

De relatie tussen het KMV-Merton model en gepubliceerde jaarcijfers van Nederlandse beursgenoteerde bedrijven.

Bachelorscriptie Economie en Bedrijfseconomie

Datum: 16-07-2018
Student: T.S. Bouter
Universiteit: Erasmus Universiteit Rotterdam
Faculteit: Erasmus School of Economics
Sectie: Finance
Scriptiebegeleider: Dr. R. Quaedvlieg
Aantal woorden: 8465

Abstract

In dit onderzoek is gekeken of de balansposten in gepubliceerde cijfers van Nederlandse beursgenoteerde bedrijven de met het KMV-Merton model berekende probability of default kunnen verklaren. Om dit te testen is een Random GLS-regressie uitgevoerd met een 1-lag model en een 4-lag model waaraan dummy variabelen voor tijd zijn toegevoegd. In de twee modellen hadden slechts 6,25% en 12,5% van de onafhankelijke variabelen een significante coëfficiënt. Hieruit is geconcludeerd dat de cijfers in de balansposten niet of nauwelijks een verklaring geven voor de *probability of default* van bedrijven.

Hoofdstukindeling

<i>Hoofdstuk 1: Inleiding</i>	3
<i>Hoofdstuk 2: Theoretisch raamwerk</i>	6
<i>Hoofdstuk 3: Data</i>	13
<i>Hoofdstuk 4: Methodologie</i>	16
<i>Hoofdstuk 5: Resultaten</i>	20
<i>Hoofdstuk 6: Conclusie</i>	26
<i>Literatuurlijst</i>	28
<i>Bijlagen/appendix</i>	29

Hoofdstuk 1: Inleiding

In 2007 waren in Nederland 3290 gevallen bekend van bedrijven die failliet zijn verklaard. Tijdens de crisis die na deze periode aantrad werd het voor bedrijven steeds moeilijker om het hoofd boven water te houden. Dit leidde tot een piek in het jaar 2013 van 8376 faillissementen (Financieel dagblad, 2018). Faillissementen zijn vaak ingrijpende gebeurtenissen, niet alleen voor de aandeelhouders en de werknemers van het bedrijf, maar ook voor de leveranciers, afnemers en de klanten. Deze groep wordt de *stakeholders* genoemd. Economen zijn al decennia bezig om de signalen van faillissementen vroegtijdig in kaart te brengen. Binnen de economische wetenschap zijn daardoor veel modellen en formules bedacht om de financiële situatie van een bedrijf te analyseren, met als doel een faillissement tijdig aan te zien komen. Deze modellen worden veelvuldig door investeerders en banken gebruikt. De modellen zijn vaak gebaseerd op de verhouding tussen de schuld en het eigen vermogen of verschaffen een beeld van de liquide situatie van een bedrijf (zoals bijvoorbeeld de quick-ratio en de current ratio).

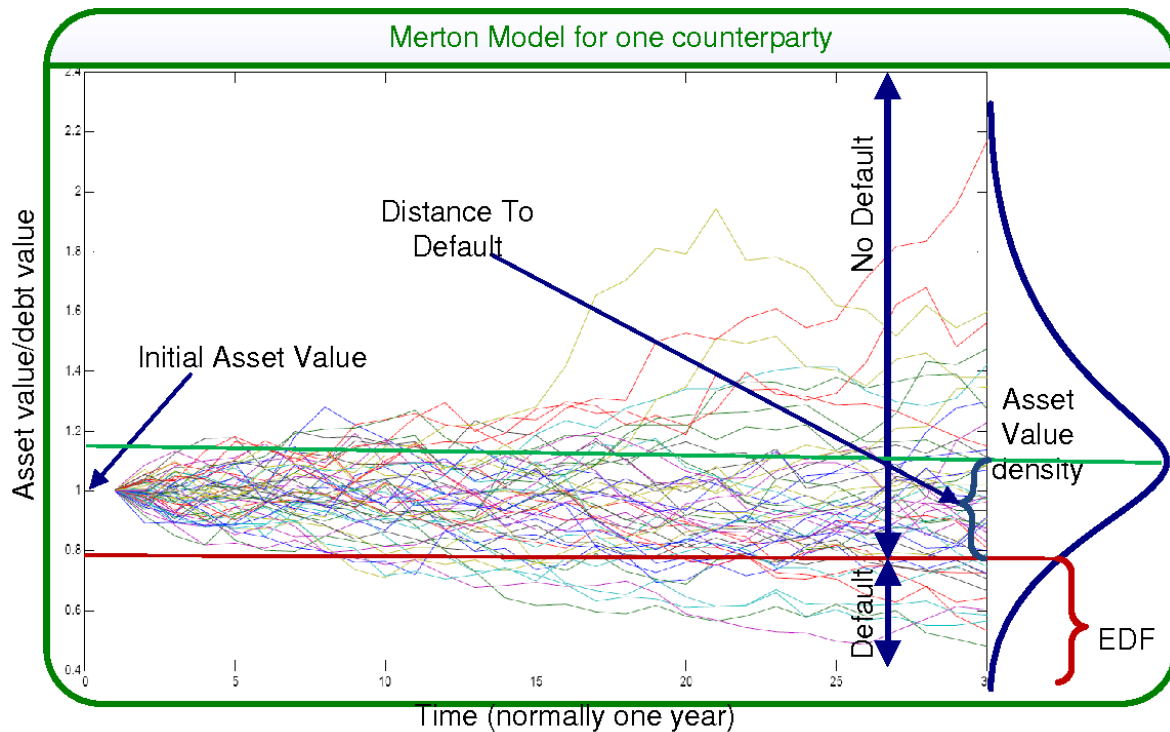
Stakeholders houden de financiële situatie van bedrijven nauwlettend in de gaten. Hierbij zijn ze vaak sterk afhankelijk van de gepubliceerde (kwartaal)cijfers. *Stakeholders* zullen met behulp van deze cijfers beslissingen maken die van invloed kunnen zijn op de toekomst van het bedrijf. Informatie over financiële gezondheid kan van groot belang zijn voor *stakeholders*. Een leverancier wil bijvoorbeeld weten of het bedrijf in staat is om aan toekomstige betalingsverplichtingen te voldoen, voordat het een groot contract afsluit. Het is daarom belangrijk dat een juiste relatie gelegd wordt tussen de cijfers en de financiële gezondheid van bedrijven.

Om de financiële toekomst van een bedrijf te analyseren kan gebruik worden gemaakt van het KMV-Merton model. Dit model maakt zowel gebruik van de balansposten als marktdata. Het model is gebaseerd op het Black-Scholes model (Black & Scholes, 1973). Het KMV-Merton model waardeert het eigen vermogen van een bedrijf en beschouwt dit als een European call-optie op de waarde van de bezittingen van het bedrijf. Hoe groter de schuld een onderdeel van de bezittingen is hoe minder de European call-optie waard is. De houder van een call-optie op de *equity* zal deze optie - in een situatie waarbij de bezittingen minder waard zijn dan de schuld - niet uit willen voeren. De kans dat deze situatie zich voordoet kan berekend worden en wordt de *probability of default* genoemd. Hiermee wordt de kans geschat dat een bedrijf op (korte) termijn failliet gaat (Merton, 1974).

Het KMV-Merton model wordt in het Basel II akkoord aangehaald. Dit is een samenwerkingsakkoord tussen grote internationale banken. In het samenwerkingsakkoord zijn door de Bank for International Settlements (BIS) standaarden opgesteld voor (kapitaal)eisen waaraan banken zich dienen te houden. Het KMV-Merton model wordt in het akkoord gebruikt door banken bij de berekening van de minimale kapitaaleisen. Een onderdeel van deze eisen is het minimumkapitaal dat aanwezig dient te zijn bij de bank. Om de minimale kapitaaleisen te berekenen moet de bank weten wat de *value at risk* is van de uitstaande leningen. Voor bedrijven kan dit worden berekend met behulp van het KMV-Merton model.

In het Basel III akkoord zijn de eisen voor de berekening van de *probability of default* aangepast. De belangrijkste wijziging is dat de *probability of default* die gebruikt wordt bij het berekenen van het minimumkapitaal moet worden gecorrigeerd voor *business cycles*. Dit betekent dat het KMV-Merton model nog steeds door banken gebruikt kan worden, maar dat de *probability of default* goede en slechte jaren moet reflecteren (Basel Committee on Banking Supervision, 2018).

Zoals in figuur 1 te zien is kan de waarde van de bezittingen verschillende paden bewandelen in een bepaalde tijdsperiode. Het KMV-Merton model gaat ervan uit dat de waarde van de bezittingen een *geometric brownian motion* volgen. Banken kunnen hierdoor een schatting maken wat de kans is dat één of meer van deze bewegingen onder de lijn komt waarbij de waarde van de bezittingen lager is dan die van de schuld van het bedrijf. Als dit gebeurt is het bedrijf in *default*. Op basis van deze gegevens kan een bank berekenen wat de *probability of default* is van de bedrijven waaraan zij een lening hebben verstrekt. Als de *probability of default* vermenigvuldigd wordt met de uitstaande lening dan kan de *value at risk* geschat worden. De *value at risk* is een belangrijk onderdeel van de berekening van de kapitaaleisen in de Basel akkoorden. Het feit dat het KMV-Merton model een belangrijk onderdeel is van een groot samenwerkingsakkoord tussen internationale banken maakt het interessant om te onderzoeken hoe het model zich verhoudt met gepubliceerde balansposten (Bank for International Settlements, 2005).



Figuur 1 (Paudel, 2018)

In dit onderzoek zal onderzocht worden welke balansposten uit gepubliceerde jaarverslagen, de berekende *probability of default* met het KMV-Merton model, kunnen verklaren. Dit zal onderzocht worden aan de hand van de volgende onderzoeksvraag:

Kunnen balansposten in gepubliceerde cijfers van Nederlandse beursgenoteerde bedrijven de met het KMV- Merton model berekende probability of default verklaren?

Dit onderzoek is van economische relevantie voor de *stakeholders* van een bedrijf. In het geval van *stakeholders* kunnen beslissingen gebaseerd worden op cijfers of factoren waarvan niet zeker is of zij daadwerkelijk een significante relatie hebben met de financiële gezondheid van het bedrijf. Hierbij kan gedacht worden aan een (potentiële) leverancier die een contract niet tekent omdat een bedrijf net een ontslaggolp heeft aangekondigd. In dit geval gaat de leverancier ervanuit dat het bedrijf in de toekomst in een financieel slechtere situatie zal raken op basis van het feit dat veel mensen ontslagen worden.

Van belang is daarom om te onderzoeken of deze relatie daadwerkelijk van een significant niveau is. Op basis hiervan kunnen *stakeholders* aan de hand van de juiste informatie een beslissing nemen. Naast het bovenstaande voorbeeld zijn er natuurlijk meer factoren die de beslissingen van *stakeholders* kunnen beïnvloeden, waarbij niet zeker is wat de relatie met de *probability of default* is. Het doel van dit onderzoek is dan ook om een verheldering te geven over de relatie van deze factoren, die terug te vinden zijn in de gepubliceerde cijfers, en de kans dat een bedrijf op korte termijn (binnen één jaar) failliet kan gaan.

In dit onderzoek zullen de bedrijven worden onderzocht die van 2006 t/m eind 2016 onafgebroken AEX genoteerd waren. Dit heeft geleid tot de volgende bedrijven: Aalberts, AkzoNobel, ASML, Boskalis, DSM, Heineken, KPN, Philips, Randstad, Relx, SBM, Shell, Unilever, Vopak en Wolters Kluwer. Hierbij is bewust gekozen om banken en andere financiële instituten niet mee te nemen in deze selectie. De aard van de bedrijfsactiviteiten en de financiële structuur verschilt dusdanig van andere sectoren dat deze buiten beschouwing gelaten moeten worden in dit onderzoek.

