

2011
2012

BEDRIJFSECONOMISCHE WETENSCHAPPEN

*master in de toegepaste economische wetenschappen:
accountancy en financiering*

Masterproef

*Het "januari-effect" : onderzoek op basis van Belgische
en Nederlandse aandelen*

Promotor :
Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

Hendrik Thijs

*Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van master in de toegepaste
economische wetenschappen , afstudeerrichting accountancy en financiering*

2011
2012

BEDRIJFSECONOMISCHE WETENSCHAPPEN

*master in de toegepaste economische wetenschappen:
accountancy en financiering*

Masterproef

*Het "januari-effect" : onderzoek op basis van Belgische
en Nederlandse aandelen*

Promotor :
Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

Hendrik Thijs

*Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van master in de toegepaste
economische wetenschappen , afstudeerrichting accountancy en financiering*

Woord vooraf

Graag wil ik via deze weg iedereen bedanken die bijgedragen heeft aan het tot stand komen van mijn masterproef.

Vooreerst wil ik mijn promotor, prof. dr. Sigrid Vandemaele bedanken voor de begeleiding die ze me gaande weg bood. Aangezien ik het onderwerp voor mijn masterproef zelf had voorgesteld was het niet evident om de gepaste structuur te vinden. Door de richtlijnen die ze aanreikte stuurde ze mij in de geschikte richting.

Daarnaast wil ik graag mijn familie en mijn vriendin bedanken voor hun onuitputtelijk geduld. Zonder hun morele en financiële steun had deze thesis niet tot stand kunnen komen.

Tot slot wil ik ook nog specifiek mijn vader, Jos Thijs, en Joke Steyvers bedanken. Wanneer ik geconfronteerd werd met computer technische problemen stonden zij mij altijd met raad en daad bij.

Van harte bedankt.

Samenvatting

In de financiële markten zijn investeerders voortdurend op zoek naar methodes om op een zo veilig mogelijke manier een zo hoog mogelijke rendement te verkrijgen. Een fenomeen waarbij de aandelen in januari significant meer stijgen dan in alle andere maanden, zou voor beleggers goud waard zijn.

Dit fenomeen is in strijd met de efficiënte markthypothese. Deze hypothese stelt dat alle relevante informatie vervat zit in de aandeelprijs waardoor het niet mogelijk is om op systematische wijze abnormale rendementen te behalen. De gangbare Asset-Pricing modellen bieden ook geen verklaring voor deze anomalie in de financiële markten.

Allereerst werden de determinanten van aandeelprijzen en rendementen bestudeerd en besproken. Het was noodzakelijk om de drijvende krachten achter deze rendementen beter te begrijpen zodat we ook een beter beeld kregen over een mogelijk januari-effect.

Vervolgens werden de potentiële verklaringen voor het januari-effect via een literatuurstudie onderzocht. Er moeten bepaalde factoren zijn die in januari een effect hebben en niet in andere maanden, om zo te zorgen voor een significant hoger rendement. Deze factoren werden grondig bestudeerd. Via empirische resultaten werd gekeken welke ook effectief een invloed hebben.

Tenslotte werd een eigen empirisch onderzoek uitgevoerd over de Belgische en Nederlandse markt. Er werd onderzocht of het januari-effect significant aanwezig was in de periode 2002-2011. Deze periode werd opgesplitst in twee kleinere periodes, namelijk 2002-2006 en 2007-2011. In de jaren 2007-2008 begon de financiële crisis zijn effect uit te oefenen op de financiële markten. Om geen vertekend beeld te verkrijgen van het onderzoek werd er gebruik gemaakt van een pre-crisis periode en een crisisperiode.

De resultaten van het onderzoek toonden aan dat er geen significant januari-effect gemeten kon worden op de Belgische en Nederlandse markt in de periode 2002-2011. Dit betekent echter niet dat het januari-effect niet bestaat. In de literatuur zijn er vele empirische resultaten gevonden die wel een significant januari-effect aantoonde.

De meest waarschijnlijke verklaring voor het niet meten van een januari-effect tijdens de periode 2007-2011 is dat de verzamelde data betrekking heeft op een periode van crisis. Deze crisis kon een impact hebben op het januari-effect. Mehdi & Perry (2002) en Gu (2003) bemerkten ook dat er in de crisisperiode 1987-1998 geen significant januari-effect aanwezig was op de Amerikaanse markt. In de periode voor de crisis, 1964-1987, was er wel een significant januari-effect op deze markt.

Deze reden verklaart echter niet waarom er in de periode 2002-2006 geen januari-effect aanwezig was op de Belgische en Nederlandse markt. Tijdens deze periode was er immers geen crisis aanwezig op de Belgische en Nederlandse markt. Mogelijke verklaringen voor het uitblijven van een januari-effect zijn: arbitrage, nieuwe technologische ontwikkelingen en transactiekosten. Deze factoren worden in de conclusie verder toegelicht.

In het algemeen kunnen we concluderen dat het empirisch onderzoek geen januari-effect ondersteunt maar de literatuurstudie maakt duidelijk dat er wel degelijk factoren zijn die een januari-effect mogelijk maken in een andere periode of op een andere markt.

Inhoud

Woord vooraf	1
Samenvatting.....	3
Inhoud	5
1 Onderzoeksplan.....	7
1.1 Onderzoekstrategie	7
1.2 Probleemstelling	9
1.2.1 Het januari-effect: algemeen.....	9
1.2.2 Het januari-effect: praktische relevantie	11
1.3 Onderzoeksdoelen en centrale onderzoeksvraag.....	13
1.3.1 Centrale onderzoeksvraag	13
1.4 Deelvragen	17
1.4.1 Deelvraag 1	17
1.4.2 Deelvraag 2	18
1.4.3 Deelvraag 3	19
1.5 Methodologie.....	21
2 Deelvragen	23
2.1 Factoren die aandelenrendementen beïnvloeden.....	23
2.1.1 Rente.....	25
2.1.2 Risico.....	27
2.2 Anomalieën in aandeelrendementen?	29
2.2.1 Dividend-prijsverhouding	30
2.2.2 Koers-winstverhouding.....	32
2.2.3 Grootte	33
2.2.4 Boekwaarde-marktwaarde verhouding	35
2.2.5 Kalenderanomalieën	37
2.3 Mogelijke verklaringen januari-effect.....	39
2.3.1 Tax loss selling	39
2.3.2 Bid-ask bounce.....	41
2.3.3 Window dressing.....	45

2.3.4	Information release hypothesis.....	47
2.3.5	Empirie	48
3	Januari-effect laatste vijf jaar voor België en Nederland.....	53
3.1	Data	53
3.2	Methode	55
3.3	Resultaten	57
3.3.1	2002-2006.....	59
3.3.2	2007-2011.....	63
4	Conclusie.....	67
5	Literatuur	69
6	Bijlage 1.....	75
6.1	2002-2006.....	75
6.1.1	AEX-index.....	75
6.1.2	Bel-20.....	78
6.1.3	ASCX-index.....	81
6.1.4	Bel Small-index	84
6.2	2007-2011.....	87
6.2.1	AEX-index.....	87
6.2.2	Bel-20.....	90
6.2.3	ASCX-index.....	93
6.2.4	Bel Small-index	96

1 Onderzoeksplan

1.1 Onderzoekstrategie

Het onderwerp van deze eindverhandeling situeert zich binnen de financiële markten. Meer specifiek behandelt het de prijzen van Belgische en Nederlandse aandelen van de laatste vijf jaar. Het tracht te onderzoeken of er in januari significant hogere rendementen worden verkregen en dit in vergelijking met de andere maanden van het jaar. Dit fenomeen noemt men het januari-effect.

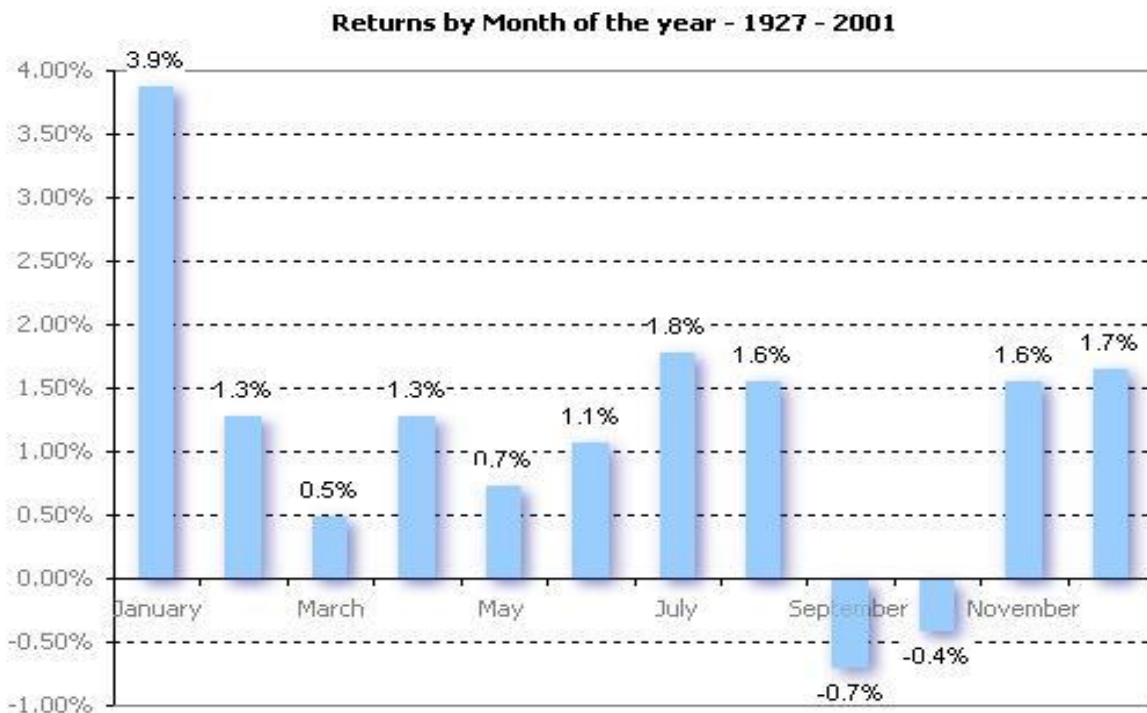
In wat volgt wordt de onderzoeksstrategie beschreven. Allereerst wordt het januari-effect verduidelijkt om daarna de praktische relevantie hiervan te specificeren. Hieruit volgt dan de centrale onderzoeksvraag en de bijhorende doelstellingen. Deze zullen vervolgens leiden tot enkele deelvragen, waarna ook de gevolgde methodologie beknopt zal worden toegelicht.

1.2 Probleemstelling

1.2.1 Het januari-effect: algemeen

Het januari-effect is een fenomeen dat in de literatuur reeds vele jaren intensief besproken wordt, dit blijkt uit artikels van Rozeff & Kinney (1976) tot Chou, Das & Rao (2011). Het januari-effect wordt gedefinieerd als een fenomeen waarbij aandelen veel hogere returns genereren in januari dan in elke andere maand van het jaar (Riepe, 2001). Dit werd voor het eerst opgemerkt door de bankier Wachtel in 1942. Rozeff & Kinney (1976) vonden de eerste empirische indicatie over het bestaan van het januari-effect op de New York Stock Exchange (Kolmus, 2010).

Figuur 1: maandelijks aandelenrendementen NYSE 1927-2001



Haugen & Lakonishok (2003)

Bovenstaande figuur geeft duidelijk aan dat er in januari hogere rendementen zijn dan in elke andere maand gedurende de periode van 1927 tot 2001 op de New York Stock Exchange. Dit is een typisch voorbeeld van een januari-effect op de financiële markten.

De laatste jaren zien we duidelijk in de literatuur dat het januari-effect minder uitgesproken is (Ling & Shao, 2011). Dit ligt in lijn met onze verwachtingen. Wanneer er in januari elk jaar hogere

rendementen voorkomen, zal dit volgens de efficiënte markthypothese (EMH), weggearbitreerd moeten zijn.

De EMH was gedurende de laatste 30 jaar één van de grote onderwerpen voor debat in de financiële literatuur (Borges, 2010).

De hypothese stelt dat alle relevante informatie van de markt in de huidige marktprijzen verwerkt zit. Daarnaast stelt het ook dat men de toekomstige ontwikkelingen onmogelijk kan voorspellen. Indien er nieuwe informatie beschikbaar is, zullen de meeste beleggers hun verwachtingen aanpassen. De marktprijzen zullen hierdoor fluctueren en in lijn komen met de nieuwe verwachtingen. Deze theorie stelt dat de markt in zijn geheel altijd de meest efficiënte uitkomst weergeeft. De hypothese impliceert ook dat het onmogelijk is om continu een consequent beter dan gemiddeld beleggingsresultaat te behalen, met uitzondering van het "puur geluk", omdat nieuwe informatie *ad random* komt en zowel positief als negatief nieuws kan betreffen.

Fama (1970) maakt een onderscheid tussen drie varianten van de efficiënte markthypothese:

- ~ de zwakke vorm,
- ~ de semi-sterke vorm en
- ~ de sterke vorm.

Marktefficiëntie in de zwakke vorm stelt dat het onmogelijk is om een buitengewoon hoog rendement te bekomen, op basis van enkel informatie uit het verleden (technische analyse). De reden hiervoor is dat relevante informatie uit het verleden reeds in de huidige prijs gereflecteerd wordt en dat nieuwe informatie niet gecorreleerd is met informatie uit het verleden. Men kan echter wel een buitengewoon rendement behalen wanneer men alle beschikbare informatie beter interpreteert dan andere beleggers (fundamentele analyse). Elke belegger zal zijn persoonlijke analyse maken op basis van de beschikbare informatie. Op deze manier kan dit de koers over- of onderwaarderen. In de zwakke vorm van marktefficiëntie wordt ervan uitgegaan dat in de huidige prijs van effecten alle historische informatie verwerkt zit.

De semi-sterke vorm van de EMH stelt dat nieuwe publieke informatie onmiddellijk in de prijs verwerkt wordt. Het is echter mogelijk voor mensen met *inside-information* om een buitengewoon hoog rendement te behalen. Zij beschikken eerder over koersgevoelige informatie dan het grote publiek. Door dit tijdsverschil kunnen ze tijdig, voor een koerswijziging, aandelen van de hand doen of nieuwe aandelen verwerven om zo een hogere winst te behalen. Voor beleggers die geen gebruik kunnen maken van *inside-information* is het dus niet mogelijk om significant hogere rendementen te behalen. De reden hiervoor is dat publieke koersgevoelige informatie onmiddellijk in de prijs weergegeven wordt.

De sterke vorm van de EMH stelt dat niemand, zelfs mensen met de juiste voorkennis, in staat is om een buitengewoon rendement te behalen. De aanname hierachter is, dat van zodra beleggers kennis nemen van de voorkennis, ze onmiddellijk op basis hiervan handelen waardoor de prijs daalt of stijgt.

Het gevolg hiervan is dat de aandelprijs alle publieke kennis en alle inside-information zal weergeven (Fama, 1970).

Indien er in januari nog steeds significant hogere rendementen worden gegenereerd, is het een anomalie in de financiële markten. Het januari-effect spreekt alle vormen van de EMH tegen. Elke belegger die kennis heeft van het januari-effect, zal op een eenvoudige manier een hoger rendement kunnen behalen dan dat gebaseerd op fundamentele waardeparameters. Indien hier voldoende mensen gebruik van zullen maken zal, volgens de EMH, het effect na een bepaalde tijd verminderen of verdwijnen.

1.2.2 Het januari-effect: praktische relevantie

De belangstelling voor het januari-effect is zeer groot en daarom ook niet weg te denken uit de literatuur. De meer recente artikels die over dit onderwerp handelen bemerken wel een vermindering van dit effect over de tijd (Ling & Shao, 2011). In dit onderzoek gaat de aandacht naar de studie van het januari-effect aan de hand van aandelen genoteerd op de Belgische en Nederlandse markt.

Financiële markten zijn zeer veranderlijk. Een recent en lokaal onderzoek over de huidige financiële wereld zal dus zeker een meerwaarde kunnen betekenen voor beleggers. Indien men op lokale markten het huidige januari-effect begrijpt en dit nog steeds een duidelijk merkbare invloed heeft, kan elke belegger hier voordeel uit halen.

1.3 Onderzoeksdoelen en centrale onderzoeksvraag

1.3.1 Centrale onderzoeksvraag

Door middel van empirisch onderzoek heeft men reeds evidentie gevonden over het bestaan van het januari-effect (Kinney & Rozeff, 1976).

Daarnaast is er ook veel onderzoek verricht over het fenomeen dat bij kleinere aandelen een sterker januari-effect kan vastgesteld worden dan bij grotere aandelen. Ritter (1988) stelde vast dat prijsverschuivingen op het einde van het jaar gerelateerd waren aan de koop- en verkoopgewoontes van kleine investeerders. Hij stelde ook vast dat institutionele beleggers hun aandelen die verlies hadden gemaakt op het einde van het jaar verkochten. Hierdoor creëerden deze beleggers een minderwaarde waardoor de belastingschuld daalde. Vooral de aandelen met een relatief kleine beurskapitalisatie moesten het hierbij ontgelden. Hierdoor kan men dus verklaren dat het januari-effect sterker is bij kleinere aandelen. De meeste investeerders zullen dus wachten tot januari om hun geld te herinvesteren. Dit wordt mogelijk gemaakt door eindejaarsbonussen of het verkopen van de aandelen in december, waardoor men in januari over meer liquide middelen beschikt om te investeren. Dit fenomeen wordt ook *tax loss selling* genoemd.

