

Noordstar verzekert een snelle oplossing bij schade.



Een ongeluk is snel gebeurd. Daarom neemt u een verzekering. Liefst één die snel bijspringt als het mis loopt.

Een Noordstar-verzekering bijvoorbeeld. De snelwerkende, financiële pijnstiller bij schade! Noordstar betaalt bij autoschade maar liefst 83% van de schadegevallen uit binnen de 3 maanden na de datum van ongeval. Vergeleken met het nationaal marktgemiddelde van

66% een unieke prestatie.

Voor andere verzekeringsproducten bereikt Noordstar een gelijkaardige efficiëntie. Bespaar uzelf heel wat kopzorgen en informeer bij uw makelaar naar de snelle Noordstar-service.

NOORDSTAR
VERZEKERINGEN

Noordstar NV - Groot-Brittanniëlaan 125 - 9000 Gent - 091/35 37 11
Noordstar NV - Louiza Marialei 2 - 2018 Antwerpen - 03/233 98 05

Van Bilderbeek & Co.

Jan Bilderbeek *

Bert Bruggink **

Rolf Michon ***

Zin en onzin van financiële ratio-analyses

Verscheidene auteurs hebben zich de laatste jaren beziggehouden met het identificeren van significante verschillen, gebaseerd op financiële ratio's, tussen lopende en gefailleerde ondernemingen. Hoewel de empirische resultaten van deze studies de aandacht trokken, is er toch sprake van serieuze inhoudelijke kritiek op dit type onderzoek, alsook van suggesties om de financiële ratio-analyse uit te breiden met andere, niet louter financiële, onafhankelijke variabelen.

In dit artikel beoordelen de auteurs de geuite kritiek, en dan met name de veronderstelde inconsistentie van de empirische resultaten van de verschillende studies, alsmede de gesuggereerde afwezigheid van een theoretische onderbouwing van de studies. Verder onderzoeken zij in hoeverre decompositie maatstaven kunnen bijdragen aan een verbetering van de modellen voor faillissementspredictie; een door Lev gesuggereerde toevoeging, die in de literatuur nog opmerkelijk weinig aandacht heeft gekregen.

1. Inleiding

De afgelopen tientallen jaren hebben verscheidene auteurs zich beziggehouden met het identificeren van significante verschillen – gebaseerd op financiële ratio's – tussen lopende en gefailleerde ondernemingen. Multivariate procedures werden voor het eerst door Altman (1968) toegepast in het ontwikkelen van modellen voor faillissementspredictie, gevolgd door een veelheid van onderzoek in andere landen waaronder

* Universiteit Twente

** Rabobank Nederland; Universiteit Twente

*** Rabobank Nederland

Nederland (Bilderbeek en Van Raaij, 1971). Een omvattend overzicht hiervan is gegeven door Altman (1983) en Ooghe e.a. (1981, 1982).

Ook in de toepassing kunnen we constateren dat met name bij bancaire instellingen veelal specifiek ontwikkelde multivariate modellen voor faillissementspredictie worden gehanteerd naast de meer traditionele, univariate kredietwaardigheidsbeoordelingen. In dat verband willen we onder meer verwijzen naar recentelijk door de Universiteit Twente verricht onderzoek, in opdracht van een aantal grote Nederlandse bancaire instellingen (Versteeg, 1987; Michon, 1988).

Hoewel de empirische resultaten van deze studies de aandacht trokken, is er toch sprake van serieuze inhoudelijke kritiek op dit type onderzoek, alsook van suggesties om de financiële ratio-analyse uit te breiden met andere, niet louter financiële, onafhankelijke variabelen.

In dit artikel willen wij

1. de geuite kritiek beoordelen, en dan met name aandacht besteden aan de veronderstelde inconsistentie van de empirische resultaten van de verschillende studies naar financiële ratio's (paragraaf 2) en de gesuggereerde afwezigheid van een theoretische onderbouwing van deze studies (paragraaf 3),
2. onderzoeken in hoeverre decompositie maatstaven kunnen bijdragen tot een verbetering van de modellen voor faillissementsvoorspelling.

2. Inconsistentie van de empirische resultaten

Beschouwen we de uiteindelijke resultaten van de multivariate financiële ratio-modellen, dan lijkt het zo te zijn dat de op statistische grondslagen geselecteerde financiële ratio's in de resulterende (multiple) discriminantfuncties slechts een zeer beperkte overlap in ratio's kennen. Deze verschillen in de resulterende discriminantfuncties vormen een belangrijke bron van inhoudelijke kritiek: de argumenten zijn inconsistentie en een gebrekkige theoretische grondslag. In het navolgende willen we deze argumenten nader bezien.

Reeds in onze studie uit 1979 (Bilderbeek, 1979) bespraken we de inhoudelijke overlap van gebruikte ratio's en indiceerden we enkele expliciet herkenbare relaties tussen financiële ratio's. Er is echter sprake van meer overlap in de ratio's dan expliciet kan worden waargenomen. Dit kan worden aangetoond door de statistische relaties tussen de oorspronkelijke ratio's vast te stellen door middel van een correlatiematrix. Een correlatiematrix vormt het uitgangspunt om op een betrekkelijk ar-

bitraire wijze een reductie aan te brengen in het aantal ratio's. Het reduceren op basis van een kritische waarde (in onze studie is de kritische waarde 0,7) voor de correlatiecoëfficiënten is noodzakelijk om het probleem van multicollineariteit te doen verminderen.

Bijvoorbeeld: als de ratio vlottende activa/vlottende passiva en de ratio netto werkkapitaal/omzet een correlatiecoëfficiënt hebben van 0,8, dan dient een van beide ratio's geëlimineerd te worden. Uiteraard kunnen theoretische argumenten worden aangedragen in dit eliminatieproces, maar het moge duidelijk zijn dat in het ene onderzoek "gekozen" kan worden voor de eerste ratio, terwijl in een ander onderzoek de tweede ratio wordt geselecteerd. Derhalve ogenschijnlijk verschillend, terwijl de overlap feitelijk nagenoeg volledig is.

Een tweede stap is om na te gaan of er sprake is van een onderliggende structuur binnen de ratiomodellen. Hiertoe zou b.v. de factoranalyse kunnen worden toegepast.