Om een antwoord op de onderzoeksvraag te kunnen zal eerst een theoretisch raamwerk worden gegeven. Hierin zal de theorie achter de berekening van de *probability of default* worden weergegeven op basis van het KMV-Merton model. Hierna volgt de dataset die waarin uitvoerig zal worden besproken hoe aan de gegevens van de bedrijven is gekomen, keuzes voor de gekozen balansposten worden uitgelicht en de berekening van *probabilities of default* van de onderzochte bedrijven zal worden weergegeven. In de methodologie zullen vervolgens de data worden geanalyseerd. De bevindingen van deze analyse zullen in het hoofdstuk Resultaten worden besproken. Als laatste zal hieruit een conclusie worden getrokken.

Hoofdstuk 2: Theoretisch raamwerk

Het KMV-Merton model komt voort uit het Black-Scholes model, dat de waarde van een European Call-optie berekent (Merton, 1974). Om het KMV-Merton model beter te begrijpen zal daarom eerst aandacht worden besteed aan het oorspronkelijke Black-Scholes model. Black en Scholes wonnen met dit model de Nobelprijs voor de economie in 1997. De Nobelprijs werd uitgereikt vanwege het baanbrekende onderzoek dat zij hebben verricht op het gebied van het berekenen van de waarde van opties. De Black-Scholes formule was het eerste model waarmee de waarde van call- en put opties op aandelen accuraat konden worden berekend. De formule wordt veel door beurshandelaren gebruikt, maar ook in het internationale boekhoudsysteem (IFRS) om de waarde van opties op de balans te bepalen (Catty, 2010).

Met de Black-Scholes formule kan de waarde van een European Call-optie als volgt worden berekend (Black & Scholes, 1973):

$$C = S * N(d_1) - Ke^{-r*(T-t)} * N(d_2) \quad (1)$$

Met:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + (r + 0.5\sigma^2)(T - t)}{\sigma\sqrt{(T - t)}} \quad (2)$$

en,

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{(T - t)} \quad (3)$$

Waar:

S: Spot price

K: Strike price

T-t: time to maturity

r: risicovrije rente

σ : volatiliteit van het aandeel

N: cumulatieve normale verdeling

Hierbij is de *spot price* de huidige prijs van het aandeel. De *strike price* is de prijs waarvoor het aandeel gekocht kan worden bij uitoefening van de call-optie. T-t staat voor de tijd tot de call-optie verloopt. De risicovrije rente is het geëiste rendement op een risicovrije investering. De volatiliteit van het aandeel is een weergave van de mate waarin de prijs van het aandeel fluctueert. De cumulatieve normale verdeling is een continue kansverdeling die gebaseerd is op de verwachtingswaarde en de standaardafwijking.

Een investeerder kan winst maken als de spot price hoger is dan de strike price. De call-optie wordt dan ook wel *'in the money'* genoemd. Dit principe zal uitgelegd worden aan de hand van het volgende voorbeeld: stel de spot price van een aandeel is 15 euro, de strike price is 10 euro. Als de investeerder besluit om zijn call-optie uit te oefenen, kan hij de aandelen kopen voor 10 euro en een winst maken van 5 euro. Aangezien de aandelen op de markt 15 euro waard zijn kan hij een winst maken over dit verschil. Andersom zal een investeerder bij een *spot price* van 9 euro en een *strike price* van 10 euro zijn call-optie niet uitoefenen. Dit is logisch aangezien de investeerder beter af is de door de aandelen op de markt te kopen tegen de lagere prijs (9 euro). Dit leidt ertoe dat een call-optie meer waard wordt als de *spot price* stijgt t.o.v. de *strike price* en andersom minder waard wordt als de prijs daalt richting de *strike price*.

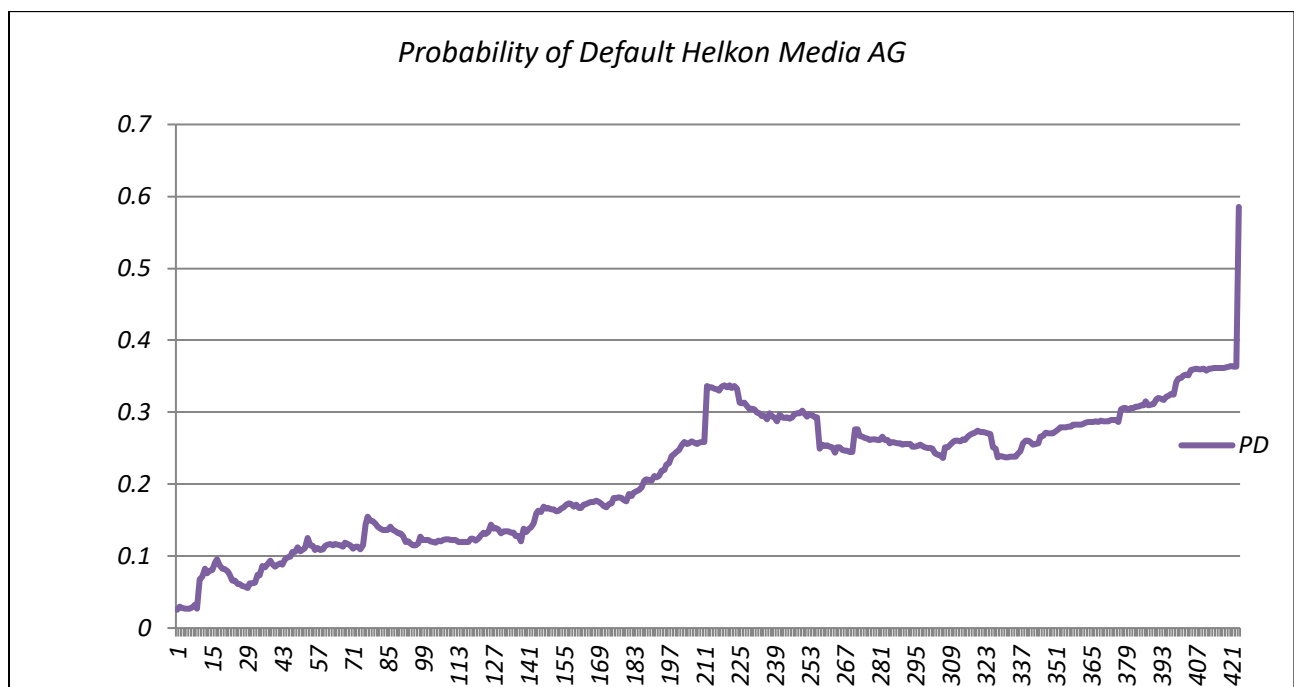
In 1974 bedacht Merton dat het Black-Scholes model ook toegepast kan worden om de *probability of default* van bedrijven te berekenen. Dit idee van Merton is tot op heden de meest significante toevoeging op het gebied van onderzoek naar kredietrisico. Het model van Merton werd begin jaren 80 voor het eerste gebruikt door de KMV Corporation. De KMV Corporation was op dat moment de marktleider op het gebied van het leveren van krediet analyses. Het model werd op grote schaal verkocht aan financiële instituten. KMV optimaliseerde het model op basis van bedrijfsinformatie die zij tot hun beschikking hadden en bracht het daarna op de markt. De KMV Corporation is later overgenomen door Moody's waarna het KMV-Merton model is gebruikt bij de ontwikkeling van Moody's KMV (Tude & Young, 2003).

Moody's KMV maakt gebruik van de ideeën van de KMV Corporation en Merton. Het waardeert de waarde van het eigen vermogen van een bedrijf als een optie op de bezittingen. Het model dat Moody's gebruikt wordt het Vasicek-Kealhofer Model genoemd (hierna VK model). Moody's heeft hierbij enkele assumpties aangepast en de *expected default probability* toegevoegd. Moody's KMV gebruikt een grote database om de empirische distributie van de *distance tot default* van bedrijven te schatten. Op basis van deze distributie wordt de *expected default probability* berekend. Met gebruik van nieuwe software (Credit Monitor) kan de *expected default probability* voor vijf jaar worden geschat. Het grote verschil met het KMV-Merton model is dat het gebruik maakt van een algemene grote database van meerdere bedrijven bij het berekenen van de *probability of default* (in het geval van het VK model de *expected default probability*) (Lu, 2008). Aangezien Moody's deze software beheert kan de Moody's KMV niet gebruikt worden in dit onderzoek. Wel blijkt dat het idee van Merton heeft geleid tot de opkomst van (commerciële) software om kredietrisico's in te schatten.

Uit onderzoek, waarbij het KMV-Merton model met terugwerkende kracht is getest, blijkt dat de *probability of default* daadwerkelijk stijgt als het faillissement nadert. Dit onderzoek is uitgevoerd voor de kredietcrisis (1990-2001). In de dataset zijn niet-financiële beursgenoteerde bedrijven uit Engeland opgenomen. In de dataset werd onderscheid gemaakt tussen gezonde bedrijven en bedrijven die in de onderzochte periode failliet zijn verklaard. In de resultaten van het onderzoek werd de gemiddelde *probability of default* over 12 maanden berekend.

Hieruit bleek dat de bedrijven die in de onderzochte periode failliet gingen, in de 12 maanden voor het faillissement, een gemiddelde *probability of default* van 32% hadden. De bedrijven die niet failliet gingen hadden daarentegen een gemiddelde *probability of default* van 5.2%. In dit onderzoek werd sterk bewijs gevonden dat het KMV-Merton model een significante voorspellende waarde heeft in de praktijk (Tude & Young, 2003). Vergeleken met alternatieve modellen om de *probability of default* te voorspellen, blijkt ook dat het KMV-Merton zich uitstekend meet met andere (nieuwe) modellen om kredietrisico's in te schatten (Charitou, Dionysiou, Lambertides, & Trigeorgis, 2013).

Een voorbeeld uit de praktijk is het bedrijf Helkon Media AG, dat op 2 augustus 2002 failliet is verklaard. Zoals te zien is in figuur 2 laat de toepassing van het KMV-model, anderhalf jaar voor het faillissement, een bijna constante stijgende lijn zien met een piek van 60% op de dag voor het faillissement.



Figuur 2

In het KMV-Merton model wordt de waarde van het eigen vermogen behandeld als een call-optie op de bezittingen van een bedrijf. Hierbij is de *spot price* de marktwaarde van de bezittingen van het bedrijf. De *strike price* is de boekwaarde van de schulden van het bedrijf. Het model wordt beïnvloed door de volatiliteit van de bezittingen, de tijd (in dit onderzoek één jaar) en de risicovrije rente (Merton, 1974).

Als eerste zullen de assumpties van KMV Merton model worden weergegeven en vervolgens zal stap voor stap de berekening van de *probability of default* worden uiteengezet.

Het KMV-Merton model gaat uit van twee belangrijke assumpties om de marktwaarde van het eigen vermogen te berekenen:

De eerste assumptie is dat de waarde van de bezittingen van een bedrijf het *geometric brownian motion* model volgen:

$$dV_a = \mu_a V_a dt + \sigma_a V_a dW \quad (4)$$

Hierin is V_a de totale waarde van de bezittingen, μ_a is het verwachte continu opgetelde rendement op V_a . σ_a is de volatiliteit van de bezittingen en dW is een standaard Wiener proces. Het *geometric brownian motion* model is te zien in figuur 1.

Merton ging uit van de volgende kapitaalstructuur van een bedrijf:

Assets	Liabilities
Firm Value (t)	(E) Equity (t)
	(D) Debt (t)
F(t)	F(t)

Figuur 3

Hieruit volgt dat de bedrijfswaarde op een bepaald tijdstip gelijk is aan de waarde van het eigen vermogen plus de waarde van de schulden op een bepaald tijdstip. Merton ziet de bezittingen van een bedrijf als verhandelbaar, waarbij de waarde van de bezittingen meerdere paden kan volgen in de toekomst (*de geometric brownian motion*). Hoe hoger de volatiliteit van de bezittingen, hoe meer deze mogelijke paden van elkaar af zullen wijken. Merton gaat ervan uit dat bedrijven geen eigen aandelen in kunnen kopen (Lu, 2008).