Aangezien het onderzoeksveld over het besproken effect zeer uitgebreid is, werd voor dit voorgestelde onderzoek een specifieke keuze gemaakt. Men kan op verschillende internationale markten onderzoek verrichten, maar de keuze is gevallen op een lokaal onderzoek voor Belgische en Nederlandse aandelen. De reden hiervoor is dat gegevens voor de Belgische en Nederlandse markt relatief makkelijk beschikbaar zijn.

Bovenstaande redenen brengen ons bij de volgende centrale onderzoeksvraag:

'Kan er een januari-effect worden gemeten gedurende de laatste vijf jaar op grote en/of kleine aandelen in de Belgische en Nederlandse markt?'

Voor het beantwoorden van deze centrale onderzoeksvraag zal er eerst een grondige literatuurstudie uitgevoerd worden om zo de krachten te kennen die aandeelprijzen drijven. Aan de hand van deze studie zal dan geconcludeerd worden of deze krachten beantwoorden aan de hypothese van efficiënte markten of ze eerder inspelen op marktimperfecties.

Dankzij de vele wetenschappelijke onderzoeken, weet men dat er gedurende de periode 1971-1987 een januari-effect heeft plaatsgevonden in België en Nederland (Agrawal, 1994). Toch heeft Marquering (2002) tegenstrijdige resultaten gevonden voor een latere periode: 1990-2002. Tijdens deze periode was het januari-effect niet significant aanwezig. Men kon echter stellen dat er globaal genomen, tijdens de jaren 1973-2002, wel sprake was van het januari-effect.

Als conclusie kan men hieruit trekken dat er vele wetenschappelijke studies zijn verricht gedurende verschillende perioden, met zeer uiteenlopende resultaten. Onderstaande tabel geeft een samenvatting weer over de onderzoeksresultaten van het januari-effect.

Tabel 1: Samenvatting artikelen januari-effect

Studie	Data	Steekproef	Belangrijkste resultaten
<u>Rozeff en Kinney (1976)</u>	Cowls Commission Price index, NYSE, S&P 500	Maandelijks, 1904-1974	Er is een januari-effect aanwezig op de Amerikaanse beurs. Hogere rendementen in januari t.o.v. andere maanden.
<u>Reinganum (1983)</u>	NYSE	Dagelijks, 1962-1980	Kleine bedrijven ervaren grote rendementen in januari en uitzonderlijk grote rendementen in het begin van januari.
<u>Gultekin en Gultekin (1983)</u>	Capital international perspective indices Value-weighted	Maandelijks, 1959 -1979	Dividend geen effect op seizoensafhankelijkheid bij aandelen rendementen. Bewijs gevonden voor het januari-effect in grote industriële landen waaronder Nederland en België.
<u>Agrawal (1994)</u>	Niet beschikbaar	Dagelijks, 1971-1987	Januari-effect aanwezig in Nederland, België en Frankrijk.
<u>Mehdian en Perry (2002)</u>	NYSE: Dow Jones S & P 500	1964-1998	1964-1987 bewijs voor januari-effect. Vanaf 1987 geen bewijs voor januari effect.
<u>Marquering (2002)</u>	Nederlandse en Belgische aandelenmarkten	Maandelijks, 1973-2002	Januari-effect aanwezig voor de periode 1973-2002. Geen januari-effect aanwezig voor de periode 1990-2002.
<u>Schwert (2003)</u>	CRSP	Maandelijks, 1962-2002	Het januari-effect is nog steeds aanwezig.

Bron: Kolmus, 2010

Bovenstaande tabel geeft aan dat er gedurende bepaalde periodes een januari-effect werd waargenomen voor de Belgische en Nederlandse markt en tijdens andere perioden niet. De laatste onderzoeksresultaten dateren van het jaar 2002. Deze studie zal daarom het januari-effect bestuderen voor de periode 2002-2011. Er zal een onderscheid gemaakt worden tussen de periode 2002-2006 en

de periode 2007-2011. In 2007-2008 begon de financiële crisis, hierdoor kunnen de gegevens in deze periode vertekend zijn. Het onderzoek zal dus handelen over een pre-crisis periode en een crisis-periode.

1.4 Deelvragen

Om de centrale onderzoeksvraag makkelijker te kunnen beantwoorden splitsen we deze op in de volgende deelvragen:

1.4.1 Deelvraag 1

1.4.1.1 'Welke factoren beïnvloeden aandelenrendementen?'

Om het januari-effect grondig te onderzoeken is het noodzakelijk om de fundamentele factoren die aandelenrendementen beïnvloeden te bestuderen.

Door een grondige literatuurstudie van deze determinanten zal een beter inzicht verworven worden over de aandelenrendementen. Hierdoor kunnen we mogelijke verklaringen voor het januari-effect beter kunnen interpreteren.

Voorafgaand werd de efficiënte markthypothese ook al vermeld. Voor een beter begrip van de aandelenkoers zal onderzocht worden welke soort informatie in de koers verwerkt zit en hoe snel deze informatie de koers zal beïnvloeden.

1.4.2 Deelvraag 2

1.4.2.1 'Wat zijn de mogelijke verklaringen voor het plaatsvinden van het januari-effect?'

De literatuur reikt verschillende verklaringen aan voor het januari-effect. Zo werd er eerder al de *tax loss selling* hypothese aangehaald. De volgende mogelijke oorzaken: *bid-ask bounce*, *information release hypothesis* en *window dressing* (Chen & Singal, 2004) worden ook vermeld.

Een aandeel heeft een *bid-* en een *ask-prijs*. De *bid-prijs* is de prijs waartegen men een aandeel kan verkopen, de *ask-prijs* daarentegen is diegene waartegen men een aandeel kan kopen. Het verschil tussen deze twee wordt de *bid-ask spread* genoemd. De *bid-ask bounce* is het fenomeen waarbij de aandeelprijzen op en neer springen tussen de *bid-* en *ask-prijs* (McGroarty, Gwilym & Thomas, 2006). Zo worden eind december vooral aandelen verhandeld tegen de *bid-prijs* terwijl deze in het begin van januari voornamelijk tegen de *ask-prijs* worden verhandeld. De *bid-ask spread* kan groot zijn voor kleine aandelen. Hierdoor kan de *bid-ask bounce* de indruk geven dat men te maken heeft met een hoge januari return, terwijl dit enkel door de *bid-ask bounce* komt (Keim, 1989).

Volgens de *information release hypothesis* kunnen de hogere januari rendementen verklaard worden door het vrijkomen van nieuwe bedrijfsinformatie. Deze informatie komt in de eerste dagen van januari vrij (Chen, 2004). Hierdoor kunnen beleggers sneller overtuigd zijn om nieuwe aandelen te kopen.

Window dressing is de activiteit waarbij bedrijven hun balansrekeningen verbeteren alvorens ze hun financiële rapporten uitgeven (Bildersee & Kahn, 1987). Als gevolg hiervan kunnen ze meer rooskleurige resultaten presenteren. De slecht presterende aandelen worden uit de portefeuilles gehaald om ze op deze manier niet in de eindejaarsrapportage te laten verschijnen. Het geld van deze verkoop kan men in januari, na de rapportage, weer herinvesteren.

Om de centrale onderzoeksvraag beter te kunnen behandelen zal er een uitgebreide literatuurstudie plaatsvinden over de mogelijk verklaringen van het januari-effect. Hierdoor zal er een beter begrip ontstaan over het effect, waardoor de onderzoeksresultaten beter geïnterpreteerd kunnen worden.

1.4.3 Deelvraag 3

1.4.3.1 Welke factoren kunnen eventuele veranderingen in de tijd van het januari-effect verklaren?

Doordat het januari-effect over de jaren heen meer bekendheid heeft verworven, maakt het een evolutie door. Moller & Zilca (2006) ontdekten dat het januari-effect een kortere duur kent. Men verkreeg tijdens het eerste deel van januari hogere returns, in het tweede deel daarentegen was dit niet meer het geval. Ondanks deze lage returns op het einde van de maand, bleef het januari-effect wel bestaan, dankzij de hogere returns van in het begin van de maand. Daarnaast merkten ze ook op dat er in het eerste deel van januari veel meer aandelen verhandeld werden in vergelijking met het tweede deel.

Op 22 oktober 1986 voerde men in de Verenigde Staten de Tax Reform Act (TRA) door. Hierdoor werd het einde van het belastingsjaar vanaf 1990 op 31 oktober vastgelegd in plaats van 31 december. Ling & Shao (2011) onderzochten of er hierdoor sprake was van het novembereffect. Indien een novembereffect kan worden vastgesteld is dat een ondersteuning voor de *tax-loss selling* hypothese.

1.5 Methodologie

Het onderzoek zal uit meerdere delen bestaan. Het eerste deel bestaat uit een uitvoerige literatuurstudie. Aan de hand van deze wetenschappelijke publicaties wordt er getracht een antwoord te vinden op de deelvragen om zo het fenomeen beter te begrijpen. De opzet is om eerst op een algemene manier het betreffende fenomeen te beschouwen, en niet enkel het effect hiervan op de lokale markten van België en Nederland.

Daarna volgt er een eigen empirisch onderzoek. Hierin worden gegevens van aandelen over de laatste tien jaar van twee landen verzameld, namelijk deze van België en Nederland. Op deze gegevens zullen statistische testen worden uitgevoerd om te onderzoeken of het januari-effect significant aanwezig is.

Als laatste worden er conclusies getrokken uit de literatuur en het persoonlijk onderzoek om zo op een oordeelkundige manier, deelvraag drie te beantwoorden.

2 Deelvragen

2.1 Factoren die aandelenrendementen beïnvloeden

Een belegger kan op twee manieren een rendement realiseren op een aandeel. Enerzijds heeft hij recht op tussentijdse dividenden die door de onderneming uitgekeerd worden. Anderzijds kan de aandelenprijs stijgen waardoor de belegger een koerswinst realiseert. De formule voor het werkelijke of ex-postrendement is de volgende:

$$R_t = \frac{(P_t^* - P_{t-1}^* + D_t)}{P_{t-1}^*}$$

Waarbij R_t het werkelijk of ex-postrendement van een aandeel is op ogenblik t , P_t^* de huidige marktprijs, P_{t-1}^* de marktprijs van de vorige periode en D_t het uitgekeerd dividend op ogenblik t . Deze formule toont aan dat aandeelhouders een hoger rendement zullen krijgen wanneer er meer dividend uitgekeerd wordt of/en wanneer de aandelprijs stijgt na de aankoop. Deze formule is een ex-post benadering. Dit wil zeggen dat het enkel mogelijk is om het rendement te berekenen nadat alle factoren gekend zijn. Beleggers weten niet hoeveel dividend ze zullen ontvangen en hoeveel de koers zal wijzigen. Voor het nemen van beleggingsbeslissingen zullen investeerders ook kijken naar het verwachte rendement.

In de praktijk kunnen we niet beschikken over gedetailleerde verdelingsfuncties van toekomstige rendementen. Hierdoor moeten we een beroep doen op historische informatie om de toekomstige verdelingsfunctie te schatten (Laveren et al, 2009). De formule voor het verwacht rendement is:

$$E(X) = \sum_{i=1}^n P_i X_i$$

Waarbij $E(R_t)$ het verwachte rendement is en n het aantal waarnemingen in de steekproef. Wanneer men zou kunnen beschikken over *perfect foresight* (correct de toekomstige uitkomsten voorspellen) dan zou het gerealiseerde rendement gelijk zijn aan het verwachte of vereiste rendement.

In de theorie van efficiënte markten stelt men dat nieuwe informatie *ad random* komt. Deze nieuwe informatie kan zowel positief als negatief uitvallen, dit is onmogelijk te voorspellen. Nieuwe relevante informatie zorgt voor verschillen tussen het gerealiseerd rendement en het verwacht/vereist rendement. Volgens de efficiënte markt hypothese zal nieuwe informatie echter niet systematisch één specifieke richting opgaan. Door het gemiddelde te nemen van historische observaties kan men een goede benadering maken voor het verwacht/vereist rendement.

Investeerders eisen een hogere premie op hun belegging (risicopremie) om het gelopen risico te compenseren. Een veel gebruikt model dat de relatie tussen vereist/verwacht rendement en risico voor financiële activa beschrijft, is het *Capital asset pricing model* (CAPM):

$$\tilde{E}(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \times \beta_i$$

Waarbij $\tilde{E}(R_i)$ het vereiste rendement is, R_f de risicovrije rente, $E(R_m)$ het verwachte marktrendement en β_i het systematische risico van de markt. De risicopremie die beleggers eisen is volgens deze formule gelijk aan het product van de marktprijs van het risico en het risico van de markt. Het vereiste/verwachte rendement is ook gelijk aan de kapitaalkost (k_e) van ondernemers en beleggers.

2.1.1 Rente

Zoals eerder vermeld, wordt het rendement op aandelen veelal gezien als een basisrendement plus een premie voor het risico. Het basisrendement is gelijk aan het niveau van de rente. Volgens deze benadering zal het niveau van de rente een grote invloed kunnen uitoefenen op het rendement van aandelen. Bij een hogere interest zullen investeerders dus meer rendement eisen. Daarbij wordt het duurder om geld te lenen en zal het voor bedrijven moeilijker zijn om te investeren.

Het risico dat men loopt wanneer financiële zekerheden dalen in waarde door veranderingen in de rente noemt men *interest rate risk*. Dit risico heeft een groter effect op obligaties dan op aandelen. In de literatuur is er ook onderzoek uitgevoerd naar de relatie van dit risico met aandelen (Cjaza et al, 2010).

Een hogere rente verhoogt de kapitaalkost (zie 5.1) waardoor de *cash flows* die toekomen aan aandeelhouders dalen. Het *dividend discount model* illustreert dit:

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Div_t}{1 + k_e}$$

Door de hogere kapitaalkost dalen de toekomstige *cash flows* voor de aandeelhouder in waarde. Bijgevolg zal ook de aandeleprijs dalen.

Bernanke & Kuttner 2005 halen nog twee relaties aan tussen rente en aandeelrendementen:

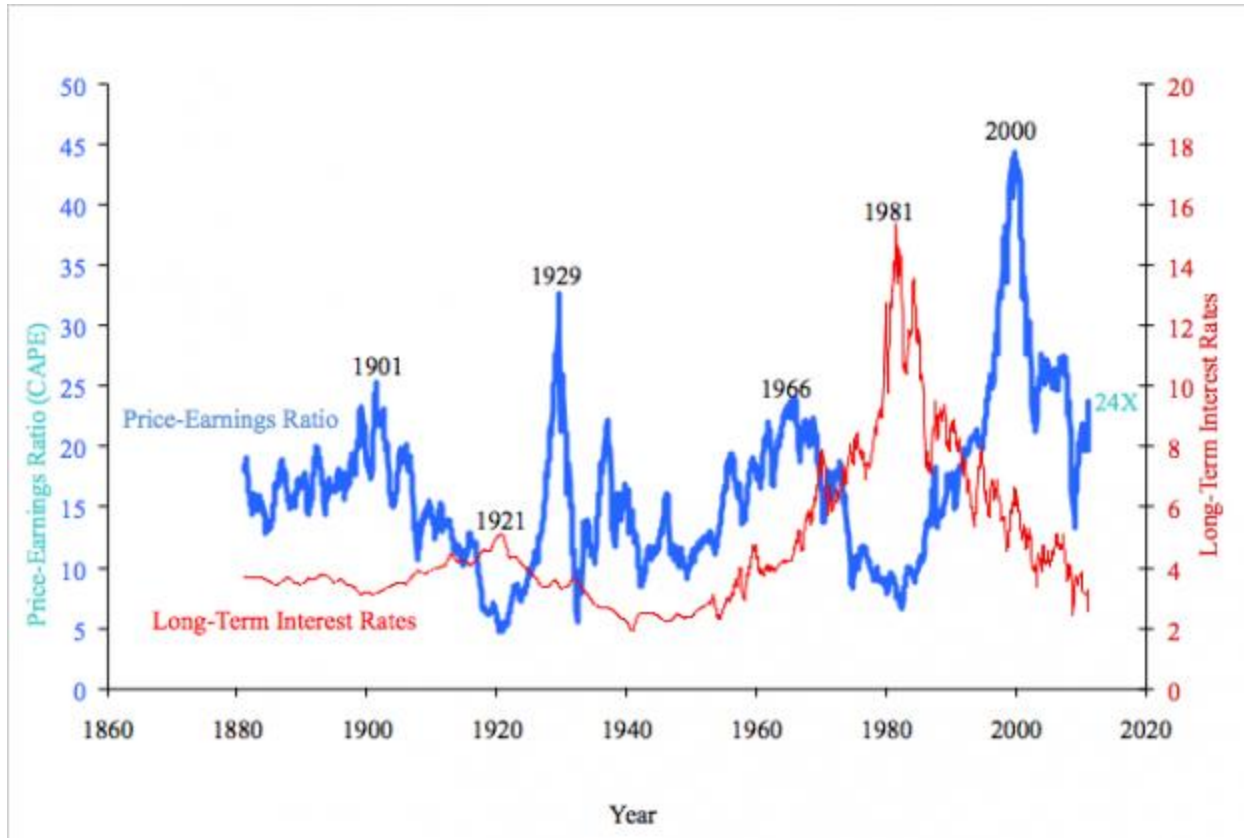
- Een verandering in de nominale rente zou informatie kunnen geven over een verwachte stijging van de reële rente. De reële rente is de nominale rente verminderd met de inflatie. Hierdoor daalt de waarde van de toekomstige *cash flows* voor de aandeelhouders.
- Een stijging van de rente kan de verwachte risicopremie doen stijgen door een verhoging van de financieringskosten. Het is ook mogelijk dat door een hogere interest investeerders hier gebruik van willen maken door het aankopen van obligaties met een momenteel hoge interest en daarvoor hun aandelen van de hand doen.

