

ERASMUS SCHOOL OF ECONOMICS

BACHELORSRIPTIE: ACCOUNTING, AUDITING AND CONTROL

Accruals en de voorspelling van toekomstige kasstromen

Een onderzoek naar de toegevoegde waarde van accrual- en kasstroomcomponenten in de voorspelling van toekomstige kasstromen voor Nederlandse beursgenoteerde ondernemingen

Jacco Verheul

434506 EUR

27 juni 2018

Samenvatting

Deze scriptie onderzoekt de toegevoegde waarde van verscheidene accrual- en kasstroomcomponenten in de voorspelling van toekomstige kasstromen voor bedrijven die genoteerd staan op de AEX dan wel de AMX, waarbij accruals gedefinieerd zijn als de verschillen tussen de nettowinst en de operationele kasstroom. Hiertoe worden een vijftal lineaire regressiemodellen geschat, waarbij zowel de mogelijkheid van 'entity fixed effects' als 'time fixed effects' wordt toegestaan. Op grond van de steekproef, bestaande uit 28 AEX- of AMX-bedrijven tussen 2005 en 2014, worden de modellen allereerst vergeleken aan de hand van verschillende 'within-sample'-voorspellingsstatistieken. Vervolgens wordt ook 'pseudo out-of-sample' voorspeld middels een drietal statische 'one-year-ahead'-voorspellingen, waarvan de kwaliteit beoordeeld wordt aan de hand van Theil's U-statistiek. Uit de resultaten blijkt dat zowel geaggregeerde als gedesaggregeerde winsten voorspellende kracht hebben voor de toekomstige operationele kasstromen. Echter, niet vastgesteld kan worden dat de modellen waarin de winst gedesaggregeerd meer voorspellende kracht hebben dan de modellen waarin de winst niet gedesaggregeerd is.

Sleutelbegrippen: *Operationele kasstromen, winsten, accruals, kasstroomvoorspelling, Nederland, fixed effects, geclusterde standaardfouten, Vuong's Z-statistiek en Theil's U-statistiek.*

begeleider: *drs. R. van der Wal RA*

Inhoudsopgave

1	Inleiding	3
1.1	Maatschappelijke relevantie	3
1.2	Wetenschappelijke relevantie	4
1.3	Onderzoeksvraag en structuur van de scriptie	5
2	Literatuuronderzoek	6
2.1	Geaggregeerd onderzoek	6
2.2	Aanzet tot gedesaggregeerd onderzoek.....	7
2.3	Vervolg van gedesaggregeerd onderzoek	11
2.4	Samenvatting	13
3	Theoretisch raamwerk.....	14
4	Data & Methodiek	17
5	Resultaten.....	21
5.1	Toetsing van hypothese 1.....	21
5.2	Toetsing van hypothese 2.....	24
5.3	Toetsing van hypothese 3.....	25
5.4	Toetsing van hypothese 4.....	28
5.5	Samenvatting	31
6	Samenvatting & Conclusie	32
	Bibliografie.....	34
	Appendix A	38
	Appendix B.....	40
	Appendix C.....	41

1 Inleiding

1.1 Maatschappelijke relevantie

Kasstromen voor een onderneming zijn als bloed voor het menselijk lichaam; beide zijn van levensbelang.¹ Nauwkeurige vaststelling van de kasstromen stelt een onderneming in staat om de juiste beslissingen te maken in keuzes die gerelateerd zijn aan het wel en wee van de onderneming. Als maatstaf voor de financiële gezondheid van een onderneming geven kasstromen ook aanwijzingen over de mate waarin een onderneming in staat is om aan haar alledaagse verplichtingen te voldoen, waarom het ook de interesse van investeerders geniet (Li, Moutinho, Opong & Pang, 2015). IFRS onderscheidt drie categorieën van kasstromen: kasstromen komen voort uit operationele activiteiten, uit investeringsactiviteiten of uit financieringsactiviteiten (IAS 7.10). Dat de kasstromen uit operationele activiteiten het relevantst zijn blijkt wel uit IAS 7.13: “The amount of cash flows arising from operating activities is a *key indicator* of the extent to which the operations of the entity have generated sufficient cash flows to repay loans, *maintain the operating capability of the entity*, pay dividends and make new investments without recourse to external sources of financing” (cursivering van de auteur). Voor zowel managers als investeerders, analisten en andere belanghebbenden is de voorspelling van toekomstige kasstromen, en dus in het bijzonder van toekomstige operationele kasstromen (CF), dan ook van grote importantie (Farshadfar & Monem, 2013a; Krishnan & Largay III, 2000).

De Financial Accounting Standards Board (FASB) en de International Accounting Standards Board (IASB) stellen beide dat het verschaffen van informatie om gebruikers van jaarrekeningen te ondersteunen bij de voorspelling van de toekomstige kasstromen van een onderneming, behoort tot de voornaamste doelen van financiële verslaggeving (FASB, 1978; IASB, 2010b²). In 2001 begon de IASB zelfstandig aan een project betreffende de weergave van financiële overzichten in jaarrekeningen. Vanaf 2004 ging de IASB samenwerken met de FASB, hetwelk uiteindelijk leidde tot de publicatie van de ‘Staff Draft of Exposure Draft — Financial Statement Presentation’ (IASB, 2010a). Het belang van dit document is gelegen in het feit dat de IASB voorstelt om alle entiteiten te verplichten om het (gehele) kasstroomoverzicht weer te geven volgens de directe methode (IASB, 2010a). Verdere documenten zijn echter tot op heden niet gevolgd.³ Dientengevolge is IAS 7.18 nog

¹ Door de populariteit van levering op krediet zijn de baten en lasten van een onderneming niet gelijk aan de kasinstromen respectievelijk de kasuitstromen. Het belang van kasstroomoverzichten is dan ook gelegen in het feit dat investeerders meer zicht hebben op het verstrekte dan wel genoten krediet en zo een betere inschatting kunnen maken van het risico van liquiditeitstekorten voor de onderneming (Li et al., 2015).

² In maart 2018 bracht de IASB een vernieuwd Conceptual Framework uit. Opgemerkt zij dat dit geen onmiddellijke invloed op de huidige IFRS-standaarden heeft: de Board en het Interpretations Committee zullen het vernieuwde Framework enkel gebruiken bij het opstellen van toekomstige standaarden. Bovendien, voor opstellers van jaarrekeningen die zich baseren op het Conceptual Framework geldt dat het nieuwe Framework pas vanaf 1 januari 2020 in werking treedt. Tot slot, aangezien hoofdstuk 1 ‘The objective of financial reporting’ al in 2010 aan grote veranderingen onderhevig is geweest, is hoe dan ook geen sprake van voor deze scriptie vermeldenswaardige wijzigingen (IASB, 2018).

³ Deloitte’s webpagina IAS Plus (2017) vermeldt betreffende de huidige status van het project het volgende: “On June 24 2010, the IASB and FASB effectively discontinued this project, deciding to engage in additional outreach activities before finishing and publishing an exposure draft. (...) The IASB has indicated it will investigate whether the work previously done on the financial statement presentation project could form the basis of its new research project to develop a disclosure framework.” Hierbij zij opgemerkt dat de herziening van IAS 7 per 1 januari 2017 in het kader was van het ‘Disclosure Initiative’, maar (nog steeds) niets over een eventuele verplichting van de directe methode vermeldt (IASB, 2016).

steeds van kracht: “An entity shall report cash flows from operating activities using either (a) the direct method (...); or (b) the indirect method”. Wel vermeldt IAS 7.19 dat entiteiten aangemoedigd worden om de directe methode toe te passen.⁴

Kasstromen mogen dus op twee wijzen weergegeven worden: direct of indirect. De directe methode houdt in dat de ontvangsten en uitgaven *als zodanig* worden opgenomen in het kasstroomoverzicht (IAS 7.19). Veelvoorkomende categorieën betreffen: ontvangsten van afnemers, betalingen aan leveranciers en werknemers, ontvangen interest en dividend én betaalde interest en winstbelasting (Kruit, Pronk & Visser, 2017). Bij de indirecte methode wordt de kasstroom uit operationele activiteiten afgeleid door aanpassing van het resultaat voor: 1) wijzigingen in voorraden, handelsdebiteuren en -crediteuren, 2) resultaatposten die geen kasstroom tot gevolg hebben in dezelfde periode en 3) resultaatposten waarvan de ontvangsten en uitgaven classificeren als investerings- of financieringsactiviteiten (IAS 7.20).⁵

1.2 Wetenschappelijke relevantie

Als grond voor het aanbevelen van de directe methode wordt aangedragen dat het informatie verschaft die relevant is voor het voorspellen van toekomstige kasstromen en die niet beschikbaar is onder de indirecte methode (IAS 7.19; IASB, 2010a). Eén van de eerste onderzoeken hiernaar is van de hand van Krishnan en Largay III (2000). Uit dit onderzoek blijkt dat voor bedrijven uit de Verenigde Staten (VS) die in de periode 1988-1993 directe kasstroomoverzichten publiceerden, het toevoegen van de directe kasstroomcomponenten de aangepaste R^2 voor de drie voorspellingsjaren gemiddeld 0,27 doet stijgen (Krishnan & Largay III, 2000). Farshadfar en Monem (2013b) hebben soortgelijk onderzoek gedaan voor Australië⁶ en komen aan de hand van zowel ‘within-sample’-voorspellingsstatistieken als ‘out-of-sample’-voorspellingsstatistieken tot eenzelfde conclusie als Krishnan en Largay III in 2000 kwamen: het toevoegen van *gerapporteerde* directe kasstroomcomponenten verhoogt de voorspellende kracht. Verder blijkt uit het onderzoek van Krishnan en Largay III (2000) en ook uit onderzoeken van Cheng en Hollie (2008) en Orpurt en Zang (2009), dat het toevoegen van *geschatte* directe kasstroomcomponenten (voor VS-bedrijven) ook de aangepaste R^2 verhoogt.⁷ Echter, aangezien uit onderzoeken van Austin en Bradbury (1995), Krishnan en Largay III (2000) en Orpurt en Zang (2009) blijkt dat de directe kasstroomcomponenten niet betrouwbaar geschat kunnen worden, geldt wel dat voor het voorspellen van de CF gerapporteerde directe kasstroomcomponenten nuttiger zijn dan geschatte componenten.

⁴ Wat betreft de FASB is de situatie niet anders verlopen. Ook de FASB publiceerde in 2010 een soortgelijk document waarin werd voorgesteld om de directe methode te verplichten. Desondanks, ook ASC 230 stelt tot op heden dat er twee methoden gebruikt mogen worden om de kasstromen uit operationele activiteiten weer te geven: de directe of de indirecte methode. Tot slot, ook ASC 230 beveelt ondernemingen de directe methode aan (EY, 2017).

⁵ Als in het vervolg van de scriptie de term ‘accruals’ gebezigd wordt, wordt *in het algemeen* verwezen naar deze aanpassingen op het resultaat. Kortom, accruals zijn de verschillen tussen de nettowinst en de CF.

⁶ Wallace, Choudhury en Pendlebury stelden in 1997 dat van de (westerse) landen met regelgeving over kasstroomoverzichten, alleen Australië en Nieuw-Zeeland de directe methode verplichten. Sinds 1 juli 2011 is in deze landen de indirecte methode ook toegestaan (AASB, 2010; Bradbury, 2011). Recentere overzichten zijn naar mijn weten niet beschikbaar. Wel is mij bekend dat sinds 1 januari 2007 voor China de Accounting Standards for Business Enterprises (ASBE) gelden, waarvan ASBE 31 over kasstroomoverzichten de directe methode voorschrijft in combinatie met het in de toelichting opnemen van een overzicht van de kasstromen uit operationele activiteiten opgesteld volgens de indirecte methode (Deloitte, 2006). Wetenschappelijke onderzoeken betreffende China die voor deze scriptie relevant en bovendien van voldoende kwaliteit zijn, zijn echter niet gevonden.

⁷ Opgemerkt zij dat bij Cheng en Hollie (2008) de stijging significant, doch gering is. Over de economische betekenis van het verschil doen Cheng en Hollie (2008) geen uitspraak. Zie ook paragraaf 2.3.

Deze onderzoeken staan niet op zichzelf; ze behoren tot een al langer bezig zijnde academische discussie betreffende de vraag of de winst een betere voorspeller is van toekomstige kasstromen dan de CF is. Eerdere onderzoeken van onder andere Bowen, Burgstahler en Daley (1986) en Greenberg, Johnson en Ramesh (1986) maken gebruik van geschatte geaggregeerde CF's en komen niet tot een eenduidig antwoord. Latere onderzoeken maken gebruik van gerapporteerde geaggregeerde CF's en stellen dat als de winst gedesaggregeerd is, zij een betere voorspeller is. Zo toont onderzoek van Barth, Cram en Nelson uit (2001) dat het desaggregeren van de winst in geaggregeerde CF en verschillende accrual-componenten de voorspellende kracht aanzienlijk verhoogt ten opzichte van modellen bestaande uit geaggregeerde CF én winst gedesaggregeerd in CF en een variabele 'totale accruals'. Cheng en Hollie desaggregeerden in 2008 op hun beurt de geaggregeerde CF van het model van Barth et al. (2001) in geschatte directe kasstroomcomponenten en concludeerden dat ook dit de voorspellende kracht verhoogde. Onderzoek van Farshadfar en Monem (2013b) komt, gebruikmakend van gerapporteerde directe kasstroomcomponenten, tot eenzelfde resultaat als Cheng en Hollie (2008). Bovendien, in het slotstuk stellen zij dat er sprake is van een gebrek aan onderzoeken over dit "belangrijke onderwerp" (Farshadfar & Monem, 2013b).

1.3 Onderzoeksvraag en structuur van de scriptie

Ondanks dit (vaststellen van een) gebrek aan wetenschappelijke literatuur zijn tot op heden geen onderzoeken gevolgd die de bovenstaande modellen verifiëren voor andere landen. Betreffende de generaliseerbaarheid van de bestaande onderzoeken dient te worden opgemerkt dat landspecifieke zaken als boekhoudstandaarden, auditkwaliteit en regelgevend toezicht de vergelijking over landen sterk vermindert (Hales & Orpurt, 2013; Nikkinen & Sahlström, 2004). In deze scriptie wordt dan ook onderzoek gedaan voor de Nederlandse situatie naar de toevoeging van accruals en kasstroomcomponenten in de voorspelling van toekomstige kasstromen. Gekeken zal worden naar de jaren 2005-2017⁸ van de bedrijven die per 19 maart 2018 genoteerd staan op de AEX dan wel de AMX. Dientengevolge staat de volgende vraag in dit onderzoek centraal:

Leidt de toevoeging van verscheidene accrual- en kasstroomcomponenten tot een toename van de voorspellende kracht van winsten voor de toekomstige kasstromen van Nederlandse beursgenoteerde ondernemingen?

Het vervolg van de scriptie zal als volgt zijn opgebouwd: In hoofdstuk 2 zal onderzoek gedaan worden naar de bestaande wetenschappelijke literatuur en uiteengezet worden wat de mogelijke modellen zijn om de toekomstige CF's te voorspellen. In hoofdstuk 3 zal een keuze gemaakt worden uit de besproken modellen en zullen ook verwachtingen worden uitgesproken die in het vervolg van de scriptie als hypothesen getoetst zullen worden. Alvorens zal in hoofdstuk 4 de gebruikte data en methoden uiteengezet worden. Vervolgens zal in hoofdstuk 5 aan de hand van de bevindingen overgegaan worden tot de toetsing van de verschillende hypothesen. Op grond van deze resultaten zal in hoofdstuk 6 een antwoord geformuleerd worden op de centrale vraagstelling, vergezeld van de (mogelijke) beperkingen van dit onderzoek.

⁸ De achterliggende gedachte is dat een eventueel effect van de invoering van IFRS op de resultaten wordt uitgesloten. Sinds 1 januari 2005 zijn alle beursgenoteerde ondernemingen in de EU namelijk verplicht volgens IFRS te rapporteren (EU, 2002). In tegenstelling tot Barth et al. (2001) is niet gekozen voor een periode van tien jaar, maar in lijn met Farshadfar en Monem (2013a, 2013b) is gekozen voor een periode van 13 jaar. Dit biedt de mogelijkheid om niet alleen betrouwbaar 'within-sample' te voorspellen, maar ook 'out-of-sample'.

2 Literatuuronderzoek

In dit hoofdstuk zal de bestaande wetenschappelijke literatuur betreffende de rol van accrual- en kasstroomcomponenten in het voorspellen van toekomstige kasstromen uiteengezet worden. Onderzoek naar de rol van deze componenten betreft volgens Barth et al. (2001) namelijk de grondbeginselen van financiële verslaggeving. Dit onderzoek maakt deel uit van de meeromvattende academische discussie betreffende de relevantie van accountingdata in het voorspellen van toekomstige kasstromen⁹ van ondernemingen. De kern van deze discussie betreft de vraag of de winst een betere voorspeller is van toekomstige kasstromen dan de CF is. Hoofdstuk 2 is als volgt opgebouwd: Allereerst worden in paragraaf 2.1 verschillende artikelen besproken uit een periode waarin enkel onderzoek gedaan werd naar geaggregeerde variabelen. Vervolgens worden in paragraaf 2.2 een drietal onderzoeken ontleed die de aanzet vormen tot het latere onderzoek wat betreft de voorspelling van toekomstige kasstromen. In deze artikelen wordt namelijk overgegaan tot desaggregatie van zowel winsten als kasstromen. De latere onderzoeksartikelen, die dus voortborduren op de onderzoeken uit paragraaf 2.2, zullen in paragraaf 2.3 nader bezien worden. In paragraaf 2.4 wordt besloten met een samenvatting van de resultaten van het literatuuronderzoek.