Chen e.a. (1981) hebben aangetoond dat de factor-oplossingen in de onderzoeken van Pinches en Mingo (1973), Stevens (1973) en Libby (1975) consistent zijn met de factor-oplossingen in de onderzoeken van Pinches, Mingo en Caruthers (1973; hierna PMC) en Pinches, Eubank, Mingo en Caruthers (1975; hierna PEMC). Het blijkt dat in de PMC- en PEMC-studies uit een oorspronkelijke set van 48 ratio's een zevental factoren kan worden afgeleid, dat 92 % van de variantie in de oorspronkelijke ratioset verklaart. Deze zeven dimensies zijn als volgt aangeduid: "rentabiliteit van het totaal vermogen", "solvabiliteit", "omloopsnelheid van het vermogen", "liquiditeit op korte termijn", "kaspositie", "omloopsnelheid van de voorraden", en "omloopsnelheid van de debiteuren".

Verder toont Chen aan dat de 34 significante ratio's in de modellen van Beaver (1966), Altman (1968), Deakin (1972), Edminster (1972), Blum (1974), Libby (1975) en Elam (1975) tot dezelfde zeven dimensies kunnen worden gereduceerd door middel van een principale-componentenanalyse. Deze zeven factoren lijken aldus unieke financiële dimensies te zijn in de faillissementspredictie. In onze studie uit 1977 en een vervolgstudie in 1989 (Bilderbeek, 1977; Bilderbeek c.s., 1989) rapporteerden we reeds over vergelijkbare resultaten op basis van een factoranalyse.

Ergo, we kunnen stellen dat de schijnbaar tegenstrijdige resultaten van onderzoek naar financiële ratio-modellen niet noodzakelijkerwijs op inconsistenties behoeven te wijzen, daar er steeds sprake is van een vergelijkbaar zevental unieke financiële dimensies.

Om dezelfde reden is het aldus vanzelfsprekend dat substitutie van de

ene ratio door een andere, hoog-correlerende ratio in de discriminantfunctie niet of nauwelijks van invloed blijkt te zijn op het classificatiere-sultaat.

Nogmaals, een oppervlakkige visuele vergelijking van de discriminantfuncties lijkt te wijzen op verschillen, maar nadere analyses leiden tot de conclusie dat er sprake is van een grote mate van overeenkomst.

De verschillen die resteren worden niet verklaard door inconsistenties doch veelal door verschillen in de onderzoeksopzet. In dat verband kunnen we wijzen op:

1. verschillen in de definiëring van het begrippenpaar "lopend" en "failliet",
2. verschillen in het onderzoek van het aantal jaren voorafgaand aan het faillissement,
3. verschillen in de in het onderzoek betrokken economische sectoren,
4. verschillen in de gebruikte statistische technieken, gegeven de verschillende doelstellingen van een financiële ratio-analyse (ordering versus classificatie).

Omtrent dit laatste punt wordt soms gesteld dat multiple regressie-analyse en multiple discriminantanalyse qua verwerking vergelijkbaar zijn (Ladd, 1965; Eisenbeis, 1971). Tot zo'n 15 jaar geleden was dit uitgangspunt praktisch van nut, daar programmatuur ter ondersteuning van multiple regressieanalyse beter beschikbaar was dan programmatuur ter ondersteuning van een multiple discriminantanalyse. Kooyman (1976) concludeerde echter naar aanleiding van de veronderstelde vergelijkbaarheid van beide methoden dat "the estimation method of least-squares is unsuitable to be applied to a linear relation with a binary regressand". In zijn algemeenheid kunnen we van dergelijke conclusies met betrekking tot de toepassing van statistische technieken leren dat vooral de onderliggende vooronderstellingen, en daarmee de beperkingen, verbonden aan deze technieken van groot belang zijn. In dit verband is het interessant te wijzen op een tweetal artikelen van de hand van Deakin (1972, 1976). Tevens willen we verwijzen naar Kendall (1980), waarin de auteur wijst op de verschillende doelstellingen die met een multivariate analyse kunnen worden nagestreefd en op heldere wijze uiteenzet welke statistische technieken hiertoe het meest geschikt zijn.

3. Ontbreken van een theoretische onderbouwing

Veelal gaat het argument van inconsistentie van de resultaten van de financiële ratio-modellen gepaard met de suggestie dat een theoretische onderbouwing in deze studies ontbreekt. Verondersteld wordt verder dat zodra deze "falings-theorie" zou zijn ontwikkeld het aantal ratio's a priori zou worden gereduceerd. Een selectie, dus, op basis van theoretische overwegingen en niet, zoals nu gebruikelijk, op basis van statistische berekeningen.

Met Lev en Foster (Lev, 1974; Foster, 1978) kunnen we instemmen dat slechts economisch relevante ratio's in de studie dienen te worden opgenomen.

Uitgaande van het Du Pont-schema zouden we dus kunnen stellen dat de beoordeling van de levensvatbaarheid van een onderneming gebaseerd zou kunnen worden op een beschouwing van slechts de "rentabiliteit van het totaal vermogen (ROI)". Immers, de ROI is in de Du Pont-optiek een soort alles omvattende financiële ratio. Doch om redenen die we reeds eerder hebben aangestipt (Bilderbeek, 1979) is het noodzakelijk een meer uitgebreide analyse uit te voeren. Hierin kunnen we opnieuw Chen volgen door te stellen dat we op zoek moeten zijn naar die financiële dimensies die bijdragen aan een vroegtijdige voorspelling van de levensvatbaarheid van ondernemingen.

Als voorbeeld: beoordeling van de liquiditeitspositie van een onderneming is slechts relevant in relatie tot de beoordeling van de winstgevendheid en solvabiliteit. Immers, slechts bij een inadequate winstgevendheid en slechte solvabiliteit zal een situatie van liquiditeitskrapte leiden tot de ondergang van de onderneming. Liquiditeitsratio's hebben dus een resulterend karakter in plaats van een veroorzakend karakter, hetgeen ons tot de conclusie brengt dat modellen gebaseerd op liquiditeitsratio's op lange(re) termijn slechte voorspellers moeten zijn van de levensvatbaarheid (zie ook Taffler e.a., 1977).

Derhalve zouden financiële ratio-modellen gebaseerd moeten zijn op:

1. activiteits- en rentabiliteitsratio's die de ondernemingsprestaties in een bepaald jaar weergeven,
2. solvabiliteitsratio's, die de ondernemingsprestaties over een aantal (voorafgaande) jaren weergeven.

Hoewel men dus op voorhand mag verwachten dat liquiditeitsratio's minder relevant zullen zijn, is het vanuit een theoretische invalshoek bezien niet noodzakelijk deze ratio's a priori weg te laten uit de empirische analyse. Wetenschappelijk gezien is het zelfs elegant ze in de empirische analyse te betrekken (als te toetsen hypothesen) en vervolgens

aan te tonen dat ze ook op statistische gronden niet werkelijk bijdragen aan een verbetering van een tijdig signalerend predictiemodel. Uiteraard geldt dit niet slechts voor de liquiditeitsratio's doch voor alle economisch relevante ratio's.

