



Erasmus Universiteit Rotterdam
Erasmus School of Economics
Bachelorscriptie Finance

Corporate Peer Effects: Aandelensplitsingen in Europa

Naam Student: Thijs Hofman

Student ID: 428489

Begeleider: Dr. Ruben de Blik

Tweede Lezer: Dr. Jorn Zenhorst

Datum: 18-7-2018

Samenvatting

In dit onderzoek wordt er gekeken naar het effect van een aandelensplitsing van een vergelijkbare concurrent van een bedrijf, een *peer*, op de kans dat een bedrijf een aandelensplitsing zal doen op de Europese aandelenmarkt. Dergelijke effecten worden *corporate peer effects* genoemd. De Europese bedrijven zijn afkomstig uit de aandelenindex STOXX Europe 600. Om de *peers* van de bedrijven te identificeren worden de bedrijven opgedeeld in industrieën op basis van zes-cijferige GICS-codes. Door middel van regressie op panel data uit een periode van 1999 tot en met 2017 valt te concluderen dat de kans op splitsen ongeveer 30% hoger is indien anderen in eenzelfde industrie de aandelen splitsten in de afgelopen 12 maanden. Daarnaast zijn de *peer effects* kleiner dan gemeten in de VS door Kaustia en Rantala (2015), wat het conservatievere profiel van de Europese manager ten opzichte van de Amerikaanse manager bevestigt.

Keywords: aandelensplitsingen, *behavioural finance*, *corporate peer effects*, *social learning*

Inhoudsopgave

1. Introductie.....	4
2. Literatuuronderzoek	6
2.1 Aandelensplitsingen	6
2.2 <i>Behavioural finance</i>	7
2.3 <i>Peer effects, social learning</i> en kuddegedrag.....	7
2.5 Reflectieprobleem.....	9
2.6 <i>Corporate peer effects</i> in Europa	10
3. Methodologie.....	11
3.1 Data en beschrijvende statistieken	11
3.2 Regressie	13
4. Resultaten	15
5. Conclusie en discussie	19
6. Literatuurlijst.....	21

1. Introductie

Hoewel klassieke financieringsmodellen duidelijke richtlijnen stellen voor rationele analyse en besluitvorming, blijkt in de praktijk dat men vaker afwijkt van de norm dan gedacht. In sommige gevallen blijkt het management van gerespecteerde publieke bedrijven zelfs te vervallen in creatieve oplossingen of 'na-aperij' van de acties van andere bedrijven. Dat laatste wordt bijvoorbeeld aangetoond door Kaustia en Rantala (2015). Zij kwamen tot de conclusie dat bedrijven in de VS meer geneigd zijn om hun aandelen te splitsen als hun *peers*, andere bedrijven in dezelfde industrie, dat recentelijk hebben gedaan. Bij een aandelensplitsing wordt de nominale waarde van een aandeel gesplitst in delen waardoor meerdere aandelen ontstaan. De term 'na-aperij' wordt hier omschreven als *corporate peer effects*, ofwel de reactie van *peers* van een bedrijf op een actie van het betreffende bedrijf.

Daarentegen vallen de resultaten uit de VS niet direct te extrapoleren naar Europa. In meerdere vakgebieden is bewezen dat cultuur effect heeft op keuzegedrag, waaronder in *finance*. Zo stellen Li, Griffin, Ye en Zhao (2013) dat cultuur effect heeft op *corporate risk-taking*, de mate waarin risico wordt genomen door managers van bedrijven. Tevens wordt in dit artikel aangetoond dat over het algemeen Amerikaanse managers individualistischer en minder harmonieus zijn dan Europese managers en onzekerheid minder ontlopen. Individualistische managers, gekenmerkt door individuele vrijheid en een focus op eigen belang, zouden sneller gelopen risico onderschatten. Harmonieuze managers, gekenmerkt door het mijden van conflicten en lage geldingsdrang, accepteren sneller de status quo en kiezen minder innovatievere projecten (Li e.a., 2013). Deze conservatievere houding zou kunnen impliceren dat managers minder snel vervallen in de risico's van 'na-aperij', waardoor de *corporate peer effects* in de Europese markt minder sterk kunnen zijn. Hieruit volgt de volgende vraagstelling:

'Wat is het effect van een aandelensplitsing van een peer op de kans dat een bedrijf een aandelensplitsing zal doen op de Europese aandelenmarkt?'

Eenzelfde vraag met betrekking tot de VS wordt beantwoord door Kaustia en Rantala (2015). De effecten in dit onderzoek zullen gemeten worden met een vergelijkbare methodologie om een vergelijking te kunnen maken met de *corporate peer effects* in aandelensplitsingen in de VS. Er wordt onderzocht of een aandelensplitsing van een *peer* de kans op splitsing van een bedrijf vergroot. Vanwege het conservatievere profiel van de Europese manager verwacht ik dat de kans op splitsen op basis van de acties van anderen in een industrie kleiner dan wel insignificant is in Europa.

Voor de identificatie van de *peers* met betrekking tot het maken van groepen zal de zes-cijferige GICS-code gebruikt worden. De *announcement* gegevens en GICS-codes zullen afkomstig zijn uit Bloomberg en overige financiële gegevens komen uit Datastream. De resultaten voor het beantwoorden van de hoofdvraag zullen gecreëerd worden door middel van een regressie op basis van panel data. Er zal een logit regressiemodel gedaan worden waarbij de afhankelijke variabele de kans op splitsen is van een bedrijf. De onafhankelijke variabele die de verlangde coëfficiënt gaat bepalen, meet het aantal splitsingen van andere bedrijven in eenzelfde industrie in de afgelopen 12 maanden. De robuustheid van dit effect zal gemeten worden door verschillende specificaties toe te voegen en te vergelijken.

In sectie 2 van dit onderzoek zal alle nodige literatuur besproken worden met betrekking tot aandelensplitsingen en *peer effects*. Daarna zal in sectie 3 de methodologie besproken worden die gebruikt wordt om de resultaten uit sectie 4 te behalen. Als laatste zal in sectie 5 een conclusie getrokken worden met betrekking tot de verwachtingen die hierboven geschetst zijn. Tevens zal er nog een discussie worden toegevoegd met wat tekortkomingen van dit onderzoek en mogelijke aanbevelingen voor vervolgonderzoek.

2. Literatuuronderzoek

2.1 Aandelensplitsingen

Een aandelensplitsing is een opmerkelijk fenomeen. In principe is het splitsen van aandelen niet een mechanisme dat waarde toevoegt aangezien er geen direct effect is op de kasstromen van het bedrijf (buiten transactiekosten). Daarentegen is er wel bewijs van een significant positief aankondigingseffect rondom de aankondigingsdatum van een aandelensplitsing in de VS (Grinblatt, Masulis, & Titman, 1984). Een dergelijk effect is ook aangetoond in Europa, zoals in Duitsland (Wulff, 2002). Er zijn verschillende hypothesen die al geruime tijd bekend staan als verklaringen voor dit effect. Deze hypothesen zullen verder niet expliciet getest worden in dit onderzoek, maar geven een goed beeld van de drijfveren achter een aandelensplitsing.

