

VOORSPELBAARHEID VAN INSOLVENTIE

*door Drs. R. A. I. van Frederikslust**

1 Inleiding

In dit rapport is een model ontwikkeld waarmee ernstige financiële moeilijkheden (insolventie) van ondernemingen voorspeld kunnen worden. Onder insolventie verstaan we die situatie waarbij een onderneming niet op tijd aan haar financiële verplichtingen kan voldoen.

Insolventie treedt veelal op in een crisissituatie tengevolge van een sterk teruglopen van de vraag. Zo'n teruggang kan veroorzaakt worden door een recessie, het verlies van een belangrijke afnemer, het wegvallen van een grondstof, slecht management etc.

Aan sommige insolvente ondernemingen wordt surséance van betaling verleend en ze worden gereorganiseerd, voor andere komt de hulp niet of te laat zodat ze failliet gaan. De mogelijkheid om insolventie te kunnen voorspellen is belangrijk voor de onderneming en voor haar financiers. Een tijdige signalering van dit probleem stelt hen in staat om preventieve maatregelen te nemen, bijvoorbeeld door het beleid te veranderen, de financiële structuur te reorganiseren, of zelfs te besluiten tot liquidatie om verdere verliezen te voorkomen. Ook vanuit een maatschappelijk gezichtspunt is de mogelijkheid om dergelijke problemen te kunnen voorspellen van belang omdat die een indicatie zijn van misallocaties van middelen.¹⁾

Een veronderstelling die in deze studie gemaakt wordt is dat de kans op insolventie is af te lezen uit een beperkt aantal zuiver financiële grootheden resp. verhoudingen (ratio's) uit de jaarrekening van de onderneming. Hoewel een onderneming door velerlei oorzaken insolvent kan worden zijn de ontwikkelingen in bepaalde ratio's op te vatten als algemene indicatoren van haar gezondheidstoestand. Indien in deze grootheden een verslechtering optreedt kan dat worden opgevat als een symptoom van dieper liggende moeilijkheden. Bij een toetsing aan empirische gegevens betreffende Nederlandse beursondernemingen (waarover later meer) bleek deze hypothese consistent met de betrokken feiten.

Er zijn reeds diverse pogingen gedaan, vooral in de Verenigde Staten om aan de hand van financiële gegevens te komen tot een uitspraak over de kans op het voortbestaan van een onderneming. Uit deze onderzoeken is gebleken dat met behulp van geavanceerde statistische technieken met een geselecteerde groep van ratio's het faillissement van een onderneming enkele jaren tevoren met succes voorspeld kan worden.

Een belangrijk bezwaar dat aan deze onderzoeken kleeft is evenwel dat de auteurs bij het ontwikkelen van hun model niet zijn uitgegaan van een toetsbare theorie. Bij de voorselectie werden ratio's gekozen omdat zij ofwel populair waren in de literatuur danwel goede voorspellers bleken te zijn in

* De auteur is Prof. Dr. A. P. J. Abrahamse, Prof. Dr. A. I. Diepenhorst en Prof. Dr. Th. M. Scholten zeer erkentelijk voor de suggesties tot verbetering van een vroegere versie van dit artikel. Ook is hij Drs. J. Th. Geilenkirchen erkentelijk voor zijn bijdragen aan de totstandkoming van dit artikel.

¹⁾ Zie B. Lev, *Financial statement analysis, a new approach* [23] op cit. p. 134.

vorige empirische onderzoeken. De resultaten van de diverse onderzoeken lopen dan ook zeer uiteen, zijn voorts moeilijk te interpreteren en mogen in elk geval niet zonder meer in Nederland worden toegepast.

We zullen in deze studie trachten in deze lacune te voorzien door bij het ontwikkelen van ons model uit te gaan van een toetsbare theorie. Op basis daarvan zullen (in paragraaf 3) enkele plausibele ratio's worden afgeleid die informatie omtrent de kans op insolventie bevatten. Deze ratio's vormen de basis van een voorspelmechanisme in de vorm van een discriminantanalyse-model. Discriminantanalyse is een statistische techniek om objecten (bedrijven) te klassificeren in elkaar uitsluitende en uitputtende groepen (solventie, insolventie) op basis van kenmerken (ratio's) van die objecten. Het model hebben we geschat en getoetst aan 20 solvente en 20 insolvente beursondernemingen uit de periode 1954-1974. De steekproefdata worden in paragraaf 4 besproken en de toetsresultaten van het ontwikkelde model in paragraaf 5.

In paragraaf 6 worden de conclusies getrokken uit dit onderzoek. We zullen hieronder eerst een algemene karakterisering geven van recente studies op dit gebied.

2 Recente onderzoeken

Het doel van in deze paragraaf vermelde onderzoeken was een ratio-model te ontwikkelen om ernstige financiële moeilijkheden te kunnen voorspellen die o.a. kunnen leiden tot surséance van betaling en faillissement.

In het algemeen zijn de onderzoekers uitgegaan van een groot aantal ratio's teneinde (a) vast te stellen of zulke problemen met ratio's voorspeld kunnen worden (b) de ratio's op te sporen die de beste indicatoren zijn van zulke problemen.

Er zijn twee soorten modellen ontwikkeld: modellen waarin één variabele (ratio) is opgenomen om insolventie te kunnen voorspellen (univariate modellen) en modellen met meerdere ratio's (multivariate modellen). Voorbeelden van beide soorten modellen worden hieronder behandeld en geëvalueerd. Voor we daartoe overgaan zal eerst de grondslag worden besproken waarop enkele auteurs hun ratio's hebben gekozen.

2.1 Grondslag keuze van ratio's

Beaver was geïnteresseerd in de vraag of betalingsproblemen van een onderneming voorspeld kunnen worden op basis van gegevens uit haar jaarrekening (zie [4] 1966 p. 72²). Drie criteria zijn door hem gehanteerd om 30 ratio's te selecteren uit een veelheid van mogelijke ratio's. De criteria zijn (zie p. 78 e.v.)

- de populariteit van ratio's in de literatuur,
- ratio's die in vorige studies goede indicatoren zijn gebleken van financiële moeilijkheden,
- ratio's die gebaseerd zijn op een cashflow-conceptie.

²) In een latere studie heeft de auteur getracht insolventie te voorspellen aan de hand van financiële marktgegevens (rendement van het gewone aandelen vermogen) van ondernemingen (zie Beaver [4] 1968).

Met behulp van het eerste criterium kan de bruikbaarheid van bepaalde ratio's worden getoetst die in de literatuur sterk worden aanbevolen. Het tweede criterium bood hem de mogelijkheid de resultaten van zijn onderzoek te vergelijken met die van andere onderzoeken. De cashflow ratio's „offer much promise for providing ratio analysis with a unified framework . . .” (op. cit. p. 79).

Met behulp van een cashflow-conceptie probeert hij de ratio-analyse te verduidelijken. Hij vat een bedrijf op als een reservoir van liquide middelen. Het reservoir wordt groter door cash-inflows en kleiner door cash-outflows. Het reservoir fungeert als buffer tegen variaties in de geldstromen. De kans op insolventie definieert hij dan als de kans dat het reservoir in de nabije toekomst uitgeput zal raken. De onderneming zal haar financiële verplichtingen dan niet kunnen nakomen. Beaver beoogt niet een optimale verzameling van ratio's af te leiden maar om het gedrag te verklaren van de gekozen ratio's voor de solvante en insolvente bedrijven. „The purpose of introducing the cash-flow model is not to have the model develop an optimal set of ratios but rather to use the model as a vehicle for explaining the ratios being tested” (op. cit. p. 80). De ratio's van Beaver zijn in te delen in de vier conventionele ratio-categorieën: liquiditeits-, schulden-, activiteits- en winstgevendheidsratio's (zie Weston en Brigham [35] p. 18).

Ook Tamari [34], Altman [2] en Edmister [13] baseren de keuze van hun ratio's op één of meer van de criteria die Beaver gehanteerd heeft.³⁾

Blum [7] gaat bij de keuze van zijn ratio's een stap verder dan Beaver. Onder het economisch begrip „*corporate failure*” verstaat hij „. . . An inability to pay debts as they come due . . .” (op. cit. p. 72). Dit kan veroorzaakt worden door een algemene recessie, de situatie in een bedrijfstak, slecht management, enz. Blum is primair geïnteresseerd in de effecten hiervan op de financiële positie van een onderneming. Hij is van mening dat deze geëvalueerd kan worden door een analyse te maken van haar liquiditeit en rentabiliteit.

Daarbij zijn niet alleen van belang de posities van die grootheden op een bepaald tijdstip, maar ook de fluctuaties die daarin in het recente verleden zijn opgetreden (variabiliteit) omdat die een indicatie geven van de risico's die de onderneming loopt.

Hoewel een onderneming door velerlei oorzaken insolvent kan worden zijn de ontwikkelingen in de rentabiliteit en liquiditeit van een onderneming op te vatten als (algemene) indicatoren van haar gezondheidstoestand. Indien in deze grootheden een verslechtering optreedt kan dat worden opgevat als een *symptoom* van dieper liggende moeilijkheden (zie p. 74 e.v.).

Deze grootheden kunnen evenwel op vele manieren worden gemeten. Om tot een keuze van ratio's te komen zoekt Blum aansluiting bij het hierboven besproken cashflow-model van Beaver (zie ook Beaver [4] p. 80 en Blum p. 77 en 84). Indien een onderneming wordt opgevat als een reservoir van liquide middelen dan zal de kans op insolventie *ceteris paribus* groter zijn

³⁾ Tamari en Edmister hebben, naast het niveau van een ratio in een bepaald jaar, in hun model ook als variabelen opgenomen, trendratio's en (de gemiddelde waarde) van bepaalde ratio's in de desbetreffende bedrijfstak.

naarmate

- 1 de omvang van het reservoir kleiner is
- 2 de cash-inflow van het bedrijfsproces kleiner is
- 3 de periodieke schuldenlast groter is
- 4 de noodzakelijke cash-outflow van het bedrijfsproces groter is
- 5 de variabiliteit van zowel de cash-inflow als de cash-outflow groter is⁴⁾

Op basis van de punten 2 tot en met 5 kiest Blum 5 liquiditeitsratio's, 1 winstgevendheidsratio en 6 ratio's die de variabiliteit in de liquiditeit en rentabiliteit van de onderneming meten (zie p. 85)⁵⁾.

Een financiële instelling kan op een lening verlies lijden lang voordat een onderneming failliet gaat. Met het oog hierop is het voor hen van belang op tijd zwakke leningen te identificeren om mogelijke verliezen te minimaliseren. Orgler [29] heeft een algemeen model ontwikkeld om de kwaliteit van bestaande commerciële leningen van een bank te evalueren. Oorspronkelijk is een aantal liquiditeits-, schulden-, activiteits- en winstgevendheidsratio's van een willekeurig jaar in het onderzoek opgenomen. Een tweede groep ratio's is gebaseerd op het verschil tussen de gegevens van dat jaar en het voorafgaande jaar, zodat rekening kan worden gehouden met de mutaties van de ratio's in de tussenliggende periode. Een derde groep variabelen verschaffen additionele informatie over een onderneming die relevant is voor het beoordelen van haar financiële positie en voor het taxeren van de opbrengsten en risico's van bestaande leningen voor de bank. Deze informatie is in het model opgenomen in de vorm van dummy variabelen d.w.z. aan een variabele is de waarde 1 toegekend als op een bepaalde vraag het antwoord voor de bank positief was, anders is aan die variabele de waarde 0 toegekend. Een voorbeeld van zo'n variabele is: $x = 1$ indien de vervallen termijnen van een lening in het verleden op tijd waren betaald, anders $x = 0$.

Recapitulerend kan gesteld worden dat de onderzoekers bij de voorselectie ratio's hebben gekozen die ofwel populair waren in de literatuur danwel omdat zij goede voorspellers gebleken zijn in vorige empirische onderzoeken. Blum heeft getracht een verband te leggen tussen de gekozen ratio's en het door hem gehanteerde begrip „failure”. Blum, Edmister en Tamari hebben naast het niveau ook de trendontwikkeling van sommige ratio's in hun model opgenomen. In het model van Edmister en Tamari komen daarnaast ook „bedrijfstakratio's” voor.

Wat de informatiebasis betreft kan nog worden opgemerkt dat naast gegevens uit de jaarrekening door sommige auteurs (bijv. Blum) ook financiële beursgegevens en gegevens uit de kredietrapporten van bedrijven (bijv. Orgler), gebruikt zijn. Om de ratio's op te sporen die het beste discrimineren tussen succesvolle en niet-succesvolle ondernemingen is zowel gebruik gemaakt van univariate als van multivariate modellen.

We zullen nu enkele van die modellen kort bespreken en evalueren.

4) Daarnaast noemt hij de bedrijfstaksituatie nog als een apart punt. Dit element is evenwel onder te brengen bij de overige punten.

5) Het eerste punt heeft betrekking op de grootte van de onderneming. Omdat Blum bij de steekproefsamenstelling elk insolvent bedrijf paart met een solvent bedrijf van ongeveer gelijke grootte wordt bij de keuze van de ratio's met het eerste punt (grootte van het reservoir) geen rekening gehouden.

2.2 Een univariaat model

Beaver heeft een univariaat model ontwikkeld en getoetst aan 79 solvente en 79 insolvente ondernemingen uit de periode 1954-1964⁶).