Verder moeten we beseffen dat "the most successful prediction equation which takes into account the interactions among variables is not necessarily composed of the most significant variables, measured individually" (Lev, 1974). Een a priori selectie van de relevante ratio's op basis van louter theoretische overwegingen lijkt onzes inziens dus zeer onwaarschijnlijk.

Uitgaande van de financiële dimensies die achter de financiële ratio's liggen, kunnen we overgaan tot een verdergaande generalisatie van empirische resultaten, zoals door Lev (1974) wordt bepleit. In zijn algemeenheid is het in de wetenschap, waaronder de economische wetenschap, gebruikelijk om variabelen te construeren die in staat zijn de waarden van achterliggende dimensies, die als zodanig niet direct meetbaar zijn, te weerspiegelen.

Om deze patronen of structuren te ontdekken kunnen we, zoals reeds aangegeven, statistische technieken, zoals de factor- en clusteranalyse, toepassen. De enige vraag die dan nog beantwoord dient te worden, is in hoeverre de ontdekte statistische relaties ook (wetenschappelijk) causale relaties zijn.

Levs additionele kritiek, als zou er sprake zijn van ernstige statistische tekortkomingen, is voor het grootste deel weerlegd door Zmijewski (1984). Uiteraard dienen onderzoeksresultaten geijkt te worden, doch technieken als de Lachenbruch-procedure (Lachenbruch, 1975) maken dit op betrekkelijk eenvoudige wijze mogelijk. Andere auteurs, waaronder Ball en Foster (1982), komen tot min of meer dezelfde conclusies met betrekking tot de empirische studies als Lev, waarbij met name wordt verwezen naar de gebrekkige theoretische onderbouwing.

Mensah (1984) heeft zijn bedenkingen omtrent de stationariteit van op multiple discriminant-analyse gebaseerde financiële ratio-modellen. Hij wijst erop dat per economische sector of bedrijfstak en per macro-economische situatie modellen dienen te worden ontwikkeld. Toch zijn we geneigd slechts zeer beperkt in te stemmen met Mensah's kritiek. Uiteraard zijn de economische ontwikkelingen in de verschillende geografische gebieden verschillend en worden ze, hetgeen onzes inziens minstens zo belangrijk is, verschillend geïnterpreteerd door de "stakeholders". Dit wijst erop dat verschillende modellen voor verschillende geografische gebieden moeten worden ontwikkeld. Binnen een bepaalde geografische sector kan het aantal te ontwikkelen modellen echter

beperkt blijven, in elk geval geringer dan het aantal betrokken bedrijfstakken.

De reden hiervoor ligt in het geaggregeerde karakter van de geselecteerde financiële ratio's, alsmede in de reeds aangeduide achterliggende financiële dimensies. Onze onderzoeksresultaten bevestigen overigens deze stelling. De geijkte classificatieresultaten van ratiomodellen gebaseerd op een homogene steekproef (handelsmaatschappijen) wijken niet significant af van de resultaten gebaseerd op een heterogene steekproef (handel en industrie) (Versteeg, 1987). Zich baserend op de economische karakteristieken van ogenschijnlijk verschillende sectoren, kan men deze sectoren groeperen tot een beperkt aantal clusters.

Zo onderscheiden wij in ons onderzoek de cluster "commerciële dienstverlening", bestaande uit verschillende sectoren, en de cluster "handel en industrie", eveneens bestaande uit een groot aantal sectoren. De verschillen tussen de beide clusters komen met name tot uitdrukking in de verschillen in waarde van de ratio toegevoegde waarde/balanstotaal.

Een laatste kritiekpunt verwijst naar de schijnbaar weinig plausible samenstelling van sommige multiple discriminantfuncties. Laten we dit illustreren aan de hand van de in ons onderzoek ontwikkelde discriminantfunctie (Bilderbeek, 1979):

$$D = 0,15 K1 + 4,55 K8 + 0,17 K11 - 1,57 K15 - 5,03 K19 + 0,45$$

De centroïden van de groepen zijn:

voor faillerende ondernemingen: + 0,69
voor lopende ondernemingen: - 0,64

K1 : netto winst/eigen vermogen
K8 : crediteuren/omzet
K11: omzet/totaal vermogen
K15: toegevoegde waarde/totaal vermogen
K19: winstreserve/totaal vermogen

De kritiek richt zich in dit model duidelijk op het onverwachte effect van de ratio K1, de rentabiliteit van het eigen vermogen (ROE), op de discriminantscore. Een geïsoleerde beschouwing van K1 leidt tot de suggestie als zou een hogere waarde van de ROE bijdragen aan een verslechtering van de gezondheidspositie van de onderneming. Multivariate modellen zijn echter ontwikkeld wegens het onvoldoende toereikend zijn van univariate modellen. Dit betekent evenwel dat het onjuist is een onafhankelijke variabele uit een multivariate context te lich-

ten en het effect univariaat te beschouwen. Dat is een verkeerde interpretatie van multivariate procedures.

Overigens kan worden opgemerkt dat, als een hoge ROE het resultaat is van een slechte solvabiliteitspositie (eigen vermogen/totaal vermogen) dan wel van een verliespositie in relatie tot een (klein) negatief eigen vermogen, het plusteken in de discriminantfunctie te verklaren is. Als een hoge ROE het resultaat is van een werkelijk hoge winstgevendheid, dan zal de werking van K1 ruimschoots gecompenseerd worden door met name de ratio's K15 en K19. Ergo, multivariaat redeneren betekent het beschouwen van onafhankelijke variabelen in relatie tot andere zodanige variabelen en niet vanuit een geïsoleerde positie.

4. Uitbreiding van modellen voor faillissementspredictie

Vanuit de positie van de externe analist willen we onderzoeken in hoeverre aanvullende onafhankelijke variabelen kunnen bijdragen aan een verbetering van bestaande modellen voor faillissementspredictie. Hierbij wordt specifiek bedoeld op andere dan de gebruikelijke variabelen in de traditionele financiële ratio-analyse.

Ten eerste willen wij kort enkele studies samenvatten die (deels) gericht zijn op deze aanvulling; ten tweede presenteren we onze resultaten omtrent de zogenaamde decompositie maatstaven, een door Lev gesuggereerde uitbreiding.