Volgens de *signaling* hypothese worden aandelensplitsingen gebruikt door managers om gunstige informatie over de waarde van het bedrijf ten opzichte van de markt te verspreiden en onzekerheid over de inkomsten te dempen. Toekomstige inkomsten zouden in dit geval genoeg moeten zijn om dividendbetalingen te doen op een hoger niveau (Fama, Fisher, Jensen, & Roll, 1969). Deze hypothese geldt indien *false signaling*, een ongegrond signaal afgeven, zal resulteren in indirecte kosten zoals reputatieverlies (Heinkel, 1984) en het bedrijf meer gevolgd zal worden door analisten bij een splitsing (Grinblatt e.a., 1984). Voor het laatste is bewijs geleverd door Brennan en Hughes (1991). Volgens Asquith, Healy en Palepu (1989) splitsen bedrijven hun aandelen na een significante stijging in inkomsten, waardoor analisten hun verwachtingen over de inkomsten en kasstromen updaten. Waar voorheen een inkomstenstijging gezien werd als tijdelijk, wordt door een aandelensplitsing deze stijging gezien als permanent. Een splitsing van de aandelen vindt vaak plaats na een aantal jaar van continue aandelenprijzen en inkomstenstijgingen (Fama e.a., 1969).

Hiernaast is er de *trading range* hypothese die stelt dat een splitsing bedoeld is om de marktprijs te verlagen naar een niveau binnen een optimale '*trading range*' (Lakonishok & Lev, 1987). Een *trading range* is een bandbreedte van prijzen waarin het aandeel verhandeld wordt of waarvan het management van een bedrijf wil dat het aandeel verhandeld wordt. Baker en Gallagher (1980) deden een survey naar de bevindingen van Amerikaanse managers rondom aandelensplitsingen en ondervonden dat veel managers de *trading range* hypothese onderschreven.

Er zijn daarentegen verschillende bedrijven die zich weerhouden van een dergelijke actie, bijvoorbeeld Berkshire Hathaway met een waarde van het aandeel rond de 300.000 dollar. Warren Buffett, CEO van

Berkshire Hathaway, meent geen splitsingen te willen doen aangezien 'anders niet de intrinsieke waarde van het aandeel gereflecteerd wordt' (Buffett, 1983). Tevens geven Weld, Michaely, Thaler en Benartzi (2009) veel verschillende redenen waarom de bovenstaande hypothesen niet gelden. Voor de *trading range* hypothese geven zij bijvoorbeeld de kritiek dat verschillende bedrijven zoals Berkshire Hathaway mogelijkheden geven aan investeerders om kleinere hoeveelheden in aandelen te kopen. Een agressievere benadering in hetzelfde artikel stelt dat aandelensplitsingen altijd onnodig zijn, omdat het vooral kosten oplevert. Er is dus geen afgebakende reden die uitlegt waarom de markt zo reageert op aandelensplitsingen.

2.2 Behavioural finance

In bovenstaande onderzoeken is het argument 'omdat andere bedrijven het ook doen' niet gevallen voor het splitsen van de aandelen. In de economie zijn er talloze voorbeelden van situaties waarin men zich anders gedraagt dan modellen voorspellen. Vandaar dat gedragseconomie een belangrijk veld is geworden binnen de economie. Dit geldt ook voor *finance*. *Behavioural finance* vormt al geruime tijd een nuttige en nodige extensie van de klassieke financieringstheorie die bijvoorbeeld geen rekening houdt met verliesaversie. Mensen lijden aan verschillende *biases* die ertoe leiden dat men afwijkt van de norm of rationeel gedrag. De keuze om aandelen te splitsen omdat *peers* het ook doen, kan in gedrags-economische termen een *heuristic* genoemd worden, een zelfgemaakte regel of versnelling van een denkproces om sneller tot keuzes te komen (Kahneman, 2013). *Heuristics* kunnen leiden tot systematische afwijkingen van rationeel gedrag.

Daarentegen zijn andere onderzoeken in dit veld voorzichtig met het labelen van een dergelijk effect als *biased*. Lieberman en Asaba (2006) stellen bijvoorbeeld dat bedrijven elkaar imiteren om competitieve pariteit te behouden of rivaliteit te minimaliseren. Tevens zouden bedrijven kunnen denken dat hun *peers* een informatievoorsprong hebben indien hun *peers* meer ervaring hebben. In dat opzicht kan men stellen dat een dergelijke argumentatie achter het splitsen van de aandelen wellicht rationeel is.

2.3 Peer effects, social learning en kuddegedrag

Het eerder beschreven onderzoek van Kaustia en Rantala (2015) valt onder de term *social learning*, het updaten van gedrag door te observeren. Een extensie hiervan is *outcome-based social learning*. Dit is de reactie op uitkomsten van anderen bij hun acties, in plaats van de reactie op de acties van anderen zelf. Alleen *social learning* zal aangehaald worden in dit onderzoek. Deze fenomenen hebben veel overlap met

peer effects. Het testen of een aandelensplitsing van een *peer* de kans op splitsing van de aandelen van een bedrijf vergroot, refereert aan *social learning*.

Social learning heeft een belangrijke rol op economisch gebied. McFadden en Train (1996) toonden bijvoorbeeld aan dat als men een nieuw product gegeven is, men de kwaliteit van het product bepaalt op basis van eigen ervaring maar ook andermans ervaring. Ellison en Fudenberg (1995) lieten zien dat mond-tot-mond communicatie men ertoe laat leiden over het algemeen de betere keuzes te maken op sociaal gebied. Verder zijn er nog bewijzen op het gebied van landbouw (Conley & Udry, 2001; Munshi, 2004). Een applicatie van *social learning* in financiering wordt gemaakt door Kaustia en Knüpfer (2012). Zij ondervinden dat nieuwe investeerders eerder de aandelenmarkt betreden als hun nabijgelegen buurman bovengemiddelde portfolio *returns* heeft ervaren. Ook het aantal *peers* dat handelt in de aandelenmarkt heeft effect op de keuze om te participeren in de markt (Hong, Kubik, & Stein, 2005). Veel van deze onderzoeken menen overigens dat *social learning* leidt tot optimalere uitkomsten, hoewel Kaustia en Rantala (2015) geen significante positieve effecten ervaren voor de 'na-apers'. De empirische literatuur over *social learning* in Europa is zeer beperkt.