2.1 Geaggregeerd onderzoek

Een eerste onderzoek dat betrekking heeft op de vraag of de winst een betere voorspeller is, is afkomstig van Bowen et al. (1986). Zij definiëren vijf maatstaven van (toekomstige) kasstromen. De maatstaven variëren van slechts enkele eenvoudige wijzigingen op de nettowinst tot maatstaven met meer en ingewikkeldere aanpassingen op de nettowinst, die zo de toekomstige kasstromen beter benaderen. Voor de voorspelling van de toekomstige kasstroom wordt gebruik gemaakt van lineaire regressiemodellen gebaseerd op één of twee verdeelde vertragingen van de voorspellende variabele. Telkens is één van de vijf variabelen gelijk aan de voorspelde variabele, hetwelk betekent dat in zulk een geval sprake is van een autoregressief model van de eerste orde (oftewel: een zogeheten 'random walk'-model). Bevonden wordt dat voor vier van de vijf kasstroomvariabelen de resultaten in overeenstemming zijn met de hypothese, namelijk dat 'random walk'-modellen de toekomstige kasstroom even zo goed (of beter) voorspellen als (dan) de modellen gebaseerd op één van de vier resterende kasstroomvariabelen. Dientengevolge stellen Bowen et al. (1986) dat winsten geen betere voorspelling verschaffen dan de kasstromen zelf doen.

Een ander onderzoek met betrekking tot dit vraagstuk is van de hand van Greenberg et al. (1986). Om vast te stellen of de geaggregeerde winst een betere voorspeller is van de toekomstige CF dan de geaggregeerde CF zelf is, schatten zij separate autoregressieve en verdeelde vertragingenmodellen voor de perioden één tot en met vijf én twee meerjarige modellen van twee respectievelijk drie vertragingperioden (AR- of DL(2 óf 3)). Opgemerkt zij hierbij dat Greenberg et al. (1986) geen gebruik maken van de werkelijke of gerapporteerde CF, maar van een schatting hiervan. De voorspellende kracht van het kasstroom- respectievelijk het winstmodel wordt voor elk bedrijf vergeleken aan de hand van de R^2 . De resultaten van de tekentoets tonen dat voor elke

⁹ Een hieraan gerelateerde academische discussie betreft de voorspellende kracht van winsten en kasstromen voor aandelenprijzen. De aandelenprijzen dienen in zulke gevallen als proxy voor verwachte toekomstige kasstromen. Ook in deze discussie spelen accruals een belangrijke rol. Uit onderzoeken van Wilson (1986, 1987), Bernard en Stober (1989), Ali (1994), Cheng, Liu en Schaefer (1996), Pfeiffer, Elgers, Lo en Rees (1998) en Subramanyam en Venkatachalam (2007) blijkt namelijk dat accrual-componenten additionele informatie bevatten naast winsten, aangezien de latere bekendmakingen van deze componenten over het algemeen leiden tot marktreacties.

vertragsperiode en voor beide meerjarige vertragsperioden, voor de meerderheid van de bedrijven geldt dat de geaggregeerde winst een betere voorspeller is dan de geaggregeerde CF. Het resultaat uit het onderzoek van Greenberg et al. (1986) is dus tegengesteld aan het resultaat van het hierboven besproken onderzoek van Bowen et al. (1986).

Enkele jaren later, in 1994, publiceerde Finger een onderzoek gebaseerd op de jaarlijkse data van 50 bedrijven uit de toenmalige Fortune 500 tussen de jaren 1935-1987. Dit onder andere omdat volgens haar de hierboven besproken onderzoeken van Bowen et al. (1986) en Greenberg et al. (1986) als gevolg van datarestricties niet in staat waren om voorspellingen over een relatief lange periode te maken en te vergelijken. In haar onderzoek vergelijkt ze de voorspellende kracht van geaggregeerde winsten voor de toekomstige CF met de voorspellende kracht van de geaggregeerde CF zelf. Ook zij maakt hierbij enkel gebruik van een schatting van de geaggregeerde CF's. Uit de resultaten blijkt dat kasstromen op de korte termijn geschikter zijn, aangezien de vertragingen 1-2 van de CF significant zijn voor 62% van de bedrijven, terwijl de vertragingen 1-2 van de winst slechts significant zijn voor 54% van de bedrijven. Wat betreft de lange termijn zijn de winst en de CF significant voor ongeveer hetzelfde percentage van bedrijven. De vertragingen 1-4 van de CF (winst) zijn namelijk significant voor 81% (83%) van de bedrijven en de vertragingen 1-8 van de CF (winst) zijn significant voor 89% (89%) van de bedrijven.¹⁰ De 'out-of-sample'-voorspellingen komen tot eenzelfde resultaat. Voor voorspellingen van één jaar vooruit is de 'root-mean-square error' (RMSE) van het kasstroommodel voor 54% van de bedrijven meer dan 10% lager dan de RMSE van het winstmodel, tegenover 16% van de bedrijven waarvoor de RMSE van het winstmodel meer dan 10% lager is. De vier- en achtjaarse voorspellingen tonen dat in beide gevallen het winstmodel beter is voor 14% van de bedrijven, terwijl het kasstroommodel beter is voor 18% respectievelijk 16% van de bedrijven. Kortom, uit het onderzoek van Finger (1994) blijkt dat de geaggregeerde CF meer voorspellende kracht heeft wat de korte termijn betreft en gelijke voorspellende kracht heeft wat de lange(re) termijn betreft.¹¹

2.2 Aanzet tot gedesaggregeerd onderzoek

Een artikel dat tot de (geaggregeerde) onderzoeken van de vorige paragraaf zou kunnen behoren en tegelijkertijd belangrijke theoretische voorbereidingen verricht voor het verdere gedesaggregeerde onderzoek, is geschreven door Dechow, Kothari en Watts (1998). In dit artikel verklaren zij allereerst dat de huidige winst een betere voorspeller is van de toekomstige CF dan de huidige CF (die net als de eerdere onderzoeken geschat is). Hiertoe modelleren zij CF's en het accountingsproces waarmee CF-voorspellingen geïncorporeerd worden in de winsten. Het model neemt aan dat winsten (EARN) een constante fractie uitmaken van de omzet (S) en dat S een 'random-walk' volgt:

$$EARN_t = \pi S_t \text{ en } S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

waarbij $0 < \pi < 1$ de winstvoet is, t de tijdsperiode en ε_t de schokterm met als gemiddelde het nulpunt. Het model bevat ook drie soorten accruals: debiteuren (AR), crediteuren (AP) en voorraden

¹⁰ In voetnoot 10 wordt echter wel opgemerkt dat voor vertragingen 1-2 de aangepaste R^2 van het winstmodel voor 38% van de bedrijven ten minste 10% hoger is. Wat betreft vertragingen 1-4 en 1-8 vermeldt de voetnoot zelfs dat de aangepaste R^2 van het winstmodel voor 61% respectievelijk 51% van de bedrijven ten minste 10% hoger is. Op de (mogelijke) consequenties van dit resultaat voor de algehele conclusie wordt echter niet ingegaan (Finger, 1994).

¹¹ Finger (1994) kijkt (als eerste) in haar onderzoek ook naar het effect van het defleren van de variabelen op de resultaten. Het blijkt dat het defleren van de variabelen met de consumentenprijsindex en de marktwaarde van het eigen vermogen geen gevolgen heeft voor de uiteindelijke conclusie van haar onderzoek.

(INV). Aangenomen wordt dat AR en AP een constante fractie uitmaken van S respectievelijk de aankopen of productie (P):

$$\Delta AR_t = \alpha \varepsilon_t \text{ en } \Delta AP_t = \beta \Delta P_t, \quad (2)$$

waarbij $0 < \alpha < 1$ en $0 < \beta < 1$ en Δ het verschil weergeeft tussen de huidige en vorige periode. Wat betreft INV neemt het model aan dat deze aan het eind van periode t bestaat uit een streefniveau en een afwijking hiervan. Het streefniveau is een constante fractie van de kostprijs van S van de volgende periode en de afwijking van de streefvoorraad is het gevolg van het feit dat de actuele S verschilt van de voorspelde S én dat de INV toe- of afneemt:

$$\Delta INV_t = \gamma_1(1 - \pi)\varepsilon_t - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta\varepsilon_t, \quad (3)$$

waarbij $\gamma_1 > 0$ en $\gamma_2 < 1$. Aangezien ook de krediettermen van P ervoor zorgen dat een verschil ontstaat tussen de winsten en kasstromen, is P voor periode t als volgt gedefinieerd:

$$P_t = (1 - \pi)S_t + \gamma_1(1 - \pi)\varepsilon_t - \gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta\varepsilon_t. \quad (4)$$

De CF van de volgende periode is gelijk aan de kasinstromen van S aangepast voor AR, minus de kasuitstromen van P aangepast voor AP:

$$CF_{t+1} = (S_{t+1} - \Delta AR_{t+1}) - (P_{t+1} - \Delta AP_{t+1}). \quad (5)$$

Vervolgens wordt vergelijking 5 aan de hand van de hierboven gestelde definities omgeschreven:

$$CF_{t+1} = \pi S_{t+1} - [\alpha + (1 - \pi)\gamma_1 - \beta(1 - \pi)]\varepsilon_{t+1} + \gamma_1(1 - \pi)[\beta + \gamma_2(1 - \beta)]\Delta\varepsilon_{t+1} + \beta\gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\Delta\varepsilon_t. \quad (6)$$

De eerste term in vergelijking 6 is de winst van de periode, hetwelk betekent dat de andere termen de accruals zijn. In het bijzonder, de tweede term reflecteert de permanente verandering in de werkkapitaal-accruals als gevolg een huidige omzetschok. Deze term dekt de verandering in de werkkapitaal-accruals alleen als de aanpassing van de streefvoorraad zich volledig voordoet en daarvoor ook betaald wordt in periode t+1. De derde en de vierde term zijn er dus voor het geval de aanpassing zich niet volledig voordoet en reflecteren de één- en tweejarige effecten van de nieuwe niveaus van de kostprijs van S en INV als gevolg van de omzetschok. Na het negeren van de derde en de vierde term, nemen Dechow et al. (1998) de stelling in dat de huidige geaggregeerde winst de beste voorspeller is van de toekomstige CF:

$$E(CF_{t+1}) = E_t(\pi S_{t+1} - \delta \varepsilon_{t+1}) = E_t(\pi S_t) = EARN_t, \quad (7)$$

waarbij $E(\cdot)$ een verwachtingsoperator is conditioneel voor tijdstip t en δ een maatstaf is van de langetermijnverwachting van de operationele kascyclus van een onderneming uitgedrukt als een fractie van het jaar.

Ten tweede toetsen Dechow et al. (1998) ook op basis van data van 1337 VS-bedrijven tussen 1963 en 1992 de hierboven ingenomen stelling. Evenals Greenberg et al. (1986) schatten ze separate autoregressieve en verdeelde vertragingenmodellen en wel voor drie perioden. Uit de resultaten van de steekproef blijkt dat de RMSE's van het winstmodel voor zowel eenjarige als twee- en driejarige modellen significant lager zijn dan die van het kasstroommodel en dat dit verschil toeneemt naarmate de operationele kascyclus vordert. Bovendien, bedrijfsspecifieke regressies van toekomstige CF's op de huidige CF en winst tonen dat de coëfficiënten van de winstvariabele alle significant afwijken van nul, terwijl dit van de coëfficiënten van de kasstroomvariabele niet gezegd kan worden. Dit resultaat geldt niet alleen voor de steekproef als geheel, maar geldt ook na het

opdelen van de steekproef over de verschillende fasen van de operationele kascyclus. Tot slot, vermeldenswaardig is dat Dechow et al. (1998) bij dit resultaat opmerken dat de voorspellende kracht van de winst boven de kasstromen gelegen is in de accruals. Een opmerking die heen wijst naar iets waar het vervolg van de onderzoeken zich hoofdzakelijk mee zal bezighouden: de rol van accruals in de voorspelling van toekomstige kasstromen.

In tegenstelling tot Dechow et al. (1998) leveren Krishnan en Largay III (2000) geen theoretische voorbereidingen. Het belang van dit onderzoek is erin gelegen dat Krishnan en Largay III (2000) in hun regressies niet alleen gebruikmaken van de geaggregeerde winst en CF, maar ook van de stand van AR, INV en AP én enkele directe kasstroomcomponenten. Opgemerkt zij dat al deze variabelen gedefleerd zijn aan de hand van het aantal uitstaande gewone aandelen. Allereerst kijken ze naar een steekproef van bedrijven uit de VS die tussen 1988 en 1993 directe kasstroomoverzichten publiceerden. Op grond van deze steekproef vergelijken ze de voorspellende kracht van een tweetal voorspellingsmodellen voor de CF van de volgende periode. Het ene model bestaat uit de huidige winst, de eindstanden van AR, INV en AP van de huidige periode en de huidige geaggregeerde CF. Het andere model vervangt enkel de huidige geaggregeerde CF voor de volgende directe kasstroomcomponenten: ontvangsten van afnemers (CSHRD), betalingen aan leveranciers en werknemers (CSHPD), ontvangen interest, betaalde interest én betaalde winstbelasting (TXPD). Uit de resultaten blijkt dat het tweede model het eerste model overtreft, aangezien de aangepaste R^2 van het tweede model voor de drie voorspellingsjaren gemiddeld 0,27 hoger is. Bovendien is de 'absolute percentage error' (APE) significant¹² lager over het geheel van de steekproef bezien.

Aansluitend kijken Krishnan en Largay III (2000) naar een (grotere) steekproef van VS-bedrijven die tussen 1989 en 1993 de indirecte methode toepasten. Van de directe kasstroomcomponenten werden in die periode de CSHRD en CSHPD niet weergegeven, zodat deze (als enige) geschat zijn. Uit de resultaten van de tweede steekproef blijkt ook dat het tweede (deels geschatte) model het eerste model overtreft, aangezien de aangepaste R^2 van het tweede model voor de drie voorspellingsjaren gemiddeld 0,17 hoger is en de APE niet alleen significant lager is over het geheel van de steekproef bezien, maar ook voor de afzonderlijke voorspellingsjaren. Tot slot zij nog opgemerkt dat Krishnan en Largay III (2000) de bovengenoemde schattingen ter vergelijking ook gemaakt hebben voor de eerste steekproef. De uitkomst hiervan was dat over het geheel van de steekproef bezien de 'median' APE van CSHRD en van CSHPD 0,74% respectievelijk 4,40% betrof. Zodoende komen ze tot de conclusie dat directe kasstroomcomponenten niet betrouwbaar geschat kunnen worden.

Barth et al. (2001) verrichten wel verdere theoretische voorbereidingen; daar waar Dechow et al. in 1998 begonnen zijn, gaan Barth et al. drie jaar later letterlijk verder. Zij stellen dat het weglaten van de derde en de vierde term van vergelijking 6 niet gerechtvaardigd is, omdat deze in periode t naar verwachting niet gelijk zijn aan nul:

$$E_t(\Delta\varepsilon_{t+1}) = -\varepsilon_t \text{ en } E_t(\Delta\varepsilon_t) = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}, \quad (8)$$

¹² Het proces tot het vaststellen van een significant verschil is tweeledig. Allereerst krijgt, in lijn met Cheung, Krishnan en Min (1997), van elke observatie het model met de laagste APE rang 1 toegekend en het andere model rang 2. Vervolgens wordt aan de hand van een door Friedman (1940) opgestelde ANOVA rangtoets getoetst of er een significant verschil bestaat tussen de gemiddelde rangen van de beide modellen (Krishnan & Largay III, 2000).

waarbij ε_t en ε_{t-1} de realisaties zijn van de schokterm ε , die alleen toevalligerwijze gelijk zal zijn aan nul. Het behouden van de termen doet afbreuk aan het door Dechow et al. (1998) gevonden resultaat dat de verwachte CF van de volgende periode gelijk is aan de huidige geaggregeerde winst, maar opent tegelijk ook de weg voor nieuwe inzichten in de rol van accruals (Barth et al., 2001). Vergelijking 5 kan namelijk ook gebruikt worden om de verwachte CF van de volgende periode uit te drukken in *componenten* van de huidige winst. Immers, uit vergelijking 5 volgt dat de CF van de volgende periode verwacht wordt te verschillen van de CF van de huidige periode, aangezien de onderneming kas ontvangt als gevolg van de wijziging in AR en uitgeeft als gevolg van de wijziging in AP respectievelijk de wijziging in de verwachte P van de volgende periode:

$$\begin{aligned} E_t(CF_{t+1}) &= CF_t + \Delta AR_t - \Delta AP_t - (1 - \beta)[E_t(P_{t+1}) - P_t] \\ &= CF_t + \Delta AR_t - \Delta AP_t - (1 - \beta)[E_t(\Delta INV_{t+1}) - \Delta INV_t], \end{aligned} \quad (9)$$

waarbij de vierde term volgt vanuit het feit dat de aankopen gelijk zijn aan de kostprijs van de omzet plus de wijziging in voorraden én dat $E_t([1 - \pi]S_{t+1})$ gelijk is aan $[1 - \pi]S_t$. Aangezien uit vergelijkingen 2 en 3 blijkt dat de omzetschok zowel de wijziging in AR van de huidige periode als de verwachte verandering van INV van de volgende periode beïnvloedt, kan de laatste verandering (INV) geschreven worden in termen van de eerste verandering (AR). Na herschrijving kan de verwachte CF van de volgende periode, onder de gestelde voorwaarden, uitgedrukt worden als een functie van de huidige winst gedesaggregeerd in CF en een drietal accruals:

$$E_t(CF_{t+1}) = CF_t + (1 - (1 - \beta)\gamma_1\gamma_2(1 - \pi)\alpha^{-1})\Delta AR_t + (1 - \beta)\Delta INV_t - \Delta AP_t. \quad (10)$$

Voordat overgegaan wordt tot de voorspellingen van het model zij nog opgemerkt dat Barth et al. (2001) het geaggregeerde model van vergelijking 6 aan de hand van vergelijking 1 omgeschreven hebben naar een model waarin de verwachte CF van de volgende periode een functie is van de huidige winst en twee verdeelde vertragingen. Oftewel:

$$\begin{aligned} E_t(CF_{t+1}) &= (1 - \gamma_1(1 - \pi)\pi^{-1}[\beta + \gamma_2(1 - \beta) - \beta\gamma_2])EARN_t \\ &\quad + \gamma_1(1 - \pi)\pi^{-1}[\beta + \gamma_2(1 - \beta) - 2\beta\gamma_2]EARN_{t-1} \\ &\quad + \gamma_1(1 - \pi)\pi^{-1}\beta\gamma_2 EARN_{t-2}. \end{aligned} \quad (11)$$

Naar aanleiding van het hierboven beschreven model doen Barth et al. (2001) de volgende voorspellingen: 1) dat de huidige winst en twee verdeelde vertragingen (zie vergelijking 11) significant zijn in het voorspellen van de CF van de volgende periode, 2) dat de winst gedesaggregeerd in CF en een drietal accruals (zie vergelijking 10) gelijke voorspellende kracht heeft voor de CF van de volgende periode als de huidige winst en twee verdeelde vertragingen (zie vergelijking 11) en 3) dat de coëfficiënten van de winsten in vergelijking 11 en van ΔINV en ΔAR in vergelijking 10 positief zijn en de coëfficiënt van ΔAP negatief is. Al merken ze hier wel bij op dat het teken van ΔAR afhangt van de (bedrijfsspecifieke) parameters β , γ_1 , γ_2 en π in vergelijking 10.