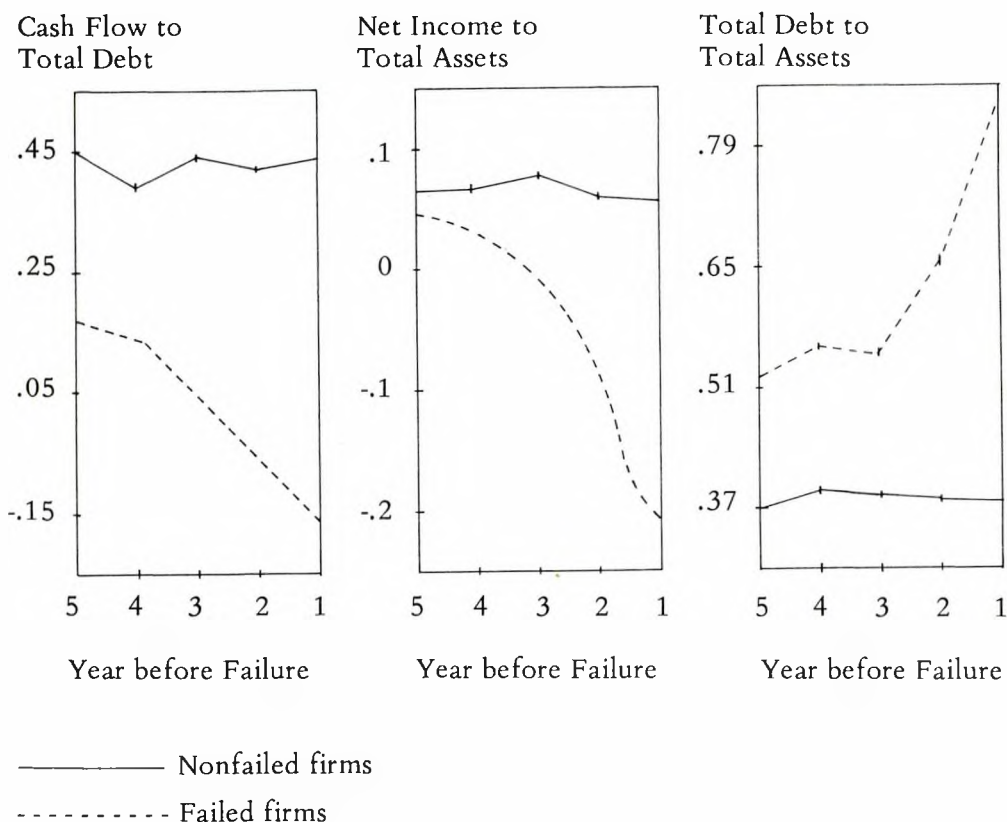
De keuze van de solvente bedrijven is als volgt geschied. Voor elk insolvent bedrijf werd een solvent bedrijf gekozen van ongeveer gelijke grootte (totale activa) uit dezelfde bedrijfstak (paired sample design)⁷). De range van de totale activa in het eerste jaar vóór insolventie was .6-45 mln dollars.

De gemiddelde waarden van de ratio's van de groepen lagen in de voorspelde richting. De cashflow en de liquide reserve van de insolvente bedrijven waren gemiddeld kleiner dan die van de solvente bedrijven. Hoewel de insolvente bedrijven minder ruimte hadden om hun rente en aflossingsverplichtingen na te komen hadden zij meer vreemd vermogen dan solvente bedrijven. Een en ander blijkt uit Figuur 2.1 (zie ook Lev [22] p. 143). De hellingshoek van de trendlijn van solvente bedrijven is zeer klein. De verslechtering van de gemiddelde waarde van de ratio's van de insolvente bedrijven is relatief groot vanaf het vijfde jaar vóór insolventie. Het verschil tussen de gemiddelde waarde van een ratio van de groepen zegt echter niet veel over zijn voorspelkracht. Dat hangt af van de spreiding (standaardafwijking) van een ratio in elk van de groepen en van de vorm van de verdeling van de ratio. Laat μ_1 en σ_1 het gemiddelde respectievelijk de standaardafwijking zijn van bijvoorbeeld een liquiditeitsratio van solvente bedrijven in jaar t ; en laten die grootheden voor insolvente bedrijven respectievelijk μ_2 en σ_2 zijn. Voorts nemen wij aan dat de ratio's in de beide groepen normaal verdeeld zijn en dat μ_1 veel groter is dan μ_2 . Indien σ_1 en σ_2 relatief klein zijn zullen de beide verdelingen elkaar niet of nauwelijks overlappen, d.w.z. dat de ratio goed discrimineert tussen de beide groepen bedrijven. Indien σ_1 en/of σ_2 relatief groot zijn zullen de verdelingen elkaar (sterk) overlappen, d.w.z. de ratio discrimineert slecht tussen de groepen. Beaver heeft verschillende voorspeltoetsen gebruikt, zoals dichotome klassificatietoetsen⁸) om het discriminerend vermogen van de ratio's te evalueren.

⁶) Beaver hanteert een ruim insolventie begrip. Van de 79 insolvente bedrijven waren 59 failliet verklaard, 16 konden geen preferent dividend betalen, 3 konden hun rente en aflossingsverplichtingen van een obligatielening niet nakomen, één had zijn kredietruimte bij een bank overschreden.

⁷) Zie voor de doeleinden en beperkingen van de „paired sample” techniek Lev en Mandelher [24] pp. 85-89.

⁸) Beaver heeft verschillende soorten dichotome klassificatietoetsen en ook een Bayesiaanse analyse uitgevoerd om de voorspelresultaten te evalueren.



Figuur 2.1

Means of 3 selected ratios for failed and nonfailed firms

Bron: Beaver, „Financial Ratios as Predictors of Failure,” p. 82.

De dichotome klassificatietoets voorspelt de financiële status van een bedrijf op basis van de informatie van een gegeven ratio. Voor elke ratio werd door „trial and error” een kritieke waarde bepaald. Gegeven dat (bijvoorbeeld) de „current” ratio van insolvente bedrijven gemiddeld kleiner is dan die van solvente bedrijven, voorspelt de toets insolventie indien deze ratio van een bedrijf kleiner is dan de kritieke waarde. Anders voorspelt de toets solventie.

Bij het klassificeren kunnen twee soorten fouten worden gemaakt, te weten een onterechte klassificatie in de solvente groep (type I fout) en een onterechte klassificatie in de insolvente groep (type II fout). De proporties foutieve klassificaties kunnen worden vastgesteld door de voorspelde status van de bedrijven te vergelijken met hun werkelijke status. Beaver heeft de voorspelresultaten van de ratio's o.a. geëvalueerd door de oorspronkelijke

steekproef van (2 x 79) bedrijven te splitsen in twee subgroepen A en B. Voor elke ratio heeft hij per subgroep een kritieke waarde bepaald. Met de kritieke waarde van een ratio van subgroep A werden vervolgens de bedrijven van subgroep B geklassificeerd en omgekeerd. De ratio met het kleinste gemiddelde percentage foutieve klassificaties is dan beschouwd als de beste voorspeller van insolventie.

Resultaten van deze toets wezen de ratio cashflow/vreemd vermogen als de meest succesvolle voorspeller aan⁹⁾). Slechts 13 procent van de bedrijven werden in het eerste jaar vóór insolventie fout geklassificeerd. Type I-fout bedroeg 22 procent en type II-fout 5 procent. In het vijfde jaar was de totale fout 22 procent en de fouten I en II respectievelijk 43 en 5 procent. Er zijn belangrijke verschillen gevonden in de voorspelresultaten van de ratio's. De activiteitsratio's waren het minst succesvol (zie p. 106 e.v.). Verder is gebleken dat de ratio's beter solventie van bedrijven konden voorspellen dan insolventie (zie p. 91).

2.3 Multivariate modellen

Het komt vaak voor dat een financiële instelling krediet verschaft aan een bedrijf met een goede winstgevendheid, hoewel zijn liquiditeitspositie slecht is. Ook kan een relatief hoge schuldenratio gecompenseerd worden door een hoge omloopsnelheid van debiteuren en voorraden enz.

Een belangrijk voordeel van een multivariate benadering is dat verschillende ratio's simultaan kunnen worden beschouwd bij het voorspellen van ernstige financiële moeilijkheden van een bedrijf¹⁰⁾). De volgende vragen kunnen nu worden gesteld (zie ook Altman [2] p. 591): a) welke ratio's kunnen in een specifiek geval met elkaar worden gecombineerd? b) welke gewichten moeten aan die ratio's worden toegekend? c) hoe kunnen die gewichten worden bepaald?

De keuze van een ratio hangt af van het doel van een bepaald onderzoek. Hiervoor (par. 2.1) is al besproken op basis van welke criteria de onderzoekers een verzameling van ratio's gekozen hebben. De gewichten die aan de ratio's moeten worden toegekend (ad b) kunnen op een *subjectieve* of *objectieve* manier worden bepaald (ad. c).

Tamari heeft een aantal ratio's in zijn model opgenomen die in de literatuur en de praktijk zijn aanvaard als algemene indicatoren voor de beoordeling van de financiële positie van een bedrijf. Aan elk van deze ratio's is vervolgens een gewicht toegekend op basis van het belang dat ze vertegenwoordigen in de ogen van financiële analisten, economen en kredietverschaffers (zie [34] p. 19). Deze auteur heeft dus de gewichten van de ratio's die met elkaar gecombineerd werden op een subjectieve manier vastgesteld. Altman heeft getracht de gewichten van de ratio's op een objectieve manier te bepalen met behulp van de multivariate discriminant-analyse (MDA)¹¹⁾.

⁹⁾ Cashflow = winst na belasting plus afschrijving.

¹⁰⁾ Voorts wordt het niveau van een ratio beïnvloed door de waarderingsmethode en het systeem van consolidatie. Door het simultaan beschouwen van alle relevante ratio's wordt dit probleem onderzocht.

¹¹⁾ Ook Blum [7] heeft van deze techniek gebruik gemaakt.

MDA is een statistische techniek om objecten (bedrijven) te klassificeren in elkaar uitsluitende en uitputtende groepen (solventie, insolventie) op basis van kenmerken (ratio's) van die objecten (zie ook [1]). Indien men beschikt over financiële gegevens van een groep solvante en insolvente bedrijven kan m.b.v. deze techniek een lineaire combinatie van de ratio's worden ontwikkeld die relatief het beste discrimineert tussen de groepen. De discriminant-functie heeft de volgende gedaante.

$$Z = b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n \quad (2.1)$$

waarbij $b_1, b_2 \dots b_n$ = de geschatte discriminant-coëfficiënten
 $X_1, X_2 \dots X_n$ = de onafhankelijke variabelen (ratio's)
 Z = de discriminantscore (van een bepaald bedrijf)

Uit o.a. het onderzoek van Altman is gebleken dat in een concreet geval volstaan kan worden met een beperkt aantal geselecteerde ratio's omdat m.n. de ratio's binnen een categorie sterk met elkaar gecorreleerd zijn. De overlapping van de informatie-inhouden van deze ratio's is dan groot. De discriminant-functie transformeert de waarden van de individuele variabelen (X_i) van een bedrijf in een enkelvoudige discriminantscore Z .

Op basis van deze functie kunnen de bedrijven worden geklassificeerd in de solvante (1) en insolvente groep (2). Dit wordt bereikt door de Z -score van elk bedrijf te berekenen en te vergelijken met een kritieke score, Z^* . Indien de Z -score van een bedrijf groter is dan Z^* wordt het bedrijf in groep 1 geklassificeerd, anders in groep 2.

Het model van Altman

Altman heeft een model ontwikkeld om surséance van betaling en faillissement van ondernemingen te kunnen voorspellen. Uit historisch materiaal werd een steekproef genomen van 33 beursondernemingen die in de periode 1946-1965 insolvent waren geworden. De range van de totale activa van deze bedrijven was 0.7-25.9 dollars, één jaar vóór insolventie. Voor elk insolvent bedrijf werd een solvent bedrijf gekozen uit dezelfde bedrijfstak van ongeveer gelijke grootte (totale activa).

De voorspelkracht van 22 ratio's is in verschillende combinaties onderzocht. De volgende ratio's deden het relatief het beste.

X_1 = netto werkkapitaal / totale activa

X_2 = winstreserve / totale activa

X_3 = winst voor interest en belasting / totale activa

X_4 = beurswaarde aandelen / boekwaarde vreemd vermogen

X_5 = omzet / totale activa

M.u.v. X_5 discrimineerde elke ratio (ook) afzonderlijk goed tussen de groepen. De gemiddelde waarde van deze ratio's van de insolvente groep waren significant kleiner dan die van de solvante groep. X_3 discrimineerde in dit opzicht relatief het beste tussen de groepen. De geschatte functie heeft de volgende gedaante^{1 2)}.

^{1 2)} M.u.v. x_5 worden alle ratio's gemeten in procenten.

$$Z = .012X_1 + .014X_2 + .033X_3 + .006X_4 + .999X_5 \quad (2.2)$$

Hoewel X_5 afzonderlijk slecht discrimineerde tussen de groepen was zijn bijdrage tot het discriminerend vermogen van de functie significant. Dit wijst op een belangrijk verschil tussen de univariate en multivariate analyse. De functie die relatief het beste discrimineert tussen de groepen behoeft niet te bestaan uit de meest significante variabelen uit een univariate analyse omdat deze geen rekening houdt met de interacties tussen de variabelen (zie ook Cooley en Lohnes [5] p. 121).

Altman heeft door „trial and error” een kritieke Z-score bepaald, deze bedroeg 2,675. Een soortgelijke klassificatietoets als die van Beaver werd gebruikt om de voorspelresultaten te evalueren. 94 procent van de insolvente bedrijven en 97 procent van de solvete bedrijven werden in het eerste jaar vóór insolventie correct geklassificeerd (in totaal: 95,5 procent).

In het tweede jaar vóór insolventie waren de proporties correcte klassificaties respectievelijk 72 en 94 procent (totaal 83 procent). De voorspelresultaten van de andere jaren voor insolventie waren niet significant (zie ook p. 604). Dit is voornamelijk te wijten aan de evaluatie-procedure die Altman heeft toegepast. De voorspelresultaten van het model voor het 2-5 jaar zijn namelijk geëvalueerd met de functie die geschat is op basis van de gegevens van het eerste jaar vóór insolventie (vergelijking 2.2). Daarbij werd impliciet de veronderstelling gemaakt dat de discriminantcoëfficiënten in de tijd constant zijn en dus ook de verdelingen van de ratio's van de beide groepen. Uit de univariate analyse die Altman gemaakt heeft blijkt evenwel van het tegendeel sprake te zijn (zie p. 604 e.v.).

Een betere procedure zou zijn geweest voor elk jaar een aparte functie te schatten en die op zijn voorspelfouten te toetsen (zie ook Blum [7] p. 172 e.v.).