Alle bovenstaande effecten suggereren een inverse relatie tussen interestveranderingen en gerealiseerde aandelenrendementen. In sectie 5.1 kunnen we zien dat het verwachte/vereiste rendement zal stijgen bij een verhoging van de rente. Investeerders zullen dus hogere rendementen eisen maar meestal zal het gerealiseerde rendement lager uitvallen.

In een empirisch onderzoek door Bernanke & Kuttner (2005) vond men resultaten die hierbij aansloten. Voor de *CRSP value-weighted index* zou een daling van 0,25% van de rente leiden tot een gemiddelde stijging in de aandelenprijzen van 1%.

Onderstaande grafiek laat een duidelijke negatieve correlatie zien tussen de lange termijn interest en de P/E ratio (koers-winst verhouding) van Amerikaanse aandelen. Deze grafiek ligt in lijn met onze verwachtingen.

Figuur 2: Relatie US stock P/E ratio en lange termijn interest



Bron: Shiller (2005)

Rente kan ook een specifieke invloed hebben op de aandelen van banken. Bij banken kan men te maken hebben met een *maturity mismatch*. Dit betekent dat men bijvoorbeeld meer korte termijn passiva heeft dan korte termijn activa. Hierdoor kan door een verandering van de korte termijn rente de waarde van de bankaandelen wijzigen. Banken hebben echter wel directe toegang tot financieel afgeleide producten waarmee men in principe deze mismatch in controle kan houden (Bartram, 2002).

In bedrijven buiten de bankindustrie lijkt het probleem van *maturity mismatching* minder groot. Een onderzoek van Graham en Harvey (2001) toonde echter aan dat 63.25% van de managers in de Verenigde Staten het *matchen* van activa en passiva belangrijk tot zeer belangrijk vonden. Ondernemingen lopen het bijkomend risico dat door een veranderende rente hun leningen plotseling duurder worden doordat dit zo gespecificeerd kan staan in hun contract met de bank. Wanneer leningen plotseling duurder worden voor ondernemingen kan de koers dalen.

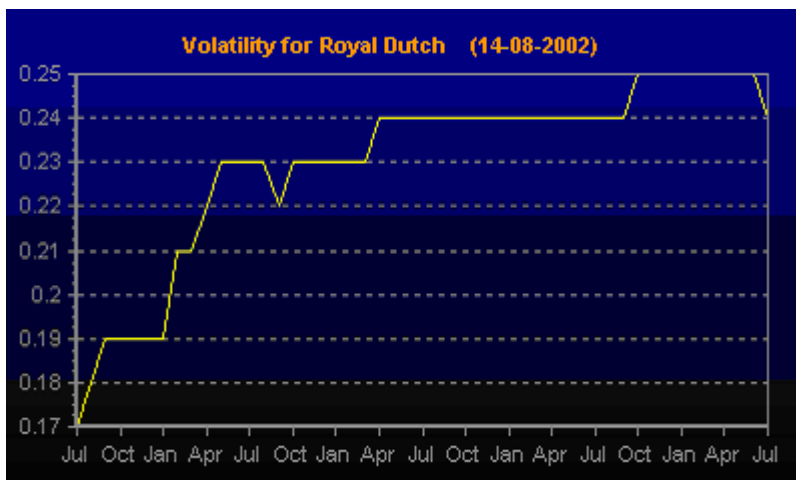
2.1.2 Risico

Investerders zijn geïnteresseerd in de hoeveelheid risico die gepaard gaat met hun belegging. Om het risico te bepalen kijkt men meestal naar de volatiliteit van een aandeel. De volatiliteit meet de relatieve verandering van een aandeel in vergelijking met de verandering van de markt. Een hoge volatiliteit betekent dat de waarde van een aandeel kan fluctueren tussen een groter bereik van waarden. Een hoge volatiliteit zorgt dus voor een hoger risico (Adrian & Rosenberg, 2008). Voor investeerders is het belangrijk om te kijken naar de volatiliteit om zo op de hoogte te zijn van het risico dat ze lopen met een bepaalde investering en of dit in lijn ligt met hun persoonlijke voorkeuren. De volatiliteit van een aandeel is niet constant en verandert door de tijd (Berument & Dogan, 2012). Het is belangrijk voor beleggers om deze veranderingen in het oog te houden. Als een investeerder niet graag in risicovolle aandelen belegt en de volatiliteit van het aandeel stijgt sterk is het aangeraden om deze aandelen van de hand te doen en te investeren in aandelen met een lagere volatiliteit.

Een veel gebruikte meeteenheid voor de volatiliteit is bèta. Hoe hoger deze bèta hoe intenser de aandelenkoers zal fluctueren in vergelijking met de aandelenmarkt. Een aandeel met een bèta van 1,1 zal 110% stijgen als de markt 100% stijgt. Een hogere bèta zorgt ook voor een hogere kapitaalkost (zie sectie 5.1). Beleggers eisen dus voor een hogere bèta ook een hoger rendement om het groter risico te compenseren.

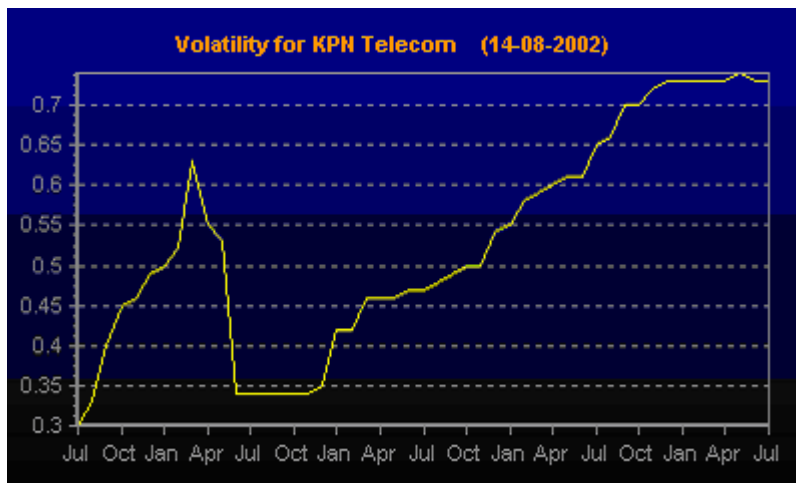
Zoals eerder vermeld verandert de volatiliteit, en dus ook de bèta, van een aandeel doorheen de tijd. Er zijn aandelen die structureel een hogere volatiliteit hebben en dus gevoeliger zijn voor veranderingen in de markt. Om dit aan te tonen nemen we twee voorbeelden uit de Nederlandse aandelenmarkt (AEX), namelijk Royal Dutch en KPN Telecom. Hieronder worden twee volatiliteitgrafieken weergegeven van Royal Dutch en KPN Telecom.

Figuur 3: volatiliteit Royal Dutch 2000-2002



Bron: Belt (2007)

Figuur 4: volatiliteit KPN Telecom 2000-2002



Bron: Belt (2007)

Uit de grafieken kan men duidelijk afleiden dat de volatiliteit van Royal Dutch minder fluctueert dan deze van KPN Telecom. De volatiliteit van Royal Dutch blijft gedurende een periode van twee jaar tussen de 0,17 en 0,25 terwijl deze van KPN Telecom fluctueert tussen 0,3 en 0,75. De volatiliteit van KPN Telecom ligt structureel hoger dan deze van Royal Dutch. KPN Telecom is dus een meer risicovolle belegging en investeerders eisen voor dit risico een hoger rendement. Aangezien de volatiliteit en daarmee ook de bèta van KPN Telecom groter is zal bij veranderingen in de markt dit aandeel meer fluctueren als dat van Royal Dutch. Hierdoor maakt men kans op hogere rendementen (en hogere verliezen).

2.2 Anomalieën in aandele­rendementen?

In de literatuur wordt er veel onderzoek gedaan naar mogelijke anomalieën die een effect hebben op aandele­rendementen. De vier potentiële anomalieën die het meest naar voor komen zijn: dividend-prijsverhouding, koers-winstverhouding (K/W), de grootte en de verhouding boekwaarde-marktwaarde (B/M) (Schwert, 2003; Laveren et al, 2009) . Deze vier factoren zullen onderzocht worden door middel van een literatuurstudie om zo na te gaan of er werkelijk evidentie bestaat in verband met deze anomalieën.

Beleggers verkrijgen een rendement door middel van een koersstijging of door dividenduitkeringen. De EMH gaat ervan uit dat er geen belastingen aanwezig zijn, zorgt de aanwezigheid van hoge belastingen op dividenden ervoor dat de markt niet efficiënt werkt?

De tweede interessante maatstaf is de koers-winstverhouding (K/W). Beleggers die investeren in een aandeel met een hoge K/W verwachten dat de winst in de toekomst meer zal groeien dan een aandeel met een lage K/W. Zal een hoge K/W ook effectief zorgen voor een hogere groei in de toekomst?

Ten derde wordt in de literatuur ook veel gesproken over de grootte. Er zijn al veel empirische resultaten gevonden waarbij duidelijk werd dat aandelen van kleine bedrijven beter presteerden dan deze van grote bedrijven (Amel-Zadeh, 2011).

Ten slotte is er ook sprake van een mogelijke anomalie met betrekking tot de B/W. Stattman (1980) vond dat de gemiddelde rendementen van aandelen in de Verenigde Staten positief gerelateerd zijn aan de B/M.

In de literatuur is er sprake van andere kalenderanomalieën dan het januari-effect. Fama (1965) rapporteerde een verschil in patronen van aandele­rendementen rond het weekend vergeleken met de midweekdagen (dinsdag, woensdag en donderdag) op de Amerikaanse aandelenmarkt. Rogalski (1984) stelde dat er een verschil in aandele­rendementen was tussen dagen voor en/of na vakantiedagen in vergelijking met andere dagen. Deze kalenderanomalieën zullen besproken worden in sectie 5.2.5.

2.2.1 Dividend-prijsverhouding

Aangezien dividenden samen met koersstijgingen zorgen voor het reële rendement van een investeerder (zie sectie 5.1) is het nuttig om te onderzoeken welke invloed het uitkeren van dividenden heeft op aandelprijzen.

De dividend-prijsverhouding, oftewel *dividend yield*, is een financiële ratio die aantoont hoeveel dividenden een bedrijf uitbetaalt in verhouding tot zijn aandelenprijs. Men berekent de *dividend yield* door de jaarlijkse dividenden per aandeel te delen door de prijs van één aandeel (Laveren et al, 2009)

Deze ratio laat aan een aandeelhouder zien hoeveel *cash flows* hij ontvangt voor elke euro die hij investeert. Een hoge *dividend yield* is dus aantrekkelijk voor investeerders omdat ze relatief veel geld ontvangen voor hetgeen ze hebben geïnvesteerd. Een verduidelijkend voorbeeld hiervan is: stel dat er twee bedrijven zijn, A en B. Deze bedrijven zijn identiek en betalen een jaarlijks dividend uit van €2 per aandeel. Het enige verschil tussen deze bedrijven is dat het aandeel van A gewaardeerd wordt aan €40 en dat van B aan €80. Een belegger zal liever investeren in bedrijf A omdat hij hier een *dividend yield* en dus ook een cash flow van 5% heeft en bij bedrijf B slechts 2,5%.

Er is echter ook een groot nadeel verbonden aan een hoge *dividend yield*. Op dividenden worden in de meeste landen hoge belastingen geheven, in Nederland is dit 15% en in België sinds kort 21% (25% indien de inkomsten van dividenden en interesten meer bedragen dan 20.000 euro). Als bedrijven ervoor kiezen om minder dividenden uit te keren en deze liquide middelen in de onderneming te houden, zullen de aandeelhouders bijgevolg deze extra belastingen niet moeten betalen. De verhoogde reserves kunnen de aandelenkoers de hoogte insturen waardoor de aandeelhouders een meer belastingsvriendelijke opbrengst verkrijgen.

Graham en Dodd (1951) stellen dat ondernemingen de waarde van hun aandelen kunnen laten stijgen door hogere dividenden uit te keren. De redenering hierachter is dat investeerders prefereren om één euro effectief te ontvangen boven een stijging van het kapitaal van de onderneming. Volgens deze redenering zullen beleggers meer investeren in bedrijven die veel dividenden uitkeren.

Miller en Modigliani (1961) hebben een andere kijk op het dividendbeleid. Zij stellen dat in een economisch systeem zonder belastingen en transactiekosten en waarbij het uitkeren van dividenden geen rol speelt op het investeringsbeleid, het dividendbeleid van een onderneming geen invloed mag hebben op de waarde van de aandelen. Houden we echter wel rekening met belastingen dan zou een hoge *pay-out* ratio een negatieve invloed moeten hebben op de aandelen omdat er hogere belastingen op dividenden worden geheven. Bijgevolg kan een onderneming dus in waarde stijgen door de *pay-out* ratio te verkleinen. De conclusie van Miller en Modigliani (1961) is echter dat het dividendbeleid geen invloed heeft op de waardering. De redenering hierachter is de volgende: er zijn investeerders die verkiezen om hoge dividenden te ontvangen ook al moeten ze daardoor meer belastingen betalen, er zijn ook investeerders die dit niet willen en verkiezen dat het geld in de onderneming blijft. Door het bepalen en bekendmaken van het dividendbeleid zal een onderneming één van de twee soorten investeerders aantrekken waardoor deze investeerders een belegging verkrijgen die aansluit bij hun

voorkeuren. Voor de onderneming is het irrelevant welke soort aandeelhouders investeren in het bedrijf. De waarde van de twee bedrijven met een verschillend dividendbeleid, alle andere factoren equivalent, zal voor de twee verschillende soorten investeerders hetzelfde zijn.

Black & Scholes (1974) voerden een empirisch onderzoek uit naar de relatie tussen de *dividend yield* en het aandeelrendement. Geheel volgens onze verwachtingen vonden zij geen significante verschillen in rendement tussen bedrijven die veel dividenden uitkeerden en degene die er weinig of geen uitkeerden. Blume (1980) voerde een gelijkende studie uit over ongeveer dezelfde periode en kwam tot dezelfde conclusie. Zijn onderzoek toonde wel aan dat een dividend dat de verwachtingen overschreed een tijdelijk positief effect had op de koers, dit positief effect verdwijnt echter na een tijd waardoor ook hij concludeerde dat het dividend beleid geen blijvend effect heeft op de aandelprijs.

Deze resultaten hebben belangrijke gevolgen voor bedrijven. Een onderneming die beslissingen neemt over het dividendbeleid moet er rekening mee houden dat dit geen permanent effect op de koers heeft. Een bedrijf dat kapitaal nodig heeft voor investeringen kan er voor kiezen om minder dividend uit te keren, op deze manier kan de onderneming op een goedkope manier kapitaal verkrijgen.

Ondanks de aanwezigheid van belastingen kunnen we op basis van deze empirische bevindingen concluderen dat op het niveau van dividendbeslissingen de markt meer neigt naar een efficiënte markt dan naar een imperfecte markt.

2.2.2 Koers-winstverhouding

De koers-winstverhouding (K/W) geeft weer wat beleggers willen betalen voor de winst van een bedrijf. Deze verhouding is de aandelenprijs gedeeld door de winst per aandeel. Een hoge K/W betekent dat investeerders een hogere groei, in vergelijking met ondernemingen met een lagere K/W, verwachten in de toekomst. Een hoge K/W kan ook een indicatie zijn van een overgewaardeerd aandeel dat de hoge verwachtingen niet zal waarmaken. Een lage K/W kan aantonen dat de markt geen vertrouwen heeft in dit aandeel, het kan echter ook zijn dat het aandeel ondergewaardeerd wordt en in de toekomst hogere rendementen gaat genereren (Basu, 1977).

Een belangrijk opmerking bij de K/W is dat winst een boekhoudkundige maatstaf is. Bijgevolg is deze maatstaf onderhevig aan boekhoudkundige keuzes, bv. afschrijvingsmethoden, waardoor er manipulatie mogelijk is. Het is dus mogelijk dat de K/W van bedrijven enkel verschilt van elkaar door boekhoudkundige keuzes.

Basu (1977) vond dat in de periode 1957-1971 op de NYSE aandelen met een relatief lage K/W verhouding systematisch hogere absolute en risicoaangepaste rendementen genereerden dan aandelen met een hoge K/W verhouding. De resultaten van het onderzoek wijzen erop dat informatie van de K/W niet volledig gereflecteerd is in de aandelenprijzen, wat dus niet in lijn ligt met de EMH. Volgens de resultaten was het mogelijk om consequent abnormale rendementen te genereren door te investeren in bedrijven met een lage K/W verhouding. Basu (1977) stelt dat een aandeel niet direct alle informatie van de K/W weerspiegelt maar dat er een vertraging optreedt. Volgens de EMH (semi-sterke vorm) treedt er geen vertraging op in de doorstroming van informatie.

De resultaten van het onderzoek van Shen (2000) komen overeen met deze resultaten. Aandelen met een hoge K/W verhouding genereren zowel op korte als lange termijn minder rendement dan aandelen met een lagere K/W verhouding.

Ook Trevino & Robertson (2002) zijn hiermee in overeenstemming. Zij stellen dat investeren in aandelen met een hoge K/W verhouding leidt tot lagere lange termijn returns

Campbell & Shiller (1998) vonden door het analyseren van historische data dat hogere K/W verhoudingen gevolgd worden door een lagere groei. In 2001 hadden ze succesvol voorspeld dat toekomstige aandelenprijzen van aandelen met een hoge K/W verhouding significant zouden zakken. Op basis van deze twee onderzoeken concludeerden ze dat de K/W verhouding een krachtige voorspeller is van toekomstige veranderingen in de aandelenprijzen.