4.1. Modellen voor faillissementspredictie op basis van funds-flow-analyse en cash-flow-analyse

Een aantal studies is zeer nadrukkelijk gericht op het onderzoeken in hoeverre "funds-flow"-analyse en "cash-flow"-analyse kunnen bijdragen aan een verbetering van de predictieresultaten.

Casey en Bartczak (1985) onderzochten drie variabelen op cash-flow-basis die overigens in een univariate analyse als slechte voorspellers naar voren komen. Toevoeging van deze ratio's aan een multiple discriminant-model en een logit-regressie-model leverde geen enkele verbetering op van het oorspronkelijke classificatieresultaat.

Gentry c.s. (1985) presenteren een logit-model gebaseerd op een achttal variabelen ontleend aan Helferts "funds-flow"-model. Dit model resulteerde niet in een beter classificatieresultaat dan een traditioneel opgebouwd ratio-model. Een uitbreiding van dit onderzoek in 1987 (Gentry, 1987), waarin de oorspronkelijke acht funds-flow-componenten zijn opgesplitst in een twaalfstal variabelen, resulteerde overigens wel in een verbetering van het classificatieresultaat.

Aziz e.a. (1988) presenteerden een logit-model opgebouwd uit een twaalfstal variabelen ontleend aan Lawsons "cash-flow-identity". Het classificatieresultaat werd vergeleken met Altmans Z- en Zeta-model. Het opmerkelijke resultaat is dat Altmans model de laatste twee jaar vóór het moment van insolventie beter classificeert, terwijl het model van Aziz in de jaren daarvóór beter classificeert.

Declerc, Heins en Van Wymeersch (1991) presenteren een funds-flow-model dat in vergelijking met het model van Ooghe en Verbaere (Ooghe e.a., 1982) beter lijkt te classificeren. Opvallend hierbij is dat met name type II-fouten – dat wil in dit verband zeggen dat niet-gefaillende ondernemingen als faillerend worden geclassificeerd – bij gebruik van het model van Declerc e.a. beduidend minder voorkomen.

Dambolena en Khoury (1980) tenslotte onderzochten vier verschillende criteria voor stabiliteit van ratio's (in de tijd). Zij toonden aan dat toevoeging van de standaarddeviatie van een aantal ratio's aan het discriminantmodel kan bijdragen aan een verbetering van het classificatieresultaat.

Samenvattend kan gesteld worden dat het kort aangeduide onderzoek erop wijst dat een verbetering van modellen voor faillissementspredictie tot de mogelijkheden moet behoren. Daarom hebben we gemeend Levs uitdaging te moeten aangrijpen om te onderzoeken in hoeverre decompositie maatstaven kunnen bijdragen aan modellen voor faillissementspredictie, in de wetenschap dat Booth (1983) en Betts en Belhoul (1987) hebben aangetoond dat deze maatstaven in een univariate analyse in staat blijken te zijn ondernemingen te classificeren in lopend en failliet.

4.2. Decompositie maatstaven

Decompositie maatstaven zijn oorspronkelijk ontwikkeld als informatie maatstaven, met name gericht op allocatievraagstukken. Gegeven een zeker totaal wordt met name de aandacht gericht op veranderingen in de samenstellende componenten binnen een bepaalde tijdsperiode.

De weergave is als volgt:

$$I(A) = \sum_{i=1}^n q(i) \cdot \log \frac{q(i)}{p(i)}$$

waarbij $I(A)$ = decompositie maatstaf voor het totaal A

n = aantal samenstellende delen

$p(i)$ = fractie van deel i van het totaal A op moment t

$q(i)$ = fractie van deel i van het totaal A op moment t+1

Uitgaande van Theils introductie van deze maatstaven in de financiële analyse, was het Lev die als eerste de waarden van drie decompositie-maatstaven (activa-decompositiemaatstaf, passiva-decompositiemaatstaf en de balans-decompositiemaatstaf) hanteerde in de faillissements-predictie. De waarden van de individuele maatstaven, alsmede de gemiddelde waarden over een periode van vijf jaar bleken significant hoger voor faillerende ondernemingen in vergelijking tot lopende ondernemingen. Op basis van deze eerste resultaten concludeerde Lev dat toevoeging van dit type maatstaven zou moeten bijdragen aan een verbetering van het classificatieresultaat.

De univariate analyse van Booth (1983) bevestigde Levs conclusies, hoewel de door Booth ontwikkelde multiple discriminant-functie, volledig samengesteld uit decompositiemaatstaven, een uitgesproken slecht classificatieresultaat behaalde (50 % foute classificaties in een tweetal steekproeven). Het onderzoek van Betts en Belhoul (1987) wees hetzelfde uit: decompositiemaatstaven zijn niet of weinig relevant in een multivariaat model, terwijl ze in een univariate toepassing wel een zekere relevantie lijken te hebben.

Met name op die laatste toepassing hebben wij ons in ons onderzoek gericht. In samenwerking met een Nederlandse bankinstelling is een steekproef samengesteld bestaande uit 27 gefailleerde ondernemingen en 29 paarsgewijze gekoppelde lopende ondernemingen over een periode van vijf jaar. Dit bood ons de mogelijkheid om de decompositiemaatstaven over een viertal opeenvolgende jaren te berekenen. In navolging van Lev (1974) beschouwden we de volgende maatstaven:

1. balans-decompositiemaatstaf (Ibs): de Ibs representeert de verandering in de samenstelling van de balans in twee opeenvolgende jaren. Hiertoe zijn de activa onderverdeeld in vaste en vlottende activa en de passiva in eigen vermogen, vreemd vermogen op korte termijn en vreemd vermogen op lange termijn. De vijf fracties worden gedeeld door tweemaal het balanstotaal (som van de activa en passiva). De fracties in jaar t worden aangeduid met $q(i)$ en in jaar $t+1$ met $p(i)$.
2. activa-decompositiemaatstaf (Ia): de Ia representeert de verandering in de samenstelling van de activazijde van de balans in twee opeenvolgende jaren. Hiertoe zijn de activa onderverdeeld in vaste activa, voorraden, debiteuren en overige vlottende activa. De vier fracties worden gedeeld door de totale activa. De fracties in jaar t worden aangeduid met $q(i)$ en in jaar $t+1$ met $(p)i$.

3. passiva-decompositiemaatstaf (II): de II representeert de verandering in de samenstelling van de passivazijde van de balans in twee opeenvolgende jaren. Hiertoe zijn de passiva onderverdeeld in lange-termijnschulden, korte-termijnschulden en eigen vermogen. De drie fracties worden gedeeld door de totale passiva. De fracties in jaar t worden aangeduid met $q(i)$ en in jaar $t+1$ met $p(i)$.