Indien bij de evaluatie van een functie dezelfde data worden gebruikt als die waarmee de functie is geschat zullen de berekende proporties juiste klassificaties de voorspelkracht van de functie systematisch overschatten. Voorspelfouten kunnen in dat geval twee oorzaken hebben: a) fouten gemaakt bij het schatten van parameters van de populaties (sampling bias) en b) fouten die terug te voeren zijn op het specifieke karakter van de steekproef waarbinnen het model geschat wordt (search bias). Zie ook Frank, Massy en Morrison [15] p. 253 e.v.

Altman heeft daarom terecht de voorspelresultaten van zijn model geëvalueerd op nieuwe steekproefgegevens. De proportie correcte klassificaties van een nieuwe groep insolvente bedrijven was 96% een jaar vóór insolventie. Voor een nieuwe groep (solvete) bedrijven die enige jaren verlies hadden geleden was dit percentage 79 procent. De totale proportie correcte klassificaties was 84%. Dit is 11,5 procent lager dan de resultaten van de oorspronkelijke steekproef hetgeen kan worden opgevat als een indicatie van de omvang van de „search bias” die in het onderzoek is opgetreden¹³). De

¹³) De omvang en samenstelling van de nieuwe steekproef verschilde van die van de oude steekproef. De nieuwe steekproef bestond uit 66 solvete bedrijven (de oude 33) en 25 insolvente (de oude 33) bedrijven.

resultaten van het tweede jaar werden niet getoetst aan een nieuwe groep bedrijven.

In onderstaande tabel zijn de percentages foutieve klassificaties van de modellen van Beaver en Altman naast elkaar opgenomen.

Tabel 2.1
Proporties foutieve klassificaties (in proc.)

	type fout	
	I	II
Beaver	22	5
Altman	4	21

De percentages hebben betrekking op de evaluatie resultaten van de modellen op basis van de controle steekproeven, één jaar voor insolventie.

Het model van Beaver voorspelt veel beter voor de solvete groep terwijl dat van Altman voor de insolvente groep. In het algemeen zijn de kosten van een foutieve klassificatie van een „insolvent” bedrijf voor financiers *ceteris paribus* groter dan een foutieve klassificatie van een solvent bedrijf (zie Beaver [4] p. 91).

Het model van Orgler

Orgler [29] heeft een algemeen model ontwikkeld om de kwaliteit van bestaande commerciële leningen van een bank te kunnen evalueren. Uit historische gegevens werd een steekproef genomen van 75 slechte (marginale en verliesgevende) leningen. Voor elke slechte lening werden drie willekeurige goede leningen gekozen van bedrijven uit dezelfde bedrijfstak. De twee soorten leningen werden niet gepaard op basis van de grootte van bedrijven omdat de onderzoeker mede was geïnteresseerd in het effect hiervan op de kwaliteit van commerciële leningen.

De groepsindeling van de leningen kwam overeen met de indeling die de bank zelf had gemaakt bij de laatste evaluatie van de leningen.

Orgler heeft bij zijn onderzoek gebruik gemaakt van de multivariate regressie-analyse¹⁴). In geval van twee groepen zijn immers de regressie-coëfficiënten proportioneel met de discriminant-coëfficiënten indien aan de afhankelijke variabelen de waarden nul (goede leningen) en één (slechte leningen) worden toegekend¹⁵).

Zoals uit par. 2.1 is gebleken werden zowel financiële als niet-financiële variabelen in het model opgenomen. De voorspelkracht van de variabelen is voor verschillende combinaties onderzocht. De regressie die relatief het beste „discrimineerde” tussen de groepen heeft de volgende vorm:

$$Y = 1.1018 + .1017X_1 - .3966X_2 - .0916X_3 - .1573X_4 - .0199X_5 - .4533X_6 \quad (2.3)$$

waarbij:

¹⁴) Ook Edmister [13] heeft van deze analyse-methode gebruik gemaakt.

¹⁵) Zie ook Abrahamse en Van Frederikslust [1] paragraaf 4 e.v. en Ladd [20] p. 873 e.v.

- $X_1 = 0$ voor leningen zonder onderpand, $X_1 = 1$ voor leningen met onderpand.
 $X_2 = 0$ voor leningen waarvan één of meer vervallen termijn(en) niet op tijd is (zijn) betaald, anders is $X_2 = 1$.
 $X_3 = 0$ als de jaarrekening van een bedrijf niet gecontroleerd is door een accountant, anders is $X_3 = 1$.
 $X_4 = 0$ als een bedrijf verlies heeft geleden, anders is $X_4 = 1$.
 $X_5 =$ de ratio, netto-werkkapitaal/vlottende passiva. Dit is de enige variabele in het model die niet alleen de waarden nul en één kan aannemen.
 $X_6 = 0$ voor leningen die bij de laatste evaluatie een slechte beoordeling kregen van de bank, anders is $X_6 = 1$.

De tekens van de regressie-coëfficiënten zijn consistent met hetgeen daarvan intuïtief verwacht zou worden. De geschatte functie werd op zijn voorspelfouten getoetst door een nieuwe steekproef van 40 slechte en 80 goede leningen. Daartoe werden de Y -waarden van de bedrijven van de controle groep berekend en vergeleken met twee kritieke Y -waarden: Y_1^* en Y_2^* , waarbij $0 < Y_1^* < Y_2^* < 1$.

Als $Y_i > Y_2^*$ werd de lening van bedrijf i geklassificeerd als een verliesgevende lening. Alle leningen met een $Y_i < Y_1^*$ werden geklassificeerd als goede leningen. De overige gevallen $Y_1^* < Y_i < Y_2^*$ werden geklassificeerd als marginale leningen.

De waarden van Y_1^* en Y_2^* werden bepaald op basis van een arbitraire beslissingsregel, te weten niet meer dan 5 procent van de slechte leningen mochten als goede worden geklassificeerd. Voorts diende de proportie correcte klassificaties van slechte leningen op zijn minst 75 procent te zijn.

De voorspelresultaten waren voor de slechte leningen als volgt: 75 procent werd als verliesgevend geklassificeerd, 22,5 procent als marginale en 2,5 procent als goede leningen. Voor de goede leningen waren deze percentages respectievelijk 17,5, 47,5 en 35 procent (zie p. 443).

Bij dit model kan de volgende kanttekening worden geplaatst. Orgler gaat in zijn onderzoek uit van de indeling die de bank zelf van de leningen heeft gemaakt en niet van feitelijke al dan niet winstgevende leningen. Daardoor is zijn model meer positief dan normatief. Zijn model verklaart hoe bankiers de kwaliteit van een lening beoordelen, niet wat de feitelijke determinanten zijn van de kwaliteit van een lening.

Indien de beoordeling van bankiers niet nauwkeurig is zal het model minder geschikt zijn om te discrimineren tussen feitelijk al dan niet winstgevende leningen (zie ook Haslem en Longbrake [17] p. 734).

2.4 Evaluatie

In de recente studies zijn de auteurs uitgegaan van een groot aantal ratio's. Het doel was a) na te gaan of ratio's geschikt zijn om insolventie van bedrijven te kunnen voorspellen, b) de ratio's af te leiden die de beste indicatoren zijn van insolventie. Uit de studies is gebleken dat enkele jaren vooraf (1-5) significante verschillen zijn tussen de ratio's van solvante en insolvente bedrij-

ven. Voorts dat de verschillen groter worden naarmate de insolventie nadert. De conclusies verschillen evenwel m.b.t. de vraag welke ratio's de beste indicatoren zijn van insolventie. Dit blijkt uit Tabel 2.2 waarin de belangrijkste ratio's van enkele recente onderzoeken¹⁶⁾ zijn opgenomen (zie ook Edmister [13] p. 1479). De ratio's zijn verdeeld in de vier conventionele ratio-categorieën:

korte termijn liquiditeitsratio's
schuldenratio's,
activiteitsratio's,
winstgevendheidsratio's.

Tamari en Altman hebben één of meer ratio's in elke categorie. Beaver en Blum hebben geen activiteitsratio's, terwijl Edmister geen winstgevendheidsratio's heeft. Voorts zijn er verschillen tussen de auteurs binnen elke categorie van ratio's. Zo heeft Beaver in categorie IV de ratio: winst na belasting/totale activa en Tamari een „winsttrend” als ratio, enz. Enkele typen ratio's (cashflow- en werkkapitaalratio's) zijn wel in meer dan één studie goede voorspellers gebleken van insolventie. Al met al lopen de conclusies nogal uiteen welke de beste ratio's zouden zijn van insolventie. Dit is te wijten aan de gevolgde onderzoeksmethodologie. Geen van de onderzoekers heeft getracht uit een door hen gehanteerd begrip „failure” expliciet een aantal ratio's af te leiden en te toetsen. Er is geëxperimenteerd met een groot aantal (12-30) verschillende soorten (niveau, trend, bedrijfstak) ratio's en modellen (univariate en multivariate). Met behulp van statistische analysemethoden (discriminant-, regressie-analyse enz.) werd door „trial and error” gezocht naar de ratio's die het beste discrimineren tussen de groepen. Deze bezwaren gelden in mindere mate voor Blum. Hij heeft tot doel een model te ontwikkelen waarmee „corporate failure” voorspeld kan worden. Onder het economisch begrip „failure” verstaat hij „... An inability to pay debts as they come due...” (zie op. cit. p. 72).

Dit kan o.a. leiden tot surséance van betaling en faillissement. Op basis van een cashflowconceptie (zie ook par. 2.1) worden in totaal 12 liquiditeits- en rentabiliteitsratio's afgeleid. Blum geeft evenwel aan het begrip „failure” geen kwantitatieve inhoud. Ook legt hij geen expliciet verband tussen dit begrip en de begrippen liquiditeit en rentabiliteit. De ratio's die hij op grond van deze begrippen afleidt zijn dan ook in zekere zin willekeurig. Aan het eind van zijn onderzoek komt hij tot de conclusie dat vier liquiditeitsratio's en drie daarvan afgeleide variabiliteitsratio's niet optimaal gekozen zijn (zie [7] p. 100 en 163 e.v.).

Afgezien van deze bezwaren is de benadering van Blum principieel juist. Een discriminant-analyse van financiële ratio's dient gebaseerd te zijn op de financieringstheorie.

De (andere) onderzoekers hebben de verdienste dat ze de deugdelijkheid hebben aangetoond van de ratioanalyse om financiële problemen van een bedrijf te kunnen voorspellen. Ook is gebleken dat een relatief klein aantal ratio's voor dit doel geschikt is. „It seems therefore that the main research

¹⁶⁾ De ratio's van Orgler zijn daarbij niet opgenomen omdat 4 daarvan niet-financiële van aard zijn.

Tabel 2.2 De belangrijkste ratio's van de onderzoeken

Ratio's	Onderzoekers			
	Beaver,	Tamari,	Altman,	Blum, Edmister
I. Liquiditeitsratio's				
Netto werkkap./Totale akt.	x		x	
Current ratio	x	x		
Relatieve Quick ratio t.o.v. vorig jaar (Liq.m. + Deb.-Kort verm.)/ Voorr., t.o.v. vorig jaar. (Liq.m. + Deb.-Kort. verm.)/ Voorr.				x
II. Schuldenratio's				
Cashflow/Totaal vreemd vermogen	x			x
Cashflow/Kort vermogen. ¹⁷⁾				x
Eigen vermogen/Vreemd vermogen	x	x		
Beurswaarde aandelen/ vreemd vermogen			x	
Relatieve ratio: Kort verm./ eigen vermogen.				x
III. Aktiviteitsratio's				
Omzet/Totale aktiva			x	
Omzet/Debiteuren		x		
Relatieve ratio: voorraden/ Omzet ¹⁸⁾				x
Produktiewaarde/Voorraden		x		
Produktiewaarde/Voorraden t.o.v. vorig jaar		x		
Eigen vermogen/Omzet				x
IV. Winstratio's				
Winst vóór interest en belasting/Tot. aktiva			x	
Winst na belasting/ Totale aktiva	x			
Winstrend		x		x
Winst reserves/Totale akt.			x	
Rendement voor de gewone aandeelhouders				x

¹⁷⁾ Cashflow is winst + afschrijvingen vóór belasting.

¹⁸⁾ Relatief t.o.v. de gemiddelde ratio van de bedrijfstak.

effort should now be directed toward the construction of a testable theory of corporate failure” (zie Lev [23] op. cit. p. 149).

We zullen hieronder trachten aan het begrip insolventie een kwantitatieve inhoud te geven. Op basis daarvan zullen enkele plausibele ratio's worden afgeleid waarmee een discriminant-analyse zal worden uitgevoerd. De resultaten daarvan worden in paragraaf 5 besproken.

3 Insolventiemodel

3.1 Inleiding

In dit onderzoek zullen de verschillen in de financiële structuur tussen solvende en insolvente Nederlandse beursondernemingen uit de periode 1954-1974 bestudeerd worden. Het doel is aan de hand van dit onderzoek criteria te ontwikkelen voor het beoordelen van de risico's van schuldfinanciering. Het aandeel van het vreemd vermogen in de totale financiering van de ter beurse genoteerde Nederlandse ondernemingen is de laatste jaren aanmerkelijk gestegen. Het vreemd vermogen in procenten van het totaal geïnvesteerde vermogen was in 1965, 41 en in 1972, 57 procent¹⁹⁾.

Een aantal structurele factoren is daarvoor verantwoordelijk. In de eerste plaats zijn de winsten de laatste jaren gedaald door o.a. de kosteninflatie. Dit heeft tot gevolg dat de bedrijven relatief minder mogelijkheden hebben tot interne financiering. Verder zijn door de inflatie en een stijging van de rentestand ook de beurskoersen gedaald zodat de betekenis van aandelenemissies verder is afgenomen²⁰⁾. De externe financiering neemt onder deze omstandigheden dan veelal de vorm aan van financiering met schulden, te meer omdat de rentekosten fiscaal aftrekbaar zijn. Daarbij komt dat de winsten kunnen worden vergroot, indien de rentabiliteit van het totaal geïnvesteerde vermogen groter is dan de rentekosten (hefboomfactor). Deze hefboomfactor kan evenwel ook de andere richting uitwerken. Bij teruglopende omzetten komen de winsten sterker onder druk te staan. Deze druk is zwaarder voor ondernemingen met een ongunstige vermogensverhouding²¹⁾. Door de gestegen rentestand komt men zelfs eerder in verliesgevende situaties terecht. Nog belangrijker is dat de kans op insolventie groter wordt bij toenemende schuldenlast. In zo'n situatie is het voor een bedrijf van belang te vermijden dat het stoot tegen de rand van de leencapaciteit omdat nog wat speling moet worden gehouden voor onverwachte tegenvallers²²⁾.