Uit de literatuur over het effect van de K/W verhouding op aandelenrendementen kunnen we afleiden dat we hier eerder te maken hebben met marktimperfecties dan met een efficiënte markt. In tegenstelling tot de dividend-prijsverhouding waar het wel of niet uitkeren van dividenden geen invloed had op de lange termijn rendementen is dat bij de K/W verhouding wel het geval. Door de tijd leverden aandelen met een lage K/W verhouding significant hogere rendementen op waardoor we kunnen spreken van een imperfecte markt.

2.2.3 Grootte

Banz (1981) was de eerste die documenteerde dat de grootte van een bedrijf een verklarende factor kon zijn voor aandelenrendementen. Zijn empirisch onderzoek toonde aan dat voor de periode 1936-1975 aandelen van kleine bedrijven gemiddeld hogere risicoaangepaste rendementen verkregen dan aandelen van grote bedrijven in de Verenigde Staten. Op basis van zijn onderzoek concludeert hij dat het CAPM geen correcte beschrijving geeft. Hij geeft echter wel geen economische verklaring waarom dit het geval is.

Barry & Brown (1984) stelt dat het grootte-effect minstens gedeeltelijk geassocieerd kan worden met de hoeveelheid beschikbare informatie over grote en kleine bedrijven. Doordat er bij kleine ondernemingen doorgaans minder informatie beschikbaar is zullen deze beschouwd worden als risicovollere investeringen. Door het verhoogde risico zullen beleggers een hoger rendement eisen.

Chan & Chen (1991) vonden dat kleine bedrijven vaak te maken hebben met inefficiënte productie en *cash flow* problemen in voorgaande jaren waardoor hun aandelenprijzen relatief laag waren. Ze kwamen tot de conclusie dat kleine bedrijven riskantere investeringen zijn die bijgevolg ook hogere verwachte rendementen vereisen.

Roll (1983) legde bij zijn onderzoek naar het effect van de grootte van een bedrijf en aandelenrendementen ook de link naar het januari-effect. Hij stelt dat de hogere volatiliteit van kleine ondernemingen ervoor kan zorgen dat kleine bedrijven meer te maken zullen hebben korte termijn kapitaal verliezen. Investeerders willen deze verliezen realiseren voor het einde van het boekjaar om zo minder belastingen te moeten betalen. Roll (1983) stelt dus dat er een rechtstreeks verband bestaat tussen grootte en *tax loss selling*.

Tabel 2: beschrijvende statistieken voor geselecteerde portefeuilles in stijgende grootte voor de periode 1964-1984

Size group (p)	Abnormal return (annual)	Abnormal return (1st 5 days)	Market value ^a	Beta
1	0.138% (0.030)	1.219% (0.236)	1.506 (0.201)	0.707 (0.046)
2	0.090 (0.026)	0.807 (0.142)	2.835 (0.343)	0.843 (0.030)
3	0.088 (0.018)	0.694 (0.140)	3.807 (0.432)	0.886 (0.049)
4	0.066 (0.021)	0.602 (0.130)	4.667 (0.513)	0.863 (0.038)
5	0.052 (0.021)	0.587 (0.127)	5.543 (0.602)	0.945 (0.038)
:	—	—	—	—
37	0.006 (0.008)	0.161 (0.068)	67.234 (6.583)	1.029 (0.027)
38	0.002 (0.009)	0.153 (0.054)	71.706 (6.985)	1.062 (0.035)
39	-0.004 (0.009)	0.165 (0.055)	76.603 (7.455)	1.031 (0.080)
40	-0.014 (0.008)	0.074 (0.080)	81.957 (7.991)	1.024 (0.036)
41	-0.007 (0.007)	0.117 (0.042)	87.369 (8.472)	1.026 (0.029)
:	—	—	—	—
71	-0.014 (0.010)	0.061 (0.050)	1,197.144 (102.494)	0.867 (0.026)
72	-0.014 (0.013)	0.025 (0.064)	1,444.096 (123.864)	0.845 (0.036)
73	-0.019 (0.013)	0.016 (0.064)	1,873.633 (154.271)	0.876 (0.037)
74	-0.024 (0.012)	0.015 (0.073)	2,804.383 (199.019)	0.927 (0.034)
75	-0.011 (0.013)	-0.013 (0.064)	9,818.833 (479.080)	0.885 (0.037)

Bron: McDonald & Miller, 1989

Tabel 2 laat duidelijk zien dat de kleinste ondernemingen een hogere jaarlijkse return genereren dan de grotere ondernemingen. Deze tabel is een duidelijke ondersteuning van het grootte-effect op de financiële markten. Het persoonlijke empirische onderzoek zal duidelijk maken of het grootte-effect vandaag nog een rol speelt aangezien we gebruik maken van data van twee indexen met grote bedrijven (AEX en Bel-20) en twee indexen met kleine bedrijven (ASCX en Bel Small).

2.2.4 Boekwaarde-marktwaarde verhouding

De B/M berekent men, zoals de naam doet vermoeden, door de boekwaarde van een bedrijf te delen door zijn marktwaarde. De boekwaarde verkrijgt men door te kijken naar de historische kosten of de boekhoudkundige waarde van een onderneming. De marktwaarde wordt bepaald via de aandelenmarkt door te kijken naar de marktkapitalisatie.

De B/M tracht aandelen te identificeren die over- of ondergewaardeerd zijn. Een aandeel met een B/M kleiner dan 1 is overgewaardeerd (*glamour stock*), deze met een B/M groter dan 1 zijn ondergewaardeerd (*value stock*). We verwachten van empirische resultaten uit de literatuur dat aandelen met een kleine B/M hogere rendementen zullen genereren aangezien deze aandelen onder hun huidige boekwaarde genoteerd staan.

Zoals eerder vermeld vond Stattman (1980) dat de gemiddelde rendementen van aandelen in de Verenigde Staten positief gerelateerd zijn aan de B/M. Aandelen met een hogere B/M genereerden dus gemiddeld genomen hogere rendementen dan aandelen met een lagere B/M. Rosenberg et al (1985) voerden een vergelijkbaar onderzoek uit en kwamen tot dezelfde conclusie.

Lakonishok et al (1994) verrichten ook onderzoek op de Amerikaanse markt en bevestigden de resultaten van Rosenberg et al (1985) en Stattman (1980). Er werden ook enkele potentiële verklaringen gegeven waarom *value stocks* significant meer rendement behalen dan *glamour stocks*. Een eerste mogelijke verklaring is dat investeerders misschien geen kennis hebben van dit fenomeen waardoor het kan blijven voortbestaan. Het is mogelijk dat beleggers de kennis niet hebben om de analyses uit te voeren die de voorgaande onderzoekers wel hebben. Volgens Lakonishok et al (1994) kan de anomalie van de B/M het best verklaard worden door de voorkeur van zowel individuele als institutionele investeerders om te beleggen in *glamour stocks* en niet in *value stocks*. De voorkeur van individuele investeerders voor *glamour stocks* kan het gevolg zijn van een aantal redenen:

- Investeerders kunnen foute assumpties maken over de groei van een bepaald bedrijf. Een veel gemaakte fout is dat beleggers verwachten dat aandelen die in het verleden een grote groei hebben gehad dit ook zullen volhouden in de toekomst. Hierdoor wordt teveel vertrouwd op de groei in het verleden waardoor men geen rationele schatting maakt van de toekomstige groei.
- Investeerders associëren grootte, stabiele ondernemingen vaak met goede investeringen terwijl men geen rekening houdt met de prijs en toekomstige ontwikkelingen.

Voor institutionele investeerders zouden de voorgaande factoren minder een rol mogen spelen. Door hun ervaring zouden zij deze foute assumpties niet mogen maken. Voor de voorkeur van institutionele investeerders voor *glamour stocks* te verklaren worden de volgende redenen aangereikt:

- *Glamour stocks* lijken goede, stabiele investeringen voor de buitenwereld. Voor een institutionele belegger zijn deze investeringen dan ook makkelijk te verklaren aan hun

meerdere of aan klanten. Wanneer een belegging in *value stocks* een slecht resultaat oplevert zal de beslissing van de institutionele belegger sneller in vraag gesteld worden.

- *Value stocks* hebben tijd nodig om consequent hoge rendementen op te leveren. De meeste institutionele investeerders hebben korte tijdshorizonnen en willen rendement hebben binnen een paar maanden en niet pas na een paar jaar. Een *value stock* dat een hoog rendement aflevert na enkele jaren maar in de tussentijd slecht presteert kan zeer negatieve effecten hebben voor een institutionele belegger. In deze tussentijd kunnen bijvoorbeeld personen uit het fonds stappen en hun middelen bij een ander fonds onderbrengen. De factor van de korte tijdshorizon kan ook meespelen bij individuele investeerders maar is vooral het geval bij institutionele beleggers.

De correlatie tussen B/M is niet alleen op de Amerikaanse markt gevonden maar werd ook bevestigd door Chan et al (1991) op de Japanse markt.

Door de vele empirische resultaten die telkens significant hogere rendementen aangeven voor aandelen met een hoge B/M kunnen we concluderen dat we maken hebben met een anomalie in de financiële markten.

2.2.5 Kalenderanomalieën

Het januari-effect is niet de enige kalenderanomalie in de financiële markten. Fama (1965) rapporteerde een verschil in patronen van aandelenrendementen rond het weekend vergeleken met de midweekdagen (dinsdag, woensdag en donderdag) op de Amerikaanse aandelenmarkt. Deze kalenderanomalie waarbij men op maandag significant lagere rendementen verkrijgt dan op de voorgaande vrijdag wordt het weekendeffect genoemd. Rogalski (1984) vermeldt ook het vakantie-effect. Dit effect stelt dat er een verschil in aandelenrendementen is tussen dagen voor en/of na vakantiedagen in vergelijking met andere dagen.

Er zijn al verschillende empirische onderzoeken verricht die zowel het weekendeffect (Fama, 1965) als het vakantie-effect (Lakonishok & Smidt, 1988) ondersteunen.

In de literatuur worden verschillende uiteenlopende verklaringen aangeboden voor het ontstaan van het weekendeffect. Penman (1987) linkt het weekendeffect aan het moment dat bedrijven kiezen om nieuws te brengen. Slecht nieuws wordt vaker in het weekend meegedeeld zodat de koersen deze negatieve impact pas op maandag zullen reflecteren. Damodaran (1989) stelde empirisch vast dat deze factor een invloed heeft op het weekendeffect maar dat deze maar een klein deel hiervan verklaart. Chen en Singal (2003) zoeken de verklaring in het fenomeen van short selling. Short sellers lopen een enorm risico, een weekend waarin niet gehandeld kan worden maar wel informatie vrijkomt kan fatale gevolgen hebben. Om dit te vermijden sluiten short sellers op vrijdag hun posities af om deze op maandag terug aan te gaan. Het gevolg hiervan is dat de koers stijgt op vrijdag en daalt op maandag. Fabozzi en Clifford (2004) vonden empirische resultaten van een significant weekendeffect in landen waar het verboden is om aan short selling te doen. Short selling is dus zeker niet de enige verklaring van het weekendeffect. Lakonishok en Maberly (1990) stellen dat individuele beleggers op maandag actiever zijn dan op andere dagen, er worden vooral meer verkooptransacties uitgevoerd. Het is mogelijk dat individuele beleggers pas in het weekend tijd hebben om tot verkoopbeslissingen te komen. Abraham en Ikenberry (1994) vonden empirische resultaten die deze stelling ondersteunt.

De verklaring van het weekendeffect ligt in een opsomming van kleine factoren die hetzelfde effect uitoefenen op de aandelenrendementen op maandag.

Er zijn weinig kwalitatieve verklaringen gevonden voor het vakantie-effect. Keim (1989) stelt dat er een verschuiving plaatsvindt van een bidslotkoers voor de vakantie naar een askslotkoers na de vakantie. Rogalski (1984) stelt ook dat er een inverse relatie bestaat tussen de grootte van een bedrijf en het vakantie-effect. Net zoals bij het januari-effect is er ook hier sprake van een *small firm* effect.

Er zijn niet veel empirische resultaten gevonden die het vakantie-effect ondersteunen. Lakonishok & Smidt (1988) vonden een significant vakantie-effect op de Amerikaanse markt maar zowel Cadsby & Ratner (1992) en Van der Sar (2003) vonden geen significant vakantie-effect op respectievelijk de Franse en Nederlandse markt.

We kunnen besluiten dat er buiten het januari-effect nog andere potentiële kalenderanomalieën aanwezig zijn in de financiële markten. Het januari-effect is echter meer onderzocht en besproken. Er zijn ook meer empirische resultaten die het januari-effect ondersteunen in vergelijking met de andere kalenderanomalieën.

2.3 Mogelijke verklaringen januari-effect

2.3.1 Tax loss selling

Belastingen spelen in de huidige maatschappij een belangrijke rol in het bedrijfsleven. Dit onderzoek richt zich uiteraard niet op alle beslissingen waar belastingen mee gemoeid zijn maar behandelt de specifieke impact op belastingen van eindejaarsverrichtingen. Voor het uitvoeren van *tax loss selling* in een bepaald jaar, moet er een verlies gerealiseerd worden tegen het einde van dat jaar. Belastingbetalers die hun winsten willen laten dalen om zo minder belastingen te moeten betalen, zullen uiterlijk tegen 31 december van hetzelfde jaar een verlies moeten realiseren. Dit kan bijvoorbeeld door verkoop van aandelen die op het einde van het jaar minder waard zijn dan de boekwaarde. Deze methode wordt regelmatig toegepast in de bedrijfswereld, veel agenten die handelen in aandelen (*brokers*) rapporteren dat een groot percentage van hun eindejaarsverrichtingen belasting gerelateerd zijn (Branch, 1977).

Men zou kunnen stellen dat er door *tax loss selling* prijsafwijkingen zullen ontstaan, wat wil zeggen dat de koers van een aandeel niet meer de correcte weergave zou zijn van alle beschikbare informatie en verwachtingen. Door de verkoop in groot volume van verlieslatende aandelen zal de koers dalen. De daling is slechts tijdelijk omdat de intrinsieke waarde van het aandeel niet vermindert, het aandeel wordt enkel verkocht voor belastingsredenen.

Er zijn echter ook eindejaarshandelingen die een tegenovergesteld effect kunnen hebben van *tax loss selling* op de waardering van aandelen (Branch, 1977):

- Een eerste reden voor een vermindering van het *tax loss selling effect* is dat investeerders die aandelen verkochten om een belastingsvermindering te realiseren, hun liquide middelen snel terug investeren in gerelateerde aandelen om zo toch gebruik te maken van potentiële winsten. Makelaarskantoren raden hun cliënten veelal aan om hun verliezen te realiseren maar tegelijkertijd ook henzelf te beschermen door gerelateerde aandelen te kopen. Bijvoorbeeld, een investeerder met een verlies in General Motors wordt aangeraden om deze aandelen te verkopen en tegelijkertijd aandelen van Ford aan te kopen, aandeelhouders van Ford worden aangeraden om het tegenovergestelde uit te voeren (Vartan, 1975).
- *Short covering*. Sommige investeerders doen aan *short selling*, dit is het verkopen van effecten die men niet in bezit heeft, om zo te kunnen profiteren van een daling van de beurskoers. Wanneer de beurskoers echter stijgt is dit nadelig voor de *short seller*. Bij *short covering* koopt de investeerder de aandelen waarvoor hij short is gegaan om zichzelf zo te beschermen tegen een hoger oplopend verlies. Als deze investeerders hun verlies op het einde van het jaar willen realiseren zullen ze deze aandelen dus aankopen, wat een positieve druk op de aandelen op het einde van het jaar zal geven.

- Investeerders met ongerealiseerde winsten op *long positions* hebben de mogelijkheid om de realisatie van deze winsten uit te stellen tot na het boekjaar om ze de verhoogde belastingkost met een volledig jaar uit te stellen.

Omdat er meerdere verklaringen zijn voor het januari effect is het moeilijk om deze afzonderlijk te onderzoeken. Op 22 oktober 1986 voerde men in de Verenigde Staten echter de Tax Reform Act (TRA) door. Hierdoor werd het einde van het belastingjaar vanaf 1990 op 31 oktober vastgelegd in plaats van 31 december. Als *tax loss selling* een belangrijke drijver van het januari-effect is zou dit effect nu logischerwijs in november plaatsvinden. De TRA biedt ons de mogelijkheid om *tax loss selling* te onderzoeken zonder invloed van andere potentiële verklaringen.

Bhabra, Dhillon & Ramirez, 1999 vonden in de periode na de TRA, 1988-1994, een november effect dat niet bestond in de periode voor de TRA. Ze vonden een relatie tussen de mogelijkheid voor het uitvoeren van *tax loss selling* en abnormale rendementen in november en concludeerden dat het november effect verklaard kan worden door de *tax loss selling* hypothese. Dit empirisch onderzoek ondersteunt de hypothese dat *tax loss selling* een significante invloed heeft op het januari effect en dus ook voor een deel dit effect kan verklaren.