Hoewel onderzoek naar *social learning* in *corporate finance* ook gelimiteerd is, is het gedrag van managers wel veelvuldig onderzocht. Volgens de traditionelere literatuur is *corporate finance* beleid gebaseerd op bedrijfskarakteristieken (Rajan, Zingales, & Seward, 1995). Tegenwoordig is er een breed scala aan empirisch bewijs dat suggereert dat veel bedrijven hun keuzes maken op basis van de acties van hun *peers*. Porter (2008) schetst verschillende invalshoeken en analyses waarmee managers zich vergelijken met hun *peers*, zoals het vijf krachten model dat de mate van competitie in een industrie weergeeft. Graham en Harvey (2001) gaven een aantal voorbeelden uit hun survey waarbij CFO's kijken naar wat andere bedrijven doen, bijvoorbeeld bij het uitgeven van converteerbare schulden. Daarnaast toonden Bizjak, Lemmon en Naveen (2008) aan dat de meeste bedrijven kijken naar concurrenten voor het bepalen van het salaris van managers. Hoewel voorbeelden van *social learning* beperkt zijn in *corporate finance*, zijn er wel bewijzen voor corporate *peer effects*. De effecten zijn bevestigd in de VS voor het bepalen *leverage ratio's* (Leary & Roberts, 2014) en ook voor dividendbeleid (Adhikari & Agrawal, 2018).

Daarnaast zijn buiten het domein van financiering ook *peer effects* in andere delen van de wereld ondervonden, waaronder Europa. Dit zou eventuele verschillen tussen Europa en de VS kunnen weergeven. Grinblatt en Keloharju (2007) deden onderzoek naar koopgedrag in Finland en ondervonden dat de consumenten worden beïnvloed door het koopgedrag van burens wat betreft het kopen van auto's. Er is nog geen empirisch bewijs van dergelijke effecten in het kopen van auto's elders, mede omdat

hiervoor een unieke dataset met veel gegevens nodig is. Tevens zijn er *peer effects* gevonden in bijvoorbeeld de misdaad (Glaeser, Sacerdote, & Scheinkman, 1996), welzijn (Bertrand, Luttmer, & Mullainathan, 2000) en (wederom) landbouw (Foster & Rosenzweig, 1995). Ook deze onderzoeken hebben weinig tot geen vervolgonderzoek in andere delen van de wereld, waardoor er weinig verschillen aangetoond zijn in de mate van *peer effects* tussen gebieden.

Als laatste is *herding behavior* of kuddegedrag, wanneer men meegaat met de markt in het kopen of verkopen van aandelen, een begrip dat overlap heeft met *peer effects*. Hier wordt het kuddegedrag van spelers op de aandelenmarkt bedoeld. Dit is een effect dat in de VS en Europa is gemeten. Zo is kuddegedrag wel geconstateerd op de Amerikaanse aandelenmarkt, maar alleen in extreme marktcondities (Christie & Huang, 1995). Hetzelfde geldt voor de Italiaanse aandelenmarkt (Caparrelli, D'Arcangelis, & Cassuto, 2004), hoewel er geen kuddegedrag is gevonden op de Europese futuresmarkt (Gleason, Lee, & Mathur, 2003). Deze enigszins vergelijkbare resultaten vallen niet te extrapoleren naar *corporate peer effects*, aangezien er verschillende factoren aan de grondslag liggen van de keuzes. Het kopen of verkopen van aandelen door financiële agenten is niet hetzelfde als het nemen van een besluit door een management voor het doen van een aandelensplitsing.

2.5 Reflectieprobleem

Een belangrijk probleem in het meten van *peer effects* is het reflectieprobleem. Het wil zeggen dat men geen conclusie kan trekken over causale endogene effecten als variabelen die de groep omschrijven met elkaar gecorreleerd zijn (Manski, 1993). Er mag geen gezamenlijke *shock* of niet geobserveerde heterogeniteit zijn. Dit probleem doet zich voor wanneer onderzocht wordt of het gemiddelde gedrag in een bepaalde groep het gedrag van anderen in deze groep beïnvloedt, een effect dat in dit onderzoek ook gemeten wordt. De naam reflectie refereert naar de bewegingen die een spiegel weergeeft. Laat de spiegel de persoon bewegen of reflecteert de spiegel de bewegingen? Hoewel andere onderzoeken naar *peer effects* in andere domeinen wel last hebben van dit probleem, menen Kaustia en Rantala (2015) minder last te hebben van dit probleem in een setting waarin aandelensplitsingen worden gemeten. Dit omdat de belangrijkste fundamentele krachtveer achter het splitsen van de aandelen de aandelenprijs zelf is en deze direct te observeren valt. Tevens zijn er geen grote substantiële beperkingen die bedrijven weerhouden van een dergelijke actie, iets wat bij andere acties wel het geval kan zijn. Veelal valt er correlatie te meten tussen bedrijven wat betreft zulke beperkingen. De setting voor het meten van *peer effects* is om deze redenen goed.

2.6 *Corporate peer effects* in Europa

Men kan de resultaten uit de VS wat betreft *peer effects* in aandelensplitsingen niet direct extrapoleren naar Europa. Er is veel bewijs dat keuzegedrag wordt beïnvloed door onderliggende factoren. De cultuur van een land of continent heeft significante invloed op de keuzes van individuen. Dit is bewezen in bijna alle sociale wetenschappen: van antropologie (Benedict, 1934), psychologie (Bond & Smith, 1993) tot economie (Landes, 1998) en bedrijfskunde (Hofstede, 1980). Voornamelijk Geert Hofstede heeft een substantiële bijdrage geleverd aan de effecten van cultuurverschillen tussen landen op bedrijfsniveau. Hij beargumenteert dat mensen een 'mentale programmering' hebben die gevormd wordt door familie, scholen en organisaties en dat die mentale programmering een component van nationale cultuur met zich meedraagt. Deze componenten worden uitgedrukt in bepaalde waarden die mensen laten verschillen van elkaar. De waarden worden uitgedrukt in 4 dimensies: *power distance* (ongelijkheid van macht), vermijding van onzekerheid, individualisme en mannelijkheid. Al deze dimensies nemen verschillende karaktereigenschappen met zich mee (Hofstede, 1984). Zoals eerder vermeld scoort Amerika anders dan het gemiddelde Europese land. Voornamelijk het individualisme valt op: uit de poule van 40 landen over de wereld is volgens Hofstede (1984) Amerika het meest individualistische land. Tevens meent Hofstede dat hierdoor alle Amerikaanse managementtheorieën niet direct effectief zijn in andere gebieden. 'Als cultuur van belang is, kan het beleid van een bedrijf zijn effectiviteit verliezen als het culturele milieu verandert' (Hofstede, 1980). Later zijn er nog twee extra dimensies bijgekomen. De '*indulgent* versus *restrained*' (toegevend versus terughoudend) dimensie meet de vrijheid van een cultuur in het kunnen ervaren van genot. Als laatste dimensie is de lange- of korte termijn oriëntatie toegevoegd, waarbij lange termijn denkers als progressiever worden omschreven (Hofstede, 2011). Europa en de VS komen in deze laatste dimensies wat meer overeen.