3.2 Benadering van Donaldson

Donaldson²³⁾ heeft een benadering ontwikkeld om de leencapaciteit van een

¹⁹⁾ Zie M. P. Gans. Inflatie en financiering ESB 5 feb. 1975, pag. 121. De cijfers hebben betrekking op de gezamenlijke beursondernemingen, met uitzondering van de financiële instellingen. Zie ook A. Bothof, Financiering van de onderneming in de toekomst. De betekenis van het eigen vermogen, ESB 20 maart 1974, pp. 236-239.

²⁰⁾ Zie M. P. Gans, op. cit. p. 120 e.v.

²¹⁾ Zie ook A. van der Zwan, Dalend rendement op geïnvesteerd vermogen (I) ESB 9/7/75 p. 656.

²²⁾ Zie F. W. C. Blom [31] op. cit. p. 19.

²³⁾ G. Donaldson, Corporate Debt Capacity [12] 1961.

onderneming te evalueren. De auteur gaat daarbij uit van grote ondernemingen. Een „te veel” gebruik van schulden kan ook bij deze ondernemingen er toe leiden dat zij in een recessie hun schuldverplichtingen niet kunnen nakomen. Ze worden dan insolvent en lopen het gevaar gefailleerd te worden. Donaldson spreekt in dit verband van de „risk of cash insolvency”. Naast dit extreme risico van een „te veel” gebruik van schulden onderscheidt de auteur nog de „risk of cash-inadequacy”²⁴⁾. De vaste schuldenlast is zo groot dat de onderneming op een gegeven moment bepaalde uitgaven niet kan doen die van invloed zijn op de continuïteit van de onderneming op de lange termijn. Te denken valt aan dividendbetalingen, bepaalde investeringsuitgaven, enz.

In essentie komt de benadering van de auteur erop neer dat schattingen moeten worden gemaakt van de determinanten van de ingaande en uitgaande geldstroom in een recessie. Op basis hiervan kan de capaciteit tot het aanvaarden van additionele schuldverplichtingen of andere vaste uitgaven worden geëvalueerd²⁵⁾. Bij het maken van schattingen en bij de evaluatie van de leencapaciteit gaat de auteur uit van het standpunt van de onderneming. Van het standpunt van financiers wordt geabstraheerd omdat dat buiten het kader valt van zijn onderzoek. Wel merkt hij op dat zijn benadering „... may suggest directions for improvement in the external as well as internal analysis of the risk of debt.”²⁶⁾

We zullen hieronder trachten ook het extern gezichtspunt in de analyse te betrekken. Voor het beoordelen van de mogelijkheid die een onderneming zal hebben om in een crisissituatie leningen aan te trekken of te herfinancieren is zulks gewenst omdat de risico-taxaties gemaakt door de onderneming kunnen verschillen van die van financiers. Ook kan er verschil zijn in de bereidheid risico's te dragen die verbonden zijn aan schuldfinanciering²⁷⁾. Debt policy cannot be made in a vacuum. It must take account of the lenders willingness to lend . . .²⁸⁾.

In een latere studie heeft Donaldson²⁹⁾ zijn methode uitgebreid door ook aandacht te besteden aan de ongebruikte financieringsbronnen die een onderneming kan aanspreken om onverwachte tekorten aan middelen te dekken. Ook heeft hij een strategie besproken die de onderneming daarbij volgen kan. We zullen deze studie nu kort bespreken. Daarna zal op basis van de beide studies van Donaldson een model worden ontwikkeld dat we in onze studie zullen gebruiken.

Donaldson geeft de volgende opsomming van ongebruikte financieringsbronnen:

- 1 Beschikbare reserves
- 2 Vermindering van geplande uitgaven

²⁴⁾ Dit begrip is haast identiek met het begrip illiquiditeit van Th. M. Scholten [33] zie p. 25 e.v.

²⁵⁾ Deze methode is in de Nederlandse literatuur besproken door A. I. Diepenhorst en H. Willems [11].

²⁶⁾ Zie Donaldson [12] 1962 op cit. p. 118.

²⁷⁾ Zie ook R. A. I. van Frederikslust. Het beoordelen van kredietwaardigheid [16] febr. 1975, p. 55 e.v.

²⁸⁾ Zie Donaldson [12] 1962 op. cit. p. 130.

²⁹⁾ G. Donaldson. Strategy for financial emergencies [12] 1969.

3 Liquidatie van (reserve)activa.

De beschikbare reserves (ad. 1) bestaan uit de ogenblikkelijke (interne) en externe reserves. Dit zijn reserves die de onderneming niet zal aanwenden in de planperiode tenzij ze te maken krijgt met tegenvallers. Voorbeelden van interne reserves zijn: kasreserves en ongebruikte kredietruimte bij banken. Dit zijn unieke reserves omdat die onmiddellijk beschikbaar en in het algemeen niet aan restricties onderhevig zijn³⁰).

Voorbeelden van externe reserves zijn, additionele korte en lange leningen die een onderneming in een crisissituatie nog kan aantrekken en nieuwe aandelen die een onderneming in zo'n situatie nog kan plaatsen.

Over de omvang van de externe reserve bestaat evenwel onzekerheid omdat daarover onderhandeld moet worden. Zoals hierboven al is opgemerkt zal de omvang van het vermogen dat uit die bronnen zal kunnen worden aange trokken (mede) bepaald worden door de beslissingscriteria die financiers hanteren. Niettemin is het voor het opstellen van een goede strategie van belang te beschikken over actuele en betrouwbare taxaties van de omvang van deze reserves. Ook moet bedacht worden dat de omvang van de reserves mede afhangt van het doel waarvoor ze gebruikt zullen worden (zie Donaldson, p. 6). De meest onzekere reserves in dit verband zijn de nieuwe gewone aandelen omdat die in een crisissituatie veelal niet te plaatsen zullen zijn.

Als er een onverwachte behoefte aan liquide middelen ontstaat kan het gewenst zijn deze te dekken met één of meer geplande uitgaven (ad. 2) die in het bestaande financiële plan (budget) zijn opgenomen, in plaats van de ogenblikkelijke reserves (ad. 1) aan te spreken. Immers de functie van laatstgenoemde reserves is de onderneming te beschermen tegen onverwachte urgente behoefte aan middelen. Zolang andere bronnen nog tijdig kunnen worden aangeboord pleit Donaldson ervoor, deze niet te gebruiken. Om de reserves (ad. 2) een rol in de financieringsstrategie te laten spelen moet de ondernemingsleiding tevoren schattingen maken van de uitgaven die verminderd kunnen worden of uitstelbaar zijn zonder dat dit ernstige gevolgen heeft voor de omzet.

De volgende uitgavencategorieën komen daarvoor in principe in aanmerking:

- productieuitgaven
- algemene beheers- en verkoopuitgaven
- uitgaven voor onderzoek en ontwikkeling
- investeringsuitgaven
- dividenduitgaven

De beslissing om een gedeelte van de (reserve) activa te liquideren (ad. 3) dient gebaseerd te zijn op lange termijn overwegingen. Donaldson geeft de volgende voorbeelden:

- investeringen die losstaan van de hoofdactiviteit van de onderneming
- investeringen die zonder al te grote nadelen voor de winstgevendheid van het bedrijf op de lange termijn kunnen worden afgestoten
- investeringen met de laagste winstcapaciteit.

³⁰⁾ Het bankkrediet is formeel (voor beide partijen) wel dagelijks opzegbaar.

Een schatting van hun liquidatie-waarde is in elk geval gewenst om hun winstcapaciteit te kunnen evalueren. Op basis daarvan kan dan beoordeeld worden of het gewenst is de investering al dan niet te handhaven.

Naast het opstellen van een overzicht van het ongebruikte financieringspotentiëel besteedt Donaldson in zijn studie ook aandacht aan een strategie die de onderneming kan volgen om financiële noodsituaties het hoofd te kunnen bieden. Dit ziet hij als de moeilijkste taak. Het vereist een beoordeling van de omvang van de ongebruikte bronnen en een verdeling over de diverse bronnen. Ook moet worden nagegaan in welke volgorde die bij welke noodsituatie zullen worden aangesproken. Hij acht het van belang dat een onderneming beschikt over meerdere ongebruikte bronnen die verschillen qua snelheid en zekerheid waarmee die kunnen worden ingezet om onverwachte behoeften aan middelen te dekken omdat die behoeften niet alle even urgent zijn. De onderneming dient ook zuinig te zijn met haar liquide reserve. Deze kan het beste worden ingezet bij zeer urgente behoefte aan middelen of indien het nodig is tijd te winnen om noodzakelijke herallocaties van middelen te bewerkstelligen.

3.3 Een model

We zullen hieronder een model ontwikkelen op basis van de beide studies van Donaldson. Het model is erop gericht om het extreme risico van schuldfinanciering (insolventie) te evalueren. We zullen uitgaan van een ruim insolventie begrip. Daarin zullen we niet alleen de ontvangsten en uitgaven uit het lopende bedrijfsproces een rol laten spelen maar ook het ongebruikte financieringspotentiëel waarover de onderneming beschikt.

In deze opvatting wordt een onderneming gedurende een bepaalde periode insolvent indien haar ontvangsten ook uit liquidatie van reserve activa en vermogensaanrekening plus het beginsaldo van de liquide middelen niet voldoende zijn om aan de voor die periode vervallende noodzakelijke uitgaven te voldoen³¹⁾.

We zullen uitgaan van de gedachte dat de kredietverplichtingen niet geheel uit de cashflow van het lopende bedrijfsproces behoeven te worden betaald maar ook uit nieuwe korte en lange leningen. Door o.a. een gebrek aan eigen vermogen maken ondernemingen in hun financieringsopzet doorlopend gebruik van vreemd vermogen. Algehele aflossing van deze leningen uit de cashflow van het lopend bedrijfsproces is niet realistisch en in een crisis-situatie strijdig met de voortbestaansdoelstelling van de onderneming³²⁾. Zoals in paragraaf 3.2 is gebleken ziet ook Donaldson nieuwe leningen als een belangrijke bron om financiële schokken te kunnen opvangen. Opname van nieuwe leningen in het model opent tevens de mogelijkheid om expliciet het gezichtspunt van financiers in de analyse te betrekken. Over de (reserve) activa kunnen we kort zijn. Deze vormen evenals bijvoorbeeld de liquide

³¹⁾ Het door ons gehanteerde begrip insolventie wijkt af van het begrip insolventie in de betekenis van het engelse begrip „bankruptcy”. In deze laatste betekenis betreft het begrip insolventie de situatie waarbij de totale schulden van een bedrijf groter zijn dan de totale bezittingen (Zie Weston en Brigham [35] p. 347).

³²⁾ Zie ook F. W. C. Blom [6] p. 218.

reserve een risicobuffer voor de onderneming. We zullen die daarom ook in het model opnemen.

Een onverwacht kastekort uit het lopende bedrijfsproces kan behalve door nieuwe leningen en de opbrengsten van (reserve) activa ook nog gedekt worden door de liquide reserve en/of door een vermindering van de geplande uitgaven. Met betrekking tot deze grootheden kan nog het volgende worden opgemerkt. In het model zal de liquide reserve worden opgenomen in het begin saldo van de liquide middelen. Een vermindering van de geplande uitgaven zal (impliciet) in de desbetreffende exponenten van de kasstroom tot uitdrukking worden gebracht.

Insolventie treedt veelal op in een crisissituatie ten gevolge van een sterk teruglopende vraag. Zo'n teruggang kan behalve door een recessie ook veroorzaakt worden door bijvoorbeeld prijsconcurrentie, het wegvallen van een grondstof, stakingen, slecht management enz.

In deze studie zullen de oorzaken van een crisissituatie als gegeven worden beschouwd. De aandacht zal voornamelijk gericht zijn op de wijze waarop die zich manifesteert in de financiële grootheden van de onderneming³³).

De netto cashflow is een belangrijk instrument om de risico's van schuld-financiering te evalueren. Deze definiëren we als het verschil tussen de ontvangsten en de noodzakelijke uitgaven in een bepaalde periode. We zullen uitgaan van een ruim netto cashflow begrip. Onder de „ontvangsten” zullen behalve die uit verkopen, ook de opbrengsten van de reserve activa en de nieuwe leningen worden opgenomen. Omdat we geïnteresseerd zijn in de extreme gevolgen van een „te veel” gebruik aan schulden zullen slechts die uitgaven in de cashflow worden opgenomen die noodzakelijk zijn voor de continuïteit van de onderneming op de korte termijn. Tot die uitgaven kunnen gerekend worden de rente en aflossingsverplichtingen en de noodzakelijke uitgaven om een bepaalde verkoopomvang te verwezenlijken³⁴).

Andere uitgaven die de continuïteit van de onderneming op de lange termijn zullen beïnvloeden, zoals bepaalde investeringsuitgaven, dividend-betalingen enz. zullen beschouwd worden als uitstelbare uitgaven en zullen derhalve niet in het insolventiemodel worden opgenomen³⁵).

De bepaling van de netto cashflow kan op verschillende manieren worden benaderd. Men kan uitgaan van de liquiditeitsbegroting of van de geprojecteerde balans en verlies- en winstrekening. De liquiditeitsbegroting bevat natuurlijk de eigenlijke factoren van de cashflow. Niettemin zullen we bij de analyse uitgaan van de balans en verlies- en winstrekening omdat aldus de relatie tussen de ontwikkeling van de liquiditeitspositie en de financiële structuur simultaan kan worden bestudeerd. Vormen de balans en verlies- en winstrekening het uitgangspunt dan geldt de volgende formule voor de netto-cashflow:

³³) Voor een bespreking van de oorzaken van een crisissituatie zie P. L. Pfeifer [30], Why Business Fail, 1974 en J. L. Meij Jr. [25] hoofdstuk 1 Financiële moeilijkheden en hun oorzaken, 1946.