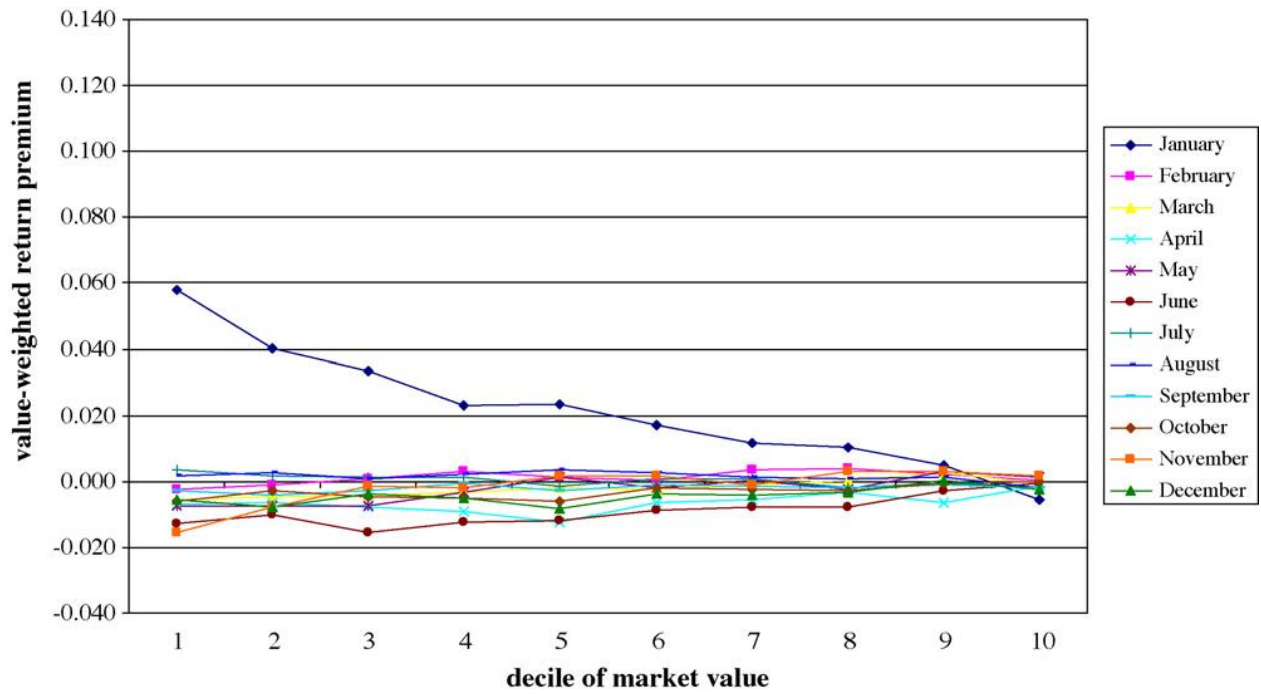
2.3.2 Bid-ask bounce

De *bid-ask bounce* is een tweede potentiële verklaring voor het januari-effect. Het is mogelijk dat door bv. *tax los selling* er op het einde van het jaar meer aandelen worden verkocht en in het begin van het nieuwe jaar er meer worden aangekocht. Aandelen worden verkocht tegen de *bid* en aangekocht tegen de *ask*, de *ask* ligt hoger als de *bid* waardoor schommelingen mogelijk zijn. In de literatuur vinden we dat de *bid-ask bounce* een groter effect heeft bij aandelen die een lage marktkapitalisatie (*small caps*) hebben dan bij aandelen met een hoge marktkapitalisatie (*large caps*) (Keim, 1989). De belangrijkste reden hiervoor is dat de *bid-ask spread*, als een percentage van de prijs, groter is bij *small caps*. Er zijn nog andere redenen die een mogelijke verklaring kunnen geven voor het feit dat *small caps* een hogere return in januari genereren:

- Het is mogelijk dat investeerders tegen het einde van het jaar hun zwak presterende aandelen verkopen en hun geld tijdelijk in meer liquide *large caps* beleggen. In januari worden deze aandelen dan weer van de hand gedaan.
- Een potentiële verklaring die zijn oorsprong vindt in de *behavioural finance* is dat beleggers in januari het komende jaar optimistisch bekijken. Hierdoor zijn ze meer geneigd om hun middelen in meer risicovollere *small caps* te investeren.

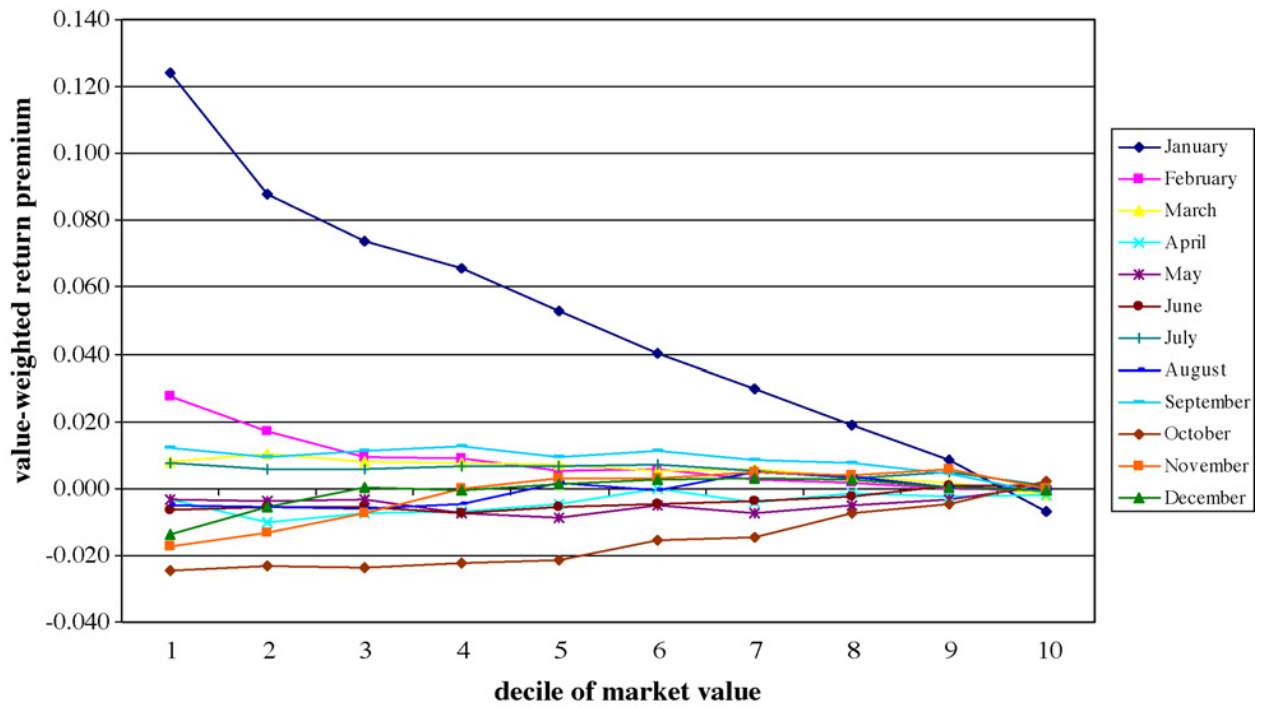
Easterday, Sen, & Stephan (2009) onderzochten het bestaan van de *bid-ask bounce*. Na hun onderzoek konden ze concluderen dat er systematische tendensen waren waarbij eind december de *closing prices* werden opgemeten aan de *bid* en in begin januari aan de *ask*. Deze resultaten ondersteunen dus de hypothese van de *bid-ask bounce*. Bijgevolg was hun conclusie dat men grote portfolio winsten kon genereren op de laatste dag in december en de eerste dag in januari, ook al veranderden de *bid* en *ask* prijzen niet.

Figuur 5: Bedrijfsgrootte en maandelijks effect: rendementen per maand voor NYSE en AMEX, 1946-1962.



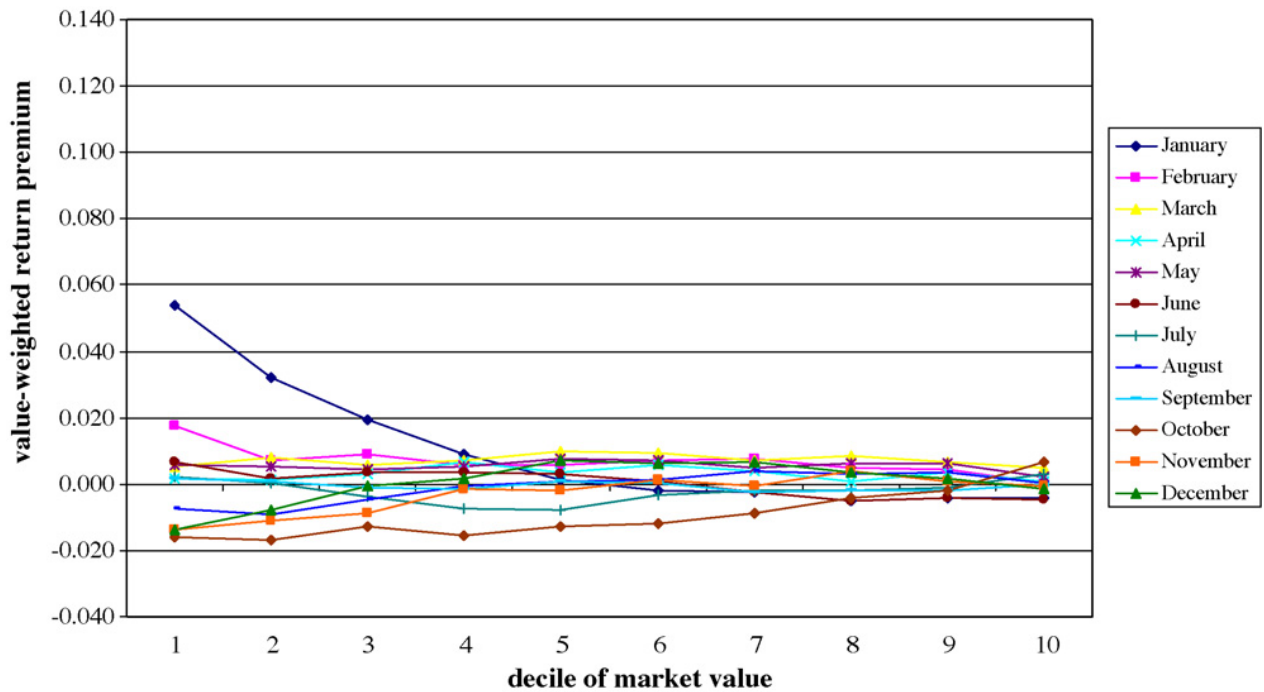
Bron: Easterday et al. (2009)

Figuur 6: Bedrijfsgrootte en maandelijks effect: rendementen per maand voor NYSE en AMEX, 1963-1979.



Bron: Easterday et al. (2009)

Figuur 7: Bedrijfsgrootte en maandelijks effect: rendementen per maand voor NYSE en AMEX, 1980–2007.



Bron: Easterday et al. (2009)

Figuur 5, 6 en 7 tonen duidelijk aan dat de return in januari voor kleinere bedrijven verschillend is dan die van grotere bedrijven. Deze figuren laten ook zien dat de returns in januari sterk verschillen van deze in elke andere maand. De gemiddelde januari return gaat duidelijk in een dalende lijn van kleine bedrijven naar grote bedrijven. De hypothese van de *bid-ask bounce* wordt dus ondersteund voor kleine bedrijven.

2.3.3 Window dressing

Er wordt in het algemeen aangenomen dat bedrijven aan *window dressing* doen. *Window dressing* is de actie waarbij personen, meestal managers, de balans van hun bedrijf verbeteren om zo meer rooskleurige resultaten te rapporteren (Bildersee & Kahn, 1987). Managers zullen dit gedrag enkel uitoefenen als ze geloven dat ze hieruit voordeel kunnen halen. Managers die aan *window dressing* doen geloven dus dat de gebruikers van financiële staten hun beslissingen baseren op de voor hun geobserveerde balansresultaten en dus niet in staat zijn om *window dressing* te doorzien. Als dit het geval zou zijn, spreekt dit de EMH tegen. Volgens de EMH baseren de gebruikers van accounting gegevens hun acties op economische determinanten en niet op boekhoudkundige beschrijvingen. *Window dressing* zal volgens de EMH dus geen toegevoegd nut hebben voor bedrijven.

Ondanks de vele resultaten die de EMH ondersteunen is er in de financiële pers nog steeds het geloof dat managers beslissingen maken om zo hun rapporten aantrekkelijker te kunnen voorstellen (Bildersee & Kahn, 1987). De portfolio samenstelling wijzigen, juist voor het uitgeven van een rapport, zal niets veranderen aan de gerealiseerde *returns*. Het zal enkel andere aandelen voorstellen die deel uitmaken van het portfolio. Desondanks zijn er in het verleden in de financiële pers toch geregeld uitspraken geweest die ongewone institutionele einde kwartaal handelsactiviteiten accepteren als een verklaring voor veranderingen in het marktgedrag:

- "A key factor in today's recovery is that institutional investors have pretty much completed their portfolio adjustments before the end of the March quarter." (John A. Condon, who heads the block-trading desk at E. F. Hutton & Company (Vartan 1982))
- "What we saw was a lot of final portfolio window dressing as institutions bought up blue chips and other big capitalization issues." (James C. Andrews, first vice-president at Janney Montgomery Scott (Hillery 1982))
- "Some institutions that had been window dressing earlier this month switched to realizing some profits and pruning positions." (Peter J. Dapuzzo, executive vice-president at Shearson/American Express (Hillery 1983))

Een mogelijke motivatie voor het wijzigen van een portfolio samenstelling is dat fondsmanagers geloven dat een beter uitziend portfolio de investeringen in het fonds zal laten stijgen. Als managers een prestatiegerichte vergoeding krijgen zal hiermee ook hun persoonlijke compensatie verhogen. Haugen en Lakonishok (1988) noemen dit fenomeen *performance hedging*. Als managers geloven dat beleggers verkiezen om te investeren in aandelen die in het verleden niet slecht hebben gepresteerd, veronderstelt dit dat managers aannemen dat beleggers geloven dat aandeelprijsveranderingen afhankelijk zijn van verleden resultaten. In dit geval zal institutionele *window dressing* vooral aandelen selecteren die in het verleden goed gepresteerd hebben. In een markt waar de aandelenprijs correct weergegeven wordt zal dit type van *window dressing* niet economisch verantwoord zijn vanuit het standpunt van de belegger. Dit komt omdat *window dressing* geen economisch voordeel oplevert voor

beleggers, er worden alleen zaken anders gepresenteerd waardoor het enkel kosten met zich mee brengt (bv. transactiekosten).

Bildersee & Kahn (1987) onderzochten of *window dressing* een veel voorkomend fenomeen was. Het is niet evident om *window dressing* te onderzoeken aangezien dit niet direct observeerbaar is. *Window dressing* activiteiten worden niet gerapporteerd, enkel de resultaten van deze activiteiten worden beschikbaar gesteld. Voor een onderzoek is het dus nodig om bepaalde bedrijfsactiviteiten (bv. *block trading*) te evalueren op momenten waar het waarschijnlijk is dat *window dressing* activiteiten plaatsvinden en deze te vergelijken met momenten waarop dit onwaarschijnlijk is. Om *window dressing* te onderzoeken keken Bildersee & Kahn (1987) naar de verhandeling in aandelen omdat systematische patronen van deze bedrijfsactiviteit gecorreleerd kunnen zijn met *window dressing*. Voor hun onderzoek maakten ze gebruik van gegevens van *block trading* om het einde kwartaal gedrag van institutionele managers te bestuderen. *Block trading* is een verhandeling van minstens 10.000 aandelen. Het onderzoek behandelde de periode 1978-1983 over gegevens uit de NYSE. De resultaten werden per kwartaal bekeken omdat bedrijven elk kwartaal informatie over hun financiële staten meedelen. Overvloedige *block trading* op het einde van elk kalender kwartaal zou in consistentie zijn met de conclusie dat institutionele managers gebruik maken van *window dressing* voor hun financiële staten.

Op basis van hun resultaten konden ze besluiten dat er significant meer aan *block trading* gedaan werd vijftien tot zes dagen voorafgaand aan een kwartaal einde. Vijf tot één dag voor het einde van het kwartaal werd er niet significant meer aan *block trading* gedaan, waarschijnlijk willen managers enkele dagen op voorhand hun portfoliosamenstelling wijzigen. De resultaten van het onderzoek suggereren ook dat *window dressing* meer waarschijnlijk is bij aandelen die slecht gepresteerd hebben in het voorbij kwartaal of jaar. Met deze resultaten konden Bildersee & Kahn (1987) concluderen dat rapporteringvereisten het gedrag van managers kunnen beïnvloeden.

Managers hebben dus de neiging om op het einde van een kwartaal of jaar hun portfolio aantrekkelijker te maken voor het publiek. Dit is mogelijk door hun slecht presterende en onbekende kleinere aandelen van de hand te doen en te investeren in grotere en veiligere beleggingen, de zogenaamde *blue chips*. Hierdoor is het mogelijk dat *small caps* en slecht presterende aandelen in de maand erop (bv. januari) hogere rendementen genereren.

2.3.4 Information release hypothesis

De *information release hypothesis* stelt dat investeerders meer geneigd zijn om te investeren in een bedrijf wanneer deze informatie heeft vrijgegeven over de bedrijfsactiviteiten. Aangezien bedrijfsinformatie meestal wordt vrijgegeven op het einde, of juist in het begin van een kwartaal, zou het een mogelijkheid zijn dat in deze periode er meer interesse is voor de aandelen en daarmee ook de aandelenprijs stijgt. Bedrijven delen veelal eind december informatie mee over huidige en toekomstige plannen waardoor het mogelijk is dat in januari de koers gaat stijgen.

Penman (1987) stelde dat door het vrijgeven van bedrijfsinformatie op periodieke tijdstippen, meer specifiek informatie over netto winst (*earnings information*), er seizoensgebonden *returns* konden ontstaan.

Peterson (1990) onderzocht het verschil in *returns* tussen bedrijven die zojuist bedrijfsinformatie vrij hadden gegeven en bedrijven die niets hadden gepubliceerd.