De verschillen tussen Amerika en de EU-landen komen ook naar voren in het eerder genoemde werk van Li e.a. (2013), die bewijs geven dat cultuurverschillen effect hebben op '*corporate risk-taking*'. In dit onderzoek worden vergelijkbare maatstaven gebruikt als in het onderzoek van Hofstede (1980), maar worden ook andere variabelen aangehaald zoals *R&D* investeringen. Dit kan een proxy zijn voor genomen risico aangezien de kans op succes laag is van zulke projecten (Li e.a., 2013). De resultaten zijn zeer vergelijkbaar met die van Hofstede (1980) en ook Schwartz (1994). Op basis van deze literatuur verwacht ik dat de *peer effects* in Europa minder sterk tot verwerpelijk zijn ten opzichte van de VS. Zoals ook in de introductie vermeld is, is dit conservatievere profiel van een Europees management de reden om te denken dat deze effecten minder dan wel insignificant zijn in Europa.

3. Methodologie

3.1 Data en beschrijvende statistieken

De gekozen bedrijven komen uit de STOXX Europe 600, een aandelenindex die 85% van de totale vrij-verhandelbare Europese marktkapitalisatie omvat. De gebruikte samenstelling van de STOXX Europe 600 is van 6 juni 2018. Dit is van belang aangezien de samenstelling van de index regelmatig aangepast wordt. Voor het opdelen van deze bedrijven in industrieën is niet de *analyst-based* methode zoals in het vergelijkbare Amerikaanse onderzoek van Kaustia en Rantala (2015) gebruikt omdat daarvoor te weinig data en expertise is. Deze methode vormt groepen op basis van het aantal analisten die bepaalde bedrijven volgen. Er wordt gesteld dat wanneer meerdere analisten dezelfde bedrijven volgen, deze bedrijven elkaars *peers* zijn. De analistenmethode zou effectiever zijn omdat het beter homogene groepen vormt dan bijvoorbeeld GICS- of SIC-codes op basis van de *adjusted R²* (Kaustia & Rantala, 2012). Daarentegen zijn voor dit onderzoek de zes-cijferige GICS-codes gebruikt, een andere methode die bedrijven opsplijst in sectoren en industrieën. Kaustia en Rantala (2015) vinden een overeenkomst van 73% tussen de *analyst-based* methode en de GICS-verdeling in de VS. Andere specificaties met *peer* groepen op basis van GICS-codes geven vergelijkbare resultaten in hun onderzoek. Tevens is de zes-cijferige GICS-code het beste alternatief op basis van de *adjusted R²* in een dataset met alle NYSE bedrijven volgens Kaustia en Rantala (2012).

Een geldige *peer* groep moet minstens 2 bedrijven hebben, omdat er anders geen *peer effects* te meten zijn. Daarnaast moeten er binnen de *peer* groep wel aandelensplitsingen gedaan zijn. Verder valt Heineken NV af omdat het een dochtermaatschap is van Heineken Holding NV en de holding verder geen operationele activiteiten heeft. Ze zijn dus financieel identiek. De Nederlandse koers van Unilever is uit de dataset gehaald omdat het financieel identiek is aan de Londense koers. Beide bedrijven in deze gevallen behouden in de dataset zou de groepen onterecht groter maken, vandaar dat een enkele variant overblijft.

Announcement gegevens over aandelensplitsingen zijn afkomstig uit Bloomberg op basis van de door Bloomberg vergaren gegevens (te vinden onder *Corporate Actions (CACs)*). Een *stock split announcement* is een bericht van een bedrijf dat er een aandelensplitsing zal komen van een aandeel op een specifieke datum in de nabije toekomst. Tevens zijn de GICS-codes afkomstig uit Bloomberg (te vinden onder de lijst van bedrijven in de STOXX Europe 600 (MEMB)). Datastream levert andere financiële gegevens zoals de onaangepaste prijs (met code UP in Datastream), aangepaste prijs (P) en de hoeveelheid uitstaande aandelen (NOSH). *Reverse splits* (splitratio lager dan 1) en aandelendividenden (splitratio tussen 1 en 1.25)

zijn niet meegenomen in de dataset aangezien dit feitelijk geen aandelensplitsingen zijn. Een splitratio is de ratio waarmee de aandelen gesplitst worden, dus een splitratio van 10 betekent dat de nominale waarde van 1 aandeel opgedeeld wordt in 10 afzonderlijke aandelen. De dataset bestaat uit maandelijkse gegevens van 1999 tot 2017. Het beginjaar 1999 is gekozen omdat vanaf dat jaar de euro wisselkoersen had met de andere valuta's als de Deense, Noorse en Zweedse kroon, de Britse pond en de Zwitserse frank. De wisselkoersen komen ook uit Datastream. Alle prijsdata is vanaf het beginjaar geconverteerd naar eenheden in euro's. Door alle bovenstaande beperkingen is het aantal bedrijven in de dataset 567.

In tabel 1 zijn de beschrijvende statistieken van het model dat de *peer effects* meet dat in sectie 3.2 omschreven zal worden. In totaal zijn er 289 aandelensplitsingen gemeten tussen 1999 en 2017, een veel kleiner aantal dan in de VS waar er gemiddeld bijna 150 per jaar zijn tussen 1983 en 2009 (Kaustia & Rantala, 2015).

Tabel 1

Beschrijvende statistieken

Variabele	Gemiddelde	Std. Deviatie	Minimum	Maximum	Som
<i>Announcement</i> splitsing	0.002	0.049	0	4	289
<i>Peer split dummy</i>	0.253	0.435	0	1	32761
Logaritme van de prijs	4.747	1.940	-4	14	515437
Marktkapitalisatie (in miljarden)	0.233	0.772	0	14	30165
<i>Split-adjusted return</i> afgelopen 12 maanden	0.062	0.372	-5	2	6361
Recente splitter dummy	0.026	0.159	0	1	3352
Splitsingsgeschiedenis peers (5 jaar)	0.118	0.155	0	2	15299
Splitsingsgeschiedenis peers (10 jaar)	0.225	0.223	0	3	29037
Observaties	129276				

Daarnaast wordt in tabel 2 de grootte van de groepen van de Europese dataset uit dit onderzoek uiteengezet en vergeleken met de groepen uit de dataset van de Amerikaanse variant van Kaustia en Rantala (2015). Een gemiddelde industrie of *peer* groep in dit onderzoek bevat 11 bedrijven. Wat opmerkelijk is, is dat spreiding van de zes-cijferige GICS-code samenstelling van de Europese dataset veel meer lijkt op de spreiding van de Amerikaanse dataset van Kaustia en Rantala (2015) wanneer gebruik gemaakt wordt van de eerder genoemde analistenmethode. Daarentegen moet gezegd worden dat de Amerikaanse dataset veel meer bedrijven telt, wat de groepen automatisch vergroot.

