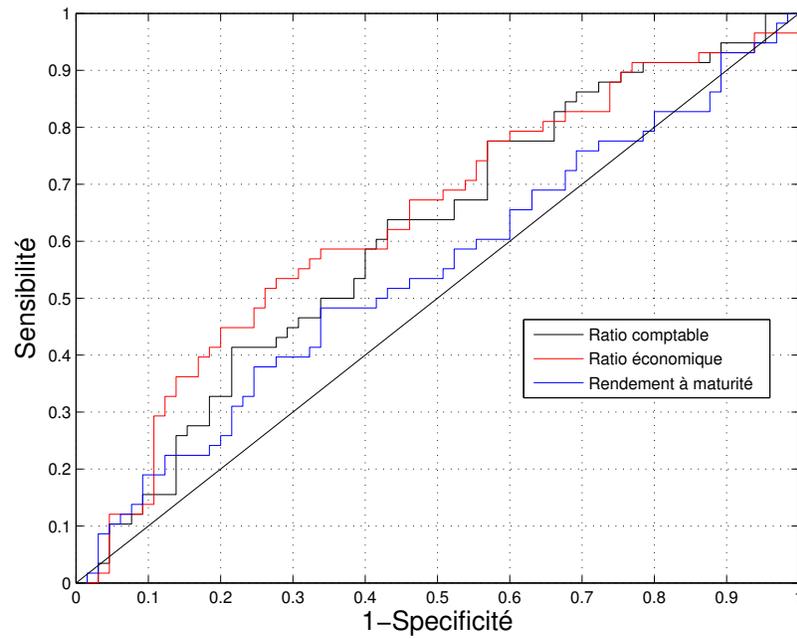
5.2.2 Brockman et Turtle

Tableau 5.VII – Test de significativité globale - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)

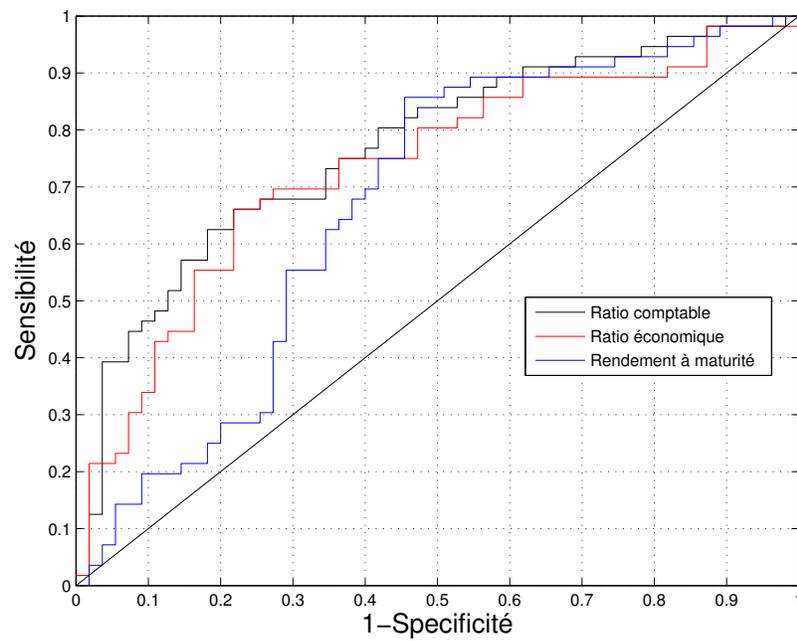
	Valeur- <i>p</i>		
	Ratio de vraisemblance	Score khi-2	Wald khi-2
	Échantillon d'Altman (N=246)		
Ratio comptable	0.0006	0.0011	0.0027
Ratio économique	0.0014	0.0021	0.0048
Rendement à maturité	<.0001	0.0002	0.0014
	Échantillon de Beaver (N=222)		
Ratio comptable	0.0004	0.0006	0.0017
Ratio économique	0.0005	0.0008	0.0022
Rendement à maturité	0.0246	0.0317	0.0476

Tableau 5.VIII – Coefficient et valeur-*p* des variables explicatives - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)

	Constante		R1		D1		L1	
	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>	β	Valeur- <i>p</i>
	Échantillon d'Altman (N=246)							
Ratio comptable	-1.5831	0.1303	-3.2469	0.1008	2.8040	0.0303	-0.0925	0.6171
Ratio économique	-0.8192	0.3517	-4.6420	0.0176	2.0009	0.0751	-0.1111	0.5458
Rendement à maturité	0.7135	0.0843	-4.5201	0.0295	7.4089	0.0097	-0.3108	0.0777
	Échantillon de Beaver (N=222)							
Ratio comptable	-2.6695	0.0108	-3.3991	0.0666	3.6596	0.0043	0.2096	0.3131
Ratio économique	-2.2437	0.0161	-4.5823	0.0139	3.5286	0.0053	0.1883	0.3561
Rendement à maturité	0.0552	0.8950	-4.9521	0.0095	-0.0160	0.9833	-0.0857	0.6260



(a) Échantillon d'Altman



(b) Échantillon de Beaver

Figure 5.2 – Courbe ROC pour les échantillons d'Altman et de Beaver - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)

Tableau 5.IX – Aire sous la courbe ROC et CMMA - Ajustement de Brockman et Turtle (2003)