Voor het onderzoek van Peterson (1990) maakte men gebruik van gegevens over bedrijven uit de NYSE en de AMEX voor de periode 1980-1986. Er werden niet alleen gegevens vergaard voor het januari-effect te onderzoeken maar ook voor andere tijdsgebonden anomalieën. Onze interesse gaat echter uit naar de resultaten van het onderzoek van het januari-effect.

Uit de resultaten van hun onderzoek kon geconcludeerd worden dat het wel of niet geven van informatie geen significant hogere rendementen oplevert in januari. Peterson (1990) ontkracht hiermee dus de *information release hypothesis*.

2.3.5 Empirie

In deze sectie worden meer uitgebreide empirische bevindingen van eerder uitgevoerd onderzoek uiteengezet. Hierdoor zullen we een beter beeld verkrijgen van welke potentiële verklaringen van het januari-effect een meetbare invloed uitoefenen.

2.3.5.1 Tax loss selling

Reinganum et al (1982) voerden een onderzoek uit op de NYSE en de AMEX over de periode 1962-1980. Hun resultaten waren consistent met de *tax loss selling* hypothese. In de eerste dagen van januari stegen de aandelen van bedrijven die het voorgaande jaar verlieslatend waren sterk. Er wordt echter ook gesteld dat *tax loss selling* niet de enige verklaring voor het januari-effect kan zijn. Ook bedrijven die het voorgaande jaar niet verlieslatend waren hadden te maken met grote gemiddelde januari *returns*. Reinganum (1982) stelt dat *tax loss selling* slechts ten dele een verklaring van het januari-effect is.

Badrinath & Lewellen (1991) analyseerden 82000 aandelen in de portefeuilles van 3000 individuele klanten van een groot nationaal beleggingskantoor over de periode 1971-1979. Er vonden significant meer transacties op het einde van het kalenderjaar plaats voor het realiseren van verliezen. Er werd ook een significante stijging van de rendementen in de eerste dagen van het kalenderjaar vastgesteld. Deze resultaten liggen in lijn met de *tax loss selling* hypothese.

Ling & Shao (2011) voerden een onderzoek uit voor een periode voor de TRA (1960-1986) en voor een periode na de TRA (2000-2007). Voor dit onderzoek werden gegevens gebruikt uit de S&P 500 en de Russel 2000. In de periode voor de TRA vond men een significant januari-effect en in de periode na de TRA vond men eveneens een significant novembereffect. Chen & Singal (2004) voerden een vergelijkbaar onderzoek uit en vonden resultaten die hier bij aansluiten.

Uit de empirische resultaten kunnen we concluderen dat *tax loss selling* een belangrijke verklaringen kan zijn voor het januari-effect.

2.3.5.2 Bid-ask bounce

Keim (1983) voerde een onderzoek uit op de aandelenprijzen van de NYSE en de AMEX voor de periode 1963-1979. In januari waren de aandelenrendementen significant hoger in vergelijking met de andere maanden van het jaar. Verder kon men ook concluderen dat de relatie tussen abnormaal hoge returns en de grootte van een bedrijf negatief was. Deze relatie was ook meer uitgesproken aanwezig in januari dan in de andere maanden. De resultaten gaven ook aan dat meer dan vijftig procent van de januari-premie toe te wijzen waren aan de abnormaal hoge rendementen van de eerste week van het

jaar. Aangezien er een significante relatie bestaat tussen de grootte van een bedrijf en het rendement kan dit wijzen op *bid-ask bounce* die ervoor zorgt dat kleine bedrijven meer profiteren van het januari effect.

Bhardwaj & Brooks (1992) stellen in hun studie dat bij voorgaande onderzoeken naar abnormale rendementen in januari voor kleine bedrijven er onvoldoende rekening gehouden is met de prijs van het aandeel. Zij voerden een onderzoek uit van aandelen genoteerd op de NYSE en de AMEX over de periode van 1967-1988. Uit hun resultaten konden ze concluderen dat het januari-effect eerder een fenomeen is waarbij laaggeprijsde aandelen hoge rendementen zullen genereren dan aandelen van kleine bedrijven. Er werd een significante negatieve relatie gevonden tussen aandelenprijzen en rendementen in het begin van januari. Deze resultaten sluiten aan bij de *bid-ask bounce* benadering omdat bij laaggeprijsde aandelen de *bid-ask bounce* groter zal zijn en dus meer effect zal hebben.

Griffiths & White (1993) onderzochten de *bid-ask bounce* op de NYSE, AMEX en de TSE (Toronto stock exchange) over de periode 1977-1989. Uit hun resultaten concludeerden ze dat het januari-effect grotendeels veroorzaakt wordt door een systematische verandering van transacties aan de bid-prijs op het einde van het jaar naar transacties aan de ask-prijs aan het begin van een nieuw jaar. Verder concluderen ze dat deze systematische verandering van transacties gedreven wordt door belastingen waardoor *tax-loss selling* de *bid-ask bounce* in de hand werkt.

Uit deze empirische studies kunnen we besluiten dat de *bid-ask bounce* een verklaring is die ook in de empirie stand houdt. Wel is het belangrijk om te vermelden dat de *bid-ask bounce* verklaring grotendeels in stand gehouden wordt door de *tax-loss selling hypothesis*. Het is dus mogelijk dat zonder *tax-loss selling* de *bid-ask bounce* geen of een sterk verminderd effect zal hebben.

2.3.5.3 Window dressing

Sias (2007) voerde een onderzoek uit op aandelengegevens verkregen uit de CRSP over de periode 1984-2004. Zijn resultaten waren consistent met zowel de *tax-loss selling* hypothese als de *window dressing* hypothese. Rendementen in de maanden die volgden op het einde van een kwartaal waren meer dan vijf keer groter dan in andere maanden, waarbij januari het hoogste rendement haalde. De rendementen waren groter voor aandelen die veel te maken hadden met institutionele *traders*. Institutionele *traders* verhandelen relatief veel kapitaal in één transactie waardoor deze een merkbare invloed op de markt zullen hebben. Sias (2007) concludeert dan ook dat *window dressing* een substantiële rol speelt in aandelenreturns.

He et al (2004) voerden een studie uit over de periode 1986-1998 en maakten hiervoor gebruik van gegevens van de *CDA's quarterly institutional holdings*. De opzet van het onderzoek was om te testen of het verplicht vrijgeven van informatie op het einde van een kwartaal een invloed heeft op de handelingen van institutionele managers. De resultaten tonen aan dat instituties die grotendeels voor hun klanten investeren meer aan *window dressing* doen in afwachting van informatieverplichtingen dan

deze waar de portefeuilles intern beheerd worden. De resultaten zijn sterker voor instituties waarvan de aandelen het voorbije kwartaal gemiddeld genomen slecht hebben gepresteerd (*losers*). Bij deze instituties constateerde men grote aankopen van aandelen die goed gepresteerd hebben het voorbije kwartaal (*winner*s). Deze resultaten sluiten uiteraard aan bij de hypothese van *window dressing*.

Lilian & Qinghai (2004) maakten gebruik van dezelfde gegevens en over dezelfde periode als He et al (2004), ze voegden er echter een tweede dataset van de CRSP bij. Hun conclusies komen sterk overeen. De resultaten van Lilian & Qinghai (2004) tonen aan dat instituties meer extreme *losers* verkopen op het einde van een kwartaal, maar dat ze meer kleinere risicovollere aandelen kopen in het begin van het daaropvolgende kwartaal. Deze resultaten tonen aan dat instituties aan het eind van het jaar aan *window dressing* doen. In het begin van het jaar passen ze het risico van het portefeuille weer aan door te investeren in meer risicovolle beleggingen. Lilian & Qinghai (2004) concluderen dat instituties aan *window dressing* doen en zo bijdragen aan het januari-effect.

Ortiz et al (2012) onderzochten 35.171 portefeuilles van 865 Spaanse fondsen over de periode 1999-2006. Ze kwamen tot de conclusie dat investeerders misleidende informatie konden krijgen over bepaalde fondsen omdat de strategische beslissingen van managers afhangen van het moment waarop men informatie moet vrijgeven. Dit ligt in lijn met *window dressing*. Er wordt echter ook gesteld dat enkel een klein aantal fondsen voor deze conclusie zorgen en dat het bewijs dus niet duidt op wijdverspreid gedrag van *window dressing*.

Uit de empirische resultaten die we terugvinden in de literatuur kunnen we als algemene conclusie stellen dat over het algemeen *window dressing* een verklaring is voor het januari-effect.

2.3.5.4 Wijzigingen januari-effect

Ondanks vele empirische bevindingen over het bestaan van het januari-effect is er ook empirie waarin de resultaten aantonen dat de kracht van deze anomalie heeft afgenomen. Riepe (1998) zag een stijging in de jaren 1980 en 1990 over de algemene kennis van het januari-effect. Ook bemerkte hij een groter gebruik van *futures* op veel van de grootste indexen van de Verenigde Staten. Via *future* contracten kunnen beleggers op eenvoudige wijze profiteren van het januari-effect. Riepe (1998) bemerkte dus dat zowel de kennis over deze anomalie steeg als het gebruik van instrumenten om hier voordeel uit te halen. In lijn met de EMH toonden zijn empirische resultaten aan dat het januari-effect de laatste jaren daalde als resultaat van deze verhoogde kennis.

Mehdian & Perry (2002) onderzochten drie indexen van de Verenigde Staten (DJCOMP, NYSE, en SP500) over de periode 1964-1998 naar de aanwezigheid van een januari-effect. Algemeen genomen vond men een significant januari-effect over deze periode op alle drie de markten. Het waargenomen effect was niet stabiel over de gehele periode. In de periode voor de beurscrash van 1987 werd er een significant januari-effect waargenomen. In de periode na de crash werden er nog positieve rendementen in januari vastgesteld maar deze waren niet meer significant. Hun empirische bevindingen ondersteunde de *tax-loss selling* hypothese na 1987 ook niet meer.

Gu (2003) vond vergelijkbare resultaten en maakte de volgende conclusie:

- Het afnemende januari-effect kan een indicatie zijn van een trend naar marktefficiëntie. Doordat investeerders meer kennis bezitten, vooruitgang in de informatietechnologie (meer informatie, betere informatie, lagere kost van informatie en snellere communicatie) zal de markt meer efficiënt worden. Beter ontwikkelde markten zijn efficiënter dan minder ontwikkelde en opkomende markten. Deze resultaten kunnen vertrouwen geven aan mensen die geloven in de theorie van de efficiënte markten.

Het zal interessant zijn om het eigen empirisch onderzoek te vergelijken met dat van Mehdiان & Perry (2002) en Gu (2003). Aangezien het onderzoek handelt over een pre-crisis en een crisisperiode. In de periode 2007-2011 was er crisis op de Europese beurzen, de kredietcrisis in 2007 en de schulden crisis in 2010. Deze onderzoeken zullen dus eenvoudig met elkaar te vergelijken zijn.

Zoals vermeld in sectie 5.4.3.1 ontdekten Moller & Zilca (2008) dat het januari-effect een kortere duur kent. Men verkreeg tijdens het eerste deel van januari hogere returns, in het tweede deel daarentegen was dit niet meer het geval. Ondanks deze lage returns op het einde van de maand, bleef het januari-effect wel bestaan, dankzij de hogere returns van in het begin van de maand. Op basis hiervan werd besloten dat ondanks de kortere duur en de mindere intensiteit de fundamentele krachten die het januari-effect drijven nog steeds aanwezig zijn.

3 Januari-effect laatste vijf jaar voor België en Nederland

3.1 Data

Voor dit onderzoek werden er gegevens vergaard van aandelen genoteerd op vier verschillende indexen, twee in België en twee in Nederland. In beide landen werden de gegevens verzameld van de index met de grootste marktkapitalisatie, de Bel-20 voor België en de AEX voor Nederland. Omdat er in de literatuur veel melding wordt gemaakt van een sterker januari-effect bij *small caps*, hebben we ook in beide landen gegevens verzameld van een index speciaal ontworpen voor *small caps*. In België is dit de Bel Small index en in Nederland de ASCX-index.

Voor deze indexen werd voor elk aandeel afzonderlijk de sluitingsprijzen op het einde van de maand opgevraagd van de periode december 2002 tot en met december 2011, op deze manier was het mogelijk om de maandelijkse rendementen te berekenen voor de periode 2002-2011. Deze data werd dan verder opgesplitst in twee periodes, 2002-2006 en 2007-2011. We beschikken voor elke periode over vier datasets.

De historische data werd opgevraagd via de database van euronext waar alle beursgegevens zijn opgeslagen.

De index van zowel de AEX als de ASCX bevatten 25 aandelen.

Voor de periode 2002-2006 waren er zowel voor de AEX als de ASCX drie aandelen met onvoldoende gegevens (amt hodling, aperam, arcelor mittal, arseus, dockwise en tnt express). Voor Nederland beschikken we dus over een steekproef van 44 aandelen voor de pre-crisisperiode.

Voor de periode 2007-2011 waren er op de AEX voor twee aandelen onvoldoende gegevens beschikbaar, namelijk Aperam en TNT express. Voor Nederland bekomen we dus een steekproef van 48 aandelen voor de crisisperiode.

De index van de Bel-20 bevat 20 aandelen en deze van de Bel Small 34 aandelen.

Voor de periode 2002-2006 was er voor de Bel-20 één aandeel met onvoldoende gegevens, namelijk nyrstar. Bij de Bel Small waren er zeven aandelen met onvoldoende gegevens (ablynx, bannimo a, mdxhealth, rentalweb, rosier, tigenix en transics). De reden voor dit grote aantal is dat veel van deze bedrijven in die periode nog niet beursgenoteerd waren.

Voor de Bel-20 waren er voor twee aandelen onvoldoende gegevens beschikbaar voor de periode 2007-2011, namelijk Ageas en Nyrstar. Voor België bekomen beschikken we over een steekproef van 52 aandelen voor de crisisperiode.

3.2 Methode

Allereerst zullen enkele beschrijvende statistieken van de data besproken worden om zo een eerste beeld te verkrijgen van de gegevens. Daarna zullen we een statistische test uitvoeren om te kijken of het januari-effect significant aanwezig is.

De methode die gehanteerd wordt om het januari-effect te testen op zijn significantie is dezelfde als deze gehanteerd door Marquering (2002). We gebruiken de volgende vergelijking:

$$R_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{jan}_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

Jan_{t+1} is een dummy variabele voor de maand januari: 1 voor observaties die gemaakt zijn in de maand januari en 0 voor observaties van andere maanden. De nulhypothese voor dit onderzoek is:

$$H_0: \alpha_1 = 0$$

Wanneer α_1 positief en significant verschillend van 0 is verwerpen we de nulhypothese en kunnen we spreken van een significant januari-effect. Indien dit niet het geval is kunnen we de nulhypothese niet verwerpen en is er geen significant januari-effect aanwezig.

Voor het uitvoeren van deze regressievergelijking moet het regressiemodel beantwoorden aan een aantal kenmerken: het moet normaal verdeeld zijn, homoscedastisch en een lineair verband hebben.

De gegevens van alle indexen beantwoorden aan deze criteria, in bijlage 1 wordt hieromtrent meer uitleg gegeven.

3.3 Resultaten

Het interpreteren van de resultaten zal opgesplitst worden in vier delen. Allereerst zal een opsplitsing gemaakt worden tussen de twee onderzoeksperiodes. Vervolgens worden eerst de AEX-index en de Bel-20 geanalyseerd en in het tweede deel de ASCX-index en de Bel Small-index. In de literatuur zijn er resultaten gevonden die stellen dat het januari-effect groter is bij *small caps* dan bij de zogenaamde *blue chips* (stabiele grote ondernemingen). In dit onderzoek zal er dus een onderscheid gemaakt worden tussen deze twee soorten aandelen.

Bij het interpreteren van de data voor de periode 2007-2011 is het belangrijk dat men zich bewust is van het feit dat deze data afkomstig is van crisisperiodes, de kredietcrisis in 2007 en de schuldencrisis in 2010. Deze factoren kunnen een verklaring zijn voor de lage of zelfs negatieve rendementen op deze indexen voor de periode 2007-2011. De *outliers* die gevonden zijn illustreren dit ook. In tabellen 3,4,5 en 6 kunt u zien dat de negatieve *outliers* zich situeren rond de 22^{ste} maand in de dataset (oktober 2008), in deze tijd had de kredietcrisis zijn sterkste impact. Rond de 28^{ste} maand (april 2009) was er over het algemeen een sterk herstel van de crisis die we ook terugvinden in de tabellen.

Tabel 3: *outliers* AEX-index

Casewise Diagnostics^a AEX-index				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
21	-2,021	-14,3940%	-,414744%	-13,9792714%
22	-2,537	-17,9559%	-,408010%	-17,5478749%
28	2,454	16,6096%	-,367161%	16,9767499%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 4: *outliers* Bel-20

Casewise Diagnostics^a Bel-20				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
22	-3,084	-15,1301%	-,217545%	-14,9125075%
28	2,574	12,2943%	-,150675%	12,4449303%
32	2,115	10,1218%	-,105850%	10,2276170%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 5: *outliers* ASCX-index

Casewise Diagnostics^a ASCX-index				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
22	-2,671	-19,1969%	-1,138558%	-18,0583146%
23	-2,090	-15,2585%	-1,125023%	-14,1334760%
28	2,365	14,9326%	-1,059095%	15,9917123%
29	2,421	15,3224%	-1,045997%	16,3683681%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 6: *outliers* Bel Small-index

Casewise Diagnostics^a Bel Small-index				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
22	-3,151	-18,2797%	-,250328%	-18,0293674%
28	3,083	17,3573%	-,278786%	17,6360427%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

3.3.1 2002-2006

3.3.1.1 AEX-index en Bel-20

Tabellen 7 en 8 geven enkele beschrijvende statistieken weer over de rendementen van de AEX-index en de Bel-20 over de periode 2002-2006. In de tabellen vinden we het gemiddelde rendement van januari terug en het gemiddelde rendement van alle maanden. Ook vinden we de standaardafwijkingen terug. Op het eerste zicht zien we geen duidelijke indicaties van een januari-effect op deze markten. Het gemiddelde januarirendement van zowel de AEX-index als de Bel-20 is zelfs lager dan dit van alle maanden.