De tweede assumptie is dat de schuld behandeld wordt als een *zero-coupon bond* met een tijdsperiode van één jaar. Hierbij neemt Merton aan dat geen nieuwe schulden uitgegeven kunnen worden.

Onder deze assumpties kan de marktwaarde van het eigen vermogen als volgt worden uitgedrukt:

$$V_e = V_a N(d_1) - Xe^{-r^*(T)} * N(d_2) \quad (5)$$

Met:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_a}{X}\right) + (r + 0.5\sigma_a^2)(T)}{\sigma_a\sqrt{T}} \quad (6)$$

en,

$$d_2 = d_1 - \sigma_a\sqrt{T} \quad (7)$$

Waar:

V_e : Marktw waarde van het eigen vermogen

V_a : Marktw waarde van de bezittingen

X : Boekwaarde van de schuld

T : tijdsperiode

r : risicovrije rente

σ_a : volatiliteit van de bezittingen

N : cumulatieve normale verdeling

In deze formule zijn er twee onbekenden: de marktw waarde van de bezittingen en de volatiliteit van de bezittingen. Onder de assumpties van het KMV-Merton model is de marktw waarde van het eigen vermogen een functie van de waarde van het bedrijf en de tijdsperiode. Vanuit Ito's Lemma kan vervolgens de volgende functie worden opgesteld (Bharath & Shumway, 2008):

$$\sigma_E = \left(\frac{V_a}{V_e}\right) \left(\frac{\partial E}{\partial V}\right) \sigma_V \quad (8)$$

In het Black-Scholes-Merton model is $\frac{\partial E}{\partial V} = N(d_1)$, onder de assumpties van het KMV-Merton model zijn daarom de volatiliteiten en het eigen vermogen als volgt gerelateerd:

$$\sigma_E = \left(\frac{V_a}{V_e}\right) N(d_1) \sigma_V \quad (9)$$

Waarbij d_1 volgt uit vergelijking (2)

Het KMV-Merton model maakt gebruik van de twee non-lineaire vergelijkingen (1) en (5) om de waarde en de volatiliteit van het eigen vermogen om te zetten in een geschatte *probability of default*. Zoals eerder aangegeven zijn er twee niet-observeerbare variabelen in de set vergelijkingen: de marktw waarde en de volatiliteit van de onderliggende bezittingen. Een schatting van deze variabelen kan gevonden worden vanuit de vergelijkingen (1) en (5). De *probabilities of default* die in dit onderzoek zijn gebruikt zijn berekend aan de hand van deze vergelijkingen en de Solver functie van Excel.

Als alle waarden geobserveerd en geschat zijn kan de *distance to default* berekend worden. De *distance to default* wordt weergegeven door d_2 , zoals weergegeven in vergelijking (3). Deze vergelijking geeft weer hoeveel standaarddeviaties de waarde van het eigen vermogen verwijderd is van de boekwaarde van de schulden (*strike price*). Hoe dichter de waarde van het eigen vermogen bij de boekwaarde van de schuld ligt, hoe groter de kans is dat het bedrijf op korte termijn (binnen één jaar) failliet zal gaan.

De *probability of default* kan vervolgens gevonden worden door de normale verdeling van de *distance to default* te nemen. De normale verdeling heeft een significantieniveau van 5%. De *probability of default* is dus de kans, volgens de normale verdeling, dat de *distance to default* binnen één jaar nul is. Deze *probability of default* kan op elk tijdstip berekend worden voor beursgenoteerde bedrijven (Merton, 1974). Het doel van het onderzoek is om balansposten te zoeken die de *probability of default* kunnen verklaren. Voor statistische doeleinden is het aantal balansposten beperkt tot acht. Eerst zijn de balansposten zo gekozen dat de grootte van het bedrijf niet meegerekend werd. Dit is gedaan omdat de grootte van het bedrijf automatisch van invloed is op de *probability of default*.

De balansposten zijn vervolgens onderverdeeld naar thema's die van mogelijke invloed zijn op de kans op faillissement: *debt/equity* ratio, winstverhouding, werknemersgroei, dividend en free cashflow en returns. Hierbij is een selectie gemaakt van de variabelen die elk aspect het beste weergeven en algemeen bekend/gangbaar zijn.

Dit heeft geleid tot de keuze voor de volgende balansposten:

-Asset turnover, de omzet gedeeld door de gemiddelde bezittingen in de periode.

Voor de asset turnover is gekozen omdat de omzet een belangrijke maatstaf is voor de voortvarendheid van het bedrijf. Door de omzet te delen door de gemiddelde bezittingen van het bedrijf van die periode wordt de grootte van het bedrijf gefilterd. Hierdoor blijft een zuivere en vergelijkbare maatstaf over waarmee de omzet tussen bedrijven vergeleken kan worden.

-Total debt to total equity, de korte- en lange termijn schulden gedeeld door alle korte en lange termijnschulden.

Voor deze balanspost is gekozen omdat het een goed beeld geeft van de vermogensstructuur van het bedrijf.

-Current ratio, de vlottende activa gedeeld door het kort vreemd vermogen.

Dit is een kengetal dat weergeeft in hoeverre een bedrijf in staat is zijn schulden op korte termijn te kunnen afbetalen. Dit kengetal wordt veel gebruikt als maatstaf voor financiële gezondheid van een bedrijf.

-Ebitda to revenue, de winst voor rente, belasting en afschrijvingen gedeeld door de omzet.

De winst is een belangrijke maatstaf voor de prestaties van een bedrijf. Belastingen en afschrijvingen kunnen een vertekend beeld geven van de prestaties van het bedrijf. Door de EBITDA te gebruiken kan een zuiverder beeld van winstgevendheid gegeven worden. Door te delen door de omzet wordt gecorrigeerd voor de grootte van een bedrijf.

-Return on equity (ROE), de nettowinst gedeeld door de boekwaarde van de totale activa.

De ROE is een veel gebruikte maatstaf voor investeerders om de prestaties van bedrijven te analyseren.

-Earnings per share, de nettowinst per aandeel.

Dit is een maatstaf om de winst van het bedrijf te analyseren. Gezien de relevantie van de winst is deze balanspost gekozen omdat het op een andere manier, namelijk naar de hoeveelheid uitstaande aandelen, corrigeert voor de grootte van het bedrijf.

-Employee growth %, de groei van het aantal werknemers ten opzichte van de vorige periode, uitgedrukt in procentuele groei.

Een groei in het personeelsbestand wordt vaak gelinkt aan een goede financiële situatie van een bedrijf en een inkrimping vaak als een signaal dat het financieel minder goed gaat.

-Free cash flow to Enterprise value, de vrije geldstroom gedeeld door de bedrijfswaarde.

De vrije geldstroom geeft weer hoeveel geld er daadwerkelijk in de kas bijkomt. De bedrijfswaarde is de som van de waarde van het eigen vermogen en de schuld. De vrije geldstroom is van invloed op de liquiditeit van het bedrijf en wordt daarom vaak gebruikt om de financiële gezondheid van een bedrijf te analyseren.

Om te onderzoeken welke balansposten de *probability of default* kunnen verklaren dienen twee hypothesen te worden opgesteld, de nulhypothese en de alternatieve hypothese:

H₀: balansposten van beursgenoteerde Nederlandse bedrijven kunnen de *probability of default* niet of nauwelijks verklaren.

H_a: balansposten van beursgenoteerde Nederlandse bedrijven kunnen de *probability of default* verklaren.

In dit onderzoek wordt verwacht dat er niet veel balansposten aanwezig zijn die de *probability of default* kunnen verklaren. Er zal daarom naar bewijs gezocht worden dat deze balansposten wel aanwezig zijn. Als dit bewijs niet gevonden kan worden, betekent dit niet dat deze balansposten niet aanwezig zijn, maar dat het bewijs niet gevonden is dat de nulhypothese verworpen kan worden.

Hoofdstuk 3: Data

De jaarverslagen van de bedrijven in de dataset zijn verzameld met de Bloomberg Terminal. Hiervoor is gekozen omdat de Bloomberg Terminal het computersysteem is dat internationaal wordt gebruikt binnen de financiële wereld om toegang te krijgen tot financiële gegevens. De data zijn verzameld per halfjaar van begin 2007 t/m eind 2016 (10 jaar). De data zijn vergaard vanuit het jaarverslag aan het begin van het jaar en het jaarverslag na het 2^{de} kwartaal.

Bij het bepalen van de bedrijven is gekozen voor bedrijven die (minimaal) vanaf halverwege 2006 en tot eind 2016 op de AEX genoteerd waren. De bedrijven moeten vanaf halverwege 2006 op de beurs genoteerd zijn omdat de aandelenprijs voor het bepalen van de *probability of default* van het halfjaar daarvoor geobserveerd moet worden. Van de overgebleven bedrijven zijn alle banken en andere financiële instituten niet in het onderzoek meegenomen. De reden hiervoor is dat het verdienmodel te veel afwijkt van ‘normale’ bedrijven. Daarnaast zijn de balansposten van een andere aard dan in andere sectoren.

De risicovrije rente wordt benaderd door het rendement op een langdurige staatsobligatie te nemen. In dit onderzoek is gebruik gemaakt van het rendement op een tien jaar durende Nederlandse staatsobligatie. Dit is de meest accurate benadering van de risicovrije rente in Nederland (Ernst & Young, 2014). Voor elke periode is het gemiddelde rendement van het halfjaar daarvoor berekend.

De *probabilities of default* zijn berekend door gebruik te maken van de Solver functie van Excel. De Solver functie heeft voor elke periode van elk bedrijf de marktwaarde en de volatiliteit van de bezittingen geschat. Hieronder is als voorbeeld gegeven de berekening van de *probability of default* van KPN in het eerste halfjaar van 2007:

Date	Market-Value	Total Debt	Risk-Free Rate	Daily Equity Vola	Yearly Equity Vola	Asset Value	Asset Vola	BS-Call	BS Vola	D ₁	D ₂	Objective function	DD	PD
01/01/2007	23759.75	9815	0.0419	0.0971	1.5345	31673	1.2185	23833	1.5315	1.6051	0.3866	1.32E-05	0.3866	0.3495

Figuur 4

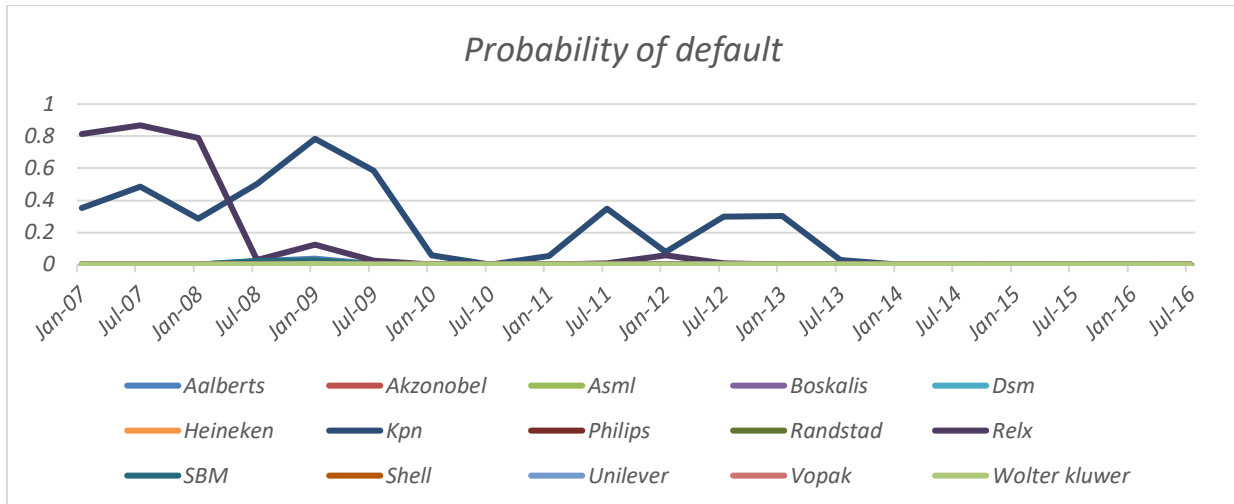
Figuur 4 is een weergave van de berekening van de *probability of default* in Excel. De marktwaarde en de totale schulden zijn uit het jaarverslag gehaald. De risicovrije rente is, zoals eerder besproken, het gemiddelde van het afgelopen halfjaar van een tien jaar durende Nederlandse staatsobligatie. De dagelijkse en de jaarlijkse volatiliteit is het gemiddelde van de aandelenkoers van de periode voor de berekening.