	Aire sous la courbe ROC	CMMA				
		$c = 1$	$c = 2$	$c = 3$	$c = 4$	$c = 5$
Échantillon d'Altman (N=246)						
Ratio comptable	0.6063	41.129	50.000	51.613	51.613	51.613
Ratio économique	0.6404	37.097	48.384	52.419	52.419	52.419
Rendement à maturité	0.5392	51.613	51.613	51.613	51.613	51.613
Échantillon de Beaver (N=222)						
Ratio comptable	0.7675	29.730	40.541	45.946	49.550	49.550
Ratio économique	0.7334	27.928	41.441	48.649	49.550	49.550
Rendement à maturité	0.6682	33.333	39.640	45.946	49.550	49.550

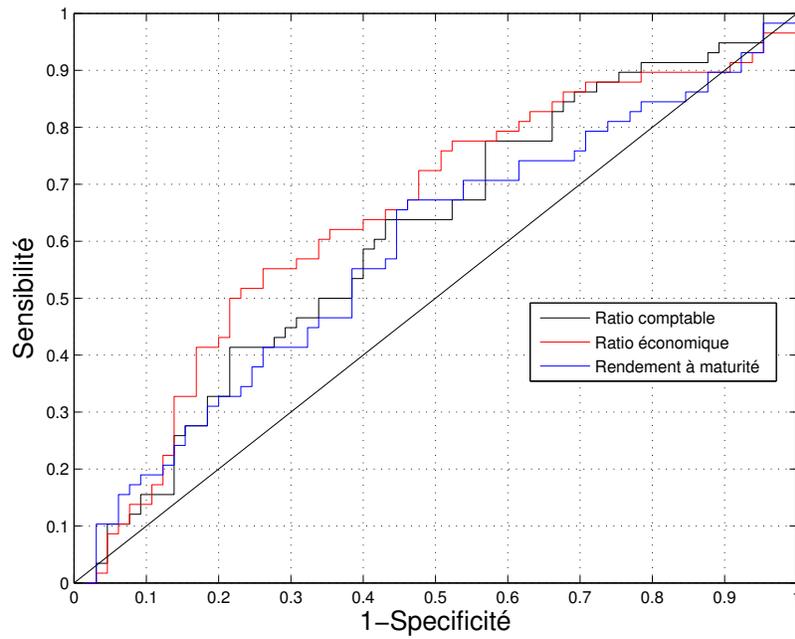
5.2.3 Geske

Tableau 5.X – Test de significativité globale - Ajustement de Geske (1977)

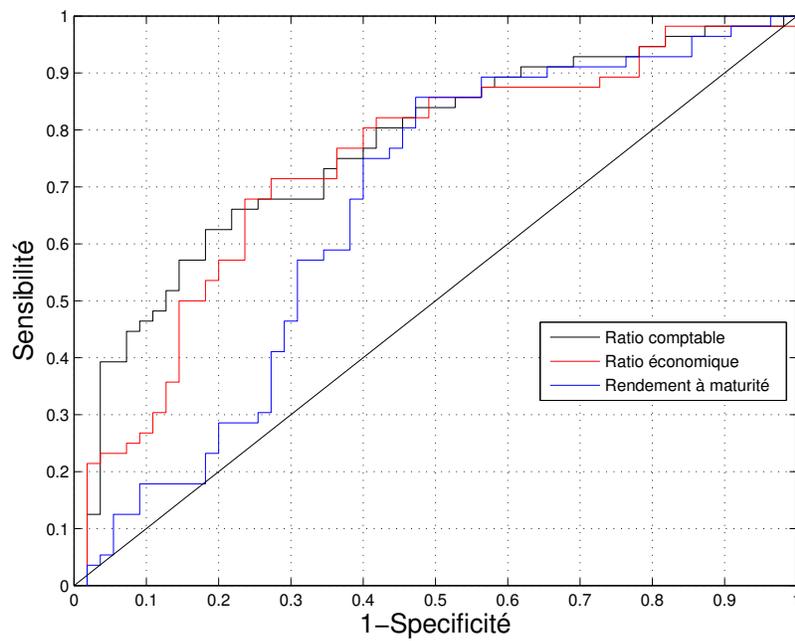
	Valeur- p		
	Ratio de vraisemblance	Score khi-2	Wald khi-2
	Échantillon d'Altman (N=246)		
Ratio comptable	0.0006	0.0011	0.0027
Ratio économique	0.0001	0.0003	0.0009
Rendement à maturité	0.0061	0.0089	0.0171
	Échantillon de Beaver (N=222)		
Ratio comptable	0.0004	0.0006	0.0017
Ratio économique	0.0001	0.0002	0.0008
Rendement à maturité	0.0204	0.0269	0.0418

Tableau 5.XI – Coefficient et valeur- p des variables explicatives - Ajustement de Geske (1977)

	Constante		R1		D1		L1	
	β	Valeur- p	β	Valeur- p	β	Valeur- p	β	Valeur- p
	Échantillon d'Altman (N=246)							
Ratio comptable	-1.5831	0.1303	-3.2469	0.1008	2.8040	0.0303	-0.0925	0.6171
Ratio économique	-1.2614	0.1009	-4.4238	0.0231	2.8573	0.0065	-0.0879	0.6226
Rendement à maturité	0.5441	0.1771	-4.4777	0.0247	0.5379	0.8750	-0.2649	0.1238
	Échantillon de Beaver (N=222)							
Ratio comptable	-2.6695	0.0108	-3.3991	0.0666	3.6596	0.0043	0.2096	0.3131
Ratio économique	-2.2602	0.0082	-4.4317	0.0154	3.5414	0.0014	0.1915	0.3438
Rendement à maturité	0.1372	0.7539	-4.9086	0.0101	-0.6951	0.5710	-0.0963	0.5855