De te toetsen hypothesen zijn:

1. De gemiddelde waarden van de individuele waarden per jaar van Ibs, Ia en II van de groep gefailleerde ondernemingen zijn gelijk aan de waarden van de groep lopende ondernemingen.
2. De gemiddelde waarden van de individuele gemiddelde waarden over een periode van vijf jaar (m) van Ibs, Ia en II zijn voor de groep gefailleerde ondernemingen gelijk aan de waarden van de groep lopende ondernemingen.
3. De gemiddelde waarden van de individuele standaarddeviaties over een periode van vijf jaar (s) van Ibs, Ia en II zijn voor de groep gefailleerde ondernemingen gelijk aan de waarden van de groep lopende ondernemingen.

Deze hypothesen worden verworpen als de significantie laag is (T-toets: $< 0,1$).

De resultaten van de toets zijn weergegeven in tabel 1.

Tabel 1
T-toets decompositiemaatstaf

decompositie- maatstaf	jaren t-4	vooraftgaand t-3	aan t-2	insolventie t-1	gemiddelde waarde	standaard- deviatie
balans- decompositie- maatstaf	m1 = 45,84	m1 = 32,38	m1 = 22,44	m1 = 14,04	m1 = 26,92	m1 = 28,60
	s1 = 83,46	s1 = 58,17	s1 = 36,48	s1 = 17,83	s1 = 28,07	s1 = 38,07
	m2 = 31,53	m2 = 24,58	m2 = 2,36	m2 = 18,45	m2 = 22,58	m2 = 17,85
	s2 = 41,42	s2 = 30,18	s2 = 84,56	s2 = 19,82	s2 = 17,65	s2 = 15,44
Ibs	a = 0,427	a = 0,532	a = 0,270	a = 0,422	a = 0,515	a = 0,186
activa- decompositie- maatstaf	m1 = 67,30	m1 = 131,87	m1 = 93,09	m1 = 77,46	m1 = 92,43	m1 = 77,47
	s1 = 93,72	s1 = 337,25	s1 = 156,03	s1 = 153,09	s1 = 131,89	s1 = 139,86
	m2 = 55,05	m2 = 45,91	m2 = 48,78	m2 = 45,50	m2 = 48,81	m2 = 35,41
	s2 = 10,31	s2 = 57,59	s2 = 49,22	s2 = 49,42	s2 = 27,93	s2 = 26,38
Ia	a = 0,548	a = 0,187	a = 0,155	a = 0,294	a = 0,092	a = 0,123
passiva- decompositie- maatstaf	m1 = 114,80	m1 = 32,34	m1 = 34,98	m1 = 30,36	m1 = 53,70	m1 = 54,86
	s1 = 210,25	s1 = 47,17	s1 = 58,01	s1 = 34,45	s1 = 57,37	s1 = 89,02
	m2 = 54,10	m2 = -98,45	m2 = -6,96	m2 = 70,52	m2 = 11,47	m2 = 33,41
	s2 = 125,22	s2 = 542,12	s2 = 117,70	s2 = 192,18	s2 = 28,85	s2 = 20,58
II	a = 0,240	a = 0,272	a = 0,138	a = 0,031	a = 0,008	a = 0,283

m1: gemiddelde waarde van de variabele voor de groep "lopend"

s1: standaarddeviatie van de variabele voor de groep "lopend"

m2: gemiddelde waarde van de variabele voor de groep "failliet"

s2: standaarddeviatie van de variabele voor de groep "failliet"

a: geobserveerd significantieniveau van de T-toets

Het blijkt dat slechts drie nulhypotheseën verworpen worden. De gemiddelde waarde van II voor t-1 is significant verschillend voor beide groepen (significantie 0,031). De gemiddelde waarde van m van Ia en II is significant verschillend voor beide groepen (significantie 0,092 respectievelijk 0,0008).

Deze eerste resultaten geven geen aanleiding te concluderen dat de decompositiemaatstaven in staat zijn te discrimineren tussen lopende en gefailleerde ondernemingen. In zekere zin zijn de resultaten zelfs zeer opmerkelijk, daar met uitzondering van Ibs voor t-1 de berekende waarden van de lopende ondernemingen structureel hoger liggen dan die voor de gefailleerde ondernemingen. Hetzelfde blijkt te gelden voor de gemiddelde waarden over een periode van vijf jaar (m) alsmede voor de standaarddeviaties over een periode van vijf jaar (s).

Deze resultaten zijn strijdig met de bevindingen van Lev (1974) en Booth (1983), namelijk dat de waarden van gefailleerde ondernemingen hoger liggen dan die voor lopende ondernemingen. In zijn algemeenheid is hier sprake van een wezenlijke tekortkoming van de decompositiemaatstaven: de maatstaven indiceren wel de omvang van de verandering doch niet de richting. Onderscheid in veranderingen ten goede en veranderingen ten slechte wordt niet gemaakt.

Een tweede probleem treedt op in geval van negatieve waarden. Hoe dienen negatieve waarden te worden geïnterpreteerd? Het lijkt ons zeer plausibel dat niet de waarde (positief dan wel negatief) van belang is doch de afstand tot 0. In dat geval zouden we dus moeten werken met de absolute waarden van de maatstaven. Lev besteedt geen aandacht aan dit interpretatieprobleem. Tenslotte treedt er een probleem van rekenkundige aard op, daar het onmogelijk is de logaritme van een waarde kleiner dan of gelijk aan nul te berekenen. Dus als een bepaalde fractie in het ene jaar negatief is en in een daarop volgend jaar positief, dan kan de berekening niet worden uitgevoerd.

Om ons ervan te vergewissen dat de resultaten van tabel 1 niet negatief zijn beïnvloed door negatieve waarden van Ibs en II, hebben we de bovengenoemde toetsen uitgevoerd op basis van de absolute waarden van de decompositiemaatstaven Ibs en II (voor Ia bleek herhaling op basis van de absolute waarden niet noodzakelijk daar er geen sprake was van negatieve waarden). De resultaten van de toets zijn weergegeven in tabel 2.