De *objective function* is als volgt:

$$\text{Objective function} = \left(\frac{\text{asset value}}{\text{market value}} \right) - 1 + \left(\frac{\text{asset volatility}}{\text{early equity volatility}} \right) - 1 \quad (10)$$

De Solver functie schat de *asset value* en de *asset volatility* zo in dat de *objective function* de nul benadert. De BS-call en BS-Vola geven respectievelijk de marktwaarde van de equity en de volatiliteit van de marktwaarde van de equity weer.

De *distance to default* is gelijk aan d_2 . De PD is berekend door de normale verdeling van DD te nemen, met een significantieniveau van 5%. Dit proces is door middel van een ‘solverloop’ vereenvoudigd.



Figuur 5

Wat opvalt in figuur 5 is dat het grootste gedeelte van de berekende *probabilities of default* bijna nihil is. Dit is in de lijn van de verwachting aangezien alleen de bedrijven gemeten zijn die consistent van 2006 tot 2016 op de beurs genoteerd waren. Deze bedrijven zijn dus niet failliet gegaan. Daarnaast is het economische klimaat in Nederland van een dermate hoog niveau dat beursgenoteerde bedrijven nauwelijks failliet gaan. In de afgelopen decennia is van de op de AEX genoteerde bedrijven alleen Imtech failliet gegaan (NRC, 2015). Ten tweede valt op dat de hoge *probabilities of default* zich ten tijde van de kredietcrisis of vlak daarna bevinden. Ook dit is een verwachte constatering. Tijdens de (kleinere) crisis in 2015 zijn geen pieken te vinden van de *probabilities of default*. In de regressieanalyse zal gecorrigeerd worden voor de geconstateerde tijdstrends.

Bedrijf	Datum	Marktw waarde	Schuld	Dagelijkse volatiliteit	PD
Kpn	Jan-07	23760	9815	0.097050173	0.34954664
Relx	Jan-07	15479	3175	0.191666990	0.81334378
Kpn	Jul-07	22270	11755	0.109297845	0.48390753
Relx	Jul-07	16251	3129	0.212407395	0.86750103
Kpn	Jan-08	19652	11605	0.083729141	0.28785300
Kpn	Jul-08	17795	12041	0.107154649	0.50104133
Relx	Jan-08	11927	3293	0.178022178	0.78973686
Kpn	Jan-09	16373	13429	0.152157243	0.78379335
Kpn	Jul-09	19286	13371	0.118079577	0.58364554
Kpn	Jul-11	13234	13099	0.083821200	0.34993178
Kpn	Jul-12	5319	13896	0.069698573	0.30063514
Kpn	Jan-13	6069	14022	0.070937122	0.30469083
Gemiddelde alle bedrijven	-	13059.16744	4155.92621	0.026923676	0.04572729

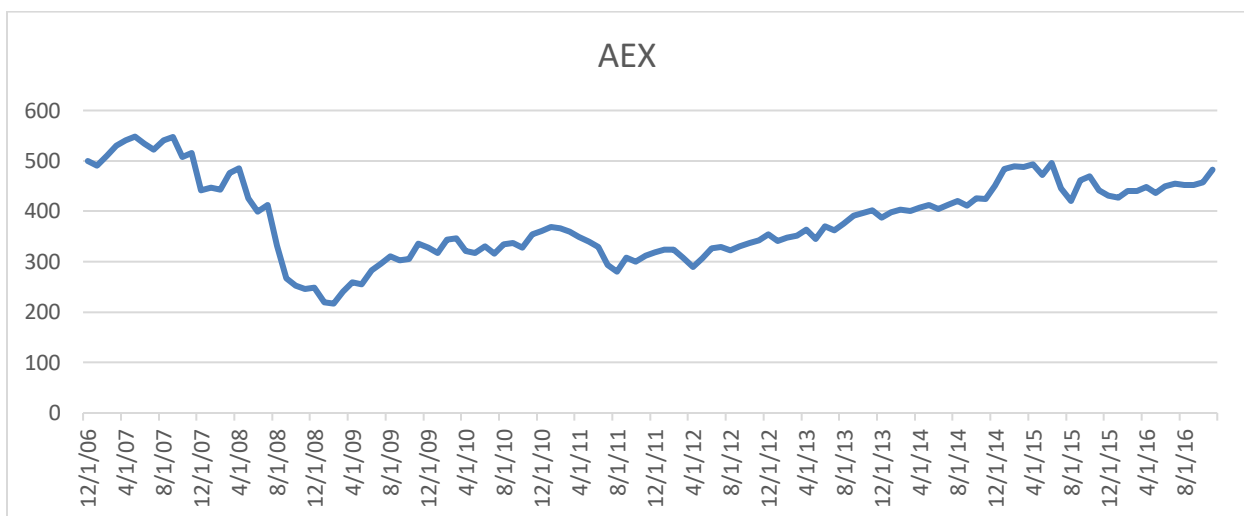
Figuur 6

Een verklaring voor de piek die te zien is bij Kpn en Relx is dat de dagelijkse volatiliteit van het aandeel tussen de 10 tot 20 keer hoger ligt dan de geconstateerde gemiddelde dagelijkse volatiliteit (figuur 6). De volatiliteit van de bezittingen wordt voor een groot gedeelte geschat op basis van de volatiliteit van het aandeel. De dagelijkse volatiliteit van de bezittingen heeft een grote invloed op het pad dat het *geometric brownian motion* van de waarde van de bezittingen volgt. Een hogere volatiliteit geeft een hogere kans dat één van de paden die de waarde van de bezittingen volgt onder de waarde van de schuld komt.

Hoofdstuk 4: Methodologie

De berekende *probabilities of default* en de data vanuit de balansposten vormen samen een panel data. De dataset heeft 300 observaties, namelijk 20 (halfjaarlijkse) periodes van 15 verschillende bedrijven. Met de dataset is in Stata een panel regressie gedaan. Economisch en statistisch gezien is het onwaarschijnlijk dat het model daadwerkelijk de kans op faillissement van beursgenoteerde Nederlandse bedrijven accuraat kan voorspellen. Om deze reden is gekozen om erop te focussen of de balansposten de *probabilities of default* kunnen verklaren. Om dit te bewerkstelligen zal gebruik gemaakt worden van *lagged* onafhankelijke variabelen. Door gebruik te maken van *lagged* onafhankelijke variabelen krijgt het model een verklarende in plaats van een voorspellende functie. Het aantal *lags* in dit onderzoek wordt gebaseerd op de *adjusted R²* van het regressiemodel. Aangezien het aantal observaties daalt met het aantal toegevoegde *lags* zullen deze alleen extra worden toegevoegd als deze de *adjusted R²* van het model significant hoger maken.

Naast de normale economische trends binnen de economie is Nederland niet ontkomen aan enkele crisisperiodes. In 2008 t/m 2011 was sprake van de huizencrisis en van half 2015 t/m half 2016 was er de China crisis. Om een verklaring te vinden van de relatie tussen de balansposten en de *probability of default* is het noodzakelijk dat het model niet beïnvloed wordt door economische trends. Om te corrigeren voor de normale economische trends en de crisisperiodes, is gekozen om dummy variabelen voor tijd in de panel regressie te verwerken. Aangezien het model al een ‘standaard’ intercept heeft zal één dummy variabele weggelaten moeten worden. Als dit niet gebeurt dan is sprake van de *dummy variabel trap*. Dit ontstaat doordat de som van de dummy variabelen gelijk is aan de intercept. Als niet één van de dummy variabelen weggehaald wordt, dan vervalt de intercept en kan Stata geen adequate berekening maken. Om de structuur binnen de modellen te behouden is gekozen om telkens de laatste periode van de dummy variabelen te laten vallen in elk model. De waarden van deze periode komt overeen met alleen de intercept (Bharath & Shumway, 2008).



Figuur 7

In figuur 7 is de koers van de AEX te zien van de periode 2007 tot eind 2016. Op de AEX zijn de 25 grootste Nederlandse beursgenoteerde weergegeven. De AEX wordt daarom in Nederland vaak beschouwd als de maatstaf van de stand van de Nederlandse economie. In de figuur is te zien dat in de weergegeven tijdsperiode sprake is van duidelijke trendverschillen tussen de jaren. Om de verklarende werking van de onafhankelijke variabelen zo goed mogelijk te filteren van trends en de crisisperiodes is gekozen om vier verschillende modellen op te stellen. Gekozen is voor vier modellen omdat de trendfactor in dit onderzoek een grote rol speelt, gezien de grote fluctuaties in de onderzochte tijdsperiodes van dit onderzoek.

Het eerste model zal geen dummy variabelen bevatten, het tweede model zal een dummy variabele hebben voor elke tijdsperiode (halfjaarlijks), het derde model zal een dummy variabele hebben per twee tijdsperiodes (jaarlijks) en het vierde model zal een dummy variabele hebben voor elke twee crisisperiodes (2008-2011 en half 2015 t/m half 2016).

Bij panel regressie wordt onderscheid gemaakt tussen *fixed* effecten en *random* effecten. Bij een *fixed* regressieanalyse vallen de predictoren en respondenten die niet over tijd variëren buiten beschouwing. Hierdoor worden alleen de data die over tijd variëren getest. De logica hierachter is dat als iets niet over tijd varieert het ook niet van invloed kan zijn. Het alternatief hiervoor is een regressie met random effecten. In Stata kan hiervoor de Random GLS-regressieanalyse gebruikt worden. Aangenomen wordt dat de data die over tijd variëren niet voor elke studie hetzelfde zijn. Bij de Random GLS-regressieanalyse wordt het vaste effect daarom geschat op basis van het gemiddelde van willekeurige effecten (Baltagi, 2005).

De keuze tussen de twee verschillende testen kan worden bepaald door de Hausman test. Als de Hausman-test een p-waarde onder het significantieniveau van 5% aangeeft betekent dit dat het *fixed* effect regressieanalyse van toepassing is (Wooldridge, 2002). Zoals in figuur 8 te zien is, heeft de test een p-waarde van 0.3505. Dit betekent dat de nulhypothese aangenomen wordt en er geen consistente verschillen bestaan tussen de coëfficiënten van de *fixed* regressieanalyse en de Random GLS-regressie. Aangenomen wordt daarom dat de Random GLS-regressie het meest geschikt is.