(a) Échantillon d'Altman



(b) Échantillon de Beaver

Figure 5.3 – Courbe ROC pour les échantillons d'Altman et de Beaver - Ajustement de Geske (1977)

Tableau 5.XII – Aire sous la courbe ROC et CMMA - Ajustement de Geske (1977)

	Aire sous la courbe ROC	CMMA				
		<i>c</i> = 1	<i>c</i> = 2	<i>c</i> = 3	<i>c</i> = 4	<i>c</i> = 5
Échantillon d'Altman (N=246)						
Ratio comptable	0.6063	41.129	50.000	51.613	51.613	51.613
Ratio économique	0.6462	35.772	50.407	52.846	52.846	52.846
Rendement à maturité	0.5885	41.934	52.419	52.419	52.419	52.419
Échantillon de Beaver (N=222)						
Ratio comptable	0.7675	29.730	40.541	45.946	49.550	49.550
Ratio économique	0.7416	27.928	42.342	43.243	44.144	45.045
Rendement à maturité	0.6594	33.333	38.739	44.144	49.550	49.550

5.3 Efficacité des modèles

5.3.1 Test de significativité

Lorsque nous regardons les améliorations apportées par notre modèle, nous devons effectuer ces changements sur un modèle statistiquement significatif. Ainsi, nous devons nous assurer que nos régressions sont globalement et localement significatives. De plus, bien que le coefficient de la régression n'a pas de signification particulière, le signe de celui-ci nous donne la direction de la variation. Par exemple, lorsqu'un coefficient est positif, une augmentation de la valeur de la variable correspondante augmentera la probabilité de la faillite. Il est donc impératif d'obtenir des signes qui correspondes avec les observations empiriques.

D'abord, on peut voir aux tableaux 5.IV, 5.VII et 5.X que toutes nos régressions sont significative au niveau $\alpha = 5\%$. Par contre, lorsque nous remplaçons les ratios comptables par les taux de rendement à l'échéance, nous obtenons une augmentation marquée des valeurs- p pour chacun de nos modèles, à l'acceptation du modèle de Brockman et Turtle (2003) avec un échantillon d'Altman. Par exemple, dans le tableau 5.IV, on peut voir une augmentation de $p = 0.0006$ à $p = 0.0052$ pour le ratio de vraisemblance. Donc, il est prudent de dire que cette manipulation rend nos régressions moins globalement significative.

Pour ce qui est des tests de significativité pour chacun des coefficients, nous remarquons que la variable L1 n'est jamais significative au seuil de $\alpha = 5\%$. On peut voir également que dans le cadre de l'échantillon d'Altman, les coefficients sont moins significatifs que pour l'échantillon de Beaver. Or, lorsque nous analysons nos résultats, nous devons mettre une plus grande emphase sur l'échantillon de Beaver comparativement à l'échantillon d'Altman. On peut voir que le ratio D1 est toujours plus significatif que le ratio R1. De plus, lorsque nous remplaçons D1 par le taux de rendement à l'échéance, la nouvelle variable n'est jamais significative.

Le signe d'un coefficient nous renseigne sur la direction de la variation de la probabilité de la faillite lors d'une variation de la variable explicative. Nous devons nous assurer que ces variations suivent la direction escomptée. D'abord, le coefficient de R1 est toujours négatif. Ainsi, une diminution de R1 augmente la probabilité de la faillite. Ensuite, le coefficient de D1 est toujours positif, ce qui signifie qu'une augmentation de D1 augmente la probabilité de faillite. La distance au défaut est toujours négative, indiquant qu'une augmentation de la distance au défaut diminue la probabilité de faillite. Tous ces cas correspondent à notre intuition.

Nous avons une variation du signe de L1 à travers nos régressions. Ceci n'est donc pas un problème puisque la relation entre la faillite et le ratio d'actif courant sur passif courant n'est pas évidente. De plus, les valeurs- p sont très élevées, réduisant la significativité du signe du coefficient. Pour finir, lorsque D1 est remplacé par le taux de rendement à maturité, une augmentation du taux de rendement à maturité diminue la probabilité de la faillite, ce qui est contraire à notre intuition. Par contre, les valeurs- p de ce coefficient sont extrêmement élevées. Ainsi, la probabilité que le coefficient soit nul est très grande (allant de 0.5073 à 0.9833). Les résultats concernant le changement de D1 pour le rendement à maturité ne sont pas significatifs, et ne peuvent servir pour conclure l'efficacité de cette nouvelle variable.

5.3.2 Critère de performance

Aux tableaux 5.VI, 5.IX et 5.XII, nous identifions les améliorations des critères de performance en bleu. On peut voir que lorsque nous substituons les ratios comptables pour des ratios économiques, nous obtenons une augmentation de l'aire sous la courbe ROC dans seulement deux cas. Il s'agit de l'échantillon d'Altman avec un ratio économique de Brockman et Turtle (2003) et Geske (1977). Par contre, elle n'est pas suivie d'une diminution du CMMA pour tous les paramètres c . Or, si la substitution

apporte une réelle amélioration de la performance, elle doit être visible à travers les deux critères de performance. De plus, cette substitution ne diminue pas le CMMA de manière constante entre les échantillons. Par exemple, pour le modèle de Brockman-Turtle (2003), le CMMA est amélioré pour $c = \{1, 2\}$ dans l'échantillon d'Altman, mais pas dans l'échantillon de Beaver où il y a une amélioration pour $c = \{1, 3, 4, 5\}$. La même chose se produit pour le modèle de Geske (1977). Il y a une amélioration du CMMA lorsque $c = \{1\}$ pour l'échantillon d'Altman et $c = \{1, 3, 4, 5\}$ pour l'échantillon de Beaver. De plus, la substitution nuit certainement à la régression lorsque nous regardons l'aire sous la courbe avec un échantillon de Beaver. On peut donc conclure que le changement des ratios comptables en faveur des ratios économiques n'améliore pas la précision de notre modèle à travers l'ensemble de nos critères de performance.