Tabel 2
T-toets absolute waarden decompositiemaatstaven

decompositie- maatstaf	jaren t-4	voorafgaand t-3	aan t-2	insolventie t-1	gemiddelde waarde	standaard- deviatie
absolute waarde	m1 = 45,84 s1 = 83,46	m1 = 36,53 s1 = 55,56	m1 = 22,44 s1 = 36,48	m1 = 14,43 s1 = 17,51	m1 = 28,09 s1 = 26,95	m1 = 28,49 s1 = 38,08
Ibs	m2 = 31,53 s2 = 41,42 a = 0,427	m2 = 24,58 s2 = 30,18 a = 0,323	m2 = 33,44 s2 = 77,42 a = 0,513	m2 = 20,08 s2 = 17,13 a = 0,201	m2 = 22,58 s2 = 17,65 a = 0,396	m2 = 17,85 s2 = 15,44 a = 0,191
absolute waarde II	m1 = 114,80 s1 = 210,25 m2 = 60,04 s2 = 122,35 a = 0,286	m1 = 37,02 s1 = 43,44 m2 = 148,27 s2 = 530,11 a = 0,337	m1 = 35,02 s1 = 57,98 m2 = 47,05 s2 = 17,63 a = 0,641	m1 = 31,13 s1 = 33,73 m2 = 102,12 s2 = 176,61 a = 0,091	m1 = 54,91 s1 = 56,28 m2 = 30,21 s2 = 11,74 a = 0,054	m1 = 54,57 s1 = 89,14 m2 = 31,30 s2 = 20,22 a = 0,245

m1: gemiddelde waarde van de variabele voor de groep "lopend"
s1: standaarddeviatie van de variabele voor de groep "lopend"
m2: gemiddelde waarde van de variabele voor de groep "failliet"
s2: standaarddeviatie van de variabele voor de groep "failliet"
a: geobserveerd significantieniveau van de T-toets

Opnieuw dienen dezelfde twee nulhypotheseën met betrekking tot II te worden verworpen. De overige hypothesen kunnen niet worden verworpen; wel blijkt nu vaker dat de gemiddelde waarden van Ibs en II van de groep gefailleerde ondernemingen hoger zijn dan die van de groep van lopende ondernemingen. Dit wijst op een interpretatie van de decompositiemaatstaven op basis van absolute waarden.

Tenslotte hebben we de genoemde variabelen in twee even grote groepen van laag-scorenden en hoog-scorenden gesplitst. De nulhypothese luidt: de groep van hoog-scorenden en de groep van laag-scorenden op de genoemde variabelen is onafhankelijk van de classificatie van ondernemingen in een lopende groep en een gefailleerde groep. De resultaten van de toets zijn weergegeven in tabel 3.

Tabel 3
Chi-kwadrattoets

decompositie- maatstaf	jaren t-4	voorafgaand t-3	aan t-2	insolventie t-1	gemiddelde waarde	standaard- deviatie
Ibs	a = 0,4964	a = 1,0000	a = 0,8867	a = 0,2517	a = 0,7697	a = 0,7697
absolute waarde Ibs	a = 0,4964	a = 1,0000	a = 0,6908	a = 0,2517	a = 1,0000	a = 0,7697
Ia	a = 1,0000	a = 0,5927	a = 1,0000	a = 1,0000	a = 0,2847	a = 0,5927
II	a = 1,0000	a = 0,0426	a = 0,1911	a = 0,1771	a = 0,4635	a = 0,4635
absolute waarde II	a = 1,0000	a = 0,1475	a = 0,6772	a = 0,1094	a = 1,0000	a = 0,4635

a: geobserveerd significantieniveau van de chi-kwadrattoets

Nu blijkt dat slechts in één geval de nulhypothese wordt verworpen: de waarde van II in het jaar t-3 is niet onafhankelijk van de classificatie in beide groepen (significantie 0,0426). Ergo, onze analyses geven geen aanleiding om de conclusies van Lev en Booth, namelijk dat decompositiemaatstaven in staat zijn in een univariate analyse te discrimineren tussen lopende en gefailleerde ondernemingen, te delen. Lev merkte reeds op dat de mogelijkheid bestaat dat snel groeiende ondernemingen hoge waarden op de decompositiemaatstaven zullen laten zien, hetgeen de discriminatie op grond hiervan moeilijk kan maken. Booth suggereert dat foute classificaties kunnen worden veroorzaakt door het feit dat de decompositiemaatstaven allerlei soorten afwijkingen signaleren, die geen verband houden met de classificatie in lopend en gefailleerd. In onze analyse blijkt echter dat er geen sprake is van enig ver-

schil in de verdeling van hoge en lage waarden over de groepen van gefailleerde en lopende ondernemingen. Deze bevinding en de reeds geduide tekortkomingen brengen ons tot de conclusie dat decompositiemaatstaven geen duidelijke indicatoren zijn in de faillissementspredictie. Hoe we de waarden op deze maatstaven wél zouden kunnen interpreteren zullen we in de nu volgende, laatste, paragraaf in een eerste aanzet behandelen.

5. De balans-decompositiemaatstaf

Uit de vorige analyse is gebleken dat de decompositiemaatstaven, waaronder de balans-decompositiemaatstaf, geen bijdrage kunnen leveren aan de faillissementspredictie. De vraag rijst echter wat de decompositiemaatstaf dan wel indiceert.

Om een eerste indruk hierover te krijgen is een homogene steekproef samengesteld van 123 middelgrote (100-500 werknemers) ondernemingen uit de branche van de metaalproducten in Nederland (SBI-code 34). Binnen deze steekproef selecteerden we de 15 ondernemingen met de hoogste waarden op de balans-decompositiemaatstaf en de 15 ondernemingen met de laagste waarden op deze maatstaf en we vergeleken ze op grond van een selectie van mogelijke veroorzakende variabelen.

Inspectie van de jaarrapporten van de 30 geselecteerde ondernemingen leidde tot de volgende set van mogelijke veroorzakende variabelen; voor de overzichtelijkheid zijn ze ondergebracht in zeven categorieën.

1. omvang: balanstotaal, omzet, toegevoegde waarde, totaal afschrijvingen, aantal medewerkers,
2. winstgevendheid: rentabiliteit van het eigen vermogen (ROE), rentabiliteit van het totaal vermogen (ROI),
3. solvabiliteit: debt-to-equity-ratio,
4. liquiditeit: current ratio, quick ratio, acid test ratio, netto werkkapitaal/balanstotaal,
5. omloopsnelheid: omzet/balanstotaal, omzet/vaste activa,
6. relatieve veranderingen van jaar $t+1$ ten opzichte van jaar t in totaal investeringen, afschrijvingen, crediteuren en debiteuren,
7. "rest-variabelen": pay-out quote, afschrijvingen/vaste activa, vennootschapsbelasting/bruto winst, totaal investering/afschrijvingen, vaste activa/balanstotaal, betaalde interest/balanstotaal, personeelskosten/balanstotaal, voorraden/balanstotaal, lange-termijnschulden/balanstotaal, crediteuren/balanstotaal, debiteuren/balanstotaal, afschrijvingen/balanstotaal, jaarlijkse investeringen/balanstotaal.