³⁴) Hieronder kunnen naast de minimale uitgaven voor het lopende productie- en verkoopproces soms ook bepaalde dringende investeringsuitgaven worden begrepen. We kunnen deze grootheid in het model evenwel niet opnemen omdat de jaarrekeningen van bedrijven in het algemeen daarover geen informatie verschaffen.

³⁵) Zie ook Donaldson [12] p. 159.

$$(3.1) \quad NCF_t = S_t - (DE_t - DE_{t-1}) + AI_t - CU_t - FU_t - (VO_t - VO_{t-1}) + (KV_t - KV_{t-1}) + EL_t$$

waarbij

NCF_t = netto cashflow in periode t

S_t = omzet in periode t

DE_t = kort lopende vorderingen aan het eind van periode t

AI_t = overige bedrijfsexterne, diverse inkomsten in periode t (w.o. liquidatie van (reserve) activa)

CU_t = noodzakelijke uitgaven voor de te verkopen goederen (exclusief belasting) in periode t

FU_t = noodzakelijke algemene beheersuitgaven enz. in periode t

VO_t = bedrijfsvoorraden aan het einde van periode t

KV_t = kort-lopende schulden aan het einde van periode t (inclusief aflossingen van lange leningen).

EL_t = de in periode t aangetrokken lange leningen.

Toelichting

Bij deze methode is de netto-cashflow NCF_t gelijk aan de omzet S_t minus de mutatie in de kortlopende vorderingen $DE_t - DE_{t-1}$, plus de overige inkomsten AI_t , minus de som van de uitgaven voor de verkopen CU_t , de algemene beheersuitgaven FU_t en de mutatie in de bedrijfsvoorraden $VO_t - VO_{t-1}$, plus de mutatie in de kortlopende schulden $KV_t - KV_{t-1}$, plus de in periode t aangetrokken lange leningen EL_t .

Het is duidelijk dat elke component waarin de netto cashflow NCF_t is gesplitst verder kan worden verdeeld. Hoever men in een concreet geval zal gaan is een kwestie van doelmatigheid.

Een onderneming wordt gedurende een bepaalde periode insolvent indien de netto cashflow NCF_t plus het saldo van de liquide middelen aan het einde van de voorgaande periode kleiner is dan nul.³⁶⁾

Laat LI_{t-1} het saldo zijn van de liquide middelen aan het einde van periode t-1 en LI_t het saldo van de liquide middelen aan het einde van periode t. Voor LI_t kunnen we dan schrijven.

$$(3.2) \quad LI_t = LI_{t-1} + NCF_t$$

Er is dan sprake van insolventie als $LI_t < 0$. De kans op insolventie kan bepaald worden op basis van a) schattingen van de determinanten van het kassaldo LI_t en b) op basis van de resultaten van een discriminant-analyse van financiële ratio's van een steekproef van solvante en insolvente bedrijven.

We zullen nu de methode ad a) kort bespreken. De methode ad b) wordt in de volgende paragrafen behandeld.

De schattingen van de determinanten van het kassaldo LI_t die moeten

³⁶⁾ Hier wordt verondersteld dat in een crisissituatie geen additioneel extern eigen vermogen kan worden aangetrokken.

worden gemaakt om de kans op insolventie op basis van de methode ad a) te bepalen kunnen worden gebaseerd op ervaringen in het verleden en/of op basis van subjectieve verwachtingen van het management. Hierdoor kan de range worden geschat waarbinnen de individuele determinanten van LI_t in een crisissituatie kunnen variëren met de daarbij behorende kansen. Door de waarden van de individuele determinanten te combineren, lettende op hun onderlinge samenhang, wordt de range van waarden verkregen die LI_t dan kan aannemen. Op soortgelijke wijze kan de kans dat LI_t een specifieke waarde binnen zo'n range kan aannemen worden gespecificeerd^{3 7)}.

We kunnen nu een definitie geven van de kans op insolventie. Deze is simpelweg de kans dat $LI_t < 0$. Door in het model additionele componenten op te nemen of door de opgenomen componenten te veranderen kan desgewenst een andere verdeling van LI_t worden gesimuleerd. Op grond van deze informatie kan men onder diverse veronderstellingen de capaciteit van de onderneming evalueren om financiële schokken te kunnen opvangen.

Men pleegt een dergelijke simulatie aan te duiden als risico-analyse. Er zijn echter enkele bezwaren verbonden aan deze wijze van benaderen. In de eerste plaats vraagt deze analyse een groot aantal gegevens en veronderstellingen. Om de kans op insolventie te kunnen evalueren zal men een reeks van veronderstellingen moeten maken t.a.v. bijvoorbeeld de omvang van het omzetvolume, de samenstelling van het assortiment, de prijzen, het moment waarop de crisissituatie zal optreden, hoe snel men daarop een antwoord zal hebben, welke acties men zal nemen t.a.v. de bedrijfsvoorraden, de werkgelegenheid, de investeringen in duurzame productiemiddelen, de beheers- en verkoopuitgaven enz. In feite zullen de voor de gang van zaken in de onderneming en haar afdelingen verantwoordelijke personen en organen over al deze dingen een oordeel moeten hebben, maar ze zullen niet gemakkelijk bereid gevonden worden dat ook te expliciteren. Dat geldt met name voor de subjectieve waarschijnlijkheden en hun conditionele samenhangen. Ook zal men een (computer-)model moeten ontwerpen waarmee de verdeling van het kassaldo LI_t kan worden gesimuleerd. Daar staat tegenover dat tegen zeer lage kosten de financiële consequenties van ongunstige gebeurtenissen met een grotere betrouwbaarheid kunnen worden gesimuleerd dan bij de conventionele methoden. Hierdoor kan worden nagegaan hoe groot de kans is dat de onderneming in de nabije toekomst insolvent zal worden en hoe deze kans verandert bij een toename van de noodzakelijke uitgaven en/of bij een afname van de ontvangsten. Op basis hiervan kunnen additionele opbrengsten en risico's van o.a. schuldfinanciering tegen elkaar worden afgewogen.

We zullen een andere benadering kiezen die aansluit bij iets wat voor het management en wellicht ook de financiers vertrouwder is. In paragraaf 3.4 zullen we op basis van het cashflowmodel enkele plausibele ratio's afleiden die informatie bevatten over de kans op insolventie. Deze ratio's vormen de basis van een voorspelmechanisme in de vorm van een discriminant-analysemodel. Het model zullen we in paragraaf 5 toetsen aan 20 solvende en 20

^{3 7)} In ons artikel [16] is een eenvoudig voorbeeld uitgewerkt hoe de verdeling van LI_t , onder overigens andere omstandigheden, kan worden bepaald.

insolvente beursondernemingen. We zullen nu de ratio's afleiden die daarbij gebruikt zullen worden.

3.4 Ratio's

Een onderneming is insolvent als haar liquide middelen $LI_t < 0$. Met behulp van de vergelijkingen (3.1) en (3.2) kunnen we voor LI_t ook schrijven:

$$(3.3) \quad LI_t = NO_t + KV_t - KV_{t-1} + EL_t$$

Waarbij NO_t is de interne middelen en $(KV_t - KV_{t-1}) + EL_t$ de externe middelen verkregen uit „aantrekking” van vreemd vermogen. Voor NO_t kunnen we schrijven:

$$(3.4) \quad NO_t = LI_{t-1} + S_t - (DE_t - DE_{t-1}) + AI_t - CU_t - \\ - FU_t - (VO_t - VO_{t-1})$$

NO_t is gelijk aan de som van het begin saldo van de liquide middelen LI_{t-1} en de middelen (de som van de overige grootheden) die verkregen worden uit het bedrijfsproces in periode t .

Er is sprake van insolventie als $LI_t < 0$, of als

$$(3.5) \quad NO_t + KV_t - KV_{t-1} + EL_t < 0$$

We kunnen deze ongelijkheid ook schrijven als:

$$(3.6) \quad \frac{NO_t + KV_t + EL_t}{KV_{t-1}} < 1 \iff \frac{NO_t}{KV_{t-1}} + \frac{KV_t + EL_t}{KV_{t-1}} < 1$$

De term NO_t/KV_{t-1} is de „eigen dekking” van de korte termijnschulden, KV_{t-1} , dat wil zeggen wat er voor periode t is en beschikbaar komt om de bestaande korte schulden af te lossen. De term $(KV_t + EL_t)/KV_{t-1}$ is de „vreemde dekking” van de korte schulden KV_{t-1} , d.w.z. wat er aan schuldvernieuwing en aanvullend krediet valt te verwachten om zonodig de korte schulden af te lossen.

De grootte van de „vreemde dekking” hangt af van de beslissing van de bedrijfsleiding en van de financiers. De bedrijfsleiding zal een beslissing nemen op grond van een afweging van de potentiële opbrengsten (rentabiliteit van het eigen vermogen) en de (liquiditeits)risico's van schuldfinanciering³⁸⁾.

Bij het beoordelen van de kredietwaardigheid van een onderneming zal de financier de nadruk leggen op dezelfde criteria die de bedrijfsleiding hanteert³⁹⁾. Daarnaast zal met name bij lange leningen ook gekeken worden

³⁸⁾ Zie ook A. I. Diepenhorst en H. Willems, De optimale financiële structuur [11] p. 195 en F. W. C. Blom, Leencapaciteit van ondernemingen [6] p. 214.

³⁹⁾ Zie O. Vogelenzang, Informatiebehoeften bij de verschaffers vanleenvermogen [32] p. 281 e.v.

naar de verhouding vreemd/eigen vermogen (de solvabiliteit) omdat het continuïteitsrisico veelal groter en moeilijker te bepalen is dan bij korte leningen. Voorts zal de financier streven naar een directe dekking (hypotheek, borgstelling, garanties enz.) van het verleende krediet indien bijvoorbeeld de financiële situatie van het bedrijf slecht schijnt en de vooruitzichten somber zijn. De kwaliteit van het management (persoonlijke kredietwaardigheid) zal o.a. worden beoordeeld aan de hand van de behaalde resultaten in de afgelopen jaren. De financiële gegevens en verhoudingen van het individuele bedrijf zullen worden getoetst aan representatieve financiële gegevens en verhoudingen van de desbetreffende bedrijfstak. Hierdoor zal de financier sneller geattendeerd worden op afwijkende situaties hetgeen kan leiden tot een nader onderzoek (zie Vogelenzang [32] p. 283).⁴⁰⁾

Concluderend kan gesteld worden dat de grootte van de „vreemde dekking” in hoofdzaak bepaald zal worden door de „eigen dekkingskracht” (liquiditeit) en de rentabiliteit van het eigen vermogen. Deze twee grootheden zijn belangrijke beslissingscriteria voor de bedrijfsleiding en de financiers. Daarnaast spelen de integrale en marginale solvabiliteit en de resultaten die in het verleden behaald zijn een belangrijke rol bij het beoordelen van de kredietwaardigheid van ondernemingen.

Met betrekking tot de rentabiliteit van het eigen vermogen en de relatieve schuldverhouding (de solvabiliteit) kan het volgende worden opgemerkt. Verwacht kan worden dat die grootheden voor een groot deel dezelfde informatie zullen geven over de kans op insolventie. Immers de rentabiliteit van het eigen vermogen van solvente bedrijven is (gemiddeld) beter dan die van potentiële insolvente bedrijven. Hetzelfde geldt met betrekking tot de solvabiliteit. Bovendien wordt de rentabiliteit van het eigen vermogen r_e mede bepaald door de solvabiliteit zoals blijkt uit onderstaande formule.

$$(3.7) \quad r_e = (1 - \tau) \{r + \lambda (r - i)\}$$

waarbij r = rentabiliteit op het totaal geïnvesteerd vermogen
voor interest en belasting

i = interestvoet

λ = vreemd/eigen vermogen

τ = belastingvoet

Op grond hiervan kan worden verwacht dat de informatieinhouden van de grootheden r_e en λ elkaar sterk zullen overlappen (multicollineariteit). Bij een toetsing aan empirische gegevens betreffende beursondernemingen bleek deze hypothese consistent met de betrokken feiten. Om deze technische redenen zullen we derhalve alleen r_e in het model opnemen⁴¹⁾.

⁴⁰⁾ Ook wordt er rekening gehouden met de algemene situatie (de conjunctuur, structurele veranderingen zoals concentratietendensen, saneringsplannen enz.) in de bedrijfstak. „Het feit, dat een bedrijf behoort tot een zwakke bedrijfstak zal overigens weinig invloed hebben als de situatie bij het bedrijf zelf wel goed is” (op. cit. p. 282).

⁴¹⁾ In plaats van r_e zou zonodig r en λ in het model kunnen worden opgenomen. Bij een toetsing van een soortgelijke hypothese als die t.a.v. r_e en λ aan empirische gegevens bleek ook r en λ voor een groot deel dezelfde informatie te verschaffen over de kans op insolventie.

De marginale solvabiliteit kan in het model niet worden opgenomen omdat niet alle bedrijven in onze steekproef daarover informatie verschaffen. Het gemis aan informatie zal evenwel niet groot zijn. Gezien het belang dat financiers hechten aan onderpanden zal de marginale solvabiliteit slecht zijn als de integrale solvabiliteit slecht is en omgekeerd. Met andere woorden: de informatie over de marginale solvabiliteit wordt (deels) verstrekt door de integrale solvabiliteit die in het model is opgenomen.

Er zijn geen a priori overwegingen om te verwachten dat de rentabiliteit $(r_e)_t$ en de „liquiditeitsratio” NO_t/KV_{t-1} sterk gecorreleerd zijn. Immers de rentabiliteit is een variabele die de ontwikkeling van de liquiditeit op de lange termijn mede bepaalt.⁴²⁾

Recapitulerend kan gesteld worden dat de grootte van de „vreemde dekking”, $(KV_t + EL_t)/KV_{t-1}$ in hoofdzaak bepaald zal worden door de liquiditeitsratio, NO_t/KV_{t-1} en de rentabiliteit van het eigen vermogen $(r_e)_t$.