Les résultats sont beaucoup plus frappants pour ce qui est de la substitution des ratios comptables par le rendement à l'échéance sur la dette économique. En effet, aucune amélioration n'est apportée dans l'échantillon d'Altman, tandis que quelques petites améliorations sont visibles dans l'échantillon de Beaver. En regardant le changement des valeurs- p pour les tests de significativités globales suivies d'une diminution marquée de l'aire sous la courbe ROC et d'une augmentation du CMMA, et ce à travers les deux échantillons, il est facile de conclure que cette substitution n'améliore pas la performance de notre modèle. Elle va même jusqu'à nuire à la performance de notre modèle comme on peut le voir aux tableaux 5.VI, 5.IX et 5.XII.

Pour finir, l'ajout de la distance au défaut à la régression de base augmente de façon marquée la précision de notre modèle pour l'échantillon d'Altman. Ceci correspond au résultat cité dans la littérature dans Benos et Papanastasopoulos (2003). On ne remarque pas de changement majeur dans l'échantillon de Beaver, mais l'ajout de la variable n'a pas nui à la régression, comme c'est le cas pour les deux autres substitutions. En somme, on peut voir que seul l'ajout de la distance au défaut améliore la performance du modèle de régression de Zmijewski (1984).

CHAPITRE 6

CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire était d'améliorer la précision hors échantillon des modèles économétriques à l'aide des modèles structurels. D'abord, nous avons généré des estimations à partir de trois modèles structurels sur deux échantillons différents, soit un échantillon d'Altman de 246 entreprises et un échantillon de Beaver de 222 entreprises. Ces estimations furent effectuées par la méthode KMV pour le modèle de Merton (1974) et Geske (1977) et par maximum de vraisemblance pour le modèle de Brockman et Turtle (2003).

Nous avons utilisé les ratios de Zmijewski (1984) comme modèle économétrique de base. Par la suite, pour chaque modèle, nous avons :

1. substitué les ratios d'endettement comptable (D_1) par leurs équivalents économiques issus du modèle structurel,
2. substitué les ratios d'endettement comptable (D_1) par les rendements à maturité de la dette provenant du modèle structurel,
3. ajouté une variable de distance au défaut lorsque le modèle structurel choisi était le modèle de Merton. (1974)

Pour finir, la performance hors échantillon de chaque modèle a été comparée avec celle du modèle de base avec l'aide de l'aire sous la courbe ROC et du CMMA, où $c = \{1, 2, 3, 4, 5\}$

Nous avons déterminé que la substitution des ratios d'endettement comptable par leur équivalent économique ou par leurs rendements à maturité sur la dette n'améliore pas la performance du modèle. Les rendements à maturité vont même jusqu'à diminuer

significativement la précision du modèle. Par contre, l'ajout de la distance au défaut améliore la performance de notre modèle de base tel que mentionné dans l'article de Benos et Papanastasopoulos (2003).

Dans un cas en particulier, la substitution des ratios comptables par les ratios économiques de Geske (1977) apporte une amélioration à la performance. Par contre, puisqu'une valeur économique n'est pas disponible sur les marchés, on ne peut jamais savoir quel modèle évalue le mieux les actifs ou la dette de la firme. Ainsi, la qualité du modèle dépend de ses hypothèses. Si nous avons un ratio économique exact, il est possible que l'ajout d'information soit suffisant pour améliorer la performance. Cela nous amène à nous demander si l'utilisation d'un modèle structurel plus perfectionné, par exemple Ayadi, Ben-Ameur et Fakhfakh (2016), améliorerait la performance hors échantillon. Ce modèle est plus difficile à évaluer, puisque la méthode KMV et le maximum de vraisemblance ne peuvent pas être utilisés. Par contre, la méthodologie décrite dans Durbin et Koopman (1997) et Bruche (2006) peut permettre l'estimation avec l'aide d'un maximum de vraisemblance simulé. Par contre, ces méthodes d'estimation sont très lentes. Il y a donc un compromis à faire entre la sophistication du modèle structurel et le temps de calcul nécessaire à son évaluation.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Almeida, H., Campello, M., Laranjeira, B., and Weisbenner, S. (2011). Corporate Debt Maturity and the Real Effects of the 2007 Credit Crisis. *Critical Finance Review*, 1(1) :3–38.
- [2] Altman, E. I. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4) :589–609.
- [3] Altman, E. I., Haldeman, R. G., and Narayanan, P. (1977). ZETA Analysis : A New Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporations. *Journal of Banking & Finance*, 1 :29–54.
- [4] Altman, E. I. and Loris, B. (1976). A Financial Early Warning System for Over-the-Counter Broker-Dealers. *The Journal of Finance*, 31(4) :1201–1217.
- [5] Altman, E. I., Marco, G., and Varetto, F. (1994). Corporate Distress Diagnosis : Comparisons Using Linear Discriminant Analysis and Neural Networks (The Italian Experience). *Journal of Banking & Finance*, 18 :505–529.
- [6] Altman, E. I. and Narayanan, P. (1997). An international survey of business failure classification models. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 6(2) :1–57.
- [7] Anderson, R. W. and Sundaresan, S. (1996). Design and Valuation of Debt Contracts. *Review of Financial Studies*, 9(1) :37–68.
- [8] Anderson, R. W., Sundaresan, S., and Tychon, P. (1996). Strategic Analysis of Contingent Claims. *European Economic Review*, 40(3-5) :871–881.
- [9] Annabi, A., Breton, M., and François, P. (2012a). Game Theoretic Analysis of Negotiations under Bankruptcy. *European Journal of Operational Research*, 221(3) :603–613.