Tabel 2

Grootte en spreiding peer groepen op basis van de Europese dataset en Amerikaanse dataset van Kaustia en Rantala (2015)

<i>Peer</i> specificatie	Gemiddelde	5e	25e	Mediaan	75e	95e
		percentiel	percentiel	percentiel	percentiel	percentiel
Zes-cijferige GICS EU	10,90	2,65	5,25	9	14	28,75
Zes-cijferige GICS VS	23,50	2	8	15	34	65
Analisten methode VS	11,70	1	5	10	16	30

3.2 Regressie

Voor de regressie is een panel logit regressie gedaan met als tijdsdimensie maanden vanaf januari 1999 tot december 2017 en als categoriale dimensie de bedrijven uit de STOXX Europe 600. De afhankelijke variabele is een dummy die 1 aanneemt als een bedrijf in een bepaalde maand een aandelensplitsing doet. De onafhankelijke variabele is een binaire variabele of dummy die 1 aanneemt als een bedrijf in eenzelfde industrie (gebaseerd op GICS-codes) in de afgelopen 12 maanden de aandelen heeft gesplitst. Een kritiekpunt op deze methode is dat wanneer de groepen groter zijn de kans dat een ander bedrijf in eenzelfde industrie haar aandelen splitst groter is, indien de splitsingsactiviteit hoog is. Een alternatieve mogelijkheid is dan om het gemiddelde aantal splitsingen per industrie per maand te vergelijken met het gemiddelde aantal splitsingen per maand van de gehele dataset. Deze alternatieve specificatie is toegepast door Kaustia en Rantala (2015) en vergeleken met de (simpele) methode waarbij de dummy 1 aanneemt als er in de afgelopen 12 maanden een aandelensplitsing is geweest. De resultaten zijn kwalitatief vergelijkbaar in hun onderzoek. Om het effect van de grote groepen te meten wordt in dit onderzoek een specificatie toegevoegd aan het basismodel waarbij de twee grootste industrieën in het 95^e percentiel (zie tabel 2) verwijderd worden. Deze specificatie is te zien tabel 3 als tweede specificatie.

Hiernaast zijn er een aantal controle variabelen toegevoegd die tevens worden toegevoegd in het model van Kaustia en Rantala (2015). Ten eerste zijn het logaritme van de prijs (onaangepast voor aandelensplitsingen) en de *returns* op de aandelen van de afgelopen 12 maanden (aangepast voor aandelensplitsingen) toegevoegd aan het model, aangezien dit belangrijke onderliggende factoren zijn bij de keuze om de aandelen te splitsen zoals eerder beschreven. Tevens is de totale marktkapitalisatie per bedrijf in miljarden aan het einde van de vorige maand toegevoegd als controle variabele, aangezien er een positieve correlatie is tussen grootte en aandelenprijs van een bedrijf (Dyl & Elliott, 2006). Het enige verschil qua variabelenconstructie met Kaustia en Rantala (2015) hier is dat in hun onderzoek de marktkapitalisatie opgedeeld is in percentielen. Als laatste is er een dummy variabele toegevoegd die 1 aanneemt als hetzelfde bedrijf in de afgelopen 12 maanden een aandelensplitsing heeft gedaan. Deze variabele wordt toegevoegd omdat bedrijven vrijwel nooit een aantal aandelensplitsingen achter elkaar doen in een korte periode (Kaustia & Rantala, 2015). Dit impliceert dat de kans op een aandelensplitsing van een bedrijf dat in het afgelopen jaar al eens haar aandelen heeft gesplitst significant lager zou moeten zijn, wat iets is waarvoor gecontroleerd moet worden.

In een alternatieve specificatie worden er extra controle variabelen toegevoegd om groep-specifieke schokken te meten. Deze controle variabelen vertegenwoordigen de splitsingsactiviteit van peers op de lange termijn door de aandelensplitsingen van de *peers* van een bedrijf van de afgelopen 5 of 10 jaar gedeeld door het aantal *peers* te meten. De meest recente 12 maanden worden hier vanaf gehaald om geen overlap te creëren met de *peer split* dummy. Dit betekent dat de observaties van maand t_{-132} tot en met maand t_{-13} gebruikt worden voor de observaties van de variabele waarin de activiteit van de afgelopen 10 jaar wordt gemeten bijvoorbeeld. Ook deze lange termijn effecten zouden kleiner moeten zijn dan gemeten in de VS door Kaustia en Rantala (2015), wat in lijn is met de verwachtingen op basis van het conservatievere profiel van de Europese manager.

Bij deze regressies wordt er tevens gebruik gemaakt van dummy's voor jaren en maanden en wordt er gebruikt gemaakt van *clustered standard errors* per bedrijf om voor *within-firm* correlatie van de error term te controleren. Deze combinatie leidt volgens Petersen (2009) tot standaardfouten zonder *bias*.

4. Resultaten

De resultaten van het basismodel zijn te zien in tabel 3, waarbij de resultaten uit dit onderzoek worden vergeleken met de resultaten uit het onderzoek van Kaustia en Rantala (2015). De tijdsdummy's zijn hier uit de tabel gelaten. Het belangrijkste resultaat is de uitkomst van de regressie voor de *peer split* dummy. De coëfficiënt is 0,26 en significant bij een significantieniveau van 10%. De coëfficiënt van een binaire variabele in een logit regressie is formeel te interpreteren als de logaritmische kans dat een bedrijf de aandelen splitst als een *peer* de aandelen heeft gesplitst in de afgelopen 12 maanden over de kans dat een bedrijf haar aandelen splitst als geen enkele *peer* de aandelen heeft gesplitst in de afgelopen 12 maanden. Dit is indien alle andere variabelen op een vaste waarde gehouden worden. In termen van procentuele kans kan men op een informelere manier zeggen dat de kans op splitsen ongeveer 30% hoger is indien anderen in eenzelfde industrie dit deden in de afgelopen 12 maanden. De coëfficiënt is lager dan gemeten in de VS door middel van vergelijkbare specificatie waarbij de coëfficiënt 0,35 is (Kaustia & Rantala, 2015), vergelijkbaar met 42% stijging van de kans op een aandelensplitsing. Dit valt te zien in de derde specificatie van tabel 3. Het effect is dus kleiner in Europa.