	Coefficients			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ASSET_TURN~R	-.033312	-.0157873	-.0175247	.041282
TOT_DEBT_T~P	-.0005891	.0014996	-.0020887	.000657
CUR_RATIO	.0328598	.0046709	.0281889	.0194508
EBITDA_TO~E	-.0001345	-.0001457	.0000112	.0002089
ROE	.0018885	.0018902	-1.71e-06	.0005351
EPS	-.0024345	-.0013136	-.001121	.0009127
EMPL_GROWTH	.0003131	-.0001228	.0004359	.0000646
FCF_TO_ENT~E	.0918832	.2706165	-.1787333	.1140947

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 8.90
 Prob>chi2 = 0.3505
 (V_b-V_B is not positive definite)

Figuur 8

The R^2 is een statistische maatstaf die weergeeft hoe dicht de datapunten bij de regressielijn liggen. De variatie van de regressielijn heeft een verklaard en een onverklaard gedeelte. De R^2 is de verklaarde variatie gedeeld door de totale variatie. Hoe dicht de R^2 bij de 100% is hoe beter het model past bij de dataset. Andersom, hoe dicht bij de 0% hoe minder het model bij de dataset past. In een panel regressie kan de totale R^2 gemeten worden maar kan ook onderscheid gemaakt worden tussen de R^2 binnen de objecten en tussen de objecten. Om modellen met elkaar te vergelijken kan een Information Criterion worden gebruikt. Stata kan deze niet berekenen voor modellen waarbij de Random GLS-regressieanalyse wordt gedaan. Een andere methode om de modellen te vergelijken is om te kijken naar de *adjusted* R^2 . De *adjusted* R^2 corrigeert de R^2 voor het aantal observaties en het aantal predictoren in een model. De *adjusted* R^2 kan Stata ook niet observeren in de Random GLS-regressieanalyse. Daarom is deze berekend aan de hand van de volgende formule (Moore & McCabe, 2011):

$$Adjusted R^2 = \frac{(1 - R^2)(n - 1)}{n - k - 1} \quad (11)$$

Hierbij is n het aantal observaties en k het aantal predictoren. De *adjusted* R^2 zal in dit onderzoek één van de maatstaven zijn om te beoordelen welk model het meest verklarend is. Het doel hierbij is om het model met de hoogste *adjusted* R^2 te realiseren.

Om te beoordelen of uit een Random GLS-regressie een significante conclusie getrokken kan worden kan naar de Chi waarde van het model gekeken worden. Om te beoordelen of uit een *Fixed* regressie analyse een significante conclusie getrokken kan worden, kan naar de F-test van het model gekeken worden. De nulhypothese van beide testen is dat de coëfficiënten binnen het model significant verschillen van nul. Als de p-waarde onder de 0.05 ligt kan geconcludeerd worden dat de nulhypothese aangenomen kan worden en het model geschikt is (Moore & McCabe, 2011).

In het model zal gebruik worden gemaakt van conventionele standaardfouten. Dit is het type standaardfout die Stata standaard gebruikt voor de Random GLS-regressie. De alternatieven zijn de (Clustered) Robust standaardfouten, de Jackknife standaardfouten en de Bootstrap standaardfouten. Bij het gebruik van de (Clustered) Robust standaardfouten geeft Stata een melding dat het model niet kloppend is. De oorzaak hiervan is een extreem lage waarde van de Wald χ^2 test. De Jackknife en de Bootstrap standaardfouten worden voornamelijk gebruikt bij datasets die vergaard zijn vanuit een steekproef van een grote populatie. Dit is in de gebruikte dataset niet van toepassing (Baltagi, 2005).

Om de hypothese te aanvaarden of af te wijzen zal dus een Random GLS-regressieanalyse met *lagged* onafhankelijke variabelen gebruikt worden. Hierbij zullen meerdere modellen met verschillende dummy variabelen voor tijd gebruikt worden. De *lag* lengte is gebaseerd op de *adjusted* R^2 . De hoogste *adjusted* R^2 wordt bereikt met een model met *lag* lengte 4. De verhouding tussen het aantal observaties en het aantal predictoren is erg hoog. Om deze reden zal ook model met *lag* lengte 1 worden weergegeven. Deze heeft weliswaar een lagere *adjusted* R^2 maar een betere verhouding tussen het aantal observaties en de predictoren.

Daarnaast valt in het kader van het onderzoek te verwachten dat de cijfers van één periode terug het meest de probability of default kunnen verklaren. Het Random GLS-regressie model in het geheel zal worden aanvaard als de F-waarde onder het gekozen significantieniveau van 0.05 valt. Om een antwoord te geven op de nulhypothese zal binnen de geschikte modellen gekeken worden welke variabelen een significante invloed hebben. Dit houdt in dat de p-waarde onder de 0.05 is (Moore & McCabe, 2011). Vervolgens zal naar een verklaring worden gezocht voor de coëfficiënt van de variabelen waaruit een conclusie kan worden getrokken in welke mate het de *probability of default* verklaart.

Hoofdstuk 5: Resultaten

Als eerste zal getest worden welke *lag* lengte het meest verklarende model verschaft. Aan het Random GLS-regressiemodel is daarom telkens een *lag* toegevoegd. Dit is gedaan op het Random GLS-regressiemodel waaraan geen dummy variabelen toegevoegd zijn.

De GLS-regressieanalyse zonder *lags* geeft de volgende waarden:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	300
Group variable: Company	Number of groups	=	15
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0168	min =		20
between = 0.6913	avg =		20.0
overall = 0.1846	max =		20
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(8)	=	37.24
	Prob > chi2	=	0.0000

Figuur 9

De algemene R^2 van het model is 0.1846. Het aantal observaties is 300 en het aantal predictoren is 8. Hieruit volgt een *adjusted* R^2 van 0.1622.

De GLS-regressieanalyse met *lag* lengte 1 geeft de volgende waarden:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	285
Group variable: Company	Number of groups	=	15
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0538	min =		19
between = 0.6960	avg =		19.0
overall = 0.2206	max =		19
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(16)	=	75.87
	Prob > chi2	=	0.0000

Figuur 10

Zoals in figuur 10 te zien, is de algemene R^2 van het model 0.2206. Het aantal observaties is met 15 gedaald naar 285 en het aantal predictoren is 16. De verhouding tussen de predictoren en het aantal observaties is hierdoor 5,61%. De *adjusted* R^2 is 0.1741. Het toevoegen van *lagged* onafhankelijke variabelen met *lag* lengte 1 heeft de *adjusted* R^2 van het model verhoogd met 0.0119. Daarom zal getest worden of het toevoegen van één *lag* het verklarende deel van het model hoger kan maken.

De GLS-regressieanalyse met *lag* lengte 2 geeft de volgende waarden:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	270
Group variable: Company	Number of groups	=	15
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.1307	min =		18
between = 0.6255	avg =		18.0
overall = 0.2666	max =		18
	Wald chi2(24)	=	89.04
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

Figuur 11

Zoals in figuur 11 te zien, is de algemene R^2 van het model 0.2666. Het aantal observaties is met 15 gedaald naar 270 en het aantal predictoren is 24. De verhouding tussen de predictoren en het aantal observaties is hierdoor 8.89%. De *adjusted* R^2 is 0.1947. Het toevoegen van *lagged* onafhankelijke variabelen met *lag* lengte 2 heeft de *adjusted* R^2 van het model verhoogd met 0.0206. Daarom zal getest worden of het toevoegen van één *lag* het verklarende deel van het model hoger kan maken.

De GLS-regressieanalyse met *lag* lengte 3 geeft de volgende waarden:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	255
Group variable: Company	Number of groups	=	15
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3135	min =		17
between = 0.5018	avg =		17.0
overall = 0.3761	max =		17
	Wald chi2(32)	=	133.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

Figuur 12

Zoals in figuur 12 te zien, is de algemene R^2 van het model 0.3761. Het aantal observaties is met 15 gedaald naar 255 en het aantal predictoren is 32. De verhouding tussen de predictoren en het aantal observaties is hierdoor 12.55%. De *adjusted* R^2 is 0.2862. Het toevoegen van *lagged* onafhankelijke variabelen met *lag* lengte 3 heeft de *adjusted* R^2 van het model verhoogd met 0.0915. Daarom zal getest worden of het toevoegen van één *lag* het verklarende deel van het model hoger kan maken.

De GLS-regressieanalyse met *lag* lengte 4 geeft de volgende waarden:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	240
Group variable: Company	Number of groups	=	15
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.4310	min =		16
between = 0.5741	avg =		16.0
overall = 0.4731	max =		16
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(40)	=	178.68
	Prob > chi2	=	0.0000

Figuur 13

Zoals in figuur 13 te zien, is de algemene R^2 van het model 0.4731. Het aantal observaties is met 15 gedaald naar 240 en het aantal predictoren is 40. De verhouding tussen de predictoren en het aantal observaties is hierdoor 16.67%. De *adjusted* R^2 is 0.3672. Het toevoegen van *lagged* onafhankelijke variabelen met *lag* lengte 4 heeft de *adjusted* R^2 van het model verhoogd met 0.0810. Daarom zal getest worden of het toevoegen van één extra *lag* het verklarende deel van het model hoger kan maken.

De GLS-regressieanalyse met *lag* lengte 5 geeft de volgende waarden:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	225
Group variable: Company	Number of groups	=	15
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.4540	min =		15
between = 0.6006	avg =		15.0
overall = 0.4970	max =		15
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(48)	=	173.91
	Prob > chi2	=	0.0000

Figuur 14

Zoals in figuur 14 te zien, is de algemene R^2 van het model 0.4970. Het aantal observaties is met 15 gedaald naar 225 en het aantal predictoren is 48. De verhouding tussen de predictoren en het aantal observaties is hierdoor 21.33%. De *adjusted* R^2 is 0.3598. Het toevoegen van *lagged* onafhankelijke variabelen met *lag* lengte 5 heeft de *adjusted* R^2 van het model verlaagd met 0.0073. Het 4-*lag* model heeft dus de hoogste *adjusted* R^2 . Het probleem met dit model is dat de verhouding tussen het aantal observaties en het aantal predictoren vrij hoog is. Zoals in de methodologie besproken zal daarom zowel het 1-*lag* model als het model 4-*lag* model worden weergegeven om een antwoord op de hypothese te geven.

Nu de *lag* lengte bepaald is, zal het model getest worden aan de hand van meerdere varianten met betrekking tot de dummy variabelen voor tijd. Op basis de *adjusted R²* zal vervolgens het beste model geanalyseerd worden om een antwoord te geven op de nulhypothese. De verschillende modellen met dummy variabelen zullen worden vergeleken op basis van een *lag* lengte van 4. Het model zonder toevoeging van dummy variabelen is te zien in figuur 11. Zoals in bijlage 1 te zien, heeft het model zonder toevoeging van dummy variabelen voor een *R²* van 0.4731 met een *adjusted R²* van 0.3672.

In bijlage 2 is het model te zien met toevoeging van dummy variabelen voor tijd per jaar (2 perioden). Door de *lag* lengte van 4 perioden zijn er geen dummy variabelen voor tijd voor de jaren 2007 en 2008. Het aantal observaties is 240 en het aantal predictoren is 47. De *adjusted R²* is 0.3640. Dit is een afname van 0.0032 t.o.v. van het model zonder toevoeging van dummy variabelen. Een verklaring hiervoor is dat het grootste gedeelte van de economische crisis is weggevallen door de gekozen *lag* lengte. Hierdoor is er minder sprake van een economische trend en heeft het toevoegen van dummy variabelen voor tijd een minimaal effect op de *adjusted R²* van het model. De verhouding tussen het aantal observaties en het aantal predictoren is wel gestegen waardoor de *adjusted R²* verlaagd is.

In bijlage 3 is het model te zien met toevoeging van dummy variabelen voor tijd per twee jaar (4 perioden). Door de *lag* lengte van 4 perioden zijn er geen dummy variabelen voor tijd voor de jaren 2007 en 2008. De *adjusted R²* is 0.3633. Dit is een daling van 0.0039 t.o.v. van het model zonder toevoeging van dummy variabelen.

In bijlage 4 is het model te zien met toevoeging van dummy variabelen voor tijd voor twee crisisperioden. De periode van 2007 t/m 2011 (6 perioden) en de periode van half 2015 tot 2016 (3 perioden) Door de *lag* lengte van 4 perioden zijn de dummy variabelen voor de eerste crisis beperkt tot 4 perioden (van de 8). De *adjusted R²* is 0.3559. Dit is een daling van 0.3559 t.o.v. van het model zonder toevoeging van dummy variabelen.

Uit het bovenstaande kan geconcludeerd worden dat het model zonder toevoeging van dummy variabelen per tijd de hoogste *adjusted R²* heeft. De verschillen zijn echter minimaal. Aangezien de *adjusted R²* in dit geval beïnvloed wordt door dummy variabelen wordt hier minder waarde aan gehecht. Daarnaast is de *adjusted R²* slechts een indicator. In het onderzoek heeft het de voorkeur om wel te corrigeren voor trendfactoren. Om deze reden zal het model geanalyseerd worden met dummy variabelen voor tijd met de hoogste *adjusted R²*. Om een antwoord te geven op de hypothese zal daarom het model in bijlage 2 verder worden geanalyseerd.