- [10] Annabi, A., Breton, M., and François, P. (2012b). Resolution of Financial Distress Under Chapter 11. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(12) :1867–1887.
- [11] Ayadi, M. A., Ben-Ameur, H., and Fakhfakh, T. (2016). A Dynamic Program for Valuing Corporate Securities. *European Journal of Operational Research*, 249(2) :751–770.
- [12] Beaver, W. H. (1966). Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of accounting research*, 4(Empirical Research in Accounting : Selected Studies 1966) :71–111.
- [13] Beaver, W. H. (1968). Market prices, financial ratios, and the prediction of failure. *Journal of accounting research*, 6(2) :179–192.
- [14] Benos, A. and Papanastasopoulos, G. (2007). Extending the Merton Model : A Hybrid Approach to Assessing Credit Quality. *Mathematical and Computer Modeling*, 46(1-2) :47–68.
- [15] Black, F. and Cox, J. C. (1976). Valuing Corporate Securities : Some Effects of Bond Indenture Provisions. *The Journal of Finance*, 31(2) :351–367.
- [16] Black, F. and Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3) :637–654.
- [17] Blum, M. (1974). Failing Company Discriminant Analysis. *Journal of accounting research*, 12(1) :1–25.
- [18] Bohn, J. and Crosbie, P. (2002). *Modeling Default Risk*. KMV LLC, Mimeo.
- [19] Brennan, M. J. and Schwartz, E. S. (1978). Corporate Income Taxes, Valuation, and the Problem of Optimal Capital Structure. *Journal of Business*, 51(1) :103–114.
- [20] Briys, E. and De Varenne, F. (1997). Valuing Risky Fixed Rate Debt : An Extension. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32(2) :239–248.

- [21] Brockman, P. and Turtle, H. J. (2003). A Barrier Option Framework for Corporate Security Valuation. *Journal of financial economics*, 67(3) :511–529.
- [22] Bruche, M. (2008). Estimating Structural Models of Corporate Bond Prices. *Journal of Empirical Finance*, 15(4) :751–777.
- [23] Bruche, M. and Naqvi, H. (2010). A Structural Model of Debt Pricing with Creditor-Determined Liquidation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(5) :951–967.
- [24] Charitou, A. and Trigeorgis, L. (2004). Explaining bankruptcy using option theory. *Working paper, University of Cyprus*.
- [25] Chava, S. and Jarrow, R. A. (2004). Bankruptcy Prediction with Industry Effects. *Review of Finance*, 8(4) :537–569.
- [26] Chen, R.-R. (2013). On the Geske Compound Option Model when Interest Rates Change Randomly - With an Application to Credit Risk Modeling. *Working Paper, Fordham University*.
- [27] Cox, J. C., Ross, S. A., and Rubinstein, M. (1979). Option Pricing : A Simplified Approach. *Journal of financial economics*, 7 :229–263.
- [28] Deakin, E. B. (1972). A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure. *Journal of accounting research*, 10(1) :167–179.
- [29] Décamps, J.-P. (1993). Une Formule Variationnelle pour les Obligations du Secteur Privé. *Finance*, 14(2) :61–77.
- [30] Delianedis, G. and Geske, R. (1998). Credit Risk and Risk Neutral Default Probabilities : Information about Rating Migrations and Defaults. *Working Paper, The Anderson School at UCLA*.

- [31] Delianedis, G. and Geske, R. (2001). The Components of Corporate Credit Spreads : Default, Recovery, Tax, Jump, Liquidity, and Market Factors. *Working Paper, The Anderson School at UCLA*.
- [32] Dietrich, J. R. and Kaplan, R. S. (1982). Empirical Analysis of the Commercial Loan Classification Decision. *Accounting review*, 57(1) :18–38.
- [33] Dionne, G. and Laajimi, S. (2012). On the Determinants of the Implied Default Barrier. *Journal of Empirical Finance*, 19(3) :395–408.
- [34] Dionne, G., Laajimi, S., Mejri, S., and Petrescu, M. (2008). Estimation of the Default Risk of Publicly Traded Companies : Evidence from Canadian Data. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 25(2).
- [35] Duan, J.-C. (1994). Maximum Likelihood Estimation Using Price Data of the Derivative Contract. *Mathematical Finance*, 4(3) :155–167.
- [36] Duan, J.-C. (2000). Correction : Maximum Likelihood Estimation Using Price Data of the Derivative Contract. *Mathematical Finance*, 10(4) :461–462.
- [37] Duan, J.-C., Gauthier, G., and Simonato, J.-G. (2005). On the Equivalence of the KMV and Maximum Likelihood Methods for Structural Credit Risk Models. Working Papers, HEC Montréal.
- [38] Duan, J.-C., Simonato, J.-G., Gauthier, G., and Zaanoun, S. (2004). *Estimating Merton's Model by Maximum Likelihood with Survivorship Consideration*. Working Paper, University of Toronto.
- [39] Dufresne, P. C. and Goldstein, R. S. (2001). Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios ? *The Journal of Finance*, 56(5) :1927–1957.
- [40] Durbin, J. and Koopman, S. J. (1997). Monte Carlo Maximum Likelihood Estimation for Non-Gaussian State Space Models. *Biometrik*, 84(3) :669–684.