De controlevariabelen bevestigen het beeld dat geschetst is in het theoretisch raamwerk. De prijs en *split-adjusted returns* hebben een zeer significant effect op de keuze om de aandelen te splitsen, vergelijkbaar met wat wordt gesuggereerd door de *trading range* hypothese. Daarentegen verschillen de coëfficiënten qua grootte wel met de Amerikaanse resultaten. In Europa zijn de *split-adjusted returns* een belangrijkere indicator en in de VS de prijs zelf. Een ander opmerkelijk verschil is dat de marktkapitalisatie variabele geen significant effect heeft in de Europese dataset, maar wel in de Amerikaanse. Daarnaast is de recente splitter dummy een significante indicator in de regressie, wat stelt dat men minder snel de aandelen zal splitsen als dat recentelijk gedaan is.

In de tweede specificatie van tabel 3 is zoals vermeld dezelfde regressie gedaan zonder de grootste groepen om te kijken of het effect robuust is voor dergelijke veranderingen. De 2 sectoren in het 95^e percentiel zijn verwijderd voor deze regressie, wat de dataset laat krimpen tot ongeveer 500 bedrijven. De coëfficiënt verandert nauwelijks en blijft positief en significant. Men kan stellen dat het verwijderen van de grootste groepen die het meest last hebben van hoge absolute aantallen *peer* splitsingen geen grote effecten heeft op de regressie, hoewel de constructie van de *peer split* dummy dit wel had kunnen impliceren.

Tabel 3

Resultaten van de panel logit regressie waarbij tijdsdummy's zijn weggelaten met (1) het basismodel, (2) het basismodel zonder 2 grootste peer groepen en (3) de vergelijkbare resultaten van Kaustia en Rantala (2015) op basis van NYSE bedrijven tussen 1983 en 2009 met alle gegevens die vermeld zijn

Variabele	(1)	(2)	(3)
<i>Announcement splitsing</i>			
<i>Peer split dummy</i>	0.262* (0.148)	0.267* (0.157)	0.353***
Logaritme van de prijs	0.325*** (0.055)	0.337*** (0.062)	1.870***
Totale marktkapitalisatie	-0.212 (0.274)	-0.171 (0.268)	-0.019***
<i>Split-adjusted return</i> afgelopen 12 maanden	1.808*** (0.199)	1.839*** (0.207)	0.763***
Recente splitter dummy	-1.130*** (0.371)	-1.150*** (0.376)	-0.771***
Constante	-8.154*** (0.570)	-8.253*** (0.624)	
Observaties	95954	83782	277778

Standaardfouten tussen haakjes, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

In tabel 4 worden de resultaten van het toevoegen van de splitsingsgeschiedenis van de *peers* als controle variabelen uiteengezet. Ten eerste moet gesteld worden dat de *peer split dummy* robuust is voor het toevoegen van dergelijke variabelen. Maar ten tweede moet gesteld worden dat er wellicht wat tegenstrijdige resultaten waargenomen kunnen worden bij de controle variabelen in vergelijking tot de resultaten uit de VS (Kaustia & Rantala, 2015). De splitsingsgeschiedenis van de *peers* van de afgelopen 5 jaar heeft geen significant effect op de kans op splitsen, maar de splitsingsgeschiedenis van de *peers* van de afgelopen 10 jaar wel. Het laatstgenoemde effect is zelfs negatief. In termen van procentuele kans is er een 52% daling op de kans van splitsen waar te nemen indien de splitsingsgeschiedenis van *peers* van de afgelopen 10 jaar stijgt met 1 unit. Dit is in strijd met wat de *peer split dummy* zegt voor op de korte termijn, aangezien die claimt dat splitsingsgeschiedenis van *peers* juist een positieve invloed heeft op de kans op splitsen.

Daarentegen neemt de variabele van splitsingsgeschiedenis van de *peers* pas een waarde van 1 aan indien de hoeveelheid aandelensplitsingen die gedaan zijn door de *peers* van een bedrijf in de afgelopen 5 of 10 jaar gelijk staat aan de hoeveelheid *peers* in de industrie. Dit is zelden het geval. De gemiddelde waarde van de variabele die de splitsingsgeschiedenis van de *peers* van de afgelopen 10 jaar meet, is ook 0.225 zoals te zien in tabel 1. Een daadwerkelijke daling van 52% van de kans op splitsen is dus maar zelden waar te nemen. Indien men dit vergelijkt met de *peer split* dummy, moet men concluderen dat de economische significantie van de *peer split* dummy hoger is. Tevens moet gezegd worden dat de p-waarde van de coëfficiënt voor de splitsingsgeschiedenis van *peers* op de lange termijn (10 jaar) 0,09 is, wat nog maar net significant is voor een significantieniveau van 10%.

In vergelijking met de resultaten uit de VS van Kaustia en Rantala (2015), impliceren de resultaten van de splitsingsgeschiedenis van *peers* op de lange termijn in dit onderzoek in zekere zin wel hetzelfde als de *peer split* dummy op de korte termijn. De *corporate peer effects* zijn wederom kleiner of minder positief in Europa dan in de VS. De resultaten binnen Europa zijn wel iets lastiger te interpreteren. In principe stellen de Europese resultaten dat de splitsingsgeschiedenis van *peers* op de korte termijn (1 jaar) en lange termijn (10 jaar) relevant is, maar niet op de middellange termijn (5 jaar).

Een mogelijke uitleg voor de negatieve coëfficiënt op de lange termijn kan zijn dat als een bedrijf naar *peers* kijkt op de lange termijn en die *peers* een aantal jaar geleden al gesplitst hebben, dat men kan stellen dat de prijzen voor aandelen in een bepaalde industrie al in de juiste '*trading range*' verhandeld worden volgens de *peers*. Hierbij wordt aangenomen dat de bedrijven wel in dezelfde *trading range* zitten op t_0 . Dit argument is enigszins in lijn met de argumentatie van Lieberman en Asaba (2006) die stellen dat bedrijven elkaar imiteren voor bijvoorbeeld het behouden voor competitieve pariteit. Daarentegen zou dit effect dan ook moeten kunnen gelden in de VS, maar daar is juist het tegenovergestelde te zien. Tevens zou dit proces ook moeten gelden op kortere termijnen, maar ook daar zien we andere effecten.

Om terug te komen op de hoofdvraagstelling van dit onderzoek, moet geconcludeerd worden dat het effect van een splitsing van een *peer* op de kans van splitsen van een bedrijf positief is op de korte termijn, maar negatief op de lange termijn. De *peer split* dummy is in alle specificaties kleiner dan gemeten in de VS door Kaustia en Rantala (2015), wat stelt dat de *corporate peer effects* kleiner zijn in Europa dan in de VS.