Uit bijlage 2 volgt:

Te zien is in bijlage 2 dat de ASSET_TURNOVER, de ASSET_TURNOVER_1, de ASSET_TURNOVER_2 en de ASSET_TURNOVER_4 geen significante coëfficiënt hebben. Hieruit kan aangenomen worden dat zij geen verklaring kunnen geven voor de *probability of default* in een bepaald jaar. De ASSET_TURNOVER_3 heeft een negatieve coëfficiënt van -0.11611717 met een significante p-waarde van 0.007. Dit betekent dat de *asset turnover* met lag lengte 3 een verklaring geeft voor de *probability of default* van anderhalf jaar later. Dit houdt in dat een stijging van de omzet, ten opzichte van het aantal bezittingen, een verklaring geeft voor een lagere *probability of default* van anderhalf jaar later. Een verklaring hiervoor kan zijn dat als de focus van het bedrijf te veel ligt op het hebben van een hogere omzet (en er hierdoor minder wordt gelet op de kosten) dit in de toekomst kan leiden tot een situatie waarbij het bedrijf te maken krijgt met een hogere *probability of default*.

De TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_1, de TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_3 en de TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_4 hebben geen significante coëfficiënt. Hieruit kan aangenomen worden dat zij geen verklaring kunnen geven voor de *probability of default* in een bepaald jaar. De TOT_DEBT_TO_TOT_CAP heeft een positieve coëfficiënt van 0.0023792 die een significante p-waarde heeft van 0.009. Een hogere schuld ten opzichte van het totale kapitaal verklaart een hogere *probability of default* in hetzelfde jaar. De TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_2 heeft een negatieve coëfficiënt van -.00022764 met een significante p-waarde van 0.039. Een lagere schuld t.o.v. van het totale kapitaal verklaart een lagere *probability of default* van een jaar later.

De CUR_RATIO, de CUR_RATIO_1, de CUR_RATIO_2, de CUR_RATIO_3 en de CUR_RATIO_4 hebben alle geen coëfficiënt met een significante p-waarde. Dit betekent dat de ratio van de vlottende activa gedeeld door het kort vreemd vermogen in een bepaald jaar geen verklaring geeft voor de *probability of default*.

De EBITDA_TO_REVENUE, de EBITDA_TO_REVENUE_1, de EBITDA_TO_REVENUE_2, de EBITDA_TO_REVENUE_3 en de EBITDA_TO_REVENUE_4 hebben alle geen coëfficiënt met een significante p-waarde. Dit betekent dat de winst voor rente, belastingen en afschrijvingen gedeeld door de totale omzet in een bepaald jaar geen significante verklaring geeft voor de *probability of default*.

De ROE, de ROE_1 de ROE_2 en de ROE_4 hebben geen significante coëfficiënt. Hieruit kan aangenomen worden dat zij geen verklaring kunnen geven voor de *probability of default* in een bepaald jaar. De ROE_3 heeft een positieve coëfficiënt van 0.0036668 met een significante p-waarde van 0.000. Een hoger rendement op het eigen vermogen geeft een significante verklaring voor de *probability of default* van anderhalf jaar later. Een mogelijke economische verklaring hiervoor is dat het rendement op het eigen vermogen stijgt op het moment dat een groter gedeelte gefinancierd wordt met vreemd vermogen. Het aantrekken van extra vermogen kan leiden tot een hogere kans op faillissement.

De EPS, de EPS _1, de EPS _2, de EPS _3 en de EPS _4 hebben alle geen coëfficiënt met een significante p-waarde. Dit betekent dat de winst per aandeel in een bepaald jaar geen significante verklaring geeft voor de *probability of default*.

De EMPLOY_GROWTH, de EMPLOY_GROWTH_1 en de EMPLOY_GROWTH_4 hebben geen significante coëfficiënt. EMPLOY_GROWTH_2 heeft een negatieve coëfficiënt van -.002207 met een significante p-waarde van 0.002. Een procentuele groei in het aantal werknemers geeft een verklaring voor een lagere *probability of default* van één jaar later. De EMPLOY_GROWTH_3 heeft een positieve coëfficiënt van 0.003522 met een significante p-waarde van 0.000. Een groei van het aantal werknemers kan een hogere *probability of default* anderhalf jaar later verklaren. Deze constatering is enigszins tegenstrijdig aangezien geen economische verklaring gevonden kan worden voor het feit dat de werknemersgroei van anderhalf jaar geleden en twee jaar geleden een tegenovergesteld effect hebben op de *probability of default*. Wel moet in ogenschouw worden genomen dat het gaat om procentuele groei met een lage coëfficiënt waardoor het effect op de *probability of default* laag is.

De FCF_TO_ENTERPRISE_VALUE, de FCF_TO_ENTERPRISE_VALUE_1, de FCF_TO_ENTERPRISE_VALUE_2, de FCF_TO_ENTERPRISE_VALUE_3 en de fcf_to_enterprise_value_4 hebben alle geen coëfficiënt met een significante p-waarde. Dit betekent dat de vrije kasstroom gedeeld door de bedrijfswaarde in een bepaald jaar geen significante verklaring geeft voor de *probability of default*.

Het 4-lag model heeft een dermate hoge verhouding tussen het aantal predictoren en het aantal observaties dat dit model minder betrouwbaar is. Om deze reden wordt ook het 1-lag model geanalyseerd. Om de modellen goed met elkaar te kunnen vergelijken zullen ook dummy variabelen voor tijd per 1 jaar (2 perioden) worden toegevoegd. Zoals in bijlage 5 te zien, is alleen de coëfficiënt van de ROE significant. Deze heeft een significantieniveau van 0.024 met een positieve coëfficiënt van 0.002090. Dit wijkt af van het 4-lag model waarin de coëfficiënt van ROE niet significant is. In het 4-lag model is wel de coëfficiënt van ROE_3 significant. In beide modellen is de coëfficiënt positief. Een ander verschil is dat TOT_DEBT_TO_CAP in het 1-lag model geen significante coëfficiënt heeft. In het 4-lag model heeft deze wel een significante coëfficiënt. Wat overeenkomt in de beide modellen is dat de overige onafhankelijke variabelen alle geen significante coëfficiënt hebben.

Hoofdstuk 6: Conclusie

In dit onderzoek is gekeken welke cijfers in gepubliceerde jaarcijfers van Nederlandse beursgenoteerde de *probability of default* van bedrijven kunnen verklaren. Hierbij is gekozen om de bedrijven te analyseren die de laatste tien jaar onafgebroken AEX genoteerd waren. Daarbij zijn de banken en financiële instellingen eruit gefilterd aangezien de balansposten van banken dermate verschillen van andere bedrijven dat het economisch niet relevant is om deze in het onderzoek te betrekken. Vanuit de gepubliceerde cijfers zijn telkens de halfjaarlijkse gegevens verzameld. De *probability of default* is berekend met behulp van het KMV-Merton model. Dit model beschouwt de marktwaarde van het eigen vermogen van een bedrijf als een European call-optie op de bezittingen. Als de waarde van het eigen vermogen onder de waarde van de schuld komt, dan kan het bedrijf in staat van faillissement geraken. De afstand hiertussen is de *distance to default*. Dit is het aantal standaarddeviaties dat de waarde van het eigen vermogen verwijderd is van de waarde van de schuld. Vanuit een cumulatief normale verdeling (met een significantieniveau van 5%) kan vervolgens de *probability of default* worden geschat.

Om een antwoord te kunnen geven over de relatie tussen het KMV-Merton model en gepubliceerde jaarcijfers is de volgende onderzoeksvraag gebruikt:

Kunnen balansposten in gepubliceerde cijfers van Nederlandse (beursgenoteerde) de met het KMV- Merton model berekende probability of default verklaren?

De nulhypothese is: balansposten van beursgenoteerde Nederlandse bedrijven kunnen de *probability of default* niet of nauwelijks verklaren. De alternatieve hypothese is: balansposten van beursgenoteerde Nederlandse bedrijven kunnen de *probability of default* verklaren. De nulhypothese wordt verworpen als er variabelen zijn waarvan het significantieniveau van de coëfficiënt lager is dan 0.05. Om de hypothese aan te nemen of te verwerpen is gebruik gemaakt van een Random GLS-regressie met een *lag* lengte van vier perioden (twee jaar) en van één periode (halfjaar). Het 4-*lag* model is gekozen door de *adjusted R²* van de modellen met verschillende *lag* lengte te vergelijken. Aangezien het model een hoge verhouding heeft tussen het aantal predictoren en het aantal observaties gaat de betrouwbaarheid van het model achteruit. Om deze reden is ook het 1-*lag* model geanalyseerd.

Om te corrigeren voor trendeffecten zijn aan de modellen verschillende dummy's voor tijd toegevoegd (per periode, per twee perioden en voor twee crisisperioden). Het model met dummy's voor tijd per periode (halfjaar) heeft de hoogste *adjusted R²* en is daarom gebruikt om de hypothese te verwerpen of aan te nemen. Hierbij zijn de volgende balansposten als onafhankelijke variabelen gebruikt: *asset turnover*, *total debt to total capital*, *current ratio*, *ebitda to revenue*, *return on interest (ROE)*, *earnings per share (EPS)*, *employee growth%* en *free cash flow to enterprise value*. Deze balansposten zijn gekozen omdat ze corrigeren voor de grootte van bedrijven. Dit is nodig aangezien de grootte van een bedrijf van invloed is op de *probability of default*.

In het 4-lag model hadden de *total debt to total capital*, de *total debt to total capital* met lag lengte 2, de return on interest met lag lengte 3 en de *employee growth* met lag lengte 2 en 3 een significante coëfficiënt. Dit betekent dat slechts 12,5% van de onafhankelijke variabelen een verklaring geven voor de *probability of default*. De waarden van de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen zijn over het algemeen wel verklaarbaar vanuit een economische beredenering. Het is echter niet economisch verklaarbaar waarom de ene periode wel een significante verklaring geeft voor de *probability of default* en de andere lags van dezelfde variabele geen verklaring kunnen geven. Vergeleken met het 1-lag model viel een verschil op tussen de significantie van de ROE en de TOT_DEBT_TO_TOT_CAP. De ROE had in het 4-lag model geen significante coëfficiënt maar in het 1-lag model wel. De TOT_DEBT_TO_TOT_CAP had juist in het 4-lag model een significante coëfficiënt maar in het 1-lag model niet. Tussen de overige variabelen was geen verschil in de modellen. Dit betekent dat in het 1-lag model slechts 6,25% van de onafhankelijke variabelen een verklaring geven voor de *probability of default*.

Uit deze constatering kan worden geconcludeerd dat maar een beperkt aantal onafhankelijke variabelen de *probability of default* verklaren. Op basis van beide modellen en de vergelijking hiertussen kan de conclusie worden getrokken dat de balansposten van gepubliceerde cijfers van Nederlandse beursgenoteerde bedrijven de met het KMV-Merton model berekende *probability of default* niet of nauwelijks verklaren. De nulhypothese wordt daarom aangenomen.

Een verklaring voor het aannemen van de nulhypothese is dat het zelden voorkomt dat Nederlandse beursgenoteerde bedrijven failliet gaan. Hierdoor zijn de verschillen tussen de *probabilities of default* in de dataset gemiddeld gezien niet groot. Het is daarom moeilijker om variabelen te vinden die de minimale veranderingen in de *probability of default* significant kunnen verklaren. De focus op het analyseren van alleen Nederlandse beursgenoteerde bedrijven is daardoor gebleken één van de zwakheden van dit onderzoek te zijn.