- [41] Ericsson, J. and Reneby, J. (1998). A Framework for Valuing Corporate Securities. *Applied Mathematical Finance*, 5(3-4) :143–163.
- [42] Ericsson, J. and Reneby, J. (2003). The Valuation of Corporate Liabilities : Theory and Tests. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, (445).
- [43] Ericsson, J. and Reneby, J. (2005). Estimating Structural Bond Pricing Models. *The Journal of Business*, 78(2) :707–735.
- [44] Ericsson, J., Reneby, J., and Wang, H. (2015). *Can Structural Models Price Default Risk? Evidence from Bond and Credit Derivative Markets*, volume 5. Quarterly Journal of Finance.
- [45] Fan, H. and Sundaresan, S. M. (2000). Debt Valuation, Renegotiation, and Optimal Dividend Policy. *Review of Financial Studies*, 13(4) :1057–1099.
- [46] François, P. and Morellec, E. (2004). Capital Structure and Asset Prices : Some Effects of Bankruptcy Procedures. *Journal of Business*, 77(2) :387–411.
- [47] Galai, D., Raviv, A., and Wiener, Z. (2007). Liquidation Triggers and the Valuation of Equity and Debt. *Journal of Banking & Finance*, 31(12) :3604–3620.
- [48] Geske, R. (1977). The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12(04) :541–552.
- [49] Geske, R. (1979). The Valuation of Compound Options. *Journal of financial economics*, 7(1) :63–81.
- [50] Geske, R. and Johnson, H. E. (1984). The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options : A Correction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(2) :231–232.
- [51] Goldstein, R., Ju, N., and Leland, H. (2001). An EBIT ?Based Model of Dynamic Capital Structure. *The Journal of Business*, 74(4) :483–512.

- [52] Gopalan, R., Song, F., and Yerramilli, V. (2013). Debt Maturity Structure and Credit Quality. *Forthcoming, Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pages 1–43.
- [53] Hao, H. (2005). Predicting Bankruptcy : A New structural Approach. *Working Paper, Queen's School of Business.*, pages 1–52.
- [54] Heckman, J. J. (1978). Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System. *Econometrica*.
- [55] Hensher, D. A. and Jones, S. (2007). Forecasting Corporate Bankruptcy : Optimizing the Performance of the Mixed Logit Model. *Abacus*, 43(3) :241–264.
- [56] Hsu, J. C., Saá-Requejo, J., and Santa-Clara, P. (2010). A Structural Model of Default Risk. *The Journal of Fixed Income*, 19(3) :77–94.
- [57] Huang, J.-Z. and Huang, M. (2012). How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk? *Review of Asset Pricing Studies*, 2(2) :153–202.
- [58] Johnsen, T. and Melicher, R. W. (1994). Predicting Corporate Bankruptcy and Financial Distress : Information Value Added by Multinomial Logit Models. *Journal of Economics and Business*, 46(4) :269–286.
- [59] Jones, S. and Hensher, D. A. (2004). Predicting Firm Financial Distress : A Mixed Logit Model. *Accounting review*, 79(4) :1011–1038.
- [60] Lajeri-Chaherli, F. (2002). A Note on the Valuation of Compound Options. *Journal of Futures Markets*, 22(11) :1103–1115.
- [61] Lau, A. H.-L. (1987). A Five-State Financial Distress Prediction Model. *Journal of accounting research*, 25(1) :127–138.
- [62] Leland, H. E. (1994). Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure. *The Journal of Finance*, 49(4) :1213–1252.

- [63] Leland, H. E. and Toft, K. B. (1996). Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads. *The Journal of Finance*, 51(3) :987–1019.
- [64] Lennox, C. (1999). Identifying failing companies : a re-evaluation of the logit, probit and DA approaches. *Journal of Economics and Business*.
- [65] Longstaff, F. A. and Schwartz, E. S. (1995). A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *The Journal of Finance*, 50(3) :789–819.
- [66] McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, edited by P. Zarembka. Academic Press, New York.
- [67] Merton, R. C. (1974). On the Pricing of Corporate Debt : The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*, 29(2) :449–470.
- [68] Moraux, F. (2004). Valuing Corporate Liabilities when the Default Threshold is not an Absorbing Barrier. *Working paper, Université de Rennes I*.
- [69] Nam, C. W., Kim, T. S., Park, N. J., and Lee, H. K. (2008). Bankruptcy Prediction Using a Discrete Time Duration Model Incorporating Temporal and Macroeconomic Dependencies. *Journal of Forecasting*, 27(6) :493–506.
- [70] Naqvi, H. (2008). The Valuation of Corporate Debt with Default Risk. *RMI Working Paper*, 8(3).
- [71] Nivorozhkin, E. (2005a). Market Discipline of Subordinated Debt in Banking : The Case of Costly Bankruptcy. *European Journal of Operational Research*, 161(2) :364–376.
- [72] Nivorozhkin, E. (2005b). The Informational Content of Subordinated Debt and Equity Prices in the Presence of Bankruptcy Costs. *European Journal of Operational Research*, 163(1) :94–101.