De steekproef van het onderzoek van Barth et al. (2001) bestrijkt tien jaar, sluit alle bedrijven die financiële diensten leveren uit en bevat evenals bij Krishnan en Largay III (2000) *gerapporteerde* CF's. Bovendien defleren ze alle variabelen met het desbetreffende jaarlijkse gemiddelde van de totale activa van een bedrijf. Om voorspelling 1 te toetsen stellen Barth et al. (2001) de volgende vergelijking op:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{E,t-\tau} EARN_{i,t-\tau} + \mu_{i,t} \quad (12)$$

waarbij i en t duiden op het bedrijf respectievelijk het jaar en k varieert van nul tot en met zes.¹³ De regressieresultaten van deze vergelijking zijn in overeenstemming met voorspelling 1, omdat blijkt dat de winsten zelfs tot zes verdeelde vertragingen significant zijn. Bovendien komt uit de F-toetsen naar voren dat de coëfficiënten significant van elkaar verschillen. Ten laatste wordt ook duidelijk dat de aangepaste R^2 stijgt van 0,15 bij een model bestaande uit enkel de huidige winst tot 0,19 bij een model bestaande uit huidige winst en zes verdeelde vertragingen. Dientengevolge concluderen Barth et al. (2001) dat de huidige geaggregeerde winst geen zuivere schatter is van de toekomstige kasstromen. Derhalve wordt het volgende gedesaggregeerde model opgesteld en getoetst:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{AR}\Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV}\Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP}\Delta AP_{i,t} \\ + \Phi_DDEPR_{i,t} + \Phi_{AM}AMORT_{i,t} + \Phi_{OTA}OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (13)$$

waarbij DEPR staat voor de afschrijvingskosten, AMORT voor de amortisatiekosten en OTHAC voor de overige accruals, berekend als $OTHAC = EARN - (CF + \Delta AR + \Delta INV - \Delta AP - DEPR - AMORT)$. Uit de t-toetsen blijkt dat alle coëfficiënten significant afwijken van nul en dat op een wijze die in overeenstemming is met het voorspelde. Bovendien geeft de Z-statistiek van Vuong (1989) weer dat de aangepaste R^2 van vergelijking 13 significant hoger is dan die van het model met huidige winst en tot twee¹⁴ verdeelde vertragingen (zie vergelijking 12). Om te onderzoeken of de hogere aangepaste R^2 een gevolg is van het desaggregeren van de winst in CF en *geaggregeerde* accruals óf in CF en *gedesaggregeerde* accruals, wordt de volgende vergelijking opgesteld:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{CF,t-\tau} CF_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{TAC,t-\tau} TAC_{i,t-\tau} + \mu_{i,t} \quad (14)$$

waarbij de totale accruals (TAC) is gedefinieerd als $TAC = \Delta AR + \Delta INV - \Delta AP - DEPR - AMORT + OTHAC$ en $k \leq 3$. Uit de t-toetsen blijkt dat de alle CF-coëfficiënten significant en positief zijn en dat van TAC de tweede en derde verdeelde vertragingen insignificant zijn. Verder stijgt de aangepaste R^2 van 0,27 tot 0,35 naarmate additionele vertragingen worden opgenomen. Ten derde wijst de Z-statistiek van Vuong (1989) uit dat een model tot en met vier jaar van CF en TAC een significant lagere voorspellende kracht heeft dan het model van vergelijking 13. De vraag of de hogere aangepaste R^2 van vergelijking 13 een gevolg is van het desaggregeren van de winst in CF en geaggregeerde accruals óf in CF en gedesaggregeerde accruals, is dus niet eenduidig te beantwoorden (Barth et al., 2001).

2.3 Vervolg van gedesaggregeerd onderzoek

Het eerstvolgende onderzoek dat voor het voorspellen van toekomstige kasstromen de winst desaggregeert, is uitgevoerd door Cheng en Hollie (2008). Hun steekproef van VS-bedrijven is driemaal groter dan de VS-steekproef van Krishnan en Largay III (2000), sluit evenals bij Barth et al. (2001) bedrijven die financiële diensten leveren uit, defleert alle variabelen met het jaarlijkse

¹³ Het toestaan van tot en met zes vertragingen wordt gedaan om hetzelfde aantal verklarende variabelen op te nemen als in vergelijking 13 en zo te voorkomen dat het verschil in verklarende kracht enkel en alleen te wijten zou zijn aan het verschil in het aantal verklarende variabelen (Barth et al., 2001).

¹⁴ De aangepaste R^2 van vergelijking 13 blijkt zelfs significant hoger te zijn dan van een model met huidige winst en tot zeven verdeelde vertragingen. Zie voor het belang hiervan de vorige voetnoot.

gemiddelde van de totale activa én bevat (evenals de hierna volgende onderzoeken) gerapporteerde CF's. In hun artikel breiden zij vergelijking 13 uit door de CF te desaggregeren in *geschatte* directe kasstroomcomponenten:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_S SALES_{i,t} + \Phi_C COGS_{i,t} + \Phi_{OA} OAEXP_{i,t} + \Phi_{INT} INTPD_{i,t} \quad (15)$$

$$+ \Phi_{TXP} TXPD_{i,t} + \Phi_{AR} \Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV} \Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP} \Delta AP_{i,t}$$

$$+ \Phi_D DEPR_{i,t} + \Phi_{AM} AMORT_{i,t} + \Phi_{OTA} OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t},$$

waarbij SALES staat voor de ontvangen omzet, COGS voor de betaalde kostprijs van de omzet, OAEXP voor de betaalde operationele en administratieve kosten en INTPD voor het verschil tussen de betaalde en ontvangen interest. Bevonden wordt dat het desaggregeren van de geaggregeerde CF de aangepaste R^2 doet stijgen van 0,3849 naar 0,3983. Uit de paarsgewijze vergelijkingstoets komt naar voren dat dit verschil significant is. Bovendien blijkt dat alle directe kasstroomcoëfficiënten significant zijn. Opmerkelijk is echter wel het behaalde resultaat dat noch vergelijking 13, noch vergelijking 15 in staat is om qua 'out-of-sample'-voorspellingsfouten het 'random walk'-model met drift te verslaan. Omdat de coëfficiënten van cross-sectionele regressiemodellen één gezamenlijke waarde aannemen voor alle bedrijven, betogen Cheng en Hollie (2008) dat dit resultaat niet betekent dat de opgestelde vergelijkingen van nul en generlei waarde zijn voor de individuele financiële analist.

In 2009 brachten Orpurt en Zang een onderzoek uit waarin zij onder meer kijken of *gerapporteerde* directe kasstroomcomponenten de voorspellende kracht verhogen voor de toekomstige CF. Hiertoe maken zij gebruik van een steekproef van 119 VS-bedrijven die tussen 1989 en 2002 directe kasstroomoverzichten publiceerden, waarbij alle variabelen op gelijke wijze gedefleerd worden als bij Barth et al. (2001) en Cheng en Hollie (2008). Om te beginnen berekenen ze het gemiddelde van de (absolute) verschillen tussen de werkelijke en de geschatte waarde voor zowel de CSHRD als de CSHPD. Het gemiddelde verschil van CSHRD bedraagt 0,0239 in het geval dat geschat wordt van het indirecte kasstroomoverzicht en de winst-en-verliesrekening (W&V) en 0,0319 wanneer geschat wordt van de balans en de W&V. Voor CSHPD geldt dat de gemiddelde verschillen respectievelijk 0,0508 en 0,0524 bedragen. Na het opstellen van betrouwbaarheidsintervallen en het uitvoeren van t- en Wilcoxontoetsen concluderen Orpurt en Zang (2009) dat schattingen op basis van het indirecte kasstroomoverzicht en de W&V tot significant lagere fouten leiden én dat zodanige schattingen evenwel significant afwijken van de werkelijke waarden. Om te kijken of de gerapporteerde directe kasstroomcomponenten ook metterdaad de voorspellende kracht verhogen, schatten ze vervolgens op grond van beide schattingswijzen een tweetal regressies. Eén van de toekomstige CF op de directe kasstroomcomponenten CSHRD, CSHPD, INTPD, TXPD en OTHAC en de ander eender met daaraan toegevoegd variabelen voor het verschil tussen de werkelijke en de geschatte waarde van de CSHRD, CSHPD en OTHAC. De resultaten tonen voor beide schattingswijzen dat de toevoeging van bovenstaande variabelen de aangepaste R^2 significant doet stijgen en dat de coëfficiënten van deze variabelen significant afwijken van nul. Derhalve besluiten Orpurt en Zang (2009) dat directe kasstroomcomponenten de CF beter voorspellen als deze in de jaarrekening worden weergegeven.

Het recentste onderzoek waarin voor de voorspelling van de toekomstige CF de winst gedesaggregeerd wordt, is gepubliceerd door Farshadfar en Monem (2013b). Omdat uit onderzoeken van Austin en Bradbury (1995), Krishnan en Largay III (2000) en Orpurt en Zang (2009) blijkt dat de directe kasstroomcomponenten niet betrouwbaar geschat kunnen worden, voerden zij

dit onderzoek uit voor 348 *Australische* beursgenoteerde bedrijven tussen 1992 en 2004 (zie voetnoot 6). Bovendien vormt 'self-selection bias' een beperking voor de onderzoeken van Krishnan en Largay III (2000) en Orpurt en Zang (2009), aangezien de VS-bedrijven de directe kasstroomoverzichten vrijwillig publiceerden.

Farshadfar en Monem (2013b) vangen het eigenlijke onderzoek aan met het vergelijken van de voorspellende kracht van de winst met de CF en de TAC om vervolgens de TAC op te delen in verschillende accrual-componenten en de CF in gerapporteerde directe kasstroomcomponenten. Allereerst laten de resultaten zien dat CF en TAC de CF beter voorspellen dan de winst, aangezien de aangepaste R^2 significant stijgt van 0,31 naar 0,50 en Theil's U-statistiek daalt van 0,51 naar 0,37. Vervolgens blijkt dat het opdelen in verschillende accrual-componenten een significant hogere aangepaste R^2 tot gevolg heeft (0,58), dat alle coëfficiënten significant en op ΔAP na positief zijn én dat Theil's U-statistiek daalt naar 0,31. Wat betreft het toevoegen van de directe kasstroomcomponenten blijkt dat alleen TXPD insignificant is, dat CSHPD, INTPD en ΔAP als enige negatief zijn, dat de stijging van de aangepaste R^2 naar 0,60 significant is en dat Theil's U-statistiek daalt naar 0,30. Dat het toevoegen van de (gerapporteerde) directe kasstroomcomponenten de voorspellende kracht verhoogt blijkt ook uit het feit dat de nulhypothese dat alle directe kasstroomcomponenten gelijk zijn aan elkaar en aan nul, middels de χ^2 -statistiek verworpen wordt. Deswege stellen Farshadfar en Monem (2013b) dat een model met accrual- en directe kasstroomcomponenten meer voorspellende kracht heeft dan modellen bestaande uit 1) geaggregeerde winsten, 2) geaggregeerde CF en totale accruals en 3) geaggregeerde CF en verschillende accruals.

2.4 Samenvatting

In dit hoofdstuk is onderzoek gedaan naar de wetenschappelijke literatuur omtrent de rol van accrual- en kasstroomcomponenten in de voorspelling van toekomstige kasstromen. De kern van deze discussie betreft de vraag of de winst een betere voorspeller is van toekomstige kasstromen dan de CF is. Uit de vroege, geaggregeerde onderzoeken naar deze vraag blijkt geen eenduidig antwoord. Twee onderzoeken komen tot het resultaat dat de winst de toekomstige CF beter voorspelt en twee onderzoeken concluderen dat de CF zelf een betere voorspeller is. Vervolgens is een artikel besproken dat overgaat tot desaggregatie van CF en hiervan aantoonde dat dit de voorspelling van CF verbetert. Alhoewel dit artikel niet ingaat op de vraag of de winst dan wel de CF een betere voorspeller is, bereidt het wel de weg voor later onderzoek. Het latere onderzoek toont namelijk dat de winst als zij gedesaggregeerd is, zij een betere voorspeller is van CF. Allereerst wordt dit aangetoond voor het geval de winst gedesaggregeerd is in geaggregeerde CF en verschillende accruals én vervolgens, met betere resultaten tot gevolg, ook voor het desaggregeren van de winst in gedesaggregeerde CF en verschillende accruals. Hierbij is van belang om op te merken dat het desaggregeren van CF de voorspellende kracht niet alleen verder verbetert in het geval gebruik wordt gemaakt van gerapporteerde directe kasstroomcomponenten, maar ook indien deze componenten geschat worden.

3 Theoretisch raamwerk

In dit hoofdstuk zal op grond van de in hoofdstuk 2 besproken wetenschappelijke literatuur een viertal hypothesen worden afgeleid die in het vervolg van de scriptie getoetst zullen worden. Verder zal bij elke hypothese het van toepassing zijnde model worden weergegeven.

Uit paragraaf 2.1 blijkt dat de winst een geaggregeerde variabele is die in aanmerking komt om de toekomstige kasstromen te voorspellen. Uit paragraaf 2.2 blijkt zelfs dat Dechow et al. (1998) de stelling innemen dat de huidige winst de beste voorspeller is van de toekomstige CF. Barth et al. (2001) bouwden nadien voort op de door Dechow et al. (1998) opgestelde theorie en leidden uit die theorie af dat de verwachte CF van de volgende periode een functie is van de huidige winst en twee verdeelde vertragingen. Dientengevolge:

H1: Een model met huidige en twee vertragingen van geaggregeerde winsten heeft in Nederland voorspellende kracht voor de operationele kasstroom van de komende periode.

Het model dat op deze hypothese van toepassing is, model I, is gelijk aan vergelijking 12:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{E,t-\tau} EARN_{i,t-\tau} + \mu_{i,t}, \quad (I)$$

waarbij k varieert van nul tot en met twee.

Dechow et al. (1998) leidden niet alleen theoretisch af dat de winst superieur is, maar onderbouwden dit ook empirisch. Paragraaf 2.1 wijst echter anders uit. Zowel het onderzoek van Bowen et al. (1986) als het onderzoek van Finger (1994) toont dat de geaggregeerde CF zelf een betere voorspeller is. Zodoende is enkel het onderzoek van Greenberg et al. (1986) in lijn met de door Dechow et al. (1998) ingenomen stelling. Bijgevolg:

H2: Een model van geaggregeerde winsten heeft in Nederland dezelfde voorspellende kracht voor de operationele kasstroom van de komende periode als een soortgelijk model van operationele kasstromen.

Het op deze hypothese van toepassing zijnde model vervangt de CF van model I voor EARN:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{CF,t-\tau} CF_{i,t-\tau} + \mu_{i,t}. \quad (II)$$

Zoals in paragraaf 2.2 te lezen valt, voorspelden Barth et al. (2001) dat de winst gedesaggregeerd in CF en de accruals ΔINV , ΔAR en ΔAP gelijke voorspellende kracht heeft voor de CF van de volgende periode als de huidige winst en twee verdeelde vertragingen. De resultaten van hun onderzoek en onderzoek van Farshadfar en Monem (2013b) wijzen echter uit dat het model waarbij de winst gedesaggregeerd is in CF en enige accruals meer voorspellende kracht heeft voor de CF.¹⁵ Ergo:

¹⁵ Opgemerkt zij dat bij Farshadfar en Monem (2013b) het winstmodel enkel bestaat uit de huidige geaggregeerde winst. Het door Barth et al. (2001) gevonden resultaat is dus nog niet in later onderzoek bevestigd.