Tabel 4

Resultaten van de panel logit regressie waarbij tijdsdummy's zijn weggelaten met (1 en 2) het basismodel inclusief 'splitsingsgeschiedenis van peers' specificatie met resultaten op basis van de STOXX Europe 600 tussen 1999 en 2017 en (3 en 4) de vergelijkbare resultaten van Kaustia en Rantala (2015) op basis van NYSE bedrijven tussen 1983 en 2009 met alle gegevens die vermeld zijn

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Announcement</i>				
<i>splitsing</i>				
<i>Peer split dummy</i>	0.266* (0.148)	0.259* (0.148)	0.320***	0.320***
Logaritme van de prijs	0.328*** (0.054)	0.334*** (0.053)	1.879***	1.873***
Totale marktkapitalisatie	-0.210 (0.278)	-0.207 (0.284)	-0.018***	-0.018***
<i>Split-adjusted return</i> afgelopen 12 maanden	1.801*** (0.202)	1.787*** (0.203)	0.827***	0.857***
Recente splitter dummy	-1.120*** (0.371)	-1.123*** (0.373)	-0.772***	-0.783***
Splitsingsgeschiedenis <i>peers</i> (5 jaar)	-0.380 (0.472)	-	0.341***	-
Splitsingsgeschiedenis <i>peers</i> (10 jaar)	-	-0.724* (0.411)	-	0.219***
Constante	-8.170*** (0.569)	-8.194*** (0.359)		
Observaties	95954	95954	239352	242947

Standaardfouten tussen haakjes, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5. Conclusie en discussie

In dit onderzoek is gekeken naar het effect van een aandelensplitsing van een *peer* op de kans dat een bedrijf een aandelensplitsing zal doen op de Europese aandelenmarkt. Dit is onderzocht door middel van een logit regressie op basis van panel data van verschillende bedrijven uit de STOXX Europe 600 van 1999 tot en met 2017. Het resultaat van deze regressie is dat er *corporate peer effects* gemeten zijn bij een significantieniveau van 10%. De kans op splitsen is ongeveer 30% hoger indien anderen in eenzelfde industrie dit deden in de afgelopen 12 maanden. Dit resultaat kan vergeleken worden met resultaten uit de VS, waar de kans op splitsen ongeveer 42% hoger is indien andere bedrijven in dezelfde industrie aandelen hebben gesplitst in de afgelopen 12 maanden. De *peer effects* zijn in Europa dus kleiner dan in de VS. Dit bevestigt de verwachting dat dit effect kleiner is in Europa. Deze verwachting was gedaan op basis van het conservatievere profiel van het Europese management. De conservatievere cultuur die Europa gemiddeld gezien heeft in vergelijking tot de VS zou kunnen leiden tot minder irrationeel gedrag, zoals het imiteren van de concurrent wellicht genoemd kan worden. Daarentegen zijn de resultaten wel significant, wat impliceert dat ook Europeanen imiteren. De lange termijn splitsingsgeschiedenis wijst daarnaast uit dat Europeanen alleen maar minder zullen imiteren hoe meer *peers* de aandelen hebben gesplitst in het verdere verleden.

Eventuele tekortkomingen aan dit onderzoek zijn wellicht te vinden in de vergelijking die gedaan wordt met de resultaten van vergelijkbaar onderzoek in de VS. De industrieën of *peer* groepen in de VS in de paper van Kaustia en Rantala (2015) zijn gebaseerd op analistengegevens, terwijl in dit onderzoek de opdeling van de groepen gedaan wordt op basis van GICS-codes. Deze tekortkoming valt te omzeilen indien de expertise voor het doen van dergelijke simulaties voor de analistendata aanwezig is. Daarentegen zijn GICS-codes een goed alternatief en levert het vergelijkbare resultaten op zoals eerder vermeld. Ook worden er vergelijkingen gemaakt tussen twee datasets die qua periode niet overeenkomen. De Europese dataset uit dit onderzoek is van 1999 tot en met 2017 en de Amerikaanse dataset van Kaustia en Rantala van 1983 tot en met 2009, hoewel er specificaties zijn van 1997 tot en met 2009 met vergelijkbare resultaten. Dit valt moeilijk te omzeilen omdat prijsgegevens teruggerekend moet worden naar één valuta. Door de opkomst van de euro in 1999 is een dataset van voor en na deze periode lastig samen te stellen.

Daarnaast zijn er nog verschillende andere specificaties die gemaakt kunnen worden om te testen of er niet geobserveerde factoren zijn die effect kunnen hebben op maken van de keuze om aandelen te splitsen, zoals de eventuele positieve effect van extra liquiditeit. Aan de andere kant zijn dergelijke

specificaties in eerder onderzoek robuust gebleken voor *peer effects* in aandelensplitsingen (Kaustia & Rantala, 2015) en is er geen reden om te denken dat dit niet geldt voor de dataset in dit onderzoek. Wat wel een goede toevoeging kan zijn is een regressie met daarin het effect van de *returns* van *peers* door aandelensplitsingen op de kans tot splitsen, aangezien het resultaten omtrent *corporate peer effects* en *outcome-based social learning* kan versterken.

Vervolgonderzoek kan de redenen achter bovengenoemde resultaten proberen te achterhalen. Waarom zijn beursgenoteerde bedrijven in Europa minder geneigd om vergelijkbare bedrijven te imiteren als het om aandelensplitsingen gaat? De zes dimensies van cultuurverschillen van Hofstede (2011) kunnen vergeleken worden tussen de bedrijven uit de verschillende aandelenindices om zo te kijken wat er nu achter deze tendens schuilt. Zijn bijvoorbeeld bedrijven met een hoger mate van individualisme in hun management eerder geneigd om hun aandelen te splitsen als anderen dat doen? Tevens is er nog geen antwoord op de vraag of het doen van een aandelensplitsing als andere bedrijven dat ook doen wel rationeel is. Zijn argumenten als het behouden van competitieve pariteit en het limiteren van rivaliteit wel legitiem? Hoe zwak is het argument 'anderen doen het ook' nu echt? Zijn managers die besluiten om *peers* na te doen 'biased'?

Ook kan er onderzocht worden of *peer effects* ook te meten vallen bij andere *corporate events*, zoals bij een stijging van de dividendratio. Veelal zijn dergelijke *peer effects* al onderzocht in de VS zoals eerder vermeld, dus eenzelfde vergelijking kan getrokken met Europa als in dit onderzoek. Dit zou kunnen laten zien dat het effect uit dit onderzoek geen uitzondering is en zou tevens kunnen impliceren dat Europese managers minder irrationeel gedrag vertonen.