- [73] Ohlson, J. A. (1980). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of accounting research*, 18(1) :109–131.
- [74] Patel, K. and Pereira, R. (2007). Expected Default Probabilities in Structural Models : Empirical Evidence. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 34(1) :107–133.
- [75] Ravi Kumar, P. and Ravi, V. (2007). Bankruptcy Prediction in Banks and Firms via Statistical and Intelligent Techniques – A review. *European Journal of Operational Research*, 180(1) :1–28.
- [76] Shumway, T. (2001). Forecasting Bankruptcy More Accurately : A Simple Hazard Model. *The Journal of Business*, 74(1) :101–124.
- [77] Sinha, A. P. and May, J. H. (2004). Evaluating and Tuning Predictive Data Mining Models Using Receiver Operating Characteristic Curves. *Journal of Management Information Systems*, 21(3) :249–280.
- [78] Stein, R. M. (2005). The Relationship Between Default Prediction and Lending Profits : Integrating ROC Analysis and Loan Pricing. *Journal of Banking & Finance*, 29(5) :1213–1236.
- [79] Stein, R. M. (2007). Benchmarking Default Prediction Models : Pitfalls and Remedies in Model Validation. *Journal of Risk Model Validation*, 1 :77–113.
- [80] Suo, W. and Wang, W. (2006). Assessing Default Probabilities from Structural Credit Risk Models. *Working Paper, Queen's University*.
- [81] Vasicek, O. (1977). An Equilibrium Characterization of The Term Structure. *Journal of financial economics*, 5(2) :177–188.
- [82] Wilcox, J. W. (1973). A Prediction of Business Failure Using Accounting Data. *Journal of accounting research*, 11 :163–179.

- [83] Zhou, C. (2001). The Term Structure of Credit Spreads With Jump Risk. *Journal of Banking & Finance*, 25(11) :2015–2040.
- [84] Zmijewski, M. E. (1984). Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. *Journal of accounting research*, 22(Studies on Current Econometric Issues in Accounting) :59–82.

Annexe I

Exemple d'un bilan financier simplifié

Tableau I.I – Bilan financier simplifié

	Année 2	Année 1
Actifs à court terme		
Encaisse		
Comptes clients		
Dépense prépayée		
Inventaire		
Actifs à long terme		
Usine et équipement		
Terrain et propriété		
Total de l'actif		
Passif à court terme		
Dette à court terme		
Compte fournisseur		
Passif à long terme		
Impôts différés		
Dette à long terme		
Total du passif		
Fonds propres		
Actions ordinaires		
Bénéfices non répartis		
Total du passif et des fonds propres		

Annexe II

Exemple d'un compte de résultat simplifié

Tableau II.I – Compte de résultat simplifié

	Année 2	Année 1
Chiffre d'affaires (Vente)		
Autre revenus		
Chiffre d'affaires net		
Coût des ventes		
Marge brute		
Dépréciation et amortisation		
Revenu avant intérêts et impôts (EBIT)		
Charges sur l'emprunt		
Intérêt sur prêts		
Résultat avant impôts		
Charges d'impôts		
Activités poursuivies		
Opérations discontinuées		
Bénéfice net		
Bénéfice par action		
Bénéfice dilué par action		

Annexe III

Ratios comptables

Tableau III.I – Ratio de Beaver (1966)

Ratio	Définition	Variable Compustat
Liquidité		
Flux monétaire - Dette	Flux monétaire / Passif	(NI+DP)/LT
Fonds de roulement - Actif	Fonds de roulement / Actifs	SCAP/AT
Fonds de roulement	Actif courant / Passif courant	ACT/LCT
Rentabilité		
Rendement de l'actif	Bénéfice Net / Actif	NI/AT
Structure de capital		
Endettement total	Passif / Actif	LT/AT
Efficacité		
Intervalle sans crédit	$\frac{\text{Encaisse} + \text{Compte client} - \text{Passif courant}}{\text{Dépenses opérationnelles} - \text{amortissement}}$	$\frac{\text{CH} + \text{RECT} - \text{LCT}}{\text{XOPR} - \text{DP}}$

Tableau III.II – Ratio d'Altman

Ratio	Définition	Variable Compustat
Liquidité		
Fonds de roulement - Actif	Fonds de roulement / Actif	WCAP/AT
Bénéfice non réparti - Actif	Bénéfice non réparti / Actif	RE/AT
Rentabilité		
Rendement d'exploitation	Bénéfice avant intérêts et impôts / Actif	EBIT/AT
Marché		
Fonds propres au marché - Valeur comptable de la dette	Valeur au marché des fonds propres / Passif	$\frac{\text{CSHO} \times \text{PRCC}_E}{\text{LT}}$
Efficacité		
Rotation des stocks	Ventes / Actif	SALE/AT

Tableau III.III – Ratio de Ohlson

Ratio	Définition	Variable Compustat
Structure de capital		
Taille	$\log(\text{Actif} / \text{Produit national brute})$	$\log(\text{AT})$
Endettement total	Passif / actif	LT/AT
Proportion de l'actif	1 si Passif > Actif 0 sinon	1 si LT > AT 0 sinon
Liquidité		
Fonds de roulement - Actif	Fonds de roulement / Actif	WCAP/AT
Fonds de roulement	Actif courant / Passif courant	ACT/LCT
Revenu d'opération - Dette	Revenu d'opération / Passif	EBITDA/LT
Rentabilité		
Rendement de l'actif	Bénéfice net / Actif	NI/AT
Tendance du bénéfice net	1 si le bénéfice net est négatif 2 ans de suite, 0 sinon	1 si $\text{lag}^2(\text{NI}) < 0$ & $\text{lag}(\text{NI}) < 0$, 0 sinon
Variation du bénéfice net	$\frac{\text{Bénéfice net}(t) - \text{Bénéfice net}(t-1)}{ \text{Bénéfice net}(t) - \text{Bénéfice net}(t-1) }$	$\frac{\text{NI} - \log(\text{NI})}{ \text{NI} - \log(\text{NI}) }$