Om de significantie van de verschillen tussen de hoog-scorende en de laag-scorende groep te bepalen is gebruik gemaakt van een "tweesteekproeven-test" (Henkel, 1976). Voor elke variabele wordt het onderscheidend vermogen getoetst, ten aanzien van de twee groepen van ondernemingen (Hooiveld e.a., 1989).

De nulhypothese luidt: de berekende waarden van de variabelen zijn voor de hoog-scorende groep gelijk aan de waarden van de laag-scorende groep. Verwerping van de nulhypothese, met een gestelde onbetrouwbaarheid van 5 %, houdt in dat er een duidelijk onderscheidend vermogen ten aanzien van de betreffende variabele is.

In tabel 4 zijn slechts de variabelen met voldoende onderscheidend vermogen opgenomen.

Tabel 4

Waarden van de variabelen die significant discrimineren tussen laag-scorende en hoog-scorende ondernemingen

variabelen	getrind gemiddelde	
	laag-scorend	hoog-scorend
- omloopsnelheid vaste activa	4,41	18,81
- relatieve verandering in de afschrijvingen	13,9 %	-11,0 %
- vaste activa/totale investeringen	38,7 %	19,1 %
- afschrijvingen/totale investeringen	5,8 %	3,6 %
- (jaarlijkse) investeringen/ totale investeringen	9,3 %	4,6 %

Uit deze resultaten blijkt dat vooral de vaste activa, de investeringen en de afschrijvingen, alle gerelateerd aan het totale vermogen, een grote rol spelen in het onderscheid tussen laag- en hoog-scorende ondernemingen. Tevens blijkt dat de hoog-scorende ondernemingen relatief veel minder vaste activa bezitten, hetgeen tevens een verklaring inhoudt voor het relatief lage investerings- en afschrijvingsvolume. Deze bevindingen bevestigen de conclusies die eerder zijn getrokken naar aanleiding van het onderzochte verband tussen een multivariaat model gebaseerd op ratio's en de score op de decompositiemaatstaven (Bilderbeek e.a., 1989). De balans-decompositiemaatstaf blijkt niets te zeggen over de levensvatbaarheid van ondernemingen; de hoog-scorende ondernemingen lijken zelfs, in tegenstelling tot wat Lev suggereert, levensvatbaarder te zijn. De balans-decompositiemaatstaf blijkt een onderneming op geheel andere kenmerken te classificeren.

6. Conclusie

Verscheidene auteurs hebben zich de laatste jaren beziggehouden met het identificeren van significante verschillen, gebaseerd op financiële ratio's, tussen lopende en gefailleerde ondernemingen. Hoewel de empirische resultaten van deze studies de aandacht trokken, is er toch sprake van serieuze inhoudelijke kritiek op dit type onderzoek, alsook van suggesties om de financiële ratio-analyse uit te breiden met andere, niet louter financiële, onafhankelijke variabelen.

In dit artikel is de geuite kritiek beoordeeld, en dan met name de veronderstelde inconsistentie van de empirische resultaten van de verschillende studies, alsmede de gesuggereerde afwezigheid van een theoretische onderbouwing van de studies. Op basis van theoretisch en empirisch onderzoek kunnen we echter stellen dat de schijnbaar tegenstrijdige resultaten niet noodzakelijkerwijs op inconsistentie behoeven te wijzen, daar er steeds sprake is van een vergelijkbaar zevental unieke financiële dimensies. De verschillen die reesteren worden niet verklaard door inconsistenties doch door verschillen in onderzoeksopzet.

Tenslotte is onderzocht in hoeverre decompositie maatstaven kunnen bijdragen aan een verbetering van de modellen voor faillissementspredictie: een door Lev gesuggereerde toevoeging, die in de literatuur nog opmerkelijk weinig aandacht heeft gekregen. Op grond van empirische resultaten komen we tot de conclusie dat de decompositie maatstaven geen duidelijke indicatoren zijn in de faillissementspredictie. Aanvullend onderzoek naar de balans-decompositie maatstaf bevestigt dit beeld; ondernemingen die hoog scoren op deze maatstaf lijken zelfs, in tegenstelling tot wat Lev suggereert, levensvatbaarder te zijn. Onze samenvattende conclusie is dan ook dat de balans-decompositie maatstaf een onderneming op geheel andere kenmerken classificeert.

Bibliografie

- ALTMAN, E.I., "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy", *The Journal of Finance*, Vol. 23, (1968), nr. 4, pp. 589-609.
- ALTMAN, E.I., *Corporate financial distress. A complete guide to predicting, avoiding, and dealing with bankruptcy*, John Wiley & Sons, New York, (1983).
- AZIZ, A., D.C. EMANUEL en G.H. LAWSON, "Bankruptcy Prediction, An investigation of cash-flow based models", *Journal of Management Studies*, 25, (1988), 5, pp. 419-437.