6. Literatuurlijst

- Adhikari, B. K., & Agrawal, A. (2018). Peer Influence on Payout Policies. *Journal of Corporate Finance*, 48, 615–637. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.12.010>
- Asquith, P., Healy, P., & Palepu, K. (1989). Earnings and Stock Splits. *The Accounting Review*, 64(3), 387–403.
- Baker, H. K., & Gallagher, P. L. (1980). Management's View of Stock Splits. *Financial Management*, 9(2), 73–77. <https://doi.org/10.2307/3665171>
- Benedict, R. (1934). *Patterns of Culture*. Boston: Houghton Mifflin Harcourt.
- Bertrand, M., Luttmer, E. F. P., & Mullainathan, S. (2000). Network Effects and Welfare Cultures. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 1019–1055. <https://doi.org/10.1162/003355300554971>
- Brennan, M. J., & Hughes, P. J. (1991). Stock Prices and the Supply of Information. *The Journal of Finance*, 46(5), 1665–1691. <https://doi.org/10.2307/2328568>
- Buffett, W. (1983). Chairman's Letter - 1983. Geraadpleegd 22 mei 2018, van <http://www.berkshirehathaway.com/letters/1983.html>
- Caparrelli, F., D'Arcangelis, A. M., & Cassuto, A. (2004). Herding in the Italian Stock Market: A Case of Behavioral Finance. *Journal of Behavioral Finance*, 5(4), 222–230. https://doi.org/10.1207/s15427579jpfm0504_5
- Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? *Financial Analysts Journal*, 51(4), 31–37. <https://doi.org/10.2469/faj.v51.n4.1918>
- Conley, T., & Udry, C. (2001). Social Learning through Networks: The Adoption of New Agricultural Technologies in Ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3), 668–673.
- Dyl, E. A., & Elliott, W. B. (2006). The Share Price Puzzle. *The Journal of Business*, 79(4), 2045–2066.
- Ellison, G., & Fudenberg, D. (1995). Word-of-Mouth Communication and Social Learning. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 93–125. <https://doi.org/10.2307/2118512>

- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, *10*(1), 1–21. <https://doi.org/10.2307/2525569>
- Foster, A. D., & Rosenzweig, M. R. (1995). Learning by Doing and Learning from Others: Human Capital and Technical Change in Agriculture. *Journal of Political Economy*, *103*(6), 1176–1209. <https://doi.org/10.1086/601447>
- Glaeser, E. L., Sacerdote, B., & Scheinkman, J. A. (1996). Crime and Social Interactions. *The Quarterly Journal of Economics*, *111*(2), 507–548. <https://doi.org/10.2307/2946686>
- Gleason, K. C., Lee, C. I., & Mathur, I. (2003). Herding Behavior in European Futures Markets. *Finance Letters*, *1*(1), 5–8.
- Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2001). The Theory and Practice of Corporate Governance: Evidence from the Field. *Journal of Financial Economics*, *60*(2–3), 187–243.
- Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2007). Social Influence and Consumption: Evidence from the Automobile Purchases of Neighbors. *The Review of Economics and Statistics*, *90*(4), 735–753.
- Grinblatt, M., Masulis, R., & Titman, S. (1984). The Valuation Effects of Stock Splits and Stock Dividends. *Journal of Financial Economics*, *13*(4), 461–490. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90011-4](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90011-4)
- Heinkel, R. (1984). *A Theory of Credibility: Costless Signals in a Rational Expectations, Infinite Horizon Model*. Vancouver: University of British Columbia.
- Hofstede, G. (1980). Motivation, leadership, and organization: Do American theories apply abroad? *Organizational Dynamics*, *9*(1), 42–63.
- Hofstede, G. (1984). *Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Hofstede, G. (2011). Dimensionalizing Cultures: The Hofstede Model in Context. *Online Readings in Psychology and Culture*, *2*(1). <https://doi.org/10.9707/2307-0919.1014>

- Hong, H., Kubik, J. D., & Stein, J. C. (2005). Social Interaction and Stock-Market Participation. *The Journal of Finance*, 59(1), 137–163. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00629.x>
- Kahneman, D. (2013). *Thinking, Fast and Slow*. New York: Farrar, Straus & Giroux Inc.
- Kaustia, M., & Knüpfer, S. (2012). Peer performance and stock market entry. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 321–338. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.01.010>
- Kaustia, M., & Rantala, V. (2012). Common Analyst - Based Method for Defining Peer Firms. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2194624>
- Kaustia, M., & Rantala, V. (2015). Social Learning and Corporate Peer Effects. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 653–669. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.06.006>
- Lakonishok, J., & Lev, B. (1987). Stock Splits and Stock Dividends: Why, Who, and When. *The Journal of Finance*, 42(4), 913–932. <https://doi.org/10.2307/2328298>
- Landes, D. S. (1998). *Wealth And Poverty Of Nations*. New York: W.W. Norton & Co.
- Leary, M. T., & Roberts, M. R. (2014). Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?: Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? *The Journal of Finance*, 69(1), 139–178. <https://doi.org/10.1111/jofi.12094>
- Li, K., Griffin, D., Yue, H., & Zhao, L. (2013). How does Culture influence Corporate Risk-taking? *Journal of Corporate Finance*, 23, 1–22. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2013.07.008>
- Lieberman, M. B., & Asaba, S. (2006). Why Do Firms Imitate Each Other? *Academy of Management Review*, 31(2), 366–385. <https://doi.org/10.5465/amr.2006.20208686>
- Manski, C. F. (1993). Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 531–542. <https://doi.org/10.2307/2298123>
- McFadden, D. L., & Train, K. E. (1996). Consumers' Evaluation of New Products: Learning from Self and Others. *Journal of Political Economy*, 104(4), 683–703.

- Munshi, K. (2004). Social Learning in a Heterogeneous Population: Technology Diffusion in the Indian Green Revolution. *Journal of Development Economics*, 73(1), 185–213.
<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2003.03.003>
- Petersen, M. A. (2009). Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
- Porter, M. E. (2008). *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors*. New York: Simon and Schuster.
- Rajan, R. G., Zingales, L., & Seward, J. (1995). What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. *Journal of Finance*, 50, 1421–1460.
- Schwartz, S. (1994). Beyond Individualism/Collectivism: New Cultural Dimensions of Values. In *Cross-cultural research and methodology series, Vol. 18. Individualism and collectivism: Theory, method, and applications* (pp. 85–119). Thousand Oaks: Sage Publications, Inc.
- Smith, P. B., Bond, M. H., & Kagitcibasi, C. (2006). *Understanding Social Psychology across Cultures*. London: Sage Publications.
- Weld, W. C., Michaely, R., Thaler, R. H., & Benartzi, S. (2009). The Nominal Share Price Puzzle. *The Journal of Economic Perspectives*, 23(2), 121–142.
- Wulff, C. (2002). The Market Reaction to Stock Splits – Evidence from Germany. *Schmalenbach Business Review*, 54(3), 270–297.