Tableau III.IV – Ratio de Zmijewski

Ratio	Définition	Variable Compustat
Rentabilité		
Rendement de l'actif	Bénéfice net / Actif	NI/AT
Structure de capital		
Endettement total	Passif / Actif	LT/AT
Liquidité		
Fonds de roulement	Actif courant / Passif courant	ACT/LCT

Tableau III.V – Ratio de Chava-Jarrow

Ratio	Définition	Variable Compustat
Rentabilité		
Rendement de l'actif	Bénéfice net / Actif	NI/AT
Structure de capital		
Endettement total	Passif / Actif	LT/AT
Secteur		
Indicatrice de secteur 1	Secteur de la finance	
Indicatrice de secteur 2	Transports, communications et utilités	
Indicatrice de secteur 3	Secteurs manufacturier et minier	
Indicatrice de secteur 4	Reste des secteurs	

Annexe IV

Dérivée utilisée dans le maximum de vraisemblance pour Brockman et Turtle

$$\begin{aligned} \frac{\partial g(V_t; \sigma, K)}{\partial V_t} = & \Phi(at) + \frac{1}{\sigma\sqrt{T-t}} \left[\phi(a_t) - \frac{Fe^{-r(T-t)}}{V_t} \phi(a_t - \sigma\sqrt{T-t}) \right] \\ & + \left(\frac{K}{V_t} \right)^{2\eta-1} \left[(2\eta-1) \frac{K}{V_t} \Phi(b_t) + \frac{Fe^{-r(T-t)}}{K} (2-2\eta) \Phi(b_t - \sigma\sqrt{T-t}) \right] \\ & + \frac{1}{\sigma\sqrt{T-t}} \left(\frac{K}{V_t} \right)^{2\eta-1} \left[\frac{K}{V_t} \phi(b_t) - \frac{Fe^{-r(T-t)}}{K} \phi(b_t - \sigma\sqrt{T-t}) \right] \quad (\text{IV.1}) \end{aligned}$$

avec $\phi(\cdot)$ la fonction de densité de la loi normale centrée réduite.

Annexe V

Statistiques descriptives des variables comptables des deux échantillons

Tableau V.1 – Statistiques descriptives de l'échantillon d'Altman. L'échantillon possède 246 observations.

	LCT	DD1	DD2	DD3	DD4	DD5	TXDITC	DITT	LO	LT	AT
B=0 (N=123)											
Moyenne	343.58	20.65	38.50	38.21	31.90	27.39	60.08	379.17	182.19	965.01	1356.41
Médiane	35.97	2.13	2.88	2.52	2.00	1.35	1.04	38.54	0.54	81.26	191.65
Écart-type	1116.50	86.59	128.04	156.18	131.16	116.23	225.49	1302.44	1000.50	3289.25	3877.88
Minimum	0.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00	0.95	2.30
Maximum	7966.00	868.00	839.00	1533.00	1335.00	1157.00	1656.98	12310.00	9760.00	29310.00	30267.00
B=1 (N=123)											
Moyenne	98.02	6.48	9.30	10.49	11.71	11.73	3.16	113.19	36.30	250.67	353.93
Médiane	35.88	1.59	2.18	1.56	1.00	0.97	0.00	30.61	0.78	73.30	123.93
Écart-type	212.37	13.31	21.29	36.74	43.86	30.30	8.02	236.83	231.63	543.90	722.61
Minimum	0.58	0.00	0.00	0.00	0.66	0.70	0.00	0.28	0.00	0.86	2.93
Maximum	1233.15	73.50	157.39	384.19	324.07	203.75	49.79	1609.64	2519.10	4132.00	5621.50

Tableau V.II – Statistiques descriptives des variables de l'échantillon de Beaver. L'échantillon possède 222 observations.

	LCT	DD1	DD2	DD3	DD4	DD5	TXDITC	LO	DLTT	LT	AT
B=0 (N=111)											
Moyenne	81.55	6.31	12.35	12.24	5.19	4.24	7.60	23.69	71.67	184.51	327.87
Médiane	27.16	1.26	1.07	0.99	0.57	0.29	0.38	0.60	13.50	50.07	108.29
Écart-type	175.50	21.28	75.94	54.02	25.00	12.15	25.19	193.51	223.83	564.07	733.21
Minimum	1.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	1.42	3.66
Maximum	1460.00	196.00	787.00	449.00	261.00	102.00	182.18	2038.00	1914.00	5486.00	5635.00
B=1 (N=111)											
Moyenne	99.85	5.38	8.83	9.96	11.52	11.28	2.38	33.14	90.41	225.78	328.55
Médiane	35.01	1.37	2.15	1.26	0.82	0.63	0.00	0.57	29.28	62.97	107.86
Écart-type	222.11	11.09	21.75	38.23	45.89	31.26	6.55	239.78	193.64	537.05	732.22
Minimum	0.58	0.00	0.00	0.00	0.66	0.70	0.00	0.00	0.06	0.86	2.93
Maximum	233.15	73.50	157.39	384.19	324.07	203.75	44.90	2519.10	1609.64	4132.00	5621.50