Laten we aannemen dat $(KV_t + EL_t)/KV_{t-1}$ een stijgende functie, zeg $f(\cdot)$, is van de criteria $x_1 \equiv NO_t/KV_{t-1}$, $x_2 \equiv (r_e)_t$ dan geldt

$$(3.8) \quad KV_t + EL_t/KV_{t-1} = f(x_1, x_2)$$

Door substitutie in (3.6) kunnen we zeggen dat er sprake is van insolventie als:

$$(3.9) \quad x_1 + f(x_1, x_2) < 1$$

De liquiditeitsratio x_1 en de rentabiliteitsratio x_2 zullen aldus de insolventie van een onderneming bepalen.⁴³⁾ We zullen in paragraaf 5 trachten met het model insolventie 1-5 jaar vooraf te voorspellen. Voor we tot het bespreken van de voorspelfuncties en de voorspelresultaten overgaan zullen we eerst de steekproefdata bespreken.

4 Data

Het onderzoek betreft twintig beursondernemingen die in de periode 1954-1974 insolvent zijn geworden. Daarvan werden veertien na intrekking van de verleende surséance van betaling failliet verklaard. Drie ondernemingen reorganiseerden zich na een verleende surséance van betaling. De overige drie ondernemingen werden gedwongen te liquideren omdat ze al enige jaren zware verliezen hadden geleden en er geen uitzicht op verbetering was. Niet alle bedrijven die gedwongen worden te liquideren vallen onder het door ons gedefinieerde begrip „insolvente bedrijven”. Ten eerste moet een desbetreffend bedrijf in haar financieringsopzet gebruik maken van schulden. In de tweede plaats moet er sprake zijn van een duurzame terugslag in de omzet waardoor men niet meer op tijd aan zijn schuldlasten kan voldoen. De schuldlasten van de drie bedrijven die besloten te liquideren waren relatief

⁴²⁾ Het zou momenteel te ver voeren op de behaalde resultaten in het verleden (persoonlijke kredietwaardigheid) in te gaan. We hopen binnenkort in een afzonderlijk artikel hierop terug te komen. De voorlopige resultaten wanneer ook dit aspect in het model wordt opgenomen zijn bemoedigend.

⁴³⁾ We gaan hier niet in op de vorm van $f(x_1, x_2)$. Een nader onderzoek hiervan volgt.

zeer hoog. Naast het vermijden van verdere verliezen voor met name aandeelhouders was een belangrijk motief tot liquidatie: „de hoge schuldpositie en de daaraan verbonden rentelasten zo snel mogelijk te ondervangen”.

Zes van de twintig waren textielondernemingen, vier metaalverwerkende ondernemingen, drie machinefabrieken, twee bouwondernemingen, twee ondernemingen waren afkomstig uit de bedrijfstak voedings- en genotmiddelen en drie uit de overige bedrijfstakken.

Het was aanvankelijk de bedoeling het onderzoek te beperken tot een kortere periode dan twintig jaar, omdat met name fundamentele veranderingen in de tijd kunnen optreden in de algemene economische situatie⁴⁴). Dit is evenwel niet nodig als de relatie tussen de ratio's en het al of niet insolvent worden maar gehandhaafd blijft. In dat geval zullen die veranderingen geen invloed hebben op de voorspelkwaliteit van het model. Blum heeft m.b.v. een „updating” procedure de invloed onderzocht van fundamentele veranderingen in de economie op de voorspelresultaten van zijn model. De invloed was gering (zie Blum [7], p. 152 e.v.⁴⁵).

Voor elk van deze ondernemingen werden zes jaarverslagen verzameld vóór insolventie. De gemiddelde tijd tussen het eerste verslag vóór insolventie en het insolventiemoment van de bedrijven was 9.7 maanden. Als insolventiemoment is genomen de datum waarop de voorlopige surséance van betaling werd verleend, resp. de datum waarop werd besloten tot liquidatie.

De range van het totaal geïnvesteerde vermogen van negentien van de twintig ondernemingen was 1,02-30,5 mln. gulden één jaar vóór insolventie. Het gemiddelde daarvan was 15,2 mln. gulden. Naast deze kleine en middelgrote was er nog een grote (textiel)onderneming die in de beschouwde periode insolvent werd. De totale activa van deze onderneming beliepen één jaar vóór de insolventie 153,2 mln. gulden.

Voor elke insolvente onderneming werd een solvente partner gekozen uit dezelfde bedrijfstak en periode die qua grootte (totale activa)⁴⁶) zoveel mogelijk overeenkwam met zijn insolvente partner⁴⁷)⁴⁸). De range van de totale activa van de negentien solvente bedrijven was in het eerste jaar 1,7-33,5 mln. gulden; gemiddeld 16,3 mln. gulden. Er was geen grote solvente onderneming te vinden met ongeveer gelijke grootte in het eerste jaar als de grote insolvente onderneming. De totale activa van de solvente onderneming die we gekozen hebben waren in het eerste jaar 245,3 mln. gulden. Het verschil in omvang tussen beide grote ondernemingen over een periode van zes jaar was evenwel kleiner. De gemiddelde waarde van de totale activa

⁴⁴) Voorts kunnen fundamentele wijzigingen in de economische situatie van invloed zijn op de frequentie van insolventies in een bepaalde periode.

⁴⁵) Ook Altman [2], Beaver [4], Blum [7] en Edmister [13] hebben door gebrek aan gegevens hun onderzoek uitgebreid over een periode langer dan 10 jaar.

⁴⁶) „One of the basic functions of the financial ratios is to deflate accounting data by the size of firms; and therefore, most of the size-of-firm effect should be washed out by the ratios themselves” (zie Horrigan [18] op. cit. p. 41, 1965).

⁴⁷) Het is niet strikt nodig de beide groepen bedrijven even groot te kiezen. Men zou bijvoorbeeld de solvente groep groter kunnen kiezen dan de insolvente groep indien men over relatief weinig insolvente bedrijven beschikt. Voor ons probleem lijkt een steekproef van 40 bedrijven groot genoeg.

⁴⁸) Deze steekproefsamenstelling heeft tot doel de invloed van de interveniërende variabelen („grootte” en „bedrijfstak”) uit te schakelen omdat deze variabelen storend kunnen werken op de relatie tussen ratio's en de kans op insolventie.

van de grote insolvente onderneming was 186,3 mln. en voor de grote solvete onderneming 185,0 mln. gulden.

5 Resultaten

Voor elk van de veertig beursondernemingen hebben we voor de periode van 5 jaren de ratio's berekend die in paragraaf 3 zijn afgeleid. Op basis hiervan hebben we voor elk jaar een functie geschat waarmee de bedrijven geklassificeerd kunnen worden naar de beide groepen. Bij het schatten van die functies is gebruik gemaakt van regressie-computerprogramma's omdat die in het algemeen beter ontwikkeld zijn dan discriminant-programma's. In geval van twee groepen zijn de regressie-coëfficiënten proportioneel met de coëfficiënten van de discriminantfunctie indien aan de afhankelijke variabele de waarde 1 (solvent) en 0 (insolvent) wordt toegekend ⁴⁹⁾.

5.1 Resultaten eerste jaar

We zullen nu de geschatte functie bespreken van het eerste jaar vóór insolventie. Deze heeft de volgende gedaante:

$$(5.1) \quad y = .5293 + .4488x_1 + .2863x_2 \\ \quad \quad \quad (.1129) \quad (.0729)$$

waarbij

x_1 = de liquiditeitsratio van een bedrijf in het eerste jaar vóór insolventie,

x_2 = de rentabiliteit van het eigen vermogen van een bedrijf in het eerste jaar vóór insolventie,

y = de „regressie-score” van een bedrijf.

De tekens van de coëfficiënten zijn in overeenstemming met de theorie ⁵⁰⁾. De gemiddelde liquiditeitsratio en rentabiliteitsratio van solvete bedrijven zijn groter dan die van insolvente bedrijven. Omdat bij het schatten van de functie aan y de waarde 1 is toegekend voor solvete bedrijven en 0 voor insolvente bedrijven zal, bij positieve regressie-coëfficiënten de gemiddelde y -score van de solvete bedrijven ook groter zijn dan die van de insolvente bedrijven.

Het spreekt vanzelf dat discriminatie m.b.v. (5.1) slechts zinvol is als de vector μ_1 van de gemiddelde waarden van de ratio's van de solvete groep verschilt van de corresponderende vector μ_2 voor de insolvente groep.

Statistische significantie ⁵¹⁾

De zinvolheid van de geschatte functie hebben we dan ook getoetst door de

⁴⁹⁾ Een regressie op basis van een onafhankelijke dummy variabele is hier gerechtvaardigd omdat deze regressie slechts gebruikt wordt om de bedrijven in groepen te klassificeren. Voor andere doeleinden is zo'n regressie minder geschikt omdat daarbij niet voldaan wordt aan de klassieke kleinste-kwadraten veronderstelling van de homoscedasticiteit (zie ook A. S. Goldberger, *Econometric Theory*, New York. John Wiley and Sons 1964 pp. 248-257).

⁵⁰⁾ Merk op dat elk van de regressie-coëfficiënten groter is dan tweemaal zijn standaardfout die daarbij tussen haken zijn opgenomen; hoewel hier niet dezelfde betekenis mag worden toegekend aan de standaardfouten als in het lineaire model. Zie ook voetnoot 49.

⁵¹⁾ De toetsen die hieronder zullen worden uitgevoerd berusten op de veronderstelling van normaal verdeelde variabelen x_i .

hypothese $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ te toetsen met de grootheid F. Deze heeft de volgende gedaante ⁵²⁾

$$(5.2) \quad F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - p - 1}{p}$$

waarbij

R = de correlatie-coëfficiënt van de geschatte functie

n = het totale aantal objecten (bedrijven)

p = het aantal onafhankelijke variabelen (ratio's).

De gekwadraterde correlatie-coëfficiënt, R^2 meet de proportie verklaarde variatie in de afhankelijke variabele. De grootheid F meet de verklaarde variatie per eenheid onverklaarde variatie. Hij heeft een F-verdeling met p en n-p-1 vrijheidsgraden. Naarmate de gemiddelde waarden van de variabelen van de groepen verschillen zal de desbetreffende F-waarde groter zijn. Bij een α procent toets wordt de hypothese H_0 verworpen als $F > F_{1-\alpha}(p, n-p-1)$, waar $F_{1-\alpha}(p, n-p-1)$ het $(1-\alpha)$ -de percentiel is van de F (p, n-p-1)-verdeling. Een betere procedure is bij empirische onderzoeken de kleinste waarde van α , $\alpha_{\min}$ (de zgn. overschrijdingskans) te geven waarvoor de gevonden uitkomst F, nog juist tot verwerping van de nulhypothese zou leiden, omdat dit meer informatie verschaft. De keuze van de „onbetrouwbaarheidsdrempel” α wordt dan aan de lezer overgelaten.

Tabel 5.1

Significantie-toetsen

	R^2	F-waarde
y	.517	19.87 ^a
y'	.316	11.24 ^a
y''	.311	9.78 ^a
a: $\alpha_{\min} < .005$		$F_{.995}(2,37) = 6.15$ $F_{.995}(1,37) = 8.94$

In ons geval is n = 40, p = 2 en $R^2 = .517$. De berekende F-waarde is gelijk aan 19,87 (zie de eerste rij van tabel 5.1). Deze is groter dan $F_{.995}(2,37)$ zodat de nulhypothese wordt verworpen. We mogen derhalve verwachten dat met behulp van de geschatte functie met succes zal kunnen worden gediscrimineerd tussen de bedrijven van de twee groepen.

Significante bijdrage van de ratio's

Ook de significante bijdrage van de liquiditeitsratio x_1 en de rentabiliteitsratio x_2 tot het discriminerend vermogen van de geschatte functie kan wor-

⁵²⁾ Zie ook [1] paragraaf 4.

den getoetst met een F-toets.

Dit probleem kan in het algemeen als volgt worden geformuleerd.

Als we willen weten of een regressie gebaseerd op $x_1, x_2, \dots, x_p, x_{p+1}, x_{p+2}, \dots, x_{p+q}$ een betere regressie is dan één die slechts gebaseerd is op $x_1, x_2, \dots, x_p$, dan kan dit worden getoetst met de grootheid⁵³⁾:

$$(5.3) \quad F = \frac{R_p^2 + q - R_p^2}{1 - R_p^2 + q} \cdot \frac{n - p - q - 1}{q}$$

In ons geval is $n = 40$, $p = 1$ en $q = 1$ en $R_p^2 + q = .517$ (zie tabel 5.1). Laten we zeggen dat y' is de geschatte funktie op basis van de liquiditeitsratio, en y'' de geschatte funktie op basis van de rentabiliteitsratio. De gekwadrateerde correlatie-coëfficiënt, R_p^2 van y' is .316 en van y'' is .311. Op basis van (5.3) zijn de F-waarde in geval van y' en y'' berekend. Deze zijn in tabel 5.1 opgenomen. Daaruit blijkt dat zowel x_1 als x_2 een significante bijdrage leveren tot het discriminerend vermogen van de geschatte funktie y bij een overschrijdingskans $\alpha_{\min} < .005$.