H3: *Een model waarbij de huidige winst is opgesplitst in de operationele kasstroom en verscheidene accrual-componenten heeft in Nederland meer voorspellende kracht voor toekomstige operationele kasstromen dan een model met huidige en twee vertragingen van geaggregeerde winsten.*

Bij de toetsing van deze hypothese zal gekeken worden naar het volgende model:

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{AR}\Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV}\Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP}\Delta AP_{i,t} \\ + \Phi_{DA}D\&A_{i,t} + \Phi_{TXA}TXAC_{i,t} + \Phi_{OTA}OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (III)$$

waarbij D&A staat voor de som van afschrijvingskosten en amortisatiekosten én TXAC voor de accruals die gerelateerd zijn aan de winstbelasting, berekend als het verschil tussen de winstbelasting en de betaalde winstbelasting. TXAC is aan het model van Barth et al. (2001) toegevoegd, omdat dit de vergelijkbaarheid met TXPD verbetert (Clinch, Sidhu & Sin, 2002; Farshadfar & Monem, 2013b). Indien blijkt dat model III meer voorspellende kracht heeft dan model I tot en met twee vertragingen, zal in lijn met Barth et al. (2001) en Farshadfar en Monem (2013b) getoetst worden of dit een gevolg is van het desaggregeren van de winst in CF en geaggregeerde accruals óf in CF en gedesaggregeerde accruals. Dit zal geschieden aan de hand van vergelijking 14 zonder vertragingen:¹⁶

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{TAC}TAC_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (IV)$$

Tot slot, uit de paragrafen 2.2 en 2.3 blijkt dat er in de wetenschappelijke literatuur nog één uitbreiding bestaat op model III. Alvorens Barth et al. in 2001 hun onderzoek publiceerden, onderbouwden Krishnan en Largay III (2000) aan de hand van een alternatieve modellering empirisch dat het desaggregeren van de CF de voorspellende kracht verhoogt. De onderzoeken na Barth et al. (2001) borduurden dan ook op dit resultaat voort. Zo kwamen Cheng en Hollie in 2008 tot het resultaat dat het vervangen van de CF voor geschatte directe kasstroomcomponenten de voorspellende kracht significant verhoogt. Orpurt en Zang (2009) en Farshadfar en Monem (2013b) bevestigden dit resultaat, in lijn der verwachting, ook voor gerapporteerde directe kasstroomcomponenten. Omdat zowel uit paragraaf 2.2 als 2.3 blijkt dat het desaggregeren van de CF de voorspellende kracht verbetert, zal middels de volgende hypothese ten laatste onderzocht worden of gerapporteerde dan wel geschatte directe kasstroomcomponenten¹⁷ ook in de Nederlandse situatie de voorspelling verbeteren:

H4: *Een model waarbij de huidige winst is opgesplitst in verscheidene accrual- én directe kasstroomcomponenten heeft in Nederland meer voorspellende kracht voor toekomstige kasstromen dan een model waarbij de huidige winst enkel is opgesplitst in de operationele kasstroom en verscheidene accrual-componenten.*

¹⁶ Hetwelk wel overeenstemt met Farshadfar en Monem (2013b) en niet met Barth et al. (2001). Dit niet overeenstemmen is gelegen in het feit dat in deze scriptie, in verband met het aantal tijdsperioden, het niet mogelijk is om het aantal verklarende variabelen over de modellen gelijk te stellen. Dit wordt dan ook achterwege gelaten.

¹⁷ Het gebruik van gerapporteerde dan wel geschatte directe kasstroomcomponenten hangt vanzelfsprekenderwijs af van de steekproef. Aangezien voor Nederlandse beursgenoteerde ondernemingen het vrijstaat om de directe methode toe te passen (IAS 7.18), is op grond van onderzoeken van Krishnan en Largay III (2000), Clinch, Sidhu en Sin (2002) en Orpurt en Zang (2009) de verwachting dat de overgrote meerderheid van de Nederlandse beursgenoteerde bedrijven hun kasstroomoverzichten weergeven volgens de indirecte methode. Als dit het geval is, zal, ondanks de voorkeur voor gerapporteerde directe kasstroomcomponenten (zie eerder), toch geopteerd worden voor geschatte directe kasstroomcomponenten en zal van de wijze van schatting verantwoording worden afgelegd in hoofdstuk 4.

De vierde en laatste hypothese zal getoetst worden met behulp van een door Farshadfar en Monem (2013b) opgesteld model, hetwelk wat de directe kasstroomcomponenten aangaat ietwat afwijkt van Krishnan en Largay III (2000) en Cheng en Hollie (2008):¹⁸

$$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CRD}CSHRD_{i,t} + \Phi_{CPD}CSHPD_{i,t} + \Phi_{INT}INTPD_{i,t} + \Phi_{TXP}TXPD_{i,t} \quad (V) \\ + \Phi_{OTC}OTHCSH_{i,t} + \Phi_{AR}\Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV}\Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP}\Delta AP_{i,t} \\ + \Phi_{DA}D\&A_{i,t} + \Phi_{TXA}TXAC_{i,t} + \Phi_{OTA}OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t}$$

waarbij OTHCSH staat voor de overige CF, berekend als $OTHCSH = CF - (CSHRD - CSHPD - INTPD - TXPD)$.

Samengevat, in het vervolg van de scriptie zal ten eerste onderzocht worden of de geaggregeerde winst en zijn verdeelde vertragingen (model I) voor Nederlandse beursgenoteerde ondernemingen voorspellende kracht hebben voor de toekomstige CF. Ten tweede, of deze voorspellende kracht gelijk is aan de voorspellende kracht van de huidige CF en zijn vertragingen (model II). Daaropvolgend zal de geaggregeerde winst gedesaggregeerd worden in geaggregeerde CF en enkele accruals (model III) en gekeken worden of dit de voorspellende kracht verhoogt. Ten laatste zal ook de geaggregeerde CF van de gedesaggregeerde winst gedesaggregeerd worden (model V) en gezien worden of deze desaggregatie de voorspellende kracht verder verhoogt.

¹⁸ Farshadfar en Monem (2013b) merken hierbij op dat dit voor de conclusies geen gevolgen heeft.

4 Data & Methodiek

In dit hoofdstuk over de gebruikte data en methoden wordt achtereenvolgens ingegaan op de ondernemingen van de steekproef, de verkrijgingswijze van de variabelen, de beschrijvende statistieken van de variabelen, de toepassing van 'fixed effects'-regressiemodellen en de vergelijkingswijzen van de in hoofdstuk 3 geproponeerde modellen. De steekproef van deze scriptie bestaat uit de ondernemingen die per 19 maart 2018 genoteerd staan op de AEX dan wel de AMX en behelst de jaren 2005 tot en met 2017 (zie voetnoot 8). Een aantal van deze ondernemingen is echter uitgezonderd (zie appendix A). Ondernemingen die financiële diensten leveren zijn weggelaten omdat (door andere regelgeving) de toebedeling van de componenten aan de verschillende soorten kasstromen voor deze sector anders geschiedt (Barth et al., 2001; Cheng & Hollie, 2008; Farshadfar & Monem, 2013b; Orpurt & Zang, 2009). Bovendien zijn negen bedrijven later opgericht, eerder beëindigd of hanteren andere boekjaren. Ten laatste zijn nog twee bedrijven weggelaten die in hun jaarrekening geen gewag maken van de balanspost 'Vorraden'.

De accrual-componenten zijn waar mogelijk afkomstig van het (indirecte) kasstroomoverzicht en anders berekend vanuit de balans of de W&V. Wat betreft de directe kasstroomcomponenten blijkt dat slechts twee bedrijven van de steekproef hun kasstroomoverzicht weergeven volgens de directe methode (zie appendix A). Aangezien INTPD en TXPD wel worden weergegeven, dienen van de directe kasstroomcomponenten enkel CSHRD en CSHPD geschat te worden. Overeenkomstig Livnat en Zarowin (1990), Krishnan en Largay III (2000) en Orpurt en Zang (2009) zijn deze als volgt geschat: $CSHRD = \text{omzet} + \Delta AR$ én $CSHPD = \text{kostprijs van omzet} - \Delta INV - \Delta AP - \Delta \text{overige activa} - \Delta \text{overige passiva}$.¹⁹ Bovendien zijn alle variabelen, in lijn met Barth et al. (2001), Cheng en Hollie (2008) en Orpurt en Zang (2009), gedefleerd met het jaarlijkse gemiddelde van de totale activa.

In tabel 1 zijn de beschrijvende statistieken van de variabelen voor de 28 resterende bedrijven weergegeven. Uit gedeelte A blijkt dat het gemiddelde (de mediaan) van CF hoger is dan het gemiddelde (de mediaan) van EARN: 0,094 (0,094) tegenover 0,055 (0,058). Evenals bij Farshadfar en Monem (2013b) kan dit verklaard worden door de omvang van D&A, hetwelk namelijk een resultaatpost is die geen kasstroom tot gevolg heeft. Aangaande de standaarddeviatie geldt dat deze, in tegenstelling tot Farshadfar en Monem (2013b), voor CF lager is dan voor EARN. Verder zijn het gemiddelde en de mediaan van TAC negatief, hetgeen betekent dat deze een winstverlagend effect hebben. De accrual-componenten zelf hebben gelijke karakteristieken als bij Barth et al. (2001): de kortetermijn-accruals ΔAR , ΔINV en ΔAP zijn geringer en variabler dan de langetermijn-accrual D&A. Tot slot, voor de directe kasstroomcomponenten geldt dat CSHRD en CSHPD zowel groter als variabler zijn dan de andere componenten.

Gedeelte B van tabel 1 toont dat EARN positief gecorreleerd is met CF en TAC en dat CF en TAC negatief gecorreleerd zijn.²⁰ Verder is CF positief gecorreleerd met de directe kasstroomcomponent-

¹⁹ Van belang is om hierbij op te merken dat Compustat Global dalingen (stijgingen) in actiefposten weergeeft als stijgingen (dalingen), terwijl dalingen (stijgingen) in passiefposten worden weergegeven als dalingen (stijgingen).

²⁰ Voor Pearson's correlatiecoëfficiënt is voor de variabelen onder andere vereist dat sprake is van een normale verdeling, een lineaire relatie en de afwezigheid van outliers. Aangezien uit (niet opgenomen) spreidingsdiagrammen blijkt dat deze vereisten niet voor alle variabelen opgaan, is in deze alinea gekozen voor het gebruik van de correlatiecoëfficiënt van Spearman. Deze vereist namelijk 'slechts' een monotone relatie tussen de variabelen en kent niet de vereisten van een normale verdeling en (totale) afwezigheid van outliers.

Tabel 1: Beschrijvende statistieken van de 28 geselecteerde AEX- of AMX-bedrijven in de periode 2005-2017.

Variabele	CF	CSHRD	CSHPD	INTPD	TXPD	OTHCSH	EARN	TAC	ΔINV	ΔAR	ΔAP	D&A	TXAC	OTHAC
<i>Gedeelte A: Statistische kenmerken van de variabelen</i>														
Obs.	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364
Gem.	0,094	0,983	0,648	0,011	0,015	-0,216	0,055	-0,040	-0,006	-0,009	0,011	0,043	0,002	0,031
Med.	0,094	0,844	0,538	0,010	0,014	-0,201	0,058	-0,040	-0,001	-0,004	0,007	0,041	-0,001	0,020
Std. Dev.	0,072	0,528	0,442	0,010	0,051	0,193	0,088	0,086	0,031	0,048	0,047	0,018	0,047	0,149
Min.	-0,321	0,081	-0,226	-0,013	-0,864	-1,612	-0,368	-0,518	-0,324	-0,439	-0,146	0,004	-0,045	-0,560
Max.	0,427	3,283	2,415	0,107	0,226	0,625	0,688	0,656	0,139	0,366	0,375	0,107	0,862	1,389
Variabele	CF	CSHRD	CSHPD	INTPD	TXPD	OTHCSH	EARN	TAC	ΔINV	ΔAR	ΔAP	D&A	TXAC	OTHAC
<i>Gedeelte B: Tabel met correlatiecoëfficiënten van Pearson (Spearman) onder (boven) de diagonaal</i>														
CF		0,154‡	-0,034	0,073	0,347‡	-0,057	0,546‡	-0,438‡	-0,039	0,090	0,177‡	0,378‡	0,188‡	-0,098
CSHRD	0,184‡		0,864‡	0,035	0,362‡	-0,478‡	0,214‡	0,075	-0,122†	0,006	0,222‡	-0,036	0,136‡	0,146‡
CSHPD	-0,004	0,918‡		0,004	0,201‡	-0,115†	0,087	0,141‡	-0,104†	0,020	0,084	-0,048	0,098	0,129†
INTPD	0,105†	0,169‡	0,108†		0,011	0,006	-0,070	-0,172‡	0,062	0,090	-0,013	0,160‡	0,041	-0,079
TXPD	0,246‡	0,197‡	0,164‡	0,010		-0,183‡	0,470‡	0,125†	-0,198‡	-0,051	0,211‡	0,058	-0,298‡	0,169‡
OTHCSH	-0,067	-0,507‡	-0,177‡	-0,122†	0,190‡		-0,043	-0,013	0,028	0,075	-0,267‡	0,033	-0,077	-0,095
EARN	0,433‡	0,172‡	0,099	-0,065	0,276‡	-0,014		0,385‡	-0,307‡	-0,177‡	0,178‡	0,022	0,094	0,427‡
TAC	-0,395‡	0,022	0,104†	-0,154‡	0,075	0,042	0,657‡		-0,284‡	-0,313‡	0,034	-0,441‡	-0,087	0,607‡
ΔINV	-0,039	-0,178‡	-0,128†	0,009	-0,193‡	0,130†	-0,305‡	-0,279‡		0,297‡	-0,332‡	0,043	-0,094	-0,538‡
ΔAR	-0,048	-0,063	0,004	0,115†	-0,105†	0,140‡	-0,311‡	-0,277‡	0,404‡		-0,564‡	0,056	-0,048	-0,737‡
ΔAP	0,315‡	0,226‡	0,029	0,043	0,060	-0,415‡	0,190‡	-0,071	-0,322‡	-0,505‡		0,001	0,084	0,593‡
D&A	0,318‡	-0,001	-0,034	0,231‡	0,012	0,059	-0,066	-0,334‡	0,113†	0,042	0,006		-0,033	-0,102
TXAC	-0,091	-0,040	-0,052	-0,040	-0,907‡	-0,284‡	-0,093	-0,019	0,004	-0,054	0,085	-0,054		0,137‡
OTHAC	-0,096	0,128†	0,074	-0,100	-0,147‡	-0,261‡	0,567‡	0,659‡	-0,585‡	-0,737‡	0,533‡	-0,127†	0,340‡	

Opmerkingen: De variabelen zijn als volgt gedefinieerd: CF is de nettokasstroom uit operationele activiteiten, CSHRD zijn de geschatte ontvangsten van afnemers, CSHPD zijn de geschatte betalingen aan leveranciers en werknemers, INTPD zijn de netto-rentebetalingen, TXPD is de betaalde winstbelasting, OTHCSH is de overige operationele kasstroom, EARN is het resultaat uit voortgezette bedrijfsactiviteiten voor belastingen, TAC zijn de totale accruals en wordt berekend als het verschil tussen EARN en CF, ΔINV is de wijziging in voorraden gedurende het jaar, ΔAR is de wijziging in debiteuren gedurende het jaar, ΔAP is de wijziging in crediteuren gedurende het jaar, D&A zijn de afschrijvings- en amortisatiekosten, TXAC zijn de accruals die gerelateerd zijn aan de winstbelasting en OTHAC zijn de overige accruals. Alle variabelen zijn gedefleerd aan de hand van het jaarlijkse gemiddelde van de totale activa van het desbetreffende bedrijf. † duidt op significant bij 0,05 en ‡ duidt op significant bij 0,01.

en CSHRD en TXPD en de accrual-componenten ΔAP , D&A en TXAC. De correlaties van de resterende componenten met CF zijn in tegenstelling tot de correlaties bij Farshadfar en Monem (2013b) niet significant. Voor de correlaties van de directe kasstroomcomponenten met zichzelf geldt dat deze op de correlaties met de variabele INTPD na alle significant zijn en dat de hoogste correlatiecoëfficiënt gevonden wordt tussen CSHRD en CSHPD (0,86). Voor de accruals met zichzelf geldt dat deze op de correlaties met de variabelen D&A en TXAC na alle significant zijn. Tot slot, aangaande de correlaties tussen de componenten van deze beide categorieën, deze zijn alle kleiner dan 0,3 en de meerderheid is niet significant.

Ter analyse van de hierboven beschreven paneldata zal gebruik gemaakt worden van zogeheten 'fixed effects'-regressiemodellen. Om te controleren voor variabelen die constant zijn over de tijd maar verschillen tussen bedrijven én variabelen die wel constant zijn tussen bedrijven maar over de tijd verschillen, worden zowel 'entity fixed effects' als 'time fixed effects' toegestaan. Verder kunnen in paneldata de regressiefouten binnen een bedrijf gecorreleerd zijn over de tijd. Seriële correlatie van de foutentermen leidt niet tot een 'bias' in de 'fixed effects'-schatting, maar beïnvloedt wel de variantie van deze schatting en aldus de wijze van berekening van standaardfouten (Stock & Watson, 2015). Het gebruik van standaardfouten die enkel corrigeren voor heteroskedasticiteit volstaat in deze gevallen niet, aangezien deze geen seriële correlatie toestaan binnen een cluster en bovendien uit onderzoek van Stock en Watson (2008) blijkt dat als T klein is, het toepassen van fixed effects een bias introduceert in deze standaardfouten. Dientengevolge is een veel toegepaste correctie het berekenen van geclusterde heteroskedasticiteit-en-autocorrelatie-consistente (HAC) standaardfouten (Stock & Watson, 2015). Het clusteren is een aanpassing die is voorgesteld door White (1984) en Arellano (1987) en heeft tot gevolg dat zodanige standaardfouten toestaan dat de regressiefouten gecorreleerd zijn binnen een cluster (en dus ongecorrigeerd zijn over de clusters).²¹ Omdat op grond van een door Rogers (1993) opgestelde vuistregel geldt dat geen cluster meer dan 5% van de data mag omvatten, bestaat in deze scriptie elke cluster uit een onderneming. Voorts is van belang dat het aantal entiteiten (N) groot genoeg is, zodat de normale kritieke waarden van de t- en F-verdeling gebezigd kunnen worden (Hansen, 2007; Stock & Watson, 2015).²²

Om ook correlatie over de clusters tegen te gaan, draagt Thompson (2011) een methode voor het berekenen van standaardfouten aan die robuust is voor zowel correlatie van de foutentermen over de tijd als tussen bedrijven. De variantie van OLS-schatting $\hat{\beta}$ kan volgens hem als volgt geschat worden: $\widehat{Var}(\hat{\beta}) = \hat{V}_{onderneming} + \hat{V}_{tijd,0} - \hat{V}_{White,0}$, waarbij $\hat{V}_{onderneming}$ en $\hat{V}_{tijd,0}$ de geschatte varianties zijn die clusteren bij bedrijf en tijd en $\hat{V}_{White,0}$ staat voor de heteroskedasticiteit-robuste OLS-variantiematrix van White (1980). Aangezien voor deze scriptie geldt dat het clusteren bij tijd niet voldoet aan de vuistregel van Rogers (1993), dienen deze variantieschattingen met zorgvuldigheid geïnterpreteerd te worden.²³

²¹ Voor het belang hiervan in economisch onderzoek, zie Bertrand, Duflo en Mullainathan (2004).