Tabel 7: Beschrijvende statistieken AEX-index

Beschrijvende statistieken AEX-index					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	22	-5,2411%	6,2063%	,724319%	2,9731237%
Alle maanden	242	-12,4737%	26,7331%	1,098633%	4,7926460%

Tabel 8: Beschrijvende statistieken Bel-20

Beschrijvende statistieken Bel-20					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	18	-7,9855%	7,3061%	,857846%	3,4952851%
Alle maanden	198	-6,8464%	12,7809%	1,220956%	3,0348760%

In tabellen 10 en 12 kunt u de regressie terugvinden van respectievelijk de AEX-index en de Bel-20. Voor het significant vaststellen van een januari-effect op significantieniveau 5% voor de periode 2002-2006 moet de t-waarde van de onafhankelijke DUMmaand groter zijn dan 1,96. Dit is zowel voor de AEX-index als de Bel-20 niet het geval. De t-waarde bij de AEX-index is zelfs negatief, deze van de Bel-20 ligt dicht bij 0. We kunnen dus besluiten dat in de periode 2002-2006 er geen significant januari-effect aanwezig was op de AEX-index en de Bel-20.

Tabel 9: Model Summary AEX-index

Model Summary^b AEX-index				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,002 ^a	,000	-,017	5,8004459%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 10: Coefficients AEX-index

Coefficients^a AEX-index								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	,955	,782		1,221	,227	-,611	2,520
	DUMmaand	-,040	2,709	-,002	-,015	,988	-5,463	5,384

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 11: Model Summary Bel-20

Model Summary^b Bel-20				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,023 ^a	,001	-,017	4,0209605%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 12: Coefficients Bel-20

Coefficients^a Bel-20								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	1,180	,542		2,176	,034	,095	2,265
	DUMmaand	,327	1,878	,023	,174	,862	-3,433	4,087

a. Dependent Variable: RENDEMENT

3.3.1.2 ASCX-index en Bel Small-index

Tabellen 13 en 14 geven enkele beschrijvende statistieken weer over de rendementen van de ASCX-index en de Bel Small-index over de periode 2007-2011. In de tabellen vinden we het gemiddelde rendement van januari terug en het gemiddelde rendement van alle maanden. Ook vinden we de standaardafwijkingen terug die een indicatie zijn van het risico. In tegenstelling tot de beschrijvende statistieken van de AEX-index en de Bel-20 zien we hier wel dat het gemiddelde januarirendement hoger is dan het gemiddelde rendement van alle maanden. In de statistische testen zullen we kunnen uitmaken of deze verschillen significant zijn. De beschrijvende statistieken geven toch al een indicatie dat het januari-effect uitdrukkelijker aanwezig is bij *small caps*.

Tabel 13: Beschrijvende statistieken ASCX-index

Beschrijvende statistieken ASCX-index					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	22	-13,9981%	10,1311%	2,577881%	5,6227031%
Alle maanden	246	-18,1951%	21,8610%	1,317378%	5,8894536%

Tabel 14: Beschrijvende statistieken Bel Small-index

Beschrijvende statistieken Bel Small-index					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	26	-7,1114%	15,7088%	1,801778%	5,5129449%
Alle maanden	288	-21,5892%	23,0088%	,131464%	4,9134846%

In tabellen 16 en 18 kunt u de regressie terugvinden van respectievelijk de ASCX-index en de Bel Small-index. Voor het significant vaststellen van een januari-effect op significantieniveau 5% voor de periode 2002-2006 moet de t-waarde van de onafhankelijke DUMmaand groter zijn dan 1,96. Dit is zowel voor de ASCX-index als de Bel Small-index niet het geval. Hoewel de t-waardes van de ASCX-index en de Bel Small-index groter zijn dan deze van de AEX-index en de Bel-20, moeten we ook besluiten dat in de periode 2007-2011 er geen significant januari-effect aanwezig was op de ASCX-index en de Bel Small-index.

Tabel 15: Model Summary ASCX-index

Model Summary ^b ASCX-index				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,043 ^a	,002	-,015	6,5409214%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 16: Coefficients ASCX-index

Coefficients ^a ASCX-index								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	1,263	,882		1,432	,157	-,502	3,029
	DUMmaand	1,006	3,055	,043	,329	,743	-5,110	7,122

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 17: Model Summary Bel Small-index

Model Summary ^b Bel Small-index				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,113 ^a	,013	-,004	3,9319867%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 18: Coefficients Bel Small-index

Coefficients ^a Bel Small-index								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	-,053	,530		-,100	,921	-1,114	1,008
	DUMmaand	1,585	1,837	,113	,863	,392	-2,091	5,261

a. Dependent Variable: RENDEMENT

3.3.2 2007-2011

3.3.2.1 AEX-index en Bel-20

Tabellen 19 en 20 geven enkele beschrijvende statistieken weer over de rendementen van de AEX-index en de Bel-20 over de periode 2007-2011. In de tabellen vinden we het gemiddelde rendement van januari terug en het gemiddelde rendement van alle maanden. Ook vinden we de standaardafwijkingen terug. We kunnen zien dat er geen grote verschillen zijn in het risico van januari in vergelijking met alle maanden. Op het eerste zicht zien we geen duidelijke indicaties van een januari-effect op deze markten. Het gemiddelde januarirendement van de AEX-index is zelfs beduidend lager dan dit van alle maanden. Op de Bel-20 zien we wel dat het gemiddelde januarirendement een beetje hoger is dan het gemiddelde rendement van alle maanden. In de statistische testen zullen we zien of dit een significant verschil is.

Tabel 19: Beschrijvende statistieken AEX-index

Beschrijvende statistieken AEX-index					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	23	-12,9835%	1,4835%	-2,273524%	3,1466627%
Alle maanden	276	-12,9835%	14,2327%	-,351372%	4,2781223%

Tabel 20: Beschrijvende statistieken Bel-20

Beschrijvende statistieken Bel-20					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	18	-6,5624%	4,2306%	-,092821%	3,3857102%
Alle maanden	216	-15,0336%	12,6432%	-,122653%	3,8873020%

In tabellen 22 en 24 kunt u de regressie terugvinden van respectievelijk de AEX-index en de Bel-20. Voor het significant vaststellen van een januari-effect op significantieniveau 5% voor de periode 2007-2011 moet de t-waarde van de onafhankelijke DUMmaand groter zijn dan 1,96. Dit is zowel voor de AEX-index als de Bel-20 niet het geval. De t-waarde bij de AEX-index is zelfs negatief, deze van de Bel-20 ligt dicht bij 0. We kunnen dus besluiten dat in de periode 2007-2011 er geen significant januari-effect aanwezig was op de AEX-index en de Bel-20.

Tabel 21: Model Summary AEX-index

Model Summary^b AEX-index				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,085 ^a	,007	-,010	6,8929917%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 22: Coefficients AEX-index

Coefficients^a AEX-index								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	-,175	,929		-,188	,851	-2,036	1,685
	DUMmaand	-2,098	3,220	-,085	-,652	,517	-8,543	4,347

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 23: Model Summary Bel-20

Model Summary^b Bel-20				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,002 ^a	,000	-,017	4,8387326%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 24: Coefficients Bel-20

Coefficients^a Bel-20								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	-,125	,652		-,192	,848	-1,431	1,181
	DUMmaand	,033	2,260	,002	,014	,989	-4,492	4,557

a. Dependent Variable: RENDEMENT

3.3.2.2 ASCX-index en Bel Small-index

Tabellen 25 en 26 geven enkele beschrijvende statistieken weer over de rendementen van de ASCX-index en de Bel Small-index over de periode 2007-2011. In de tabellen vinden we het gemiddelde rendement van januari terug en het gemiddelde rendement van alle maanden. Ook vinden we de standaardafwijkingen terug die een indicatie zijn van het risico. In tegenstelling tot de beschrijvende statistieken van de AEX-index en de Bel-20 zien we hier wel dat het gemiddelde januarirendement hoger is dan het gemiddelde rendement van alle maanden. Op beide indexen is het gemiddelde marktrendement negatief terwijl dit in januari positief is. In de statistische testen zullen we kunnen uitmaken of deze verschillen significant zijn. Ook voor de periode 2007-2011 geven de beschrijvende statistieken een indicatie dat het januari-effect uitdrukkelijker aanwezig is bij *small caps*.

Tabel 25: Beschrijvende statistieken ASCX-index

Beschrijvende statistieken ASCX-index					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
januari	25	-9,9122%	8,5172%	,073778%	4,1493522%
Alle maanden	300	-23,7758%	18,5988%	-1,062706%	6,3888803%

Tabel 26: Beschrijvende statistieken Bel Small-index

Beschrijvende statistieken Bel Small-index					
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Januari	34	-7,9987%	13,1720%	1,158571%	4,4709533%
Alle maanden	408	-22,8296%	51,0658%	-,433336%	6,1152485%

In tabellen 28 en 30 kunt u de regressie terugvinden van respectievelijk de ASCX-index en de Bel Small-index. Voor het significant vaststellen van een januari-effect op significantieniveau 5% voor de periode 2007-2011 moet de t-waarde van de onafhankelijke DUMmaand groter zijn dan 1,96. Dit is zowel voor de ASCX-index als de Bel Small-index niet het geval. Hoewel de t-waardes van de ASCX-index en de Bel Small-index groter zijn dan deze van de AEX-index en de Bel-20, moeten we ook besluiten dat in de periode 2007-2011 er geen significant januari-effect aanwezig was op de ASCX-index en de Bel Small-index.

Tabel 27: Model Summary ASCX-index

Model Summary^b ASCX-index				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,047 ^a	,002	-,015	6,7584323%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 28: Coefficients ASCX-index

Coefficients^a								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	-1,120	,911		-1,229	,224	-2,945	,704
	DUMmaand	1,135	3,157	,047	,360	,720	-5,184	7,454

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 29: Model Summary Bel Small-index

Model Summary^b Bel Small-index				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,094 ^a	,009	-,008	5,6965753%

a. Predictors: (Constant), DUMmaand

b. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 30: Coefficients Bel Small-index

Coefficients^a Bel Small-index								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	-,450	,768		-,586	,560	-1,987	1,088
	DUMmaand	1,910	2,661	,094	,718	,476	-3,417	7,236

a. Dependent Variable: RENDEMENT

4 Conclusie

Het onderzoek toont aan dat er geen significant januari-effect aanwezig was op de Belgische en Nederlandse markt voor de periode 2002-2011, dit in tegenstelling tot de vele empirische onderzoeken die wel een significant januari-effect aantoonde. Het persoonlijk onderzoek toont enkel aan dat er in de laatste 10 jaar geen significant januari-effect aanwezig was op de Belgische en Nederlandse markt.

De vraag die bij deze resultaten naar voor komt is de volgende: zijn er factoren die een verklaring bieden voor het niet significant aanwezig zijn van het januari-effect over de onderzochte periode? De meest voor de hand liggende verklaring voor de periode 2007-2011 is dat dit een periode van crisis was. Mehdian & Perry (2002) en Gu (2003) bemerkte ook dat er in de crisisperiode 1987-1998 geen significant januari-effect aanwezig was op de Amerikaanse markt. In de periode voor de crisis, 1964-1987, was er echter wel een significant januari-effect.

Er zijn nog andere mogelijke verklaringen voor het feit dat het januari-effect de laatste 10 jaar niet aanwezig was op de Belgische en Nederlandse markt. Investeerders hebben de laatste jaren misschien meer kennis verkregen over het januari-effect. Om van het januari-effect te profiteren zullen ze dan aandelen voor het jaareinde aankopen. Hierdoor is het mogelijk dat het januari-effect door middel van arbitrage verkleint en eventueel verdwijnt. Nieuwe technologische ontwikkelingen kunnen hier ook een rol inspelen. Ontwikkelingen die ervoor zorgen dat informatie sneller vergaard en beter geanalyseerd wordt kunnen het arbitrageproces eenvoudiger maken voor investeerders.

Transactiekosten zijn ook een belangrijke factor in het uitblijven van een januari-effect. Beleggers zullen enkel in aandelen investeren als de opbrengsten groter zijn dan de kosten die ze moeten betalen. Transactiekosten verhogen de drempel om aandelen aan te kopen. Investeerders zullen geen aandelen in januari meer aankopen als ze denken dat het rendement niet groot genoeg zal zijn om er winst uit te halen.

De resultaten laten ook uitschijnen dat een eventueel januari-effect groter is bij *small caps*, dit ligt in lijn met empirische resultaten uit de literatuur, Easterday et al. (2009). Wanneer men de beschrijvende statistieken van de ASCX en de Bel Small bekijkt ziet men dat het gemiddelde rendement van januari telkens hoger ligt dan dit van alle maanden. Bij de AEX en de Bel-20 is dit niet het geval. Dit kan een indicatie zijn dat het januari-effect groter is bij *small caps*. Desondanks tonen de resultaten aan dat er ook bij de *small caps* geen significant januar-effect aanwezig is.

In het algemeen kunnen we concluderen dat in de periode 2002-2011 er geen significant januari-effect was op de Belgische en Nederlandse markt.

5 Literatuur

Abraham, A. en D.L. Ikenberry (1994), The individual investor and the weekend effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 263–277.

Adrian, T. & Rosenberg, J. (2008). Stock returns and volatility: pricing the short-run and long-run components of market risk. *The journal of finance*, pp. 2997-3030.

Agrawal, A. & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, pp. 83-106.

Amel-Zadeh, A. (2011). The return of the size anomaly: evidence from the German stock market. *European financial management*, pp. 145-182.

Badrinath, S.G. & Lewellen, W.G. (1991). Evidence on tax-motivated securities trading behavior. *The journal of finance*, pp. 369-382.

Banz, W. (1991). The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, pp. 3-18.

Barry, Ch. & Brown, S. (1984). Differential information and the small firm effect, *Journal of Financial Economics*, pp. 284–94.

Bartram, S. (2002). The interest rate exposure of nonfinancial corporations. *European finance review* 6, pp. 101–125.

Basu, S. (1977). Investment ratio of common stocks in relation to their price-earnings ratio: a test of the efficient market hypothesis. *Journal of finance*, pp. 663-682.

Belt, F. (2007). Wat is volatiliteit? *Open buy*.

Bernanke, B.S., Kuttner, K.N., (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *Journal of Finance* , pp. 1221–1257.

Berument, M., Dogan, N., (2012). Stock market return and volatility: day-of-the-week effect. *Journal of economics & finance*, pp. 282-302.

Bhabra, H.S. Dhillon, U.S. & Ramirez, G.G. (1999). A november effect? Revisiting the tax-loss-selling hypothesis. *The journal of the financial management association*, pp. 5-15.

Bhardwaj, R.K. & Brooks, L.D. (1992).The January anomaly: effects of low share price, transaction costs and bid-ask bias. *The journal of finace*, pp. 553-575.

Bildersee, J. & Kahn, N. (1978). A preliminary test of the presence of window dressing: evidence from institutional stock trading. *Journal of accounting, auditing and finance*, pp. 239-256.

Black, F. & Scholes, M. (1974). The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and return. *Journal of financial economics*, pp. 1-22.

- Blume, M.E. (1980). Stock returns and dividend yields: some more evidence. *Review of economics & statistics*, pp. 567-578.
- Borges, M.R. (2010). Efficient market hypothesis in European stock markets. *The European journal of finance*, pp. 711-726.
- Branch, B. (1977). A tax loss trading rule. *Journal of business*, pp. 198-208.
- Cadsby, C. & Ratner, M., (1992). Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence. *Journal of Banking and Finance*, pp. 497-510.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R.J . (1998). Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R.J . (2001). Valuation Ratios and Long-term Stock Market Outlook-An Update. *Advances in Behavioral Finance*.
- Chan, K. & Chen, N. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms, *Journal of Finance*, pp. 1467-84.
- Chan, L.K., Hamao, Y. & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan, *Journal of Finance*, pp. 1739-1789.
- Chen, H. & V. Singal. (2003). Role of Speculative Short Sales in Price Formation: Case of the Weekend Effect. *Journal of Finance*, pp. 685-705.
- Chen, H. & Singal, V. (2004). All things considered, taxes drive the January effect. *Journal of financial research*, pp. 351-372.
- Chou, J., Das, P.K. & Rao, S.P.U. (2011). The value premium and the January effect. *Managerial Finance*, pp. 517-536.
- Czajka, M., Scholz, H., Wilkens, M. (2010). Interest rate risk rewards in stock returns of financial corporations: Evidence from Germany. *European financial management*, pp. 124-154.
- Damodaran, A. (1989). The Weekend Effect in Information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements. *Review of Financial Studies*, pp. 607-623.
- Dexia Asset Management. (2010). Inflatie en aandelenrendementen: wat is het verband? *Special report*.
- Easterday, K.E., Sen, P.K. & Stephan, J.A. (2009). The persistence of the small firm/January effect: Is it consistent with investors' learning and arbitrage efforts? *The quarterly review of the economics of finance*, pp 1172-1193.
- Fabozzi, F.J. & S. Clifford (2004). Short selling: strategies, risks and rewards.
- Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, pp. 34-105.
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of finance*, pp. 383-417.