Een klassificatieprocedure

Op basis van de geschatte funktie kunnen de bedrijven worden geklassificeerd in een van de twee groepen. Dit kan worden bereikt door de discriminant-score y_t van elk bedrijf t , te berekenen en te vergelijken met een kritieke score, y^* . De klassificatieprocedure is dan als volgt:

- als $y_t > y^*$ klassificeer het bedrijf in de solvete groep (1)
- als $y_t \leq y^*$ klassificeer het bedrijf in de insolvente groep (2)

Het voorspelde groepslidmaatschap kan worden vergeleken met het actuele groepslidmaatschap van de bedrijven. De resultaten kunnen worden weergegeven in een klassificatietabel.

		voorspelde groep		
		1	2	
actuele groep	1	n_{11}	n_{12}	$n_{1.}$
	2	n_{21}	n_{22}	$n_{2.}$
		$n_{.1}$	$n_{.2}$	

⁵³⁾ Zie ook [1] paragraaf 4.

waarbij n_{ij} = het aantal bedrijven dat in groep j geklassificeerd is en tot groep i behoort. Bij het klassificeren kunnen twee soorten fouten worden gemaakt:

- een onterechte klassificatie in de solvete groep
- een onterechte klassificatie in de insolvente groep

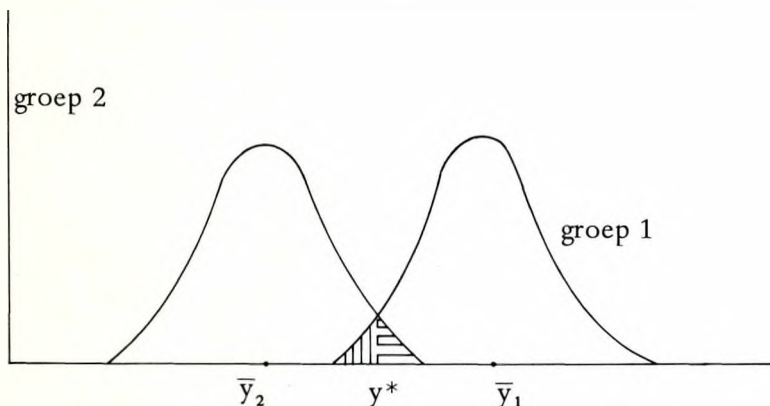
De som van de hoofddiagonaal elementen, $n_{11} + n_{22}$ van de tabel geeft het aantal bedrijven weer dat correct is geklassificeerd door de discriminant-functie; n_{12} is het aantal onterechte klassificaties in groep 2, en n_{21} is het aantal onterechte klassificaties in groep 1.

Bij een gegeven functie zal het aantal misklassificaties mede bepaald worden door de kritieke discriminant-score y^* die bij het klassificeren gehanteerd wordt. Deze wordt bepaald door de a priori kans dat een bedrijf getrokken wordt uit één van de beide groepen en voorts door de economische consequenties van een foutieve klassificatie (misklassificatiekosten). Het kan worden bewezen dat bij gelijkheid van de beide a priori kansen en misklassificatiekosten, y^* in het midden zal liggen van de gemiddelde y -scores, $\bar{y}_1$ en $\bar{y}_2$ van de beide groepen⁵⁴):

$$(5.4) \quad y^* = \frac{1}{2} (\bar{y}_1 + \bar{y}_2)$$

De proportie misklassificaties die zal ontstaan bij het hanteren van deze kritieke score kan geïllustreerd worden door de volgende eenvoudige figuur:

dichtheid
van y



De figuur geeft de verdeling van y weer van de beide groepen. Het gearceerde gedeelte geeft de kans aan op misklassificaties. Laten we zeggen dat P_1 (n_1 , n_2) de kans op een onterechte klassificatie in groep 2 en P_2 (n_1 , n_2) de kans op een onterechte klassificatie in groep 1.

P_1 (n_1 , n_2) is dan gelijk aan de oppervlakte onder de verdeling van groep 1 links van het punt y^* .

Evenzo is P_2 (n_1 , n_2) gelijk aan de oppervlakte onder de verdeling van groep 2 rechts van het punt y^* .

Indien er geen fouten worden gemaakt bij het ontwikkelen van een model

⁵⁴) Zie ook [1] paragraaf 2.

is de kans op misklassificaties van een willekeurige nieuwe steekproef gelijk aan de proportie misklassificaties van een geschatte functie. In dat geval kunnen we schrijven:

$$(5.5) \quad \begin{aligned} P_1(n_1, n_2) &= n_{12}/n_1. \\ P_2(n_1, n_2) &= n_{21}/n_2. \end{aligned}$$

Veelal worden er wel fouten gemaakt bij het ontwikkelen van een model. Deze kunnen twee oorzaken hebben. (a) fouten gemaakt bij het schatten van de parameters van de populaties (sampling bias) en (b) fouten die terug te voeren zijn op het specifieke karakter van de steekproef waarbinnen het model geschat wordt (search bias). Zie ook Frank, Massy en Morrison [15] p. 253 e.v.

Indien bij de evaluatie van een functie dezelfde data worden gebruikt als waarmee de functie geschat is, zullen de berekende proporties foutieve klassificaties, $P_i(n_1, n_2)$ systematisch overschat worden. Dit kan worden toegeschreven aan „sampling” en „search bias”.

Zuiver schatting van voorspelresultaten⁵⁵⁾

Lachenbruch⁵⁶⁾ heeft een procedure ontwikkeld om betrouwbaarheidsintervallen van de kans op misklassificatie te bepalen van een discriminantfunctie. De procedure is als volgt:

een discriminantfunctie wordt geschat voor elke steekproef die verkregen wordt door van de oorspronkelijke steekproef een object (bedrijf) weg te laten. Vervolgens wordt voor elke functie nagegaan of het weggelaten object fout wordt geklassificeerd. Laat m_1 het aantal objecten zijn van groep 1 dat fout is geklassificeerd door de geschatte functies, en laat m_2 het aantal misklassificaties van groep 2 zijn. De geschatte waarden $P_1(n_1, n_2)$ en $P_2(n_1, n_2)$ zijn dan respectievelijk:

$$(5.6) \quad \begin{aligned} P_1(n_1-1, n_2) &= m_1/n_1 \\ P_2(n_1, n_2-1) &= m_2/n_2 \end{aligned}$$

Deze zijn zuivere schatters van de kansen op misklassificatie van een discriminantfunctie die gebaseerd is op respectievelijk $(n_1-1) + n_2$ en $n_1 + (n_2-1)$ waarnemingen. Als n_1 en n_2 niet te klein zijn zullen $P_1(n_1-1, n_2)$ en $P_2(n_1, n_2-1)$ een goede benadering zijn van respectievelijk $P_1(n_1, n_2)$ en $P_2(n_1, n_2)$.

Een betrouwbaarheidsinterval van elk van de kansen P_1 en P_2 op misklassificatie kan worden verkregen door de volgende vergelijking op te lossen.

$$(5.7) \quad n_i(P_i^* - P_i)^2 / P_i(1 - P_i) = Z_{1-\alpha/2}^2, \quad i = 1, 2$$

waarbij $P_i^* = m_i/n_i$ en $Z_{1-\alpha/2}$ = de 100 $\alpha/2$ - de percentiel van de standaard-nor-

⁵⁵⁾ De procedure die nu volgt gaat weer niet van normaal verdeelde x_i . Zie ook [1] paragraaf 4.

⁵⁶⁾ P. A. Lachenbruch, An almost unbiased method of obtaining confidence intervals for the probability of misclassification in discriminant analysis. December 1967, pp. 639-645 [21].

male verdeling. De wortels van deze vergelijking vormen de onder- en bovengrens van P_i bij een gegeven betrouwbaarheidsinterval van $Z_{1-\alpha}$.

Geschatte kansen op misklassificatie

We hebben de voorspelresultaten van de geschatte functie (5.1) van de beursondernemingen geëvalueerd met behulp van de „methode-Lachenbruch”. Er zijn 40 regressies geschat op basis van de ratio's voor elke combinatie van 39 uit de groep van 40 bedrijven. Voor elke regressie hebben we het weggelaten bedrijf geklassificeerd op basis van de kritieke y-score. De geschatte kansen zijn als volgt:

- 1 voor de solvete bedrijven:
 - a. geschatte kans op misklassificatie $P_1^* = .05$
 - b. een 95 procent betrouwbaarheidsinterval:
 $.009 < P_1^* < .236$
- 2 voor de insolvente bedrijven:
 - a. geschatte kans op misklassificatie $P_2^* = .10$
 - b. een 95 procent betrouwbaarheidsinterval:
 $.028 < P_2^* < .301$

De functie voorspelt iets beter voor de solvete groep. Het gemiddelde percentage onterechte voorspellingen in groep 2, P_1^* is 5 procent en in groep 1, P_2^* is 10 procent.

In totaal werden 92,5 procent van alle bedrijven correct geklassificeerd bij een (gemiddelde) kritieke score $y^* = .50$.⁵⁷⁾

Men zou nu de vraag kunnen stellen of de proportie correcte klassificaties die verkregen is met het discriminant-analysemodel significant verschilt van die van een aselechte klassificatie. In ons geval zijn de groepen even groot. Bij een aselechte klassificatie wordt gemiddeld de helft van de bedrijven correct geklassificeerd. We hebben de volgende grootte gebruikt om te toetsen of de resultaten van het discriminant-analysemodel beter zijn dan die van een aselechte klassificatie⁵⁸⁾.

$$(5.8) \quad z = \frac{Q - P}{\sigma_P}$$

Waarbij

Q is de proportie van de steekproef die correct is geklassificeerd door de discriminantfunctie.

P is de proportie correcte klassificaties in geval men over beide groepen klassificeert met de kansen P en $1-P$. Als de groepen even groot zijn is $P = .5$

$$\sigma_P \text{ is } \sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}$$

⁵⁷⁾ De waarde van de kritieke y-score is, afgezien van een te verwaarlozen verschil tussen de grootte van de groepen, gelijk aan y^* gedefinieerd in (5.4).

⁵⁸⁾ Zie Frank, Massy en Morrison [15] p. 253 e.v.

De grootte z heeft een standaard normale verdeling. Hiermee kan de hypothese $H_0 : E(Q) = P$ worden getoetst. Naarmate Q groter is dan P zal z *ceteris paribus* groter zijn.

Bij een α procent toets wordt de hypothese H_0 verworpen als $z > z_{1-\alpha}$ waar $z_{1-\alpha}$ het 100 $(1-\alpha)$ -de percentiel van de standaard normale verdeling voorstelt.

Evenals bij de F-verdeling is een betere weg α niet a priori te kiezen maar de kleinste waarde van α , $\alpha_{\min}$ te geven waarvoor de gevonden uitkomst z , nog juist tot verwerping van de nulhypothese zou leiden (de zgn. overschrijdingskans) omdat dit meer informatie verschaft. In ons geval is $Q = .925$, $P = .5$ en $n = 40$, zodat $z = 5.38$, hetgeen een overschrijdingskans $\alpha_{\min}$ van nul impliceert.

Recapitulatie

Hiervoor is een functie geconstrueerd op basis van de liquiditeitsratio en rentabiliteitsratio van de beursondernemingen één jaar vóór insolventie. De gemiddelden van de corresponderende ratio's van de groepen verschillen voldoende van elkaar zodat met de functie effectief kon worden gediscrimineerd tussen de bedrijven van de beide groepen.

Elk van de ratio's draagt wezenlijk bij tot het discriminerend vermogen van de functie. De relatieve bijdrage van de liquiditeitsratio is evenwel iets groter dan die van de rentabiliteitsratio. De functie voorspelt iets beter voor de solvente groep. 92,5 procent van alle ondernemingen werden correct geklassificeerd. De voorspelresultaten van deze analyse verschillen significant van die van het puur kansmodel.

5.2 Resultaten van de andere jaren

We zullen nu de resultaten bespreken van de geschatte functies van het 2-5 jaar. Voor elk van die jaren is een aparte functie geschat. Dat was nodig omdat de verdelingen van de ratio's en dus ook de coëfficiënten van de functie in de tijd niet constant zijn.

In onderstaande tabel zijn de geschatte functies van het 2-5 jaar opgenomen.

Tabel 5.2 *Functies en toetsen*

jaar	F-waarden						
	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	R^2	y	y'	y''
1	.5293	.4488	.2863	.517	19.87 ^a	15.87 ^a	15.40 ^a
		(.1129)	(.0729)				
2	.4685	.4859	.3789	.378	11.24 ^a	11.54 ^a	7.55 ^b
		(.1437)	(.1385)				
3	.4068	.5760	1.2731	.346	9.78 ^a	12.16 ^a	10.98 ^a
		(.1654)	(.3853)				
4	.4215	.3095	1.0977	.186	4.09 ^c	2.95 ^e	5.47 ^c
		(.1805)	(.5136)				
5	.3808	.2602	.6986	.246	6.03 ^b	7.39 ^b	4.12 ^d
		(.0942)	(.3441)				

a: $\alpha_{\min} < .005$

c: $.01 < \alpha_{\min} < .025$

b: $.005 < \alpha_{\min} < .01$

d: $.025 < \alpha_{\min} < .05$

e: $.05 < \alpha_{\min} < .10$

Ter vergelijking is daarbij ook die van het eerste jaar opgenomen. In de tabel is $\hat{b}_0$ de geschatte constante van de regressie y , $\hat{b}_1$ de geschatte regressie-coëfficiënt van de liquiditeitsratio x_1 , en $\hat{b}_2$ de geschatte regressie-coëfficiënt van de rentabiliteitsratio x_2 .

Merk op dat de tekens van alle coëfficiënten positief zijn en dus in overeenstemming met de theorie. Voorts zijn alle coëfficiënten m.u.v. $\hat{b}_1$, in het vierde jaar groter dan twee maal de desbetreffende standaardfout die daarbij tussen haken is opgenomen. Dat wil zeggen de onafhankelijke variabelen x_1 dragen relatief veel bij tot de verklaring van de variatie van de afhankelijke variabele y . (Zie ook voetnoot 50.)

Statistische significantie

De gemiddelde waarden van de ratio's der groepen verschillen in al de jaren significant van elkaar. Dit blijkt uit de resultaten van de F-toets die in de tabel 5.2 zijn opgenomen. Zoals te verwachten was neemt de F-waarde af in de tijd (1-4 jaar). De F-waarde in het vijfde jaar is groter dan die van het vierde jaar. Dit komt door de lagere correlatie-coëfficiënt R^2 in het vierde jaar, hetgeen kan worden toegeschreven aan de relatief grotere standaardfout van de regressie-coëfficiënt $\hat{b}_1$ van de liquiditeitsratio in het vierde jaar t.o.v. die van het vijfde jaar.

De kleinste waarde van α , $\alpha_{\min}$ die nog juist tot het verwerpen van de nulhypothese (dat de gemiddelde waarden van de overeenkomstige ratio's der groepen gelijk is) leidt is kleiner dan .005 voor elk van de functies van het 1-3de jaar. In het vierde jaar is $.01 < \alpha_{\min} < .025$ en in het vijfde jaar: $.005 < \alpha_{\min} < .01$.