²² Als N niet groot genoeg is, moeten volgens Stock en Watson (2015) distributionele veranderingen plaatsvinden voor de correcte berekening van de p-waarden. Stata (2013) past een enigszins andere benadering toe, namelijk een scalaire aanpassing van de geschatte variantiematrix voor eindige steekproeven. In geval van lineaire regressie met heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten wordt de variantie vermenigvuldigd met $N/(N-k)$ en bij geclusterde HAC-standaardfouten met $[M/(M-1)] [(N-1)/(N-k)]$, waarbij M staat voor het aantal clusters en k voor het aantal regressoren. Op grond van Hansen (2007) en Stock en Watson (2015) worden de t-statistieken vergeleken met de kritieke waarden van de t_{N-1} -tabellen.

²³ Thompson (2011) stelt dat de schatting van $\widehat{Var}(\hat{\beta})$ 'unbiased' is als zowel N als T groter is dan 25.

Ter vergelijking van de in hoofdstuk 3 geproponeerde modellen zal allereerst aan de hand van t-statistieken gekeken worden of de regressoren van de modellen significant afwijken van nul. Vervolgens zal in lijn met Clinch et al. (2002), Orpurt en Zang (2009) en Farshadfar en Monem (2013b) getoetst worden of er sprake is van gelijkheid van coëfficiënten (aan nul). Dit zal geschieden aan de hand van de heteroskedasticiteit-robuste F-toets. Deze statistiek moet vergeleken worden met de kritieke waarde van $F_{q,N-q}$ vermenigvuldigd met $(N-1)/(N-q)$, waarbij q het aantal restricties is (Stock & Watson, 2015). Ten derde zullen de ‘within’- R^2 s van de modellen vergeleken worden, aangezien deze de normale R^2 is bij het schatten van de volgende regressievergelijking (StataCorp, 2018): $(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)$.²⁴ Betreffende ‘within-sample’-voorspellingsstatistieken zal ten laatste gekeken worden naar de ‘log-likelihood’-toets van Vuong (1989). Deze HAC-consistente toets vergelijkt in weze de som van de gekwadrateerde fouten en is in die zin in overeenstemming met het vergelijken van de aangepaste R^2 tussen regressiemodellen (Wooldridge, 2010). De (unieke²⁵) nulhypothese is dat beide modellen even zo goed het werkelijke data-genererende proces benaderen tegenover de alternatieve hypothese dat één van beide modellen dit proces beter benadert (1994). Omdat de modellen niet genesteld dienen te zijn, kan deze nulhypothese alleen standhouden als beide modellen misgespecificeerd zijn (Wooldridge, 2010).

In het kader van de onderzoeksvraag zal hierbenevens ook ‘pseudo out-of-sample’ voorspeld worden en wel voor de periode 2015-2017. Deze, volgens Stock en Watson (2015) “ultieme”, toets voor een voorspellingsmodel, voorspelt in casu tot driemaal toe de CF van het volgende jaar. Dit geschiedt telkenmale over de werkelijke data van *alle* voorgaande jaren, zodat per bedrijf voor elk van de vijf onderzochte modellen een serie van drie *statische* ‘one-year-ahead’-voorspellingen ontstaat. Als maatstaf van de voorspellingskwaliteit zal gebruik gemaakt worden van de (tweede²⁶) U-statistiek van Theil (1966). Deze statistiek kan geïnterpreteerd worden als de RMSE van het voorgestelde model gedeeld door de RMSE van een ‘no-change’-voorspellingsmodel (Bliemel, 1973).²⁷ De U-statistiek neemt de waarde één aan wanneer de voorspelling tot eenzelfde standaarddeviatie van de voorspellingsfout leidt als de ‘no-change’-extrapolatie en nadert nul naarmate deze (in negatieve zin) hiervan verder afwijkt (Theil, 1966).

Kortom, in deze scriptie worden een vijftal lineaire regressiemodellen geschat, waarbij zowel de mogelijkheid van entity fixed effects als time fixed effects wordt toegestaan. Op grond van de steekproef, bestaande uit 28 AEX- of AMX-bedrijven tussen 2005 en 2014, worden de modellen allereerst vergeleken aan de hand van verschillende ‘within-sample’-voorspellingsstatistieken. Vervolgens zal ook pseudo out-of-sample voorspeld worden middels een drietal statische ‘one-year-ahead’-voorspellingen, waarvan de kwaliteit beoordeeld zal worden aan de hand van Theil’s U-statistiek.

²⁴ Stata vermeldt ook ‘between’- en ‘overall’- R^2 s. Deze worden in de Stata-handleiding (2018) in het geval van ‘fixed effects’-regressiemodellen bestempeld als zogenaamde “second-round regressions”.

²⁵ Zie Dechow (1994) voor het belang van het gebruik van deze toets ten opzichte van andere niet-genestelde toetsen. Dit belang blijkt al uit de genoemde nulhypothese, die in bepaalde gevallen tot gevolg heeft dat deze toets ten gunste van één model de nulhypothese verworpt, terwijl andere toetsen dubbelzinnig blijven (Dechow, 1994).

²⁶ Volgens Bliemel (1973) en Granger en Newbold (1973) zou de eerste toets van Theil (1966) van “weinig of geen waarde” zijn als index van de voorspellingsnauwkeurigheid. Dit in tegenstelling tot de tweede versie, waarvan Bliemel (1973) aanbeveelt om deze in de praktijk toe te passen.

²⁷ De teller van deze breuk kan opgedeeld worden in de delen bias, regressie en verstoring (Ahlburg, 1984). Voor hier is van belang dat in een goede voorspelling het verstoringsgedeelte groter is dan het bias- en regressiegedeelte. Voor meer informatie over de U-statistiek en de opdeling van de teller, zie appendix B.

5 Resultaten

Middels de in hoofdstuk 4 besproken methoden zal in dit hoofdstuk worden overgegaan tot toetsing van de in hoofdstuk 3 opgestelde hypothesen. Voor elk van de vier hypothesen zullen in een afzonderlijke paragraaf de resultaten worden weergegeven en op grond daarvan de desbetreffende hypothese óf wel óf niet worden verworpen. Geëindigd wordt met een samenvatting.

5.1 Toetsing van hypothese 1

De hypothese die in deze paragraaf centraal staat, is als volgt geformuleerd:

H1: Een model met huidige en twee vertragingen van geaggregeerde winsten heeft in Nederland voorspellende kracht voor de operationele kasstroom van de komende periode.

Tabel 2 (zie volgende pagina) toont de resultaten van het schatten van de toekomstige CF op de huidige winst tot en met twee verdeelde vertragingen (lees: model I). De resultaten laten zien dat bij gebruik van geclusterde HAC-standaardfouten, hetwelk wordt aangeraden door Stock en Watson (2008, 2015), geen van de verschijningsvormen van model I met fixed effects significant van nul afwijkende coëfficiënten bevat. Van belang is om hierbij op te merken dat de significante intercepts zijn weergegeven als één getal, terwijl deze (in 'entity fixed effects'-regressiemodellen) in feite variëren per onderneming. Verder vertoont de 'within'- R^2 een lichte stijging van 0,016 bij het schatten van de CF op de huidige winst tot 0,042 na het toevoegen van tot en met twee verdeelde vertragingen. Ten derde blijkt uit tabel 4 (zie pagina 24) dat de U-statistiek van dit model met huidige winst en twee vertragingen 0,693 bedraagt en dat 97,1% van de voorspellingsfout toerekenbaar is aan niet-systematische fouten. Beide getallen wijzen op een kwalitatief goede ('pseudo out-of-sample'-)voorspelling (Ahlburg, 1984; Bliemel, 1973). Tot slot, het gebruik van *normale* standaardfouten doet alleen de coëfficiënt van de tweede vertraging van de winst significant worden. De gepastheid van het gebruik van deze standaardfouten is echter twijfelachtig. Uit tabel 10 (zie appendix C) blijkt namelijk dat de schattingsfouten heteroskedastisch zijn en in zulk een geval raadt onderzoek van Stock en Watson (2008) aan om geclusterde HAC-standaardfouten te berekenen.

In tabel 2 is model I ook geschat zonder het gebruik van fixed effects. Uit de 'omitted variables'-toets van Ramsey (1969) blijkt echter wel sprake te zijn van weggelaten variabelen en dientengevolge kan het niet controleren voor deze ongeobserveerde variabelen kwalijk zijn (zie appendix C tabel 10). Bij gebruik van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten geldt dat een model met enkel huidige winst significant voorspellende kracht heeft voor CF van de volgende periode en dat de huidige winst in de andere verschijningsvormen insignificant wordt. Verder geldt dat de p-waarden van de eerste en tweede vertragingen van de winst alle lager zijn dan 0,05 en dat de R^2 stijgt van 0,084 bij model I met $k=0$ tot 0,132 bij $k=2$.

Voor de al dan niet verwerping van hypothese 1 wordt desalniettemin uitgegaan van model I met fixed effects en geclusterde HAC-standaardfouten. Uit de resultaten bleek dat geen van de coëfficiënten van model I met huidige winst en twee verdeelde vertragingen significant afwijkt van nul. Verder bleek dat het model een 'within'- R^2 heeft van 0,042. Het doorslaggevende resultaat voor de al dan niet verwerping van hypothese 1 is echter de U-statistiek. Deze bedraagt in casu 0,693. Dit betekent dat model I met huidige winst en twee verdeelde vertragingen een aanzienlijk lagere standaarddeviatie van de voorspellingsfout tot gevolg heeft dan een eenvoudige 'no-change'-extrapolatie. Dientengevolge wordt de eerste hypothese *niet* verworpen.

Tabel 2: Lineaire regressieresultaten van model I met en zonder 'fixed effects'.

Model I (met fixed effects)						
	$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{E,t-\tau} EARN_{i,t-\tau} + \mu_{i,t}$					
Variabele	Huidig		Huidig en één vertraging		Huidig en twee vertragingen	
	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde
Intercept	0,090	0,000 (0,000)	0,087	0,000 (0,000)	0,084	0,000 (0,000)
EARN _t	0,084	0,483 (0,060)	-0,004	0,961 (0,942)	-0,052	0,428 (0,305)
EARN _{t-1}			0,094	0,187 (0,061)	0,019	0,780 (0,733)
EARN _{t-2}					0,121	0,067 (0,018)
R² (within)	0,016		0,018		0,042	
Observaties	252		224		196	
Fixed effects	Op grond van F-toets alleen entity fixed effects opgenomen.					
P-waarden	P-waarden berekend op basis van HAC-standaardfouten geclusterd bij bedrijven (normale standaardfouten).					
Model I (zonder fixed effects)						
Variabele	Huidig		Huidig en één vertraging		Huidig en twee vertragingen	
	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde
Intercept	0,081	0,000 (0,000)	0,074	0,000 (0,000)	0,068	0,000 (0,000)
EARN _t	0,222	0,033 (0,000)	0,103	0,204 (0,040)	0,054	0,480 (0,280)
EARN _{t-1}			0,207	0,004 (0,000)	0,123	0,047 (0,030)
EARN _{t-2}					0,192	0,009 (0,000)
R²	0,084		0,106		0,132	
Observaties	252		224		196	
P-waarden	P-waarden berekend op basis van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten (normale standaardfouten).					

Tabel 3: Lineaire regressieresultaten van model II met en zonder 'fixed effects'.

Model II (met fixed effects)						
	$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{CF,t-\tau} CF_{i,t-\tau} + \mu_{i,t}$					
Variabele	Huidig		Huidig en één vertraging		Huidig en twee vertragingen	
	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde
Intercept	0,076	0,000 (0,000)	0,096	0,000 (0,000)	0,095	0,000 (0,000)
CF _t	0,195	0,055 (0,006)	0,226	0,078 (0,002)	0,167	0,107 (0,041)
CF _{t-1}			-0,254	0,046 (0,000)	-0,306	0,048 (0,000)
CF _{t-2}					0,091	0,356 (0,272)
R² (within)	0,033		0,093		0,101	
Observaties	252		224		196	
Fixed effects	Op grond van F-toets alleen entity fixed effects opgenomen.					
P-waarden	P-waarden berekend op basis van HAC-standaardfouten geclusterd bij bedrijven (normale standaardfouten).					
Model II (zonder fixed effects)						
Variabele	Huidig		Huidig en één vertraging		Huidig en twee vertragingen	
	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde
Intercept	0,044	0,000 (0,000)	0,046	0,000 (0,000)	0,036	0,003 (0,000)
CF _t	0,509	0,000 (0,000)	0,494	0,000 (0,000)	0,406	0,001 (0,000)
CF _{t-1}			-0,015	0,917 (0,816)	-0,193	0,228 (0,011)
CF _{t-2}					0,331	0,003 (0,000)
R²	0,245		0,230		0,268	
Observaties	252		224		196	
P-waarden	P-waarden berekend op basis van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten (normale standaardfouten).					

5.2 Toetsing van hypothese 2

De hypothese die in deze paragraaf getoetst staat te worden, luidt als volgt:

H2: Een model van geaggregeerde winsten heeft in Nederland dezelfde voorspellende kracht voor de operationele kasstroom van de komende periode als een soortgelijk model van operationele kasstromen.

Tabel 3 (zie vorige pagina) toont een drietal autoregressieve modellen van CF inclusief en exclusief fixed effects, namelijk van de eerste, tweede en derde orde. Uitgaande van geclusterde HAC-standaardfouten voor de 'fixed effects'-regressiemodellen geldt dat alleen de coëfficiënten van CF_{t-1} significant afwijken van nul. De intercepts zijn alle positief en zijn wederom weergegeven als één getal (zie paragraaf 5.1). Verder zijn de 'within'- R^2 's van model II met fixed effects hoger dan die van model I met fixed effects en is de onderlinge stijging groter (van 0,033 naar 0,101). Ook zijn de gevolgen van het gebruik van normale standaardfouten in dit geval groter. Het gebruik van normale standaardfouten laat namelijk enkel CF_{t-2} insignificant. Zo is de coëfficiënt van het AR(1)-model 0,195 en bedragen die van het AR(2)-model 0,226 en -0,254, waarbij geldt dat het toevoegen van de (insignificante) CF_{t-2} de beide coëfficiënten doet dalen. Tabel 11 (zie appendix C) toont bovendien dat de nulhypothese van afwezigheid van seriële correlatie niet verworpen kan worden en dat de nulhypothese van homoskedasticiteit enkel verworpen wordt voor het AR(3)-model. Aangezien blijkt dat de p-waarden aanzienlijk van elkaar verschillen, kan (wellicht) gesteld worden dat het gebruik van geclusterde HAC-standaardfouten in geval van een serieel ongecorrleerde en homoskedastische foutenterm tot te conservatieve schattingen van de standaardfouten leidt. Vaststaat dat beide schattingswijzen in de praktijk tot relevante interpretatieverschillen leidt.

Evenals model I is model II ook zonder fixed effects geschat. Ook voor model II toont de 'omitted variables'-toets van Ramsey (1969) dat er sprake is van weggelaten variabelen (zie appendix C tabel 11). Dientengevolge dienen deze resultaten met zorgvuldigheid geïnterpreteerd te worden. Bij vergelijking van model II met en zonder fixed effects valt op dat de coëfficiënten van CF_{t-1} minder negatief zijn in het geval fixed effects achterwege worden gelaten. Dit heeft tot gevolg dat zowel bij het gebruik van de heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten als de normale standaardfouten deze coëfficiënten niet langer significant afwijken van nul. Het achterwege laten van fixed effects doet de andere coëfficiënten ook stijgen en, ter compensatie hiervan, de intercepts dalen. Tot slot, de R^2 's van model II zonder fixed effects zijn hoger dan die van model I, doch in tegenstelling tot de 'within'- R^2 's is de onderlinge stijging geringer.

Voordat overgegaan wordt tot verwerping dan wel behoud van hypothese 2, wordt gekeken naar de HAC-consistente Z-statistiek van Vuong (1989) en de U-statistiek van Theil (1966) die de statistische 'one-year-ahead'-voorspellingen over de periode 2015-2017 beoordeelt. Uit tabel 4 (zie volgende pagina) blijkt dat Vuong's (1989) 'log-likelihood'-toets een t-statistiek van 0,96 als uitkomst geeft, hetgeen een p-waarde van 0,35 tot gevolg heeft. Dientengevolge kan de nulhypothese dat beide modellen even zo goed het werkelijke datagenererende proces beschrijven, niet worden verworpen. Vergelijking van de 'pseudo out-of-sample'-voorspellingen van model I en II met fixed effects toont dat Theil's (1966) U-statistiek van model I (0,693) lager is dan die van model II (0,721). Aangezien voor beide U-statistieken geldt dat het verstoringsgedeelte het overgrote deel van de voorspellingsfout uitmaakt, kan op grond van Ahlburg (1984) en Farshadfar en Monem (2013b) gesteld worden dat in beide gevallen sprake is van een kwalitatief goede voorspelling.

Tabel 4: Vergelijking van modellen I en II aan de hand van Vuong's Z- en Theil's U-statistiek.