In verder onderzoek zou gezocht kunnen worden naar bedrijven die daadwerkelijk failliet zijn verklaard. Gezien de beschikbare data van faillissement in Nederland is dit onderzoek op nationaal niveau niet haalbaar. Dit zou op continentaal of mondiaal niveau moeten plaatsvinden. Geconstateerd is dat er wel (een beperkt) aantal variabelen is die de *probability of default* verklaren. Een onderzoek met data van daadwerkelijk failliete bedrijven zou kunnen leiden tot meer balansposten die de *probability of default* significant kunnen verklaren. Hierbij moet wel in acht genomen dat, zeker op mondiaal niveau, de trendverschillen tussen bedrijven en landen sterk verschillen.

Literatuurlijst

- Baltagi, B. H. (2005). *Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Bank for International Settlements. (2005). *An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions*. Basel: Bank for International Settlements: Press & Communications.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2018, juli 7). www.bis.org.
- Bharath, S. T., & Shumway, T. (2008). Forecasting Default with the KMV-Merton Model. *The Review of Financial Studies*, 1339–1369.
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 637-654.
- Catty, J. P. (2010). *Wiley Guide to Fair Value Under IFRS: International Financial Reporting Standards*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Charitou, A., Dionysiou, D., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2013). Alternative bankruptcy prediction models using option-pricing theory. *Journal of Banking & Finance*, 2329-2341.
- Ernst & Young. (2014, December 31). *Estimating risk-free rates for valuations*. Retrieved from www.ey.com: [http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/EY-estimating-risk-free-rates-for-valuations/\\$FILE/EY-estimating-risk-free-rates-for-valuations.pdf](http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/EY-estimating-risk-free-rates-for-valuations/$FILE/EY-estimating-risk-free-rates-for-valuations.pdf)
- Financieel dagblad. (2018, januari 11). www.fd.nl. Retrieved from <https://fd.nl/economie-politiek/1235593/faillissementen-in-2017-laagst-sinds-2000>
- Lu, Y. S. (2008, July 9). *Default Forecasting in KMV*. Retrieved from eprints.maths.ox.ac.uk: <http://eprints.maths.ox.ac.uk/713/>
- Merton, R. C. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*, 449-470.
- Moore, D., & McCabe, G. (2011). *The Practice of Statistics for Business and Economics*. New York: W.H. Freeman & Co Ltd.
- NRC. (2015, August 13). www.nrc.nl. Retrieved from <https://www.nrc.nl/nieuws/2015/08/13/het-ooit-zo-succesvolle-imtech-is-failliet-in-vijf-minuten-bijgepraat-a1414002>
- Paudel, Y. (2018, Juli 5). www.beta.vu.nl. Retrieved from https://beta.vu.nl/nl/Images/werkstuk-paudel_tcm235-91410.pdf
- Tude, M., & Young, G. (2003). *A Merton-model approach to assessing the default risk of UK public companies*. London: Bank of England.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts : MIT Press.

Bijlagen/appendix

Bijlage 1

```

Random-effects GLS regression                               Number of obs   =       240
Group variable: Company                                   Number of groups =       15

R-sq:                                                     Obs per group:
  within = 0.4310                                         min =           16
  between = 0.5741                                       avg =          16.0
  overall = 0.4731                                       max =           16

Wald chi2(40) = 178.68
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                               Prob > chi2    = 0.0000
  
```

PD	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ASSET_TURNOVER	.043478	.0574569	0.76	0.449	-.0691355	.1560916
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP	.0021061	.0008957	2.35	0.019	.0003505	.0038616
CUR_RATIO	.0117196	.0193232	0.61	0.544	-.0261531	.0495923
EBITDA_TO_REVENUE	.0000887	.0001946	0.46	0.649	-.0002927	.00047
ROE	.000783	.0009333	0.84	0.402	-.0010463	.0026122
EPS	-.0003979	.0037739	-0.11	0.916	-.0077947	.0069989
EMPL_GROWTH	-.0005677	.000439	-1.29	0.196	-.0014281	.0002928
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE	.0572675	.1804905	0.32	0.751	-.2964873	.4110223
ASSET_TURNOVER_1	.1088701	.0667077	1.63	0.103	-.0218747	.2396148
ASSET_TURNOVER_2	-.0544222	.0460325	-1.18	0.237	-.1446443	.0357998
ASSET_TURNOVER_3	-.1106793	.0424709	-2.61	0.009	-.1939207	-.027438
ASSET_TURNOVER_4	.0108373	.0345398	0.31	0.754	-.0568594	.078534
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_1	.0012384	.0010621	1.17	0.244	-.0008434	.0033201
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_2	-.0019467	.001084	-1.80	0.073	-.0040713	.0001779
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_3	-.000019	.0009726	-0.20	0.845	-.0020962	.0017161
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_4	-.0001947	.0006501	-0.30	0.765	-.001469	.0010795
CUR_RATIO_1	-.0056393	.0227666	-0.25	0.804	-.0502609	.0389823
CUR_RATIO_2	-.0092943	.0232705	-0.40	0.690	-.0549036	.0363151
CUR_RATIO_3	-.0140397	.0220752	-0.64	0.525	-.0573064	.029227
CUR_RATIO_4	.0267317	.0173996	1.54	0.124	-.0073708	.0608343
EBITDA_TO_REVENUE_1	-3.58e-06	.0001745	-0.02	0.984	-.0003456	.0003385
EBITDA_TO_REVENUE_2	-.0000639	.0001942	-0.33	0.742	-.0004445	.0003166
EBITDA_TO_REVENUE_3	-.0000592	.0001888	-0.31	0.754	-.0004293	.0003109
EBITDA_TO_REVENUE_4	-.0000506	.0002096	-0.24	0.809	-.0004615	.0003602
ROE_1	-.001809	.0011645	-1.55	0.120	-.0040914	.0004735
ROE_2	.0001669	.0009754	0.17	0.864	-.0017449	.0020787
ROE_3	.0036121	.000867	4.17	0.000	.0019127	.0053114
ROE_4	-.0006027	.0006339	-0.95	0.342	-.0018452	.0006397
EPS_1	.0044085	.0043025	1.02	0.306	-.0040241	.0128412
EPS_2	.000056	.0043423	0.13	0.897	-.0079508	.0090708
EPS_3	-.000987	.0021265	-0.46	0.643	-.0051549	.0031809
EPS_4	-.0012813	.0020526	-0.62	0.532	-.0053043	.0027418
EMPL_GROWTH_1	.0004133	.0006482	0.64	0.524	-.0008571	.0016836
EMPL_GROWTH_2	-.0022109	.0007106	-3.11	0.002	-.0036037	-.000818
EMPL_GROWTH_3	.0035765	.0006749	5.30	0.000	.0022538	.0048992
EMPL_GROWTH_4	-.0010821	.0004692	-2.31	0.021	-.0020017	-.0001624
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_1	-.1549832	.1565191	-0.99	0.322	-.461755	.1517887
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_2	-.0832653	.1712603	-0.49	0.627	-.4189294	.2523987
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_3	.245243	.1480323	1.66	0.098	-.044895	.535381
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_4	.0784325	.1482844	0.53	0.597	-.2121996	.3690646
_cons	-.0793048	.0320293	-2.48	0.013	-.1420811	-.0165285
sigma_u	0					
sigma_e	.04968106					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Bijlage 2

Random-effects GLS regression
 Group variable: Company

Number of obs = 240
 Number of groups = 15

R-sq:
 within = 0.4548
 between = 0.5711
 overall = 0.4890

Obs per group:
 min = 16
 avg = 16.0
 max = 16

Wald chi2(47) = 183.76
 Prob > chi2 = 0.0000

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

PD	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ASSET_TURNOVER	.0771992	.0609952	1.27	0.206	-.0423491	.1967475
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP	.0023792	.0009148	2.60	0.009	.0005862	.0041723
CUR_RATIO	.0133362	.0196176	0.68	0.497	-.0251136	.051786
EBITDA_TO_REVENUE	.0000242	.0002021	0.12	0.905	-.0003718	.0004202
ROE	.0006242	.0009544	0.65	0.513	-.0012465	.0024949
EPS	-.0002412	.0038079	-0.06	0.949	-.0077046	.0072222
EMPL_GROWTH	-.0005302	.0004479	-1.18	0.237	-.001408	.0003476
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE	.0275512	.1829366	0.15	0.880	-.3309979	.3861002
ROE_1	-.0014702	.0011914	-1.23	0.217	-.0038053	.0008649
ROE_2	.0001335	.0009816	0.14	0.892	-.0017905	.0020574
ROE_3	.003423	.0008947	3.83	0.000	.0016694	.0051767
ROE_4	-.0006004	.0006539	-0.92	0.358	-.001882	.0006811
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_1	.0007131	.0011191	0.64	0.524	-.0014804	.0029065
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_2	-.0022764	.0011038	-2.06	0.039	-.0044398	-.0001129
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_3	-.0000942	.001002	-0.09	0.925	-.002058	.0018697
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_4	.00021	.0006975	0.30	0.763	-.0011571	.0015771
EBITDA_TO_REVENUE_1	.0000606	.0001809	0.34	0.737	-.0002939	.0004151
EBITDA_TO_REVENUE_2	-.0000113	.0001994	-0.06	0.955	-.0004021	.0003794
EBITDA_TO_REVENUE_3	-.0001266	.0001958	-0.65	0.518	-.0005104	.0002572
EBITDA_TO_REVENUE_4	-.0000038	.0002128	-0.18	0.858	-.0004551	.000379
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_1	-.1317528	.1586537	-0.83	0.406	-.4427084	.1792028
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_2	-.0536377	.1738486	-0.31	0.758	-.3943748	.2870993
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_3	.2172346	.1498473	1.45	0.147	-.0764607	.5109299
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_4	.0783242	.1506727	0.52	0.603	-.2169888	.3736372
ASSET_TURNOVER_1	.0784016	.0704237	1.11	0.266	-.0596262	.2164294
ASSET_TURNOVER_2	-.0754069	.0483532	-1.56	0.119	-.1701773	.0193636
ASSET_TURNOVER_3	-.0993385	.044442	-2.24	0.025	-.1864432	-.0122338
ASSET_TURNOVER_4	.0140625	.0360361	0.39	0.696	-.0565669	.0846919
EPS_1	.0047334	.0043415	1.09	0.276	-.0037757	.0132426
EPS_2	.0002281	.0043731	0.05	0.958	-.008343	.0087991
EPS_3	-.0016025	.0021618	-0.74	0.459	-.0058396	.0026345
EPS_4	-.0014718	.0020836	-0.71	0.480	-.0055556	.002612
CUR_RATIO_1	-.0060263	.0231847	-0.26	0.795	-.0514675	.0394149
CUR_RATIO_2	-.0093244	.0236595	-0.39	0.694	-.0556962	.0370474
CUR_RATIO_3	-.0118416	.0223014	-0.53	0.595	-.0555515	.0318683
CUR_RATIO_4	.0208375	.0178567	1.17	0.243	-.0141609	.0558359
EMPL_GROWTH_1	.0003522	.0006521	0.54	0.589	-.0009259	.0016303
EMPL_GROWTH_2	-.0022398	.0007186	-3.12	0.002	-.0036482	-.0008313
EMPL_GROWTH_3	.0036181	.0006867	5.27	0.000	.0022721	.004964
EMPL_GROWTH_4	-.0010784	.0004752	-2.27	0.023	-.0020098	-.0001471
dummy_09	.0311275	.0192893	1.61	0.107	-.0066788	.0689338
dummy_10	-.0047203	.0177557	-0.27	0.790	-.0395208	.0300803
dummy_11	.0091808	.0166435	0.55	0.581	-.0234398	.0418015
dummy_12	-.0093081	.0166614	-0.56	0.576	-.041964	.0233477
dummy_13	.0036467	.0166427	0.22	0.827	-.0289724	.0362659
dummy_14	-.0001195	.0158747	-0.01	0.994	-.0312334	.0309943
dummy_15	-.0057949	.0156154	-0.37	0.711	-.0364005	.0248108
_cons	-.0708532	.03443	-2.06	0.040	-.1383348	-.0033716
sigma_u	0					
sigma_e	.04896704					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Bijlage 3