We kunnen derhalve stellen dat gedurende een periode van vijf jaar vóór insolventie de gemiddelde waarden van de ratio's van de twee groepen bedrijven significant van elkaar verschillen. Op grond hiervan kan dan ook worden verwacht dat de voorspelresultaten van de functies tot en met het vijfde jaar redelijk zullen zijn.

Significante bijdrage van de ratio's

Uit tabel 5.2 blijkt dat de F-waarde- y' met uitzondering van het vierde jaar groter is dan de F-waarde- y'' ⁵⁹⁾.

Dat betekent dat de relatieve bijdrage van de liquiditeitsratio tot het discriminerend vermogen van de desbetreffende functie groter is dan die van de rentabiliteitsratio. De relatieve bijdrage van de liquiditeitsratio van het vierde jaar heeft absoluut gezien de kleinste bijdrage van alle ratio's. Niettemin ligt de kleinste waarde van α , waarvoor de gevonden uitkomst van F nog juist tot verwerping van de nulhypothese zou leiden tussen de 5 en 10 procent (zie ook tabel 5.2). Concluderend kan gesteld worden dat beide ratio's een significante bijdrage hebben tot het discriminerend vermogen van de desbetreffende functies.

Geschatte kansen op misklassificatie

De voorspelresultaten van de functies van het 2-5 jaar hebben we evenals die van het eerste jaar geëvalueerd met de „methode-Lachenbruch”. De resultaten zijn in onderstaande tabel opgenomen.

Tabel 5.3 Geschatte kansen op misklassificatie

Jaar	Type fout		Interval voor $1-\alpha = .95$			
	P_1^*	P_2^*	Totaal	P_1	P_2	z-waarde
1	.05	.10	.075	$.009 < P_1 < .236$	$.028 < P_2 < .301$	5.38 ^a
2	.15	.20	.175	$.052 < P_1 < .360$	$.081 < P_2 < .415$	4.11 ^a
3	.25	.20	.225	$.112 < P_1 < .468$	$.081 < P_2 < .415$	3.48 ^a
4	.25	.30	.275	$.112 < P_1 < .468$	$.145 < P_2 < .518$	2.85 ^b
5	.25	.35	.300	$.112 < P_1 < .468$	$.181 < P_2 < .567$	2.53 ^c

a: $\alpha_{\min} = 0$, b: $.002 < \alpha_{\min} < .003$ c: $.005 < \alpha_{\min} < .006$

Het model voorspelt (gemiddeld) iets beter voor de solvete dan voor de insolvente groep. De kans op een onterechte klassificatie in de insolvente groep P_1^* is in het (1-5)-de jaar respectievelijk 5, 15, 25, 25 en 25 procent. De kans op een onterechte klassificatie in de solvete groep P_2^* is in het (1-5)-de jaar respectievelijk 10, 20, 20, 30 en 35 procent. Voor elk van de kansen P_1 en P_2 is een 95 procent betrouwbaarheidsinterval berekend op basis van de formule gedefinieerd in (5.7). De intervallen zijn in tabel 5.3 opgenomen en

⁵⁹⁾ De F waarden in geval van y' en y'' zijn berekend op basis van vergelijking (5.3).

mogen voor zichzelf spreken. Zoals te verwachten was neemt de (totale) kans op misklassificatie toe in de tijd. In het eerste jaar is die 7,5 en in het 5-de jaar vóór insolventie 30 procent. Opmerkelijk is dat zelfs in het vijfde jaar 70 procent van de bedrijven correct worden geklassificeerd. Opnieuw kan de vraag worden gesteld of de verkregen resultaten van het discriminant-analyse-model beter zijn dan die van een aselechte klassificatie. Om dit te weten te komen hebben we de z-toets uitgevoerd gedefinieerd in (5.8). De berekende z-waarden zijn in vorenstaande tabel 5.3 opgenomen. Daaruit blijkt dat de z-waarde in het vijfde jaar relatief het kleinst is. De kleinste waarde van α waarvoor de gevonden waarde van z in het vijfde jaar nog juist tot verwerping van de nulhypothese zou leiden ligt tussen .005-.006 procent (zie ook tabel 5.3). We kunnen derhalve stellen dat de voorspelresultaten van ons model significant verschillen van die van een aselechte klassificatie.

6 Samenvatting en conclusie

In dit artikel hebben we een model ontwikkeld om ernstige financiële moeilijkheden (insolventie) van ondernemingen te kunnen voorspellen. Met name Altman en Beaver hebben op dit terrein empirische onderzoeken verricht. In paragraaf 2 hebben we de resultaten van deze onderzoeken besproken en geëvalueerd. Gebleken is dat met een beperkt aantal financiële ratio's insolventie enkele jaren vooraf met succes voorspeld kan worden. Een belangrijk bezwaar dat aan deze en andere onderzoeken kleeft is evenwel dat de auteurs bij het ontwikkelen van hun model niet zijn uitgegaan van een toetsbare theorie. Bij de voorselectie werden ratio's gekozen omdat zij ofwel populair waren in de literatuur danwel goede voorspellers gebleken zijn in vorige empirische onderzoeken. De resultaten van de diverse onderzoeken lopen dan ook zeer uiteen en zijn moeilijk te interpreteren. We hebben getracht in deze lacune te voorzien door bij het ontwikkelen van het model uit te gaan van een toetsbare theorie.

Op basis van de financieringstheorie hebben we in paragraaf 3 een liquiditeitsratio en een rentabiliteitsratio afgeleid die informatie omtrent de kans op insolventie bevatten. Deze ratio's vormen de basis van een voorspelmechanisme in de vorm van een discriminantmodel dat we hebben ontwikkeld. Het model is getoetst aan een steekproef van 20 solvende en 20 insolvente beursondernemingen uit de periode 1954-1974. Daaruit is gebleken dat de gemiddelde waarde van de liquiditeitsratio en rentabiliteitsratio van de groepen bedrijven enkele jaren (5) vóór insolventie significant van elkaar verschillen en dat de verschillen toenemen naar mate het insolventie moment nadert. Met de geschatte functies kon dan ook met succes worden gediscrimineerd tussen de bedrijven van de groepen. De voorspelresultaten van het model hebben we in paragraaf 5 geëvalueerd met de „methode Lachenbruch”. De geschatte kansen op misklassificatie zijn voor het (1-5)-de jaar vóór insolventie respectievelijk 7,5, 17,5, 22,5, 27,5 en 30 procent. Deze resultaten zijn beter dan die van een aselechte klassificatie. Omdat financiële instellingen bereid waren leningen aan de bedrijven te verstrekken kort voor die insolvent werden is er een indicatie dat ons model het vermogen van specialisten kan

verbeteren om ondernemingen op te sporen die binnen enkele jaren waarschijnlijk insolvent zullen worden.⁶⁰⁾ Het nut hiervan is dat op tijd bijstuuringsmaatregelen genomen kunnen worden die in het belang van beide partijen zijn.

⁶⁰⁾ Het model kan gehanteerd worden als een soort „screening device” bij het (periodiek) beoordelen van (bestaande) bedrijfsleningen. Minder tijd zal dan besteed worden aan goede leningen ($y > .50$), terwijl de relatief kleine groep riskante leningen ($y < .50$) tijdiger en beter bekeken kunnen worden. De totale „kredietkosten” van financiers kunnen daardoor belangrijk afnemen.

Geraadpleegde literatuur

- 1 Abrahamse, A. P. J. en Frederikslust, R. A. I. van, Discriminantanalyse en insolventievoorspellingen. *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfshuishoudkunde* no. 5 1976.
- 2 Altman, E. I., Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance* vol. XXIII, no. 4, sept. 1968, pp. 589-610.
A Reply to „Ratio analysis and the prediction of firm failure”. *The Journal of Finance* vol. XXV, no. 5, dec. 1970, pp. 1169-1172.
Corporate bankruptcy in America, Heath Lexington Books, London 1971.
- 3 Anderson, T. W., *An introduction to multivariate statistical analysis*, hoofdstuk 5 en 6. John Wiley & Sons, Inc. 1958.
- 4 Beaver, W. H., Financial ratios as predictors of failure. *Empirical Research in Accounting: Selected Studies* 1966, University of Chicago.
Alternative accounting measures as predictors of failure. *The Accounting Review* XLIII jan. 1968.
Market prices, financial ratios, and the prediction of failure. *Journal of Accounting Research* 6 (Autumn 1968) pp. 179-192.
- 5 Cooley, W. W., and Lohnes, P. R., *Multivariate procedures for the Behavioral Sciences*. John Wiley & Sons, Inc. 1962, New York.
- 6 Blom, F. W. C., Leencapaciteit van ondernemingen. *Bedrijfskunde* 1974/4 pp. 213-220.
- 7 Blum, M. P. *The failing company doctrine*. Ph. D. dissertation Colombia University, 1969.
- 8 Bolch, B. W. and Huang, C. J., *Multivariate statistical methods for business and economics*. Printice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey, 1974.
- 9 Bothof, A., Financiering van de onderneming in de toekomst: de betekenis van het eigen vermogen. *E.S.B.*, 20 maart 1974, pp. 236-239.
- 10 Dake, J. L., An empirical test of financial ratio analysis. A comment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March 1972.
- 11 Diepenhorst, A. I. en Willems, H., De optimale financiële structuur van de onderneming. *Kernproblemen der Bedrijfseconomie*, Agon Elsevier, Amsterdam 1966, pp. 184-197.
- 12 Donaldson, G., *Corporate debt capacity*, Boston 1961.
New framework for corporate debt policy *HBR* vol. 40 mrt-april 1962 pp. 117-131.
Strategy for financial emergencies *HBR* november-december 1969 en opgenomen in *Finance Series Part III*. Reprints from *HBR* no. 21092, pp. 1-14.
- 13 Edmister, R. O., An empirical test of financial ratio analysis for small business failure prediction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March 1972, pp. 1477-1492.
- 14 Eisenbeis, R. A. and Avery, R. B., *Discriminant analysis and classification procedures*, D. C. Heath and Company, Toronto/Londen 1972.
- 15 Frank, R. E., Massy, W. F. and Morrison D. G., Bias in multiple discriminant analysis. *Journal of Marketing Research*, vol. 11 august, 1965, pp. 250-258.
- 16 Frederikslust, R. A. I. van, Het beoordelen van kredietwaardigheid. *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfshuishoudkunde*, feb. 1975, pp. 54-68 en april 1975, p. 146.
- 17 Haslem, J. A. and Longbrake, W. A., A credit scoring model for commercial loans. A comment. *Journal of Money Credit and Banking*, aug. 1972, pp. 733-734.
- 18 Horrigan, J. O., Some empirical bases of financial ratio analysis. *Accounting Review*, July 1965 en opgenomen in *Reading Essentials of Managerial Finance*. E. F. Brigham and R. B. Ricks editors 1968, pp. 31-46. Rinehart and Winston Inc., New York.
A short history of financial ratio analysis. *The Accounting Review*, April 1968. pp. 284-294.
- 19 Johnson, C. G., Ratio analysis and prediction of firm failure. *The Journal of Finance* vol. XXV, no. 5, dec. 1970, pp. 1166-1168.
- 20 Ladd, G. W., Linear probability functions and discriminant functions. *Econometrica* vol. 34, no. 4 October 1966, pp. 873-885.
- 21 Lachenbruch, P. A., An almost unbiased method of obtaining confidence intervals for the probability of misclassification in discriminant analysis. *Biometrics*, december 1967, pp. 639-645.
- 22 Lachenbruch, P. A., and Mickey, M. R., Estimation of error rates in discriminant analysis. *Technometrics*. vol. 10, no. 1, Feb. 1968, pp. 1-11.
- 23 Lev, B., *Financial statement analysis: a new approach*. Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, N. J. 1974 New Jersey.
- 24 Lev, B. and Mandelker G., The Micro-Economic consequences of corporate mergers. *Journal of Business* 45, Jan. 1972, pp. 85-89.
- 25 Meij Jr., J. L., *Weerstandsvermogen en financiële reorganisatie van ondernemingen*, Elsevier Amsterdam 1946.
- 26 Meyer, P. A. and Pifer, H. W., Prediction of bank failures. *The Journal of Finance* vol XXV, no. 4, Sept. 1970, pp. 853-868.

- 27 Morrison, D. G. On the interpretation of discriminant analysis. *Journal of Marketing Research*, vol. VI, May 1969, pp. 156-163.
- 28 Neter, J. Discussion of: Financial ratios as predictors of failure. *Emperical Research in accounting: Selected Studies*, 1966 Supplement to vol. 4, *Journal of Accounting Research*, 112.
- 29 Orgler, Y. E., A credit scoring model for commercial loans. *Journal of Money Credit and Banking*, no. 2, 1970, pp. 435-445.
- 30 Pfeifer, P. L., Why business fail. *Management* vol. XXI, no. 1, Jan. 1974. Journal of the Irish Management Institute.
- 31 Ridder, W. J. de, Financiering van de onderneming. *F.E.M.* plusnummer 7. Bijlage van W.F.C. Blom, Schuldfinanciering van ondernemingen, pp. 1-20
- 32 Vogelenzang, O., Informatiebehoeften bij de verschaffers van leenvermogen, *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfshuishoudkunde*, juli/aug. 1974 pp. 281-289.
- 33 Scholten, Th. M., *De liquiditeit van de onderneming*. H. E. Stenfert Kroese NV, Leiden 1962.
- 34 Tamari, M., Financial ratio as means of forecasting Bankruptcy. *Management International Review*, no. 4, Aug. 1966, pp. 15-21.
- 35 Weston, J. F., and Brigham, E. F., *Managerial Finance* 4e edition, Holt, Rinehart and Winston New York 1973.
- 36 Wytzes, H. C., *Ondernemingsfinanciering, theorie en politiek*. De Erven F. Bohn NV, Haarlem 1971. Hoofdstuk 10 en 13.
- 37 Zwan, A., van der, Dalend rendement op geïnvesteerd vermogen conflicterende visie op een omstreden verschijnsel *ESB* 9 juli 1975 pp. 656-660 en 16 juli 1975 pp. 680-684.