Vuong's Z-statistiek		
	<i>T</i> -statistiek	<i>P</i> -waarde
Model I vs. Model II	0,96	0,346

Statistische 'one-year-ahead'-voorspellingen voor de periode 2015-2017		
	Model I	Model II
Theil's U-statistiek	0,693	0,721
Bias-gedeelte	0,000	0,005
Regressiegedeelte	0,029	0,006
Verstoringsgedeelte	0,971	0,988

Opmerking: Voor zowel model I als II geldt dat $k=2$ en dat enkel 'entity fixed effects' zijn opgenomen.

Evenals bij hypothese 1 wordt voor de finale beslissing omtrent hypothese 2 uitgegaan van het model met fixed effects en geclusterde HAC-standaardfouten. De noodzaak van het gebruik van fixed effects blijkt namelijk uit de 'omitted variables'-toets van tabel 11. Dientengevolge wordt gebruik gemaakt van HAC-consistente standaardfouten. Dit omdat Stock en Watson (2008, 2015) zulks aanbevelen in het geval van 'fixed effects'-regressiemodellen met een (mogelijk) heteroskedastische foutenterm. Uit de hiervoor besproken resultaten is gebleken dat, in tegenstelling tot model I, de eerste vertraging van CF in model II significant afwijkt van nul. Verder bleek dat de 'within'- R^2 's van model II hoger zijn. Desondanks toonde Vuong's (1989) Z-statistiek dat beide modellen even zo goed het werkelijke datagenererende proces beschrijven. Dit resultaat tezamen genomen met (het geringe, negatieve verschil in) de U-statistieken, doet tot de conclusie komen dat de geaggregeerde CF een voorspeller van zichzelf is, doch dat het geen significant van de geaggregeerde winst afwijkende voorspellende kracht heeft voor de CF van de volgende periode. Kortom, de tweede hypothese kan *niet* worden verworpen.

5.3 Toetsing van hypothese 3

In deze paragraaf wordt de volgende hypothese getoetst:

H3: Een model waarbij de huidige winst is opgesplitst in de operationele kasstroom en verscheidene accrual-componenten heeft in Nederland meer voorspellende kracht voor toekomstige operationele kasstromen dan een model met huidige en twee vertragingen van geaggregeerde winsten.

In tabel 5 (zie volgende pagina) zijn de lineaire regressieresultaten van model III en IV zowel met als zonder fixed effects opgenomen. Uitgaande van geclusterde HAC-standaardfouten blijkt dat geen van de coëfficiënten significant afwijkt van nul. Dit geldt, in tegenstelling tot de resultaten van eerdere hypothesen, ook voor de als één getal weergegeven intercepts (zie paragraaf 5.1). Vergelijking van de coëfficiënten en hun tekens met onderzoek van Barth et al. (2001) en Farshadfar en Monem (2013b) toont dat de tekens van ΔAR en ΔINV hiervan afwijken. Dit valt echter te verklaren aan de hand van voetnoot 19, waarvoor in de gebruikte data geen maatregelen zijn getroffen. Bij gebruik van normale standaardfouten geldt dat zowel de coëfficiënt van wijziging in debiteuren (ΔAR) als die van de afschrijvings- en amortisatiekosten (D&A) significant afwijkt van nul (respectievelijk -0,411 en 1,141). In tegenstelling tot de modellen van de voorgaande hypothesen geldt voor model III dat zowel de afwezigheid van seriële correlatie in de foutenterm als homoske-

Tabel 5: Lineaire regressieresultaten van model III en IV met en zonder 'fixed effects'.

Model III	$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{AR}\Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV}\Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP}\Delta AP_{i,t} + \Phi_{DA}D\&A_{i,t} + \Phi_{TXA}TXAC_{i,t} + \Phi_{OTA}OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t}$			
Model IV	$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{TAC}TAC_{i,t} + \mu_{i,t}$			
(beide met fixed effects)				
	Model III		Model IV	
Variabele	<i>Coëfficiënt</i>	<i>P-waarde</i>	<i>Coëfficiënt</i>	<i>P-waarde</i>
Intercept	0,027	0,224 (0,172)	0,074	0,000 (0,000)
CF	0,131	0,268 (0,104)	0,230	0,112 (0,003)
TAC			0,058	0,604 (0,204)
ΔAR	-0,411	0,084 (0,005)		
ΔINV	-0,157	0,401 (0,279)		
ΔAP	0,038	0,726 (0,715)		
D&A	1,141	0,075 (0,006)		
TXAC	0,000	0,996 (0,997)		
OTHAC	-0,034	0,477 (0,500)		
R² (within)		0,159		0,040
Vuong's Z-statistiek	<i>T-statistiek</i>		<i>P-waarde</i>	
Model I vs. Model III		1,55		0,134
Model III vs. Model IV		-1,64		0,112
Theil's U-statistiek		0,720		0,702
Bias-gedeelte		0,000		0,001
Regressiegedeelte		0,009		0,000
Verstoringsgedeelte		0,990		0,999
Observaties		252		252
Fixed effects	Op grond van F-toets alleen entity fixed effects opgenomen.			
P-waarden	P-waarden berekend op basis van HAC-standaardfouten geclusterd bij bedrijven (normale standaardfouten).			
Model III en IV (beide zonder fixed effects)				
	Model III		Model IV	
Variabele	<i>Coëfficiënt</i>	<i>P-waarde</i>	<i>Coëfficiënt</i>	<i>P-waarde</i>
Intercept	0,012	0,218 (0,243)	0,043	0,000 (0,000)
CF	0,459	0,000 (0,000)	0,561	0,000 (0,000)
TAC			0,099	0,253 (0,027)
ΔAR	-0,266	0,191 (0,046)		
ΔINV	-0,209	0,231 (0,134)		
ΔAP	-0,179	0,294 (0,058)		
D&A	0,768	0,005 (0,001)		
TXAC	-0,122	0,016 (0,130)		
OTHAC	0,035	0,523 (0,476)		
R²		0,341		0,260
Observaties		252		252
P-waarden	P-waarden berekend op basis van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten (normale standaardfouten).			

dasticiteit van de foutenterm niet verworpen kan worden (zie appendix C tabel 12). Derhalve kan in casu gesteld worden dat het gebruik van normale standaardfouten gepaster is. Desalniettemin, in beide gevallen bedraagt de 'within'- R^2 van model III met fixed effects 0,159, hetwelk hoger is dan de 'within'- R^2 's van de 'fixed effects'-regressiemodellen I en II met $k=2$.

In lijn met de eerdere modellen is model III ook zonder fixed effects geschat (zie tabel 5). Echter, de 'omitted variables'-toets van Ramsey (1969) verwerpt voor model III de nulhypothese van afwezigheid van weggelaten variabelen (zie appendix C tabel 12). Derhalve is het gepaster om wel fixed effects toe te staan en zo te controleren voor variabelen die constant zijn over de tijd maar verschillen tussen bedrijven én variabelen die constant zijn tussen bedrijven maar over de tijd verschillen. Afgezien daarvan, dit regresseren van model III zonder fixed effects heeft tot gevolg dat CF, Δ AR en OTHAC stijgen, de andere coëfficiënten dalen en dat CF, D&A en TXAC bij gebruik van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten significant afwijken van nul. De coëfficiënten van de significante variabelen bedragen respectievelijk 0,459, 0,768 en -0,122. Tot slot, de R^2 van dit model bedraagt 0,341 en is daarmee hoger dan de R^2 's van model I en II met $k=2$ en zonder fixed effects.

Om vast te stellen of een model waarin de huidige winst is opgesplitst in CF en verscheidene accrual-componenten (model III) daadwerkelijk meer voorspellende kracht heeft voor de toekomstige CF dan een model met huidige EARN en twee vertragingen (model I), wordt wederom gebruik gemaakt van de HAC-consistente Z-statistiek van Vuong (1989) en de U-statistiek van Theil (1966). Uit tabel 5 (zie vorige pagina) blijkt dat de 'log-likelihood'-toets van Vuong (1989) in geval van vergelijking van model I met model III resulteert in een t-statistiek van 1,55 en een p-waarde van 0,134. Dienvolgens kan de nulhypothese dat beide modellen het werkelijke datagenererende proces even zo goed beschrijven, niet worden verworpen. Voorts blijkt dat Theil's (1966) U-statistiek lager is voor model I met $k=2$ (0,693) dan voor model III (0,720), terwijl voor beide statistieken geldt dat het verstoringsgedeelte aanzienlijk groter is dan het bias- en regressiegedeelte (zie appendix B). Model I met $k=2$ levert dus (iets) betere 'pseudo out-of-sample'-voorspellingen dan model III.

Alhoewel uit de resultaten niet blijkt dat model III meer voorspellende kracht heeft voor de toekomstige CF dan model I, wordt voor de volledigheid ingegaan op model IV en zijn resultaten. Model IV met fixed effects levert in tegenstelling tot model III met fixed effects een positieve en significante intercept, doch geen significant van nul afwijkende TAC. Dit resultaat wijzigt niet in geval gebruik wordt gemaakt van normale standaardfouten. Dit resultaat wijzigt wel in het geval fixed effects achterwege worden gelaten en gebruik wordt gemaakt van normale standaardfouten. In dat geval wijkt de coëfficiënt van TAC namelijk significant af van nul. Het achterwege laten van fixed effects is op grond van tabel 12 (zie appendix C) echter een omstreden beslissing. Verder blijkt dat de 'within'- R^2 van model IV (0,040) lager is dan die van model III (0,159). Desondanks laat Vuong's (1989) Z-statistiek zien dat er geen sprake van is dat één van de twee modellen het werkelijk datagenererende proces beter beschrijft. Ten derde, de U-statistieken tonen een beeld dat 'tegenovergesteld' is aan die van de 'within'- R^2 's, namelijk dat model IV niet aanzienlijk slechter presteert en de U-statistiek derhalve hoger is, maar dat deze zelfs iets beter presteert. Tot slot, aangezien is gebleken dat model III niet meer voorspellende kracht heeft voor de toekomstige CF dan model I, behoeft en kan ook geen antwoord geformuleerd worden op de vraag of de hogere voorspellende kracht het gevolg is van het desaggregeren van de winst in CF en *geaggregeerde* accruals (model IV) of in CF en *gedesaggregeerde* accruals (model III).

Samengevat, uit de hierboven besproken resultaten is gebleken dat in overeenstemming met de vorige paragrafen model III het toestaan van fixed effects benodigt, maar dat het gebruik van geclusterde HAC-standaardfouten, in tegenstelling tot diezelfde paragrafen, minder vanzelfsprekend is. Niettemin bleek dat in beide gevallen geldt dat slechts een gering aantal coëfficiënten van nul afwijkt. Verder bleek dat de 'within'- R^2 van model III met fixed effects hoger is dan model I met $k=2$ en fixed effects. Desondanks liet Vuong's (1989) Z-statistiek zien dat de nulhypothese dat beide modellen even zo goed het werkelijk datagenererende proces beschrijven, niet verworpen kon worden. Vergelijking van de U-statistieken toonde zelfs dat model I betere statische 'one-year-ahead'-voorspellingen voor de periode 2015-2017 levert dan model III dat doet. Derhalve wordt de derde hypothese *wel* verworpen.

5.4 Toetsing van hypothese 4

In deze paragraaf wordt de vierde en laatste hypothese getoetst. Deze is als volgt geformuleerd:

H4: Een model waarbij de huidige winst is opgesplitst in verscheidene accrual- én directe kasstroomcomponenten heeft in Nederland meer voorspellende kracht voor toekomstige kasstromen dan een model waarbij de huidige winst enkel is opgesplitst in de operationele kasstroom en verscheidene accrual-componenten.

In tabel 6 (zie volgende pagina) zijn de lineaire regressieresultaten van model V zowel met als zonder fixed effects weergegeven. Uitgaande van geclusterde HAC-standaardfouten blijkt dat geen van de coëfficiënten (inclusief de intercept) significant afwijkt van nul. Dit resultaat is tegengesteld aan het resultaat van model I en in overeenstemming met model III (zie tabel 2 en 5). Vergelijking van de coëfficiënten en hun tekens van model V met die van model III toont dat de coëfficiënten van de accrual-variabelen alle zijn gestegen en dat de intercept is gedaald. Dit stijgen van de coëfficiënten heeft ertoe geleid dat het teken van ΔINV is omgeslagen naar positief. Verder vertoont de coëfficiënt van TXAC een bijzonder grote stijging, namelijk van 0,000 naar 1,022. Volgens Chatterjee en Hadi (2006) duidt dit op multicollineariteit. Op aanraden van hen is model V dan ook aangepast, hetwelk is geschied door het tot tweemaal toe verwijderen van variabelen met een 'variation inflation factor' (VIF) hoger dan tien, waarbij telkenmale de variabele met de hoogste VIF werd verwijderd. Resterend is een model waarbij geen van de variabelen een VIF hoger dan tien heeft.

Analyse van de coëfficiënten van model V (aangepast) ten opzichte van model III toont dat het teken van ΔINV weer negatief is en dat de coëfficiënt van TXAC weer overeenstemt. Verder blijkt dat ΔAR , ΔINV en ΔAP gestegen zijn en dat D&A en OTHAC gedaald zijn. Vergelijking van de coëfficiënten met onderzoek van Farshadfar en Monem (2013b) laat zien dat de tekens van CSHPD, OTHCSH, TXAC en OTHAC verschillen.²⁸ Voor de laatste drie variabelen kan dit verklaard worden door het feit dat de gemiddelden van deze variabelen een aan elkaar tegenovergesteld teken hebben. Wat betreft CSHPD geldt dat dit theoretisch bezien een negatieve relatie zou moeten hebben met de toekomstige CF. Dat dit niet het geval is kan erop wijzen dat de vuistregel van het verwijderen van variabelen met een VIF hoger dan tien (zie Chatterjee en Hadi (2006)), niet conservatief genoeg is en dat er daarom nog steeds sprake is van multicollineariteit. Tot slot, opgemerkt zij dat Farshadfar en Monem (2013b) geen variabelen hebben weggelaten in verband met de (eventuele) aanwezigheid van multicollineariteit.

²⁸ Die van ΔAR en ΔINV ook, maar voor de verklaring daarvan, zie paragraaf 5.3.

Tabel 6: Lineaire regressieresultaten van model V met en zonder 'fixed effects'.

Model V (met fixed effects)	$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CRD} CSHRD_{i,t} + \Phi_{CPD} CSHPD_{i,t} + \Phi_{INT} INTPD_{i,t} + \Phi_{TXP} TXPD_{i,t} + \Phi_{OTC} OTHCSH_{i,t} + \Phi_{AR} \Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV} \Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP} \Delta AP_{i,t} + \Phi_{DA} D\&A_{i,t} + \Phi_{TXA} TXAC_{i,t} + \Phi_{OTA} OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t}$			
	Model V (origineel)		Model V (aangepast)	
Variabele	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde
Intercept	0,013	0,546 (0,547)	0,006	0,798 (0,781)
CSHRD	-0,056	0,685 (0,528)	x	x
CSHPD	0,076	0,554 (0,418)	0,068	0,029 (0,006)
INTPD	-0,390	0,420 (0,474)	-1,015	0,025 (0,054)
TXPD	1,089	0,088 (0,002)	x	x
OTHCSH	-0,062	0,613 (0,500)	-0,043	0,172 (0,183)
ΔAR	-0,233	0,315 (0,111)	-0,378	0,086 (0,009)
ΔINV	0,061	0,665 (0,687)	-0,041	0,799 (0,790)
ΔAP	0,149	0,196 (0,198)	0,170	0,059 (0,086)
D&A	1,304	0,082 (0,003)	0,925	0,155 (0,033)
TXAC	1,022	0,066 (0,002)	-0,001	0,979 (0,988)
OTHAC	-0,060	0,138 (0,227)	-0,069	0,014 (0,149)
F-toets		<i>F-statistiek</i>	<i>Kritieke waarde (5%)</i>	
$\Phi_{CPD} = \Phi_{INT} = \Phi_{OTC}$		3,20	3,50	
$\Phi_{CPD} = \Phi_{INT} = \Phi_{OTC} = 0$		2,87	3,23	
$\Phi_{AR} = \Phi_{INV} = \Phi_{AP} = \Phi_{DA} = \Phi_{TXA} = \Phi_{OTA}$		6,31	3,10	
$\Phi_{AR} = \Phi_{INV} = \Phi_{AP} = \Phi_{DA} = \Phi_{TXA} = \Phi_{OTA} = 0$		18,41	3,13	
R² (within)	0,227		0,183	
Observaties	252		252	
Fixed effects	Op grond van F-toets alleen entity fixed effects opgenomen.			
P-waarden	P-waarden berekend op basis van HAC-standaardfouten geclusterd bij bedrijven (normale standaardfouten).			

Model V (zonder fixed effects)

	Model V (origineel)		Model V (aangepast)	
Variabele	Coëfficiënt	P-waarde	Coëfficiënt	P-waarde
Intercept	-0,001	0,959 (0,951)	0,020	0,195 (0,156)
CSHRD	0,300	0,012 (0,000)	x	x
CSHPD	-0,303	0,011 (0,000)	0,012	0,052 (0,210)
INTPD	-0,165	0,780 (0,661)	-0,063	0,911 (0,876)
TXPD	0,615	0,073 (0,021)	x	x
OTHCSH	0,278	0,012 (0,000)	-0,012	0,584 (0,606)
ΔAR	-0,202	0,280 (0,126)	-0,428	0,068 (0,004)
ΔINV	-0,057	0,713 (0,686)	-0,363	0,087 (0,018)
ΔAP	-0,177	0,269 (0,080)	0,054	0,751 (0,611)
D&A	1,034	0,000 (0,000)	1,365	0,000 (0,000)
TXAC	0,777	0,004 (0,001)	-0,088	0,145 (0,337)
OTHAC	0,004	0,930 (0,929)	-0,085	0,074 (0,098)
R²	0,394		0,208	
Observaties	252		252	
P-waarden	P-waarden berekend op basis van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten (normale standaardfouten).			