- BALL, R. en G. FOSTER "Corporate Financial Reporting: A methodological review of empirical research", *Journal of Accounting Research*, 20 (1982), Supplement, pp. 215-217.
- BETTS, J. en D. BELHOUL, "The effectiveness of incorporation stability measures in company failure models", *Journal of Business Finance & Accounting*, 14 (1987), 3, pp. 323-334.
- BILDERBEEK, J. en W.F. VAN RAAIJ, "Bedrijfsdiagnose". *Ekonomisch Statistische Berichten*, 56, (1971), nr. 2786, pp. 172-176, 181.
- BILDERBEEK, J., "An empirical study of the predictive ability of financial ratios in The Netherlands", *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 49, (1979), nr. 5, pp. 388-408.
- BILDERBEEK, J., *Financiële ratio analyse*, Stenfert Kroese, Leiden, (1977).
- BILDERBEEK, J., A. BRUGGINK en R. MICHON, *Financiële ratio analyses opnieuw overwogen*, Universiteit Twente, Enschede, (1989).
- BOOTH, P.J., "Decomposition Measures and the Prediction of Financial Failure", *Journal of Business Finance & Accounting*, 10, (1983), 1, pp. 67-82.
- CASEY, C. en N. BARTCZAK, "Using operating cash-flow data to predict financial distress: some extensions", *Journal of Accounting Research*, 34 (1985), 1, pp. 384-401.
- CHEN, K.H. en T.A. SHIMERDA, "An empirical analysis of useful financial ratios", *Financial Management* (1981), Spring, pp. 51-59.
- DAMBOLENA, J.G. en S.J. KHOURY, "Ratio stability and Corporate Failure", *The Journal of Finance*, 35 (1980), 4, pp. 1017-1026.
- DEAKIN, E.B., "A discriminant analysis of Predictors of Failure", *Journal of Accounting Research*, 10, (1972), pp. 167-79.
- DEAKIN, E.B., "Distributions of financial accounting ratios: Some Empirical Evidence", *The Accounting Review*, (1976), pp. 90-96.
- DECLERC, M., B. HEINS en Ch. VAN WYMEERSCH, "Flux financiers et prévision de faillite: une analyse comportementale de l'entreprise", *Research Workshop on Accounting and Finance*, Gent, (1991).
- EISENBEIS, R.A., "Discriminant Analysis and Classification Procedures", *Zeitschrift für die Gesamte Staatswissenschaft*, 1971, p. 503-504.
- FOSTER G., *Financial Statement Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J., (1978).
- GENTRY, J.A., P. NEWBOLD en D.T. WHITFORD, "Classifying bankrupt firms with funds flow components", *Journal of Accounting Research*, 23 (1985), 1, pp. 146-160.
- GENTRY, J.A., P. NEWBOLD en D.T. WHITFORD, "Funds Flow Components, financial ratios and bankruptcy", *Journal of Business Finance & Accounting*, 14, (1987), 4, pp. 595-606.
- HENKEL, R.E., *Test of significance*, Sage Publications, Beverly Hills, (1976).
- HOOVELD, P.W.C. en J.A. OLDENKAMP, *The BDCM of Lev*, Universiteit Twente, Enschede, (1989).
- KENDALL, M., *Multivariate analysis*, Charles Griffin & Co Ltd., Londen, (1980).
- KOORMAN, M.A., *Dummy variables in econometrics*, Tilburg University Press, Tilburg, (1976).

- LACHENBRUCH, P.A., *Discriminant analysis*, Hefner Press, New York, (1975).
- LADD, G., "Linear Probability functions and discriminant functions", *Econometrica*, 33, (1965), p. 873-885.
- LEV, B., *Financial Statement Analysis: A New Approach*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J., (1974).
- MENSAH, J.M., "An examination of the stationarity of multivariate bankruptcy prediction models: A methodological study", *Journal of Accounting Research*, 22 (1984), 1, pp. 380-395.
- MICHON, R., *Financiële ratio-analyse opnieuw overwogen*, Universiteit Twente, Enschede, (1988).
- OOGHE, H., B. COOREVITS en E. VERBAERE, "Overzicht van onderzoeken i.v.m. falingsprevisie", *Bedrijfskunde*, 53 (1981), 4, pp. 344-362.
- OOGHE, H., B. COOREVITS en E. VERBAERE, "Overzicht van onderzoeken i.v.m. falingsprevisie", *Bedrijfskunde*, 54 (1982), 1, pp. 80-96.
- OOGHE, H., B. COOREVITS en E. VERBAERE, "Overzicht van onderzoeken i.v.m. falingsprevisie", *Bedrijfskunde*, 54 (1982), 2, pp. 186-192.
- OOGHE, H. en E. VERBAERE, "Determinanten van falen: verklaring en predictie", Rijksuniversiteit Gent, Accountancy-Bedrijfsfinanciering-Beleidsinformatie, Gent, (1982).
- TAFFLER, R. en H. TISSHAW, "Going, Going, gone - four factors which predict", *Accountancy (U.K.)*, 88 (1003), (1977), pp. 50-54.
- VERSTEEG, A.G., "Faillissementsvoorspelling ten behoeve van de kredietbewaking", Universiteit Twente, Enschede, (1987).
- ZMIJEWSKI, M.E., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models", *Journal of Accounting Research*, 22 (1984), Supplement pp. 59-82.

Abstract
Financial Ratio Analysis

Throughout the past years numerous authors have been engaged in the problem of identifying significant differences, based on financial ratios, between ongoing companies and those which ultimately failed. Although the empirical results of those studies look promising, there has been a lot of criticism on these early warning system oriented studies as well as suggestions to expand financial ratio analysis with other independent variables.

In this article the authors reassess the expressed criticism, paying special attention to the suggested inconsistency of the empirical results of the various ratio analytical studies and the assumed absence of a theoretical foundation of those studies. Furthermore, they want to investigate the contribution of decomposition measures to bankruptcy prediction models, an expansion suggested by Lev.

Cynthia Van Hulle *

Overnameactiviteit in België: de gevolgen van veranderingen in omgeving en wetgeving

Deze bijdrage geeft een overzicht van de regels waaraan het verwerven van controle in een op de beurs genoteerd bedrijf in België onderworpen is. In het bijzonder wordt aandacht besteed aan het publiek bod, aan de systematische aandelenverwerving op de beurs en aan de verweroving van een controlepakket in een privé-transactie. Vanuit rechtskundig oogpunt is de reglementering ter zake recentelijk grondig gewijzigd via de wetten van 2 en 9 maart 1989. Een vergelijking met de vroegere regels wordt gemaakt, evenals een analyse van de economische gevolgen van deze herregulering. Uit de analyse blijkt dat vermoedelijk enkel de meldingsplicht, zoals bepaald in de wet van 2 maart 1989, een belangrijk effect zou kunnen hebben. De resultaten uit het empirisch onderzoek ondersteunen de hypothese dat deze maatregel waarschijnlijk een bestendigende invloed heeft gehad op het overnameproces. Gezien de beperkte steekproefgrootte is het echter raadzaam de resultaten voorzichtig te interpreteren.

Inleiding

Met enige vertraging ten opzichte van de Angelsaksische landen zijn de laatste jaren, in continentaal Europa, fusies en overname in het kader van bedrijfsherstructureringen aan de orde van de dag. Deze bijdrage neemt de overname van op de beurs genoteerde ondernemingen in België onder de loep voor twee periodes, namelijk tijdens de tijdsspanne 1970-1985 en in de recente periode 1986-1990. Het laatstgenoemde tijdsinterval is zeker de moeite van het bekijken waard. Immers, het is

* K.U. Leuven. Ik dank graag de heer F. Naert van de Commissie voor het Bank- en Financieel Economisch Tijdschrift en de heer H. Smedts van de Financieel Economische Tijd voor het ter beschikking stellen van empirische gegevens. Ook gaat dank naar professor L. Vanthienen voor goede suggesties en naar T. Haesebrouck, K. Huysmans en Y. Song voor de hulp bij de praktische uitvoering van het onderzoek.