Random-effects GLS regression
 Group variable: Company

Number of obs = 240
 Number of groups = 15

R-sq:
 within = 0.4349
 between = 0.5814
 overall = 0.4778

Obs per group:
 min = 16
 avg = 16.0
 max = 16

Wald chi2(43) = 179.36
 Prob > chi2 = 0.0000

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

PD	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ASSET_TURNOVER	.043266	.0583285	0.74	0.458	-.0710557	.1575878
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP	.0021971	.0009058	2.43	0.015	.0004217	.0039725
CUR_RATIO	.0118236	.019467	0.61	0.544	-.0263311	.0499783
EBITDA_TO_REVENUE	.0000872	.0001965	0.44	0.657	-.0002979	.0004723
ROE	.0007049	.0009427	0.75	0.455	-.0011427	.0025525
EPS	-.0005092	.0037991	-0.13	0.893	-.0079553	.0069369
EMPL_GROWTH	-.0006084	.000445	-1.37	0.172	-.0014806	.0002638
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE	.0582083	.1815836	0.32	0.749	-.2976891	.4141057
ROE_1	-.0017427	.0011738	-1.48	0.138	-.0040433	.0005578
ROE_2	.000159	.0009791	0.16	0.871	-.00176	.0020781
ROE_3	.0036819	.0008743	4.21	0.000	.0019682	.0053956
ROE_4	-.000727	.0006488	-1.12	0.262	-.0019986	.0005446
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_1	.0011347	.0010711	1.06	0.289	-.0009647	.0032341
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_2	-.0020014	.0010908	-1.83	0.067	-.0041394	.0001366
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_3	-.0003556	.0009869	-0.36	0.719	-.0022898	.0015786
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_4	.0000178	.0006727	0.03	0.979	-.0013007	.0013363
EBITDA_TO_REVENUE_1	-.0000171	.0001762	-0.10	0.923	-.0003624	.0003281
EBITDA_TO_REVENUE_2	-.0000746	.000195	-0.38	0.702	-.0004567	.0003075
EBITDA_TO_REVENUE_3	-.0000416	.0001908	-0.22	0.827	-.0004156	.0003324
EBITDA_TO_REVENUE_4	-.0000405	.0002118	-0.19	0.848	-.0004558	.0003747
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_1	-.1564997	.1574301	-0.99	0.320	-.465057	.1520576
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_2	-.0946641	.1726338	-0.55	0.583	-.4330202	.243692
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_3	.2401313	.1488653	1.61	0.107	-.0516392	.5319019
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_4	.094278	.1498784	0.63	0.529	-.1994782	.3880342
ASSET_TURNOVER_1	.115257	.0675047	1.71	0.088	-.0170499	.2475638
ASSET_TURNOVER_2	-.0530564	.0463386	-1.14	0.252	-.1438784	.0377656
ASSET_TURNOVER_3	-.1161464	.0434088	-2.68	0.007	-.201226	-.0310668
ASSET_TURNOVER_4	.0074462	.0351242	0.21	0.832	-.0613959	.0762884
EPS_1	.004752	.0043292	1.10	0.272	-.0037331	.0132371
EPS_2	.0006417	.0043668	0.15	0.883	-.0079171	.0092006
EPS_3	-.0012744	.0021513	-0.59	0.554	-.0054908	.002942
EPS_4	-.001353	.0020783	-0.65	0.515	-.0054263	.0027204
CUR_RATIO_1	-.0025473	.0229637	-0.11	0.912	-.0475554	.0424607
CUR_RATIO_2	-.0103548	.0233741	-0.44	0.658	-.0561672	.0354576
CUR_RATIO_3	-.0130938	.0222191	-0.59	0.556	-.0566425	.0304548
CUR_RATIO_4	.0232861	.0176707	1.32	0.188	-.0113478	.05792
EMPL_GROWTH_1	.0004247	.0006505	0.65	0.514	-.0008503	.0016998
EMPL_GROWTH_2	-.002193	.0007164	-3.06	0.002	-.0035971	-.000789
EMPL_GROWTH_3	.0035125	.000679	5.17	0.000	.0021816	.0048434
EMPL_GROWTH_4	-.0010778	.0004719	-2.28	0.022	-.0020028	-.0001529
dummy_0910	.0155266	.012122	1.28	0.200	-.0082321	.0392852
dummy_1112	.0028246	.012018	0.24	0.814	-.0207302	.0263794
dummy_1314	.0051316	.0114982	0.45	0.655	-.0174043	.0276676
_cons	-.0808192	.0331802	-2.44	0.015	-.1458512	-.0157872
sigma_u	0					
sigma_e	.04968313					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Bijlage 4

```

Random-effects GLS regression              Number of obs   =       240
Group variable: Company                   Number of groups =        15

R-sq:                                     Obs per group:
    within = 0.4348                        min =           16
    between = 0.5820                       avg =           16.0
    overall = 0.4779                       max =           16

Wald chi2(42) =       180.36
Prob > chi2    =       0.0000

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

```

PD	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ASSET_TURNOVER	.0423085	.0575353	0.74	0.462	-.0704586	.1550756
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP	.0021798	.0008986	2.43	0.015	.0004186	.0039409
CUR_RATIO	.0125802	.0195078	0.64	0.519	-.0256543	.0508147
EBITDA_TO_REVENUE	.0000862	.0001953	0.44	0.659	-.0002966	.0004689
ROE	.0007067	.0009354	0.76	0.450	-.0011267	.0025401
EPS	-.0002922	.0037902	-0.08	0.939	-.0077208	.0071364
EMPL_GROWTH	-.0006222	.0004428	-1.41	0.160	-.00149	.0002456
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE	.0556432	.1806174	0.31	0.758	-.2983604	.4096467
ROE_1	-.0017506	.001166	-1.50	0.133	-.004036	.0005348
ROE_2	.0001573	.0009762	0.16	0.872	-.0017561	.0020707
ROE_3	.0036668	.0008684	4.22	0.000	.0019648	.0053687
ROE_4	-.0007077	.0006398	-1.11	0.269	-.0019616	.0005462
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_1	.0011337	.0010654	1.06	0.287	-.0009545	.0032218
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_2	-.0019943	.0010853	-1.84	0.066	-.0041215	.0001328
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_3	-.0003508	.0009804	-0.36	0.721	-.0022724	.0015708
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_4	.0000185	.0006697	0.03	0.978	-.001294	.001331
EBITDA_TO_REVENUE_1	-.0000128	.0001756	-0.07	0.942	-.000357	.0003314
EBITDA_TO_REVENUE_2	-.000077	.0001945	-0.40	0.692	-.0004582	.0003043
EBITDA_TO_REVENUE_3	-.0000439	.0001899	-0.23	0.817	-.0004162	.0003284
EBITDA_TO_REVENUE_4	-.0000392	.0002104	-0.19	0.852	-.0004516	.0003731
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_1	-.1562649	.1569488	-1.00	0.319	-.4638789	.1513491
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_2	-.098157	.1716879	-0.57	0.568	-.4346591	.2383452
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_3	.2421849	.1481733	1.63	0.102	-.0482294	.5325992
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_4	.0955385	.149307	0.64	0.522	-.1970978	.3881748
ASSET_TURNOVER_1	.1154821	.0672189	1.72	0.086	-.0162644	.2472287
ASSET_TURNOVER_2	-.0524466	.0460827	-1.14	0.255	-.142767	.0378737
ASSET_TURNOVER_3	-.1161117	.0428235	-2.71	0.007	-.2000443	-.0321791
ASSET_TURNOVER_4	.0074229	.0349757	0.21	0.832	-.0611282	.075974
EPS_1	.0046746	.0043089	1.08	0.278	-.0037706	.0131198
EPS_2	.0006054	.0043485	0.14	0.889	-.0079175	.0091284
EPS_3	-.0013115	.0021428	-0.61	0.540	-.0055114	.0028883
EPS_4	-.0013996	.0020591	-0.68	0.497	-.0054355	.0026363
CUR_RATIO_1	-.0026342	.0228944	-0.12	0.908	-.0475064	.0422379
CUR_RATIO_2	-.0113376	.0234354	-0.48	0.629	-.0572702	.034595
CUR_RATIO_3	-.0133504	.0220913	-0.60	0.546	-.0566486	.0299477
CUR_RATIO_4	.0236526	.0175655	1.35	0.178	-.0107751	.0580803
EMPL_GROWTH_1	.0004393	.0006497	0.68	0.499	-.000834	.0017126
EMPL_GROWTH_2	-.002207	.0007148	-3.09	0.002	-.0036079	-.000806
EMPL_GROWTH_3	.003522	.0006773	5.20	0.000	.0021946	.0048495
EMPL_GROWTH_4	-.0010794	.0004705	-2.29	0.022	-.0020015	-.0001574
dummy_cris1	.0114307	.010505	1.09	0.277	-.0091588	.0320202
dummy_cris2	-.0053316	.0107795	-0.49	0.621	-.026459	.0157958
_cons	-.0761974	.0321531	-2.37	0.018	-.1392163	-.0131784
sigma_u	0					
sigma_e	.04956642					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Bijlage 5

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =       285
Group variable: Company                    Number of groups =       15

R-sq:                                       Obs per group:
  within = 0.1231                          min =          19
  between = 0.7081                         avg =         19.0
  overall = 0.2755                         max =          19

Wald chi2(25) =       98.50
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2     =       0.0000

```

PD	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ASSET_TURNOVER	.0431694	.0491592	0.88	0.380	-.0531809	.1395196
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP	.0020231	.0010461	1.93	0.053	-.0000273	.0040735
CUR_RATIO	-.0075533	.0244102	-0.31	0.757	-.0553964	.0402899
EBITDA_TO_REVENUE	-.0001119	.0001635	-0.68	0.494	-.0004323	.0002085
ROE	.0020896	.0009234	2.26	0.024	.0002797	.0038995
EPS	-.0027463	.0028999	-0.95	0.344	-.0084301	.0029374
EMPL_GROWTH	.0001844	.000503	0.37	0.714	-.0008015	.0011704
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE	.1912776	.1365932	1.40	0.161	-.0764402	.4589954
ROE_1	-.0002166	.0009207	-0.24	0.814	-.0020212	.001588
TOT_DEBT_TO_TOT_CAP_1	-.0003106	.0009887	-0.31	0.753	-.0022484	.0016273
FCF_TO_ENTERPRISEVALUE_1	.2210007	.1342206	1.65	0.100	-.0420668	.4840682
EBITDA_TO_REVENUE_1	-.0000351	.0001704	-0.21	0.837	-.0003691	.0002989
ASSET_TURNOVER_1	-.0567303	.0480164	-1.18	0.237	-.1508406	.0373801
EPS_1	-.0028233	.0029622	-0.95	0.341	-.0086291	.0029826
CUR_RATIO_1	.0217699	.0232865	0.93	0.350	-.0238709	.0674106
EMPL_GROWTH_1	-.0007916	.0005005	-1.58	0.114	-.0017725	.0001894
dummy_07	.0873061	.0321791	2.71	0.007	.0242363	.1503759
dummy_08	.0464778	.0266292	1.75	0.081	-.0057144	.0986701
dummy_09	.0632112	.0253585	2.49	0.013	.0135094	.1129129
dummy_10	-.008007	.0248873	-0.32	0.748	-.0567852	.0407712
dummy_11	.0083783	.0248675	0.34	0.736	-.0403611	.0571178
dummy_12	.0181449	.0248519	0.73	0.465	-.030564	.0668538
dummy_13	.022542	.024872	0.91	0.365	-.0262062	.0712902
dummy_14	.0069882	.024401	0.29	0.775	-.0408369	.0548132
dummy_15	.0094297	.0244609	0.39	0.700	-.0385128	.0573723
_cons	-.1055311	.0384728	-2.74	0.006	-.1809364	-.0301257
sigma_u	0					
sigma_e	.08822295					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				