Opmerking: Model V (aangepast) is tot stand gekomen na het tot tweemaal toe verwijderen van variabelen met een VIF hoger dan tien, waarbij telkenmale de variabele met de hoogste VIF werd verwijderd (Chatterjee & Hadi, 2006).

Betreffende 'fixed effects'-regressiemodel V (aangepast) geldt dat bij gebruik van geclusterde HAC-standaardfouten een drietal coëfficiënten significant afwijken van nul. Zodoende is CSHPD positief gecorreleerd met de toekomstige CF (zie ook vorige alinea) en zijn INTPD en OTHAC negatief hiermee gecorreleerd. Uit tabel 12 (zie appendix C) blijkt echter dat homoskedasticiteit en seriële ongecorrleerdheid van de foutenterm niet verworpen kunnen worden. Derhalve kan evenals bij model III gesteld worden dat het gebruik van normale standaardfouten gepaster is. Bij gebruik van deze standaardfouten wijken nog steeds een drietal coëfficiënten significant af van nul, alleen betreft het in dit geval de variabelen CSHPD, ΔAR en D&A. In beide gevallen bedraagt de 'within'- R^2 van model V (aangepast) 0,183, hetwelk hoger is dan die van model III (0,159) en model I met $k=2$ (0,042). Verder blijkt uit de F-toets dat de nulhypotheses dat de accrual-componenten aan elkaar gelijk zijn en gelijk zijn aan nul, verworpen worden. Dit betekent dat de verscheidene accrual-componenten van dit model informatie herbergen die TAC niet zou weergeven en dat TAC niet gelijk is aan nul. Betreffende de nulhypotheses dat de (resterende) directe kasstroomcomponenten gelijk zijn aan elkaar en aan nul, geldt dat deze niet verworpen kunnen worden. Bijgevolg geldt (in casu) niet dat het desaggregeren van CF in directe kasstroomcomponenten tot meer voorspellende kracht voor de toekomstige CF leidt.

Zoals gezegd is model V ook geschat zonder fixed effects. Wederom blijkt sprake te zijn van multicollineariteit, waarom dezelfde aanpassing is doorgevoerd als bij het 'fixed effects'-regressiemodel zodat de VIF's van de variabelen alle lager zijn dan tien. De 'omitted variables'-toets van Ramsey (1969) laat echter zien dat sprake is van weggelaten variabelen, waarom het passender is om fixed effects te gebruiken teneinde omitted variable bias te voorkomen. Desondanks, bij gebruik van heteroskedasticiteit-robuste standaardfouten blijkt dat van model V (aangepast) slechts één coëfficiënt significant afwijkt van nul, namelijk die van D&A. Dat deze coëfficiënt bij het achterwege laten van fixed effects wel significant van nul afwijkt is het gevolg van het feit dat dit lineaire regressiemodel een hogere coëfficiënt voor D&A schat dan het soortgelijke 'fixed effects'-regressiemodel doet (1,365 in plaats van 0,925). Tot slot, de R^2 van model V (aangepast) zonder fixed effects (0,208) is lager dan model III zonder fixed effects (0,341) en hoger dan model I met $k=2$ en zonder fixed effects (0,132).

Tabel 7: Vergelijking van modellen I, III en V aan de hand van Vuong's Z- en Theil's U-statistiek.

Vuong's Z-statistiek			
	T-statistiek	P-waarde	
Model I vs. Model V (aangepast)	2,32	0,028	
Model III vs. Model V (aangepast)	0,97	0,339	

Statische 'one-year-ahead'-voorspellingen voor de periode 2015-2017			
	Model I	Model III	Model V (aangepast)
Theil's U-statistiek	0,693	0,720	0,704
Bias-gedeelte	0,000	0,000	0,000
Regressiegedeelte	0,029	0,009	0,027
Verstoringsgedeelte	0,971	0,990	0,973

Opmerking: Voor zowel model III als V geldt dat enkel 'entity fixed effects' zijn opgenomen.

Als laatste wordt ingegaan op tabel 7 (zie vorige pagina) over de vergelijking van model V (aangepast) met modellen I en III en dat aan de hand van Vuong's (1989) Z- en Theil's (1966) U-statistiek. Zoals verwacht op grond van de 'within'-R²'s blijkt uit de 'log-likelihood'-toets dat de mate waarin model I met k=2 en model V (aangepast) het werkelijke datagenererende proces beschrijven, significant van elkaar verschilt en dat dit voor model III en model V (aangepast) niet geldt. Opgemerkt zij dat beide resultaten robuust zijn tegen heteroskedasticiteit en autocorrelatie van de foutenterm (zie hoofdstuk 4). Verder toont tabel 7 dat de U-statistiek van model V (aangepast) 0,704 bedraagt en dat het verstoringsgedeelte beduidend groter is dan het bias- en regressiegedeelte, hetwelk duidt op een kwalitatief goede voorspelling (zie appendix B). Ter vergelijking zijn in de tabel ook de U-statistieken van model I en III weergegeven. Het blijkt dat de U-statistiek van model V (aangepast) lager is dan model III, hetwelk in de lijn der verwachting lag, maar dat, tegengesteld aan de initiële verwachtingen, ook model V (aangepast) niet in staat is om betere statistische 'one-year-ahead'-voorspellingen te leveren dan model I met k=2.

In het kort, allereerst is op verdenking van multicollineariteit model V aangepast door het weglaten van de directe kasstroomcomponenten CSHPD en TXPD. Verder geldt dat de hierboven besproken resultaten laten zien dat bij het regresseren van model V (aangepast) het evenals bij de eerdere modellen noodzakelijk is om fixed effects toe te staan. Deze noodzakelijkheid geldt niet (in dezelfde mate) voor het gebruik van geclusterde HAC-standaardfouten. Het gebruik van normale standaardfouten lijkt namelijk ook te volstaan. Hoe het ook zij, in beide gevallen wijken slechts een drietal (deels verschillende) coëfficiënten significant af van nul. Ten derde bleek dat de nulhypotheses dat de (resterende) directe kasstroomcomponenten gelijk zijn aan elkaar en aan nul, niet verworpen kan worden. Ten vierde lieten de resultaten zien dat de 'within'-R² van model V (aangepast) hoger is dan die van model I met k=2 en model III, maar dat op grond van Vuong's Z-statistiek enkel voor model I en model V gesteld kan worden dat de mate waarin deze de data beschrijven significant verschillend is. Ten laatste is gebleken dat de U-statistiek van model V (aangepast) wel, al zij het weinig, lager is dan die model III, maar niet dan die van model I met k=2. Op grond van al deze resultaten geldt ook voor de vierde hypothese dat deze *wel* wordt verworpen.

5.5 Samenvatting

In dit hoofdstuk zijn de in hoofdstuk 3 opgestelde hypothesen getoetst voor 28 bedrijven die per 19 maart 2018 genoteerd staan op de AEX dan wel de AMX en wel voor de periode 2005-2014. Hiertoe zijn een vijftal lineaire regressiemodellen geschat, waarbij zowel de mogelijkheid van entity fixed effects als time fixed effects werd toegestaan. Als eerste is gebleken, voornamelijk op grond van de U-statistiek, dat een model met huidige en twee vertragingen van EARN (model I) voorspellende kracht heeft voor de toekomstige CF. Ten tweede is gebleken dat een autoregressief model van de derde orde (model II) wel voorspellende kracht heeft voor de toekomstige CF, maar dat deze voorspellende kracht niet significant afwijkt van model I tot en met twee vertragingen. Daaropvolgend is overgegaan tot desaggregatie van de geaggregeerde winst in geaggregeerde CF en enkele accruals (model III) en is daarvoor vastgesteld dat niet bewezen kan worden dat zulk een model voor de Nederlandse situatie meer voorspellende kracht heeft voor de toekomstige CF, waarom de derde hypothese verworpen is. Ten laatste is ook de geaggregeerde CF van de gedesaggregeerde winst gedesaggregeerd (model V) en is geconstateerd dat dit model, zowel qua 'within-sample'- als qua 'out-of-sample'-voorspellingsstatistieken, niet beter presteert dan model III, maar qua 'within-sample'-voorspellingsstatistieken wel beter dan model I met k=2.

6 Samenvatting & Conclusie

In dit hoofdstuk zal op grond van de bevindingen van hoofdstuk 5 een antwoord geformuleerd worden op de centrale vraagstelling. De vraag die in deze scriptie centraal stond, luidt als volgt:

Leidt de toevoeging van verscheidene accrual- en kasstroomcomponenten tot een toename van de voorspellende kracht van winsten voor de toekomstige kasstromen van Nederlandse beursgenoteerde ondernemingen?

Aangezien alle onderzoek aan beperkingen onderhevig is, zal in dit hoofdstuk ook gepoogd worden om de beperkingen van het eigen onderzoek in te zien en deze voor anderen te benoemen. Waar mogelijk zal dit ook gepaard gaan met aanbevelingen voor vervolgonderzoek.

In deze scriptie is onderzoek gedaan naar de toegevoegde waarde van verscheidene accrual- en kasstroomcomponenten in de voorspelling van toekomstige kasstromen voor 28 bedrijven die genoteerd staan op de AEX dan wel de AMX per 19 maart 2018. De steekproef beslaat de periode van 2005 tot en met 2017 en sluit dus een eventueel effect van de invoering van IFRS op de data uit. Uit het gedane onderzoek naar de wetenschappelijke literatuur omtrent de voorspelling van toekomstige kasstromen is gebleken dat de kern hiervan de vraag betreft of de winst een betere voorspeller is van toekomstige kasstromen dan de CF is. De vroege, geaggregeerde onderzoeken naar deze vraag zijn niet eenduidig. In het kader daarvan is in deze scriptie middels de twee eerste hypothesen ook naar deze vraag gekeken. Op grond van de resultaten van deze hypothesen kan wel gesteld worden dat zowel de geaggregeerde winst (model I) als de geaggregeerde CF (model II) voorspellende kracht hebben voor de toekomstige CF, maar niet dat de geaggregeerde winst ofwel meer ofwel minder voorspellende kracht heeft voor de CF van de volgende periode.

Later onderzoek toont dat als de winst gedesaggregeerd is, zij een betere voorspeller is van de toekomstige CF. Allereerst is dit aangetoond voor het geval de winst gedesaggregeerd is in geaggregeerde CF en verschillende accrual-variabelen en vervolgens ook voor het desaggregeren van de winst in *gedesaggregeerde* CF en verschillende accruals, zodat dit model bestaat uit zowel accrual- als directe kasstroomcomponenten. Uit de onderzoeken blijkt dat zowel geschatte als gerapporteerde directe kasstroomcomponenten de voorspellende kracht verder verhogen. Dat gerapporteerde accruals en geschatte directe kasstroomcomponenten de voorspellende kracht (verder) verhogen kan echter niet bevestigd worden voor de Nederlandse situatie. Op grond van de resultaten van hypothesen 3 en 4 kan namelijk wel gesteld worden dat zowel het model waarin de winst gedesaggregeerd is in geaggregeerde CF en enkele accruals (model III) als het model waarin de winst gedesaggregeerd is in gedesaggregeerde CF en enkele accruals (model V), voorspellende kracht hebben voor de toekomstige CF, maar niet dat deze modellen meer voorspellende kracht hebben dan een model van geaggregeerde winsten. De uitzondering hierop is model V dat qua 'in-sample'-voorspellingsstatistieken wel significant beter de toekomstige CF voorspelt dan model I tot en met twee verdeelde vertragingen dat doet. De uitzondering daargelaten, aangezien deze enkel 'within-sample'-voorspellingsstatistieken betreft, dient de centrale vraagstelling dan ook ontkennend beantwoord te worden: *Niet* vastgesteld kan worden dat de toevoeging van verscheidene accrual- en kasstroomcomponenten voor Nederlandse beursgenoteerde ondernemingen leidt tot een toename van de voorspellende kracht van winsten voor de toekomstige kasstromen.

Het hierboven uitgevoerde onderzoek is aan verschillende beperkingen onderhevig. Betreffende de data van dit onderzoek is van belang om in te zien dat de steekproefgrootte beperkt is. De paneldataset kent slechts tien tijdsperioden en 28 ondernemingen. De gevolgen hiervan betreffen ook de methoden van dit onderzoek. Zo staat in hoofdstuk 4 opgenomen dat het vereist is dat een cluster niet meer dan 5% van de data omvat en dat het aantal entiteiten van de paneldataset groot genoeg is zodat de normale kritieke waarden van de t- en F-verdeling gebezigd kunnen worden. Voorts blijkt uit voetnoot 22 dat de geclusterde HAC-standaardfouten vermenigvuldigd worden met een bepaalde breuk en vervolgens vergeleken zijn met de kritieke waarden van de t_{N-1} -tabellen. Bovendien wordt ook opgemerkt dat voor tweedimensionaal geclusterde HAC-standaardfouten weer andere voorschriften gelden. De kern van deze vereisten is dat de paneldataset, en voornamelijk het aantal entiteiten, van voldoende grootte dienen te zijn, omdat anders de statistieken tot vertekende weergaven (kunnen) leiden. Voor relatief kleine datasets kunnen wel aanpassingen plaatsvinden, maar aangezien de schattingswijzen van standaardfouten een gebied is van actief econometrisch onderzoek, kan in de praktijk geen zekerheid verkregen omtrent de betrouwbaarheid van deze aanpassingen. Desondanks is uit de 'omitted variables'-toets van Ramsey (1969) gebleken dat voor alle modellen geldt dat sprake is van weggelaten variabelen. Dientengevolge is op aanraden van onder andere Stock en Watson (2015) wel gebruik gemaakt van fixed effects en dus van deze mogelijk vertekende geclusterde HAC-standaardfouten. Dit vormt dan ook een beperking van dit onderzoek. Een andere en laatste beperking van dit onderzoek vormt het nalaten van het schatten van de modellen op grond van variabelen die ongedefleerd zijn of gedefleerd zijn op basis van het aantal uitstaande gewone aandelen, hetwelk in lijn is met onderzoek van Dechow et al. (1998), Krishnan en Largay III (2000) en Farshadfar en Monem (2013b).

Desondanks, deze scriptie en haar conclusie is op tweeërlei wijze relevant. Maatschappelijk gezien is zij relevant voor partijen die de toekomstige operationele kasstromen van Nederlandse (beursgenoteerde) ondernemingen wensen te voorspellen. Te denken valt hierbij aan de onderneming zelf, maar ook aan investeerders, analisten en andere belanghebbenden. Deze scriptie heeft aangetoond dat de resultaten van de gedesaggregeerde onderzoeken niet zonder meer gelden voor Nederland. Aangeraden wordt dan ook om voorzichtigheid te betrachten in het gebruik van deze onderzoeken voor belangrijke (investerings)keuzes. Dat deze scriptie eerder problemen vaststelt dan dat het oplost, houdt gelijk de wetenschappelijke relevantie van de scriptie in. Deze problemen betreffen de ontkennende beantwoording van de centrale vraagstelling, hetwelk in strijd is met eerdere gedesaggregeerde onderzoeken, en voornoemde beperkingen. Dientengevolge is er voldoende reden tot vervolgonderzoek. In ruimere zin zijn econometrische onderzoeken benodigd betreffende de betrouwbaarheid van geclusterde standaardfouten en dat bijzonder in het geval relatief kleine paneldatasets worden gebezigd en daar aanpassingen voor plaatsvinden. Wanneer hieromtrent meer duidelijkheid bestaat, kan het onderzoek van deze scriptie heruitgevoerd worden en mogelijk gekomen worden tot een bevestigend antwoord op de centrale vraagstelling. In nauwere zin zijn onderzoeken benodigd naar de voorspelling van toekomstige kasstromen voor situaties buiten de VS en Australië. Aanbevolen wordt hierbij ook te onderzoeken of de defleringswijze van invloed is op de resultaten. Dit alles opdat meer duidelijkheid zou ontstaan omtrent de toegevoegde waarde van accrual- en kasstroomcomponenten in de voorspelling van toekomstige kasstromen.

-EINDE-

Bibliografie

- AASB (2010). *Proposals to harmonise Australian and New Zealand Standards in relation to entities*. Melbourne: AASB.
- Ahlburg, D. A. (1984). Forecast evaluation and improvement using Theil's decomposition. *Journal of Forecasting*, 3(April 1983), 345–351.
- Ali, A. (1994). The incremental information content of earnings, working capital from operations, and cash flows. *Journal of Accounting Research*, 32(1), 61–74.
- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-group estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, 431–434.
- Austin, L. M. & Bradbury, M. E. (1995). The accuracy of cash flow estimation procedures. *Accounting & Finance*, 35(1), 73–86.
- Barth, M. E., Cram, D. P. & Nelson, K. K. (2001). Accruals and the prediction of future cash flows. *The Accounting Review*, 76(1), 27–58.
- Bernard, V. L. & Stober, T. L. (1989). The nature and amount of information in cash flows and accruals. *The Accounting Review*, 64(4), 624–652.
- Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates ? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249–275.
- Bliemel, F. (1973). Theil's forecast accuracy coefficient: A clarification. *Journal of Marketing Research*, 10(4), 444–446.
- Bowen, R. M., Burgstahler, D. & Daley, L. A. (1986). Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flow. *The Accounting Review*, 61(4), 713–725.
- Bradbury, M. (2011). Direct or indirect cash flow statements? *Australian Accounting Review*, 21(2), 124–130.
- Chatterjee, S. & Hadi, A. S. (2006). *Regression analysis by example* (4th ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Cheng, C. S. A. & Hollie, D. (2008). Do core and non-core cash flows from operations persist differentially in predicting future cash flows? *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 31, 29–53.
- Cheng, C. S. A., Liu, C. S. & Schaefer, T. F. (1996). Earnings permanence and the incremental information content of cash flows from operations. *Journal of Accounting Research*, 34(1), 173–181.
- Cheung, J. K., Krishnan, G. V. & Min, C. K. (1997). Does interperiod income tax allocation enhance prediction of cash flows? *Accounting Horizons*, 11(4), 1–15.

- Clinch, G., Sidhu, B. & Sin, S. (2002). The usefulness of direct and indirect cash flow disclosures. *Review of Accounting Studies*, 7(4), 383–404.
- Cumby, R. E. & Huizinga, J. (1992). Testing the autocorrelation structure of disturbances in ordinary least squares and instrumental variables regressions. *Econometrica*, 60(1), 185–195.
- Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance. *Journal of Accounting and Economics*, 18, 3–42.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P. & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 133–168.
- Deloitte (2006). *China's New Accounting Standards*. Geraadpleegd van https://www.iasplus.com/en/publications/china/other/pub1136/at_download/file/
- Deloitte (2017). Financial statement presentation — Comprehensive project. Geraadpleegd op 30 april van <https://www.iasplus.com/en/projects/completed/fs/fsp>
- EU (2002). *Verordening (EG) Nr. 1606/2002*. Luxemburg: Bureau voor officiële publicaties der Europese Gemeenschappen.
- EY (2017). *Statement of cash flows — Accounting Standards Codification 230*. Geraadpleegd van [http://www.ey.com/publication/vwluassetsdld/financialreportingdevelopments_42856_cashflows_26september2017-v2/\\$file/financialreportingdevelopments_42856_cashflows_26september2017-v2.pdf?OpenElement](http://www.ey.com/publication/vwluassetsdld/financialreportingdevelopments_42856_cashflows_26september2017-v2/$file/financialreportingdevelopments_42856_cashflows_26september2017-v2.pdf?OpenElement)
- Farshadfar, S. & Monem, R. (2013a). Further evidence on the usefulness of direct method cash flow components for forecasting future cash flows. *International Journal of Accounting*, 48, 111–133.
- Farshadfar, S. & Monem, R. (2013b). The usefulness of operating cash flow and accrual components in improving the predictive ability of earnings: A re-examination and extension. *Accounting and Finance*, 53(4), 1061–1082.
- FASB (1978). *Statement of financial accounting concepts no. 1 — Objectives of financial reporting by business enterprises*. Norwalk, CT: FASB.
- FASB (2010). *Staff draft of an exposure draft on financial statement presentation*. Norwalk, CT: FASB.
- Finger, C. A. (1994). The ability of earnings to predict future earnings and cash flow. *Journal of Accounting Research*, 32(2), 210–223.
- Friedman, M. (1940). A comparison of alternative tests of significance for the problem of m rankings. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(1), 86–92.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1973). Some comments on the evaluation of economic forecasts. *Applied Economics*, 5(1), 35–47.

- Greenberg, R. R., Johnson, G. L. & Ramesh, K. (1986). Earnings versus cash flow as a predictor of future cash flow measures. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 1(4), 266–277.
- Hales, J. & Orpurt, S. F. (2013). A review of academic research on the reporting of cash flows from operations. *Accounting Horizons*, 27(3), 539–578.
- Hansen, C. B. (2007). Asymptotic properties of a robust variance matrix estimator for panel data when T is large. *Journal of Econometrics*, 141(2), 597–620.
- IASB (2010a). *Staff draft of exposure draft — Financial statement presentation*. Londen: IFRS Foundation.
- IASB (2010b). *The conceptual framework for financial reporting 2010*. Londen: IFRS Foundation.
- IASB (2016). *Disclosure Initiative — Amendments to IAS 7*. Londen: IFRS Foundation.
- IASB (2018). *IFRS Conceptual Framework project summary: Conceptual Framework for financial reporting*. Londen: IFRS Foundation.
- Krishnan, G. V. & Largay III, J. A. (2000). The predictive ability of direct method cash flow information. *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(1–2), 215–245.
- Kruit, R., Pronk, M. & Visser, S. (2017). *EY Handboek jaarrekening 2017*. Deventer: Wolters Kluwer.
- Li, Y., Moutinho, L., Opong, K. K. & Pang, Y. (2015). Cash flow forecast for South African firms. *Review of Development Finance*, 5, 24–33.
- Nikkinen, J. & Sahlström, P. (2004). Impact of an accounting environment on cash flow prediction. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 13, 39–52.
- Orpurt, S. F. & Zang, Y. (2009). Do direct cash flow disclosures help predict future operating cash flows and earnings? *Accounting Review*, 84(3), 893–935.
- Pfeiffer, R. J., Elgers, P. T., Lo, M. H. & Rees, L. L. (1998). Additional evidence on the incremental information content of cash flows and accruals: The impact of errors in measuring market expectations. *The Accounting Review*, 73(3), 373–385.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 31(2), 350–371.
- Rogers, W. H. (1993). Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*, 13, 19–23.
- StataCorp (2013). *Stata user's guide*. College Station: Stata Press.
- StataCorp (2018). *Xtreg — Fixed-, between-, and random-effects and population-averaged linear models*. Geraadpleegd van <https://www.stata.com/manuals13/xtxtreg.pdf>
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2008). Heteroskedasticity-robust standard errors for fixed effects panel data regression. *Econometrica*, 76(1), 155–174.

- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2015). *Introduction to econometrics*. Harlow: Pearson Education Limited.
- Subramanyam, K. R. & Venkatachalam, M. (2007). Earnings, cash flows, and ex post intrinsic value of equity. *The Accounting Review*, 82(2), 457–481.
- Theil, H. (1966). *Applied economic forecasting*. Chicago: Rand McNally.
- Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics*, 99(1), 1–10.
- Vuong, Q. H. (1989). Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica*, 57(2), 307–333.
- Wallace, R. O., Choudhury, M. S. & Pendlebury, M. (1997). Cash flow statements: An international comparison of regulatory positions. *The International Journal of Accounting*, 32(1), 1–22.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
- White, H. (1984). *Asymptotic theory for econometricians*. San Diego: Academic Press.
- Wilson, G. P. (1986). The relative information content of accruals and cash flows: Combined evidence at the earnings announcement and annual report release date. *Journal of Accounting Research*, 24, 165–200.
- Wilson, G. P. (1987). 1986 Competitive Manuscript Award: The incremental information content of the accrual and funds components of earnings after controlling for earnings. *The Accounting Review*, 62(2), 293–322.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press.

Appendix A

Tabel 8: Lijst van bedrijven opgenomen in de AEX-index (per 19 maart 2018).

Bedrijf	Afkorting	ISIN	Sector (ICB)	Opname	Weergave kasstroomoverzicht
Aalberts Industries	AALB	NL0000852564	Industrial Goods & Services	Ja	2016: Indirecte methode
ABN AMRO Group	ABN	NL0011540547	Banks	Nee (1)	2016: Indirecte methode
AEGON	AGN	NL0000303709	Insurance	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Ahold Delhaize	AD	NL0011794037	Retail	Ja	2016: Indirecte methode
AkzoNobel	AKZA	NL0000009132	Chemicals	Ja	2016: Indirecte methode
Altice	ATC	NL0011333752	Telecommunications	Nee (2)	2016: Indirecte methode
ArcelorMittal	MT	LU1598757687	Basic Resources	Ja	2016: Indirecte methode
ASML	ASML	NL0010273215	Technology	Ja	2016: Indirecte methode
ASR Nederland	ASRNL	NL0011872643	Insurance	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Galapagos	GLPG	BE0003818359	Health Care	Ja	2016: Indirecte methode
Gemalto	GTO	NL0000400653	Technology	Ja	2016: Indirecte methode
Heineken	HEIA	NL0000009165	Food & Beverage	Ja	2016: Indirecte methode
ING Groep	INGA	NL0011821202	Banks	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Koninklijke DSM	DSM	NL0000009827	Chemicals	Ja	2016: Indirecte methode
Koninklijke KPN	KPN	NL0000009082	Telecommunications	Ja	2016: Indirecte methode
Koninklijke Philips	PHIA	NL0000009538	Health Care	Ja	2016: Indirecte methode
Koninklijke Vopak	VPK	NL0009432491	Industrial Goods & Services	Nee (3)	2016: Indirecte methode
NN Group	NN	NL0010773842	Insurance	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Philips Lighting	LIGHT	NL0011821392	Industrial Goods & Services	Nee (2)	2016: Indirecte methode
Randstad Holding	RAND	NL0000379121	Industrial Goods & Services	Nee (3)	2016: Indirecte methode
RELX	REN	NL0006144495	Media	Ja	2016: Indirecte methode
Royal Dutch Shell	RDSA	GB00B03MLX29	Oil & Gas	Ja	2016: Indirecte methode
Unibail-Rodamco	UL	FR0000124711	Real Estate	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Unilever	UNA	NL0000009355	Personal & Household Goods	Ja	2016: Indirecte methode
Wolters Kluwer	WKL	NL0000395903	Media	Ja	2016: Indirecte methode

Opmerking: Redenen van weglating: 1) bedrijf levert financiële diensten (SIC codes 6000-6999), 2) bedrijf is later opgericht, eerder beëindigd of hanteert andere boekjaren en 3) afwezigheid van een benodigde variabele (specifieker: afwezigheid van voorraden in jaarverslag).

Tabel 9: Lijst van bedrijven opgenomen in de AMX-index (per 19 maart 2018).

Bedrijf	Afkorting	ISIN	Sector (ICB)	Opname	Weergave kasstroomoverzicht
Air France-KLM AMG Advanced	AF	FR0000031122	Travel & Leisure	Nee (2)	2016: Indirecte methode
Metallurgical Group	AMG	NL0000888691	Industrial Goods & Services	Ja	2016: Indirecte methode
Aperam	APAM	LU0569974404	Basic Resources	Nee (2)	2016: Indirecte methode
Arcadis	ARCAD	NL0006237562	Industrial Goods & Services	Ja	2016: Indirecte methode
ASM International	ASM	NL0000334118	Technology	Ja	2016: Indirecte methode
BE Semiconductor Industries	BESI	NL0000339760	Technology	Ja	2016: Indirecte methode
Corbion	CRBN	NL0010583399	Food & Beverage	Ja	2016: Indirecte methode
Eurocommercial Properties	ECMPA	NL0000288876	Real Estate	Nee (1&2)	2015/2016: Indirecte methode
Flow Traders	FLOW	NL0011279492	Financial Services	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Fugro	FUR	NL0000352565	Oil & Gas	Ja	2016: Indirecte methode
GrandVision	GVNV	NL0010937066	Retail	Nee (2)	2016: Indirecte methode
IMCD Group	IMCD	NL0010801007	Chemicals	Nee (2)	2016: Indirecte methode
Intertrust Group	INTER	NL0010937058	Financial Services	Nee (2)	2016: Indirecte methode
Koninklijke BAM Groep Koninklijke Boskalis	BAMNB	NL0000337319	Construction & Materials	Ja	2016: Indirecte methode
Westminster	BOKA	NL0000852580	Construction & Materials	Ja	2016: Indirecte methode
OCI Nitrogen	OCI	NL0010558797	Construction & Materials	Nee (2)	2016: Indirecte methode
PostNL	PNL	NL0009739416	Industrial Goods & Services	Ja	2016: Indirecte methode
SBM Offshore	SBMO	NL0000360618	Oil & Gas	Ja	2016: Directe methode
Sligro Food Group	SLIGR	NL0000817179	Retail	Ja	2016: Directe methode ¹
Takeaway.com	TKWY	NL0012015705	Retail	Nee (2)	2016: Indirecte methode
TKH Group	TWEKA	NL0000852523	Industrial Goods & Services	Ja	2016: Indirecte methode
TomTom	TOM2	NL0000387058	Technology	Ja	2016: Indirecte methode
Warehouses De Pauw Group	WDP	BE0003763779	Real Estate	Nee (1)	2016: Indirecte methode
Wereldhave	WHA	NL0000289213	Real Estate	Nee (1)	2016: Indirecte methode

Opmerkingen: Redenen van weglating: 1) bedrijf levert financiële diensten (SIC codes 6000-6999) en 2) bedrijf is later opgericht, eerder beëindigd of hanteert andere boekjaren. 1: In de toelichting op de geconsolideerde jaarrekening (noot 30) wordt ook een opstelling van het kasstroomoverzicht volgens de indirecte methode weergegeven.

Appendix B

Zoals gezegd zal als maatstaf van de kwaliteit van de 'one-year-ahead'-voorspellingen, gebruik worden gemaakt van de tweede U-statistiek van Theil (1966). Deze statistiek is als volgt opgebouwd:

$$U = \frac{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i^2 \right]^{\frac{1}{2}}},$$

waarbij P_i en A_i staan voor de voorspelde respectievelijk de werkelijke wijziging in de afhankelijke variabele en n voor het aantal observaties. De teller van deze breuk, die feitelijk de RMSE weergeeft, kan als volgt worden omgeschreven (Ahlburg, 1984):

$$\begin{aligned} RMSE^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 \\ &= (\bar{P} - \bar{A})^2 + (S_P - rS_A)^2 + (1 - r^2)S_A^2, \end{aligned}$$

waarbij \bar{P} en \bar{A} de gemiddelden zijn van de voorspelde respectievelijk de werkelijke wijzigingen in de afhankelijke variabele, S_P en S_A de standaarddeviaties, r de correlatiecoëfficiënt tussen de voorspelde en werkelijke wijzigingen én n het aantal observaties. Het delen van elke term door de som van de termen leidt tot de volgende onderverdeling van de teller van de U-statistiek (Ahlburg, 1984):

- a) bias-gedeelte: $\frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{RMSE^2}$,
- b) regressiegedeelte: $\frac{(S_P - rS_A)^2}{RMSE^2}$,
- c) verstoringsgedeelte: $\frac{(1 - r^2)S_A^2}{RMSE^2}$.

Of in woorden: het bias-gedeelte is dat gedeelte van de voorspellingsfout dat het gevolg is van het systematisch onder- of overschatten van het gemiddelde van de afhankelijke variabele. Het regressiegedeelte is dat gedeelte van de voorspellingsfout dat het gevolg is van het systematisch onder- of overschatten van de helling van de relatie tussen de werkelijke waarden en de voorspelde waarden. Het verstoringsgedeelte is dat gedeelte van de voorspellingsfout dat het gevolg is van niet-systematische fouten. Tot slot, in een goede voorspelling is het verstoringsgedeelte groter dan het bias- en regressiegedeelte (Ahlburg, 1984; Farshadfar & Monem, 2013b).

Appendix C

Ter preventie van vertekende standaardfouten is in deze scriptie als uitgangspunt gebruik gemaakt van geclusterde HAC-standaardfouten (zie hoofdstuk 4). Ter beantwoording van de vraag of de foutenterm daadwerkelijk heteroskedastisch is en dat dus niet nodeloos te conservatieve standaardfouten gebezigd zijn, wordt gebruik gemaakt van de homoskedasticiteitstoets van White (1980) die toetst tegen ongerestricteerde vormen van heteroskedasticiteit. Bovendien, om te toetsen of er sprake is van correlatie in de foutenterm over de tijd, wordt de Cumby-Huizinga-toets voor autocorrelatie (1992) ingezet. In casu heeft deze als nulhypothese dat schattingsfouten ongecorrleerd zijn *met het vorige jaar*. Tot slot, om te toetsen of er sprake is van ‘omitted variable bias’ en of er dus fixed effects ingezet dienen te worden, wordt gekeken naar de ‘omitted variables’-toets van Ramsey (1969).

Tabel 10: Resultaten van toetsing van homoskedasticiteit, seriële correlatie en ‘omitted variable bias’ voor model I.

Model I	$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{E,t-\tau} EARN_{i,t-\tau} + \mu_{i,t}$		
	Huidig	Huidig en één vertraging	Huidig en twee vertragingen
Hom.sked.toets	p=0,005	p=0,001	p=0,014
C-H-toets	p=0,125	p=0,388	p=0,336
OV-toets	p=0,000	p=0,000	p=0,000

Tabel 11: Resultaten van toetsing van homoskedasticiteit, seriële correlatie en ‘omitted variable bias’ voor model II.

Model II	$CF_{i,t+1} = \Phi + \sum_{\tau=0}^k \Phi_{CF,t-\tau} CF_{i,t-\tau} + \mu_{i,t}$		
	Huidig	Huidig en één vertraging	Huidig en twee vertragingen
Hom.sked.toets	p=0,306	p=0,151	p=0,007
C-H-toets	p=0,671	p=0,506	p=0,672
OV-toets	p=0,001	p=0,001	p=0,000

Tabel 12: Resultaten van toetsing van homoskedasticiteit, seriële correlatie en ‘omitted variable bias’ voor model III, IV en V.

Model III	$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{AR}\Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV}\Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP}\Delta AP_{i,t} + \Phi_{DA}D\&A_{i,t} + \Phi_{TXA}TXAC_{i,t} + \Phi_{OTA}OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t}$		
Model IV	$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CF}CF_{i,t} + \Phi_{TAC}TAC_{i,t} + \mu_{i,t}$		
Model V (aangepast)	$CF_{i,t+1} = \Phi + \Phi_{CRD}CSHRD_{i,t} + \Phi_{CPD}CSHPD_{i,t} + \Phi_{INT}INTPD_{i,t} + \Phi_{TXP}TXPD_{i,t} + \Phi_{OTC}OTHCSH_{i,t} + \Phi_{AR}\Delta AR_{i,t} + \Phi_{INV}\Delta INV_{i,t} + \Phi_{AP}\Delta AP_{i,t} + \Phi_{DA}D\&A_{i,t} + \Phi_{TXA}TXAC_{i,t} + \Phi_{OTA}OTHAC_{i,t} + \mu_{i,t}$		
	Model III	Model IV	Model V (aangepast)
Hom.sked.toets	p=0,470	p=0,098	p=0,470
C-H-toets	p=0,685	p=0,858	p=0,902
OV-toets	p=0,002	p=0,005	p=0,006