- Fama, E.F., French, K.R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of financial economics*, pp. 3-25.
- Flannery, M.J., James, M.J. (1984). The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions. *The journal of finance*, pp. 1141-1153.
- Graham, B., Dodd, D.L. (1951). Security analysis. *McGraw-Hill*.
- Graham, J.R., Harvey, C.R., (2001). The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of financial economics* 60, pp. 187-243.
- Griffiths, M.D. & White, R.W. (1993). Tax-induced trading and the turn-of-the-year anomaly: an intraday study. *Journal of finance*, pp. 575-598.
- Gu, A.Y. (2003). The declining January effect: evidences from the U.S. equity markets. *Quarterly review of economics and finance*, pp. 395-404.
- Haugen, R., Lakonishok, J. (1988). The incredible january effect: the stock market's unsolved mystery.
- He, J., et al. (2004). Quarterly trading patterns of financial institutions. *Journal of business*, pp. 493-509.
- Karolyi, G.A., et al. (2001). Why stock return volatility really matters. *Strategic investor relations*.
- Keim, D.B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence. *Journal of financial economics*, pp. 13-32.
- Keim, D.B. (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns. *Journal of financial economics*, pp. 75-97.
- Kinney Jr., W.R. & Rozeff, M.S. (1976). Capital market seasonality: the case of stock returns. *Journal of financial economics*, pp. 379-402.
- Kolmus, D. (2010). Een dynamische analyse van het voortbestaan van het weekendeffect, het januari-effect en het vakantie-effect in Nederland, België en Frankrijk. Rotterdam: Erasmus school of economics.
- Korkeamäk, T. (2011). Interest rate sensitivity of the European stock market before and after the euro introduction. *Journal of international financial markets, institutions and money*, pp. 811-831.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1994). Contrarian Investment, extrapolation and risk. *The journal of finance*, pp. 1541-1578.
- Lakonishok, J. & E. Maberly (1990). The weekend effect: Trading patterns of individual and institutional investors. *Journal of Finance*, pp. 231-243.
- Lakonishok, J. & Smidt, S. (1984). Volume and turn-of-the-year behavior. *Journal of Financial Economics*, pp. 435-455.

- Lakonishok, J. & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real: A ninety year perspective. *The Review of Financial Studies*, pp. 403-425.
- Laveren, E., Engelen, P., Limère, A. & Vandemaele, S. (2009). Handboek financieel beheer. *Intersentia Antwerpen-Oxford*, derde druk.
- Lilian, N., Qinghai, W. (2004). Institutional trading and the turn-of-the-year effect. *Journal of financial economics*, pp. 343-366.
- Ling, T., Shao, C. (2011). Has the November effect replaced the January effect in stock markets? *Managerial and decision economics*, pp. 481-486.
- Marquering, W. (2002). Seasonal Predictability of Stock Market Returns. *Tijdschrift voor Economie en Management*.
- McDonald, B. & Miller, R.E. (1989). Additional evidence on the nature of size-related anomalies. *Journal of economics and business*, pp. 61-68.
- McGroarty, F. Gwilym, O. & Thomas, S. (2006). Microstructure effects, bid-ask spreads and volatility in the spot foreign exchange market pre and post-EMU. *Global finance journal*, pp. 23-49.
- Mehdian, S. & Perry, M.J. (2002). Anomalies in US equity markets: a re-examination of the January effect. *Applied financial economics*, pp. 141-145.
- Miller, M., Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares, *Journal of Business*, pp. 411-433.
- Moller, N., Zilca, S. (2008). The evolution of the January effect. *Journal of banking and finance*, pp. 447-457.
- Nelson, C.R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *Journal of finance*, pp. 471-483.
- Ortiz, C., Sarto, J.L., Vicente, L. (2012). Portfolios in disguise? Window dressing in bond fund holdings. *Journal of banking & finance*, pp. 418-427.
- Outlook. *The journal of Portfolio Management*, pp. 11-27.
- Penman, S. (1984). Abnormal returns to investment strategies based on the timing of earnings reports. *Journal of accounting and economics*, pp. 165-183.
- Penman, S.H. (1987). The Distribution of Earnings News Over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, pp. 199-228.
- Peterson, D.R. (1990). Stock return seasonalities and earnings information. *Journal of financial & quantitative analysis*, pp. 187-201.
- Reinganum, M.R. (1982). The anomalous stock market behavior of small firms in January: empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of financial economics*, pp. 89-104.
- Riepe, M.W. (1998). Is publicity killing the January effect? *Journal of financial planning*, pp. 64-70.

- Riepe, M.W. (2001). The January effect: not dead yet, but not at all well. *Journal of Financial Planning*, pp. 44-46.
- Ritter, Jay, R (1988). The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year. *Journal of Finance*, pp. 701-719.
- Rogalski, R.J. (1984). New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: a note. *Journal of Finance*, pp. 1603-14.
- Roll, R. (1983). On computing mean returns and the small firm premium, *Journal of Financial Economics*, pp. 371-86.
- Rosenberg, B. et al, (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, pp. 9-17.
- Sar, van der N. (2003). Calendar effects on the Amsterdam stock exchange. *De Economist*, pp. 151, 271-292.
- Schotman, P.C. (2005). Het gemiddelde rendement als risicofactor. *Netspar*.
- Schwert, G.W. (2003). Anomalies and market efficiency. *Handbook of the economics of finance*, pp. 939-974.
- Shen, P. (2000). The P/E ration and stock market performance. *Economic review*, pp. 23-37.
- Shiller, R. (2005). Irrational exuberance, second edition. *Broadway books*.
- Sias, R. (2007). Causes and seasonality of momentum profits. *Financial analysts journal*, pp. 48-54.
- Siva , N. (1997). A test of the differential information hypothesis explaining the small firm effect. *Journal of applied business research*, pp. 115-121.
- Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers 4*, pp. 25-45.
- Trevino, R. & Robertson, F. (2002). P/E Ratios and Stock Market Returns. *Journal of Financial Planning*, pp. 76-85.
- Vartan, V. (1975). Turning stock losses into tax benefits. *New York Times*.
- Zhang, C. (2010). A reexamination of the causes of time-varying stock return volatilities. *Journal of financial and quantitative analysis*, pp. 663-684.

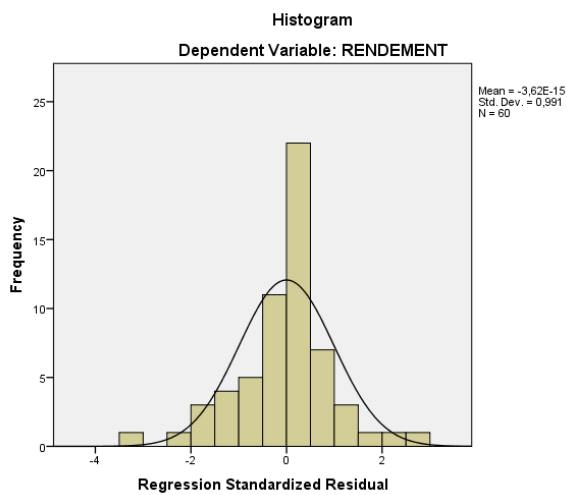
6 Bijlage 1

6.1 2002-2006

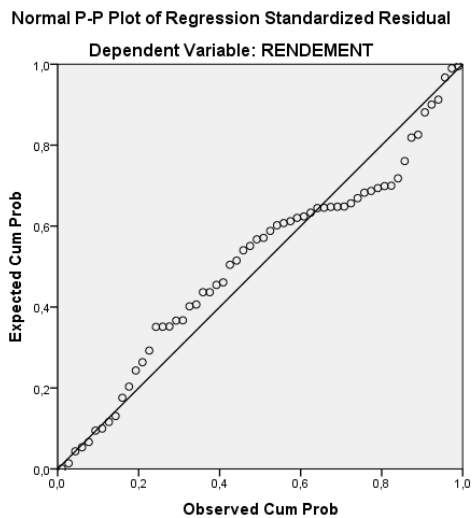
6.1.1 AEX-index

Figuur 8 en figuur 9 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 9 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 8

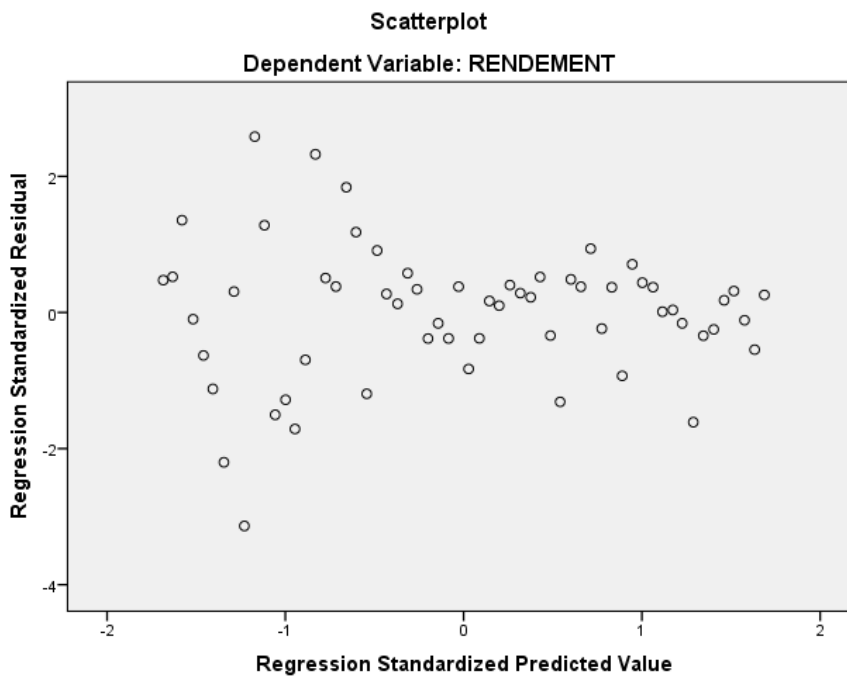


Figuur 9



Uit figuur 10 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 10 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 10



Tabel 30 laat zien dat er vier *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 31 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 30: Casewise Diagnostics AEX-index

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
7	-2,201	-13,3369%	-,973172%	-12,3637639%
9	-3,137	-18,4330%	-,808999%	-17,6239838%
10	2,584	13,7901%	-,725566%	14,5156896%
16	2,324	12,8161%	-,238428%	13,0545556%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 31: Residuals statistics AEX-index

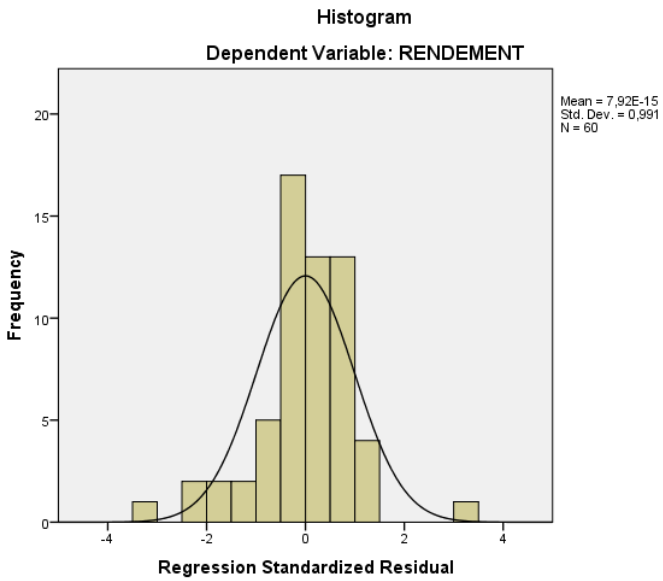
Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-1,460311%	3,365321%	,951294%	1,4310732%	60
Residual	-17,6239834%	14,5156898%	,0000000%	5,5701945%	60
Std. Predicted Value	-1,685	1,687	,000	1,000	60
Std. Residual	-3,137	2,584	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

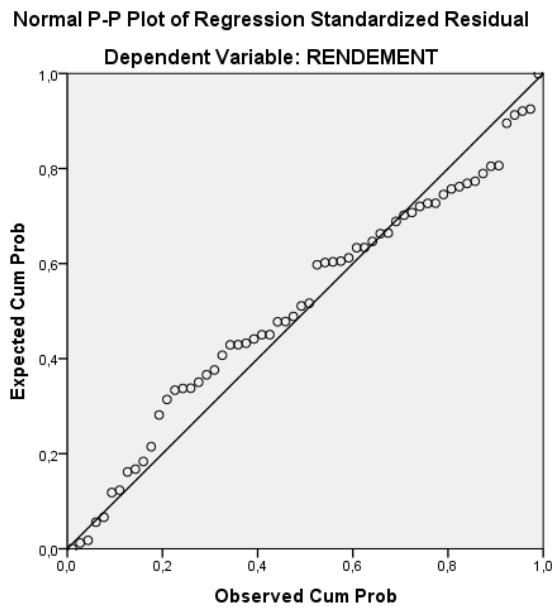
6.1.2 Bel-20

Figuur 11 en figuur 12 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 12 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 11

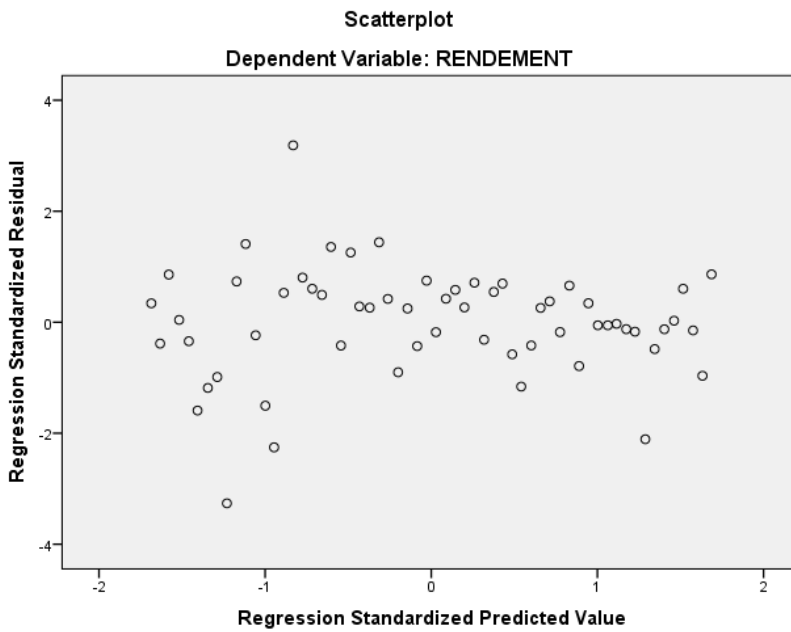


Figuur 12



Uit figuur 13 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 13 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 13



Tabel 32 laat zien dat er vier *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 33 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 32: Casewise Diagnostics Bel-20

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
9	-3,263	-12,7101%	,028460%	-12,7385607%
14	-2,254	-8,4998%	,300593%	-8,8003703%
16	3,188	12,8553%	,410527%	12,4447504%
53	-2,107	-5,7852%	2,441613%	-8,2268348%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 33: Residuals Statistics Bel-20

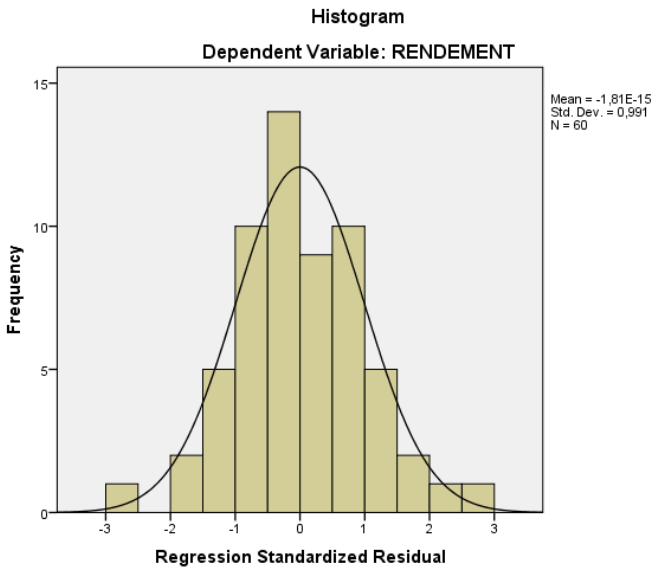
Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,407674%	2,823680%	1,207192%	,9582796%	60
Residual	-12,7385607%	12,4447508%	,0000000%	3,8709300%	60
Std. Predicted Value	-1,685	1,687	,000	1,000	60
Std. Residual	-3,263	3,188	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

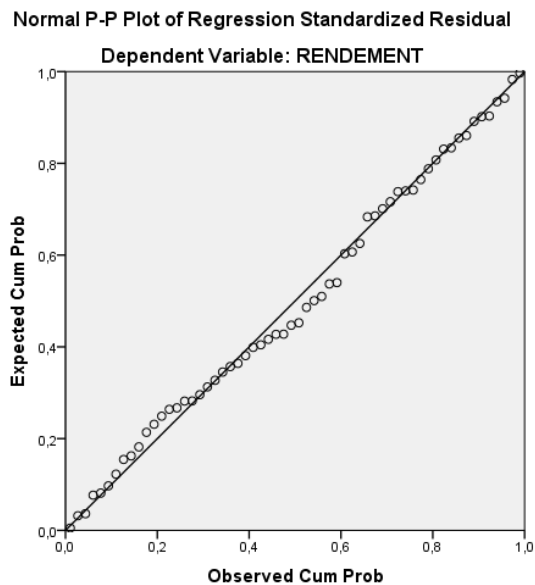
6.1.3 ASCX-index

Figuur 14 en figuur 15 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 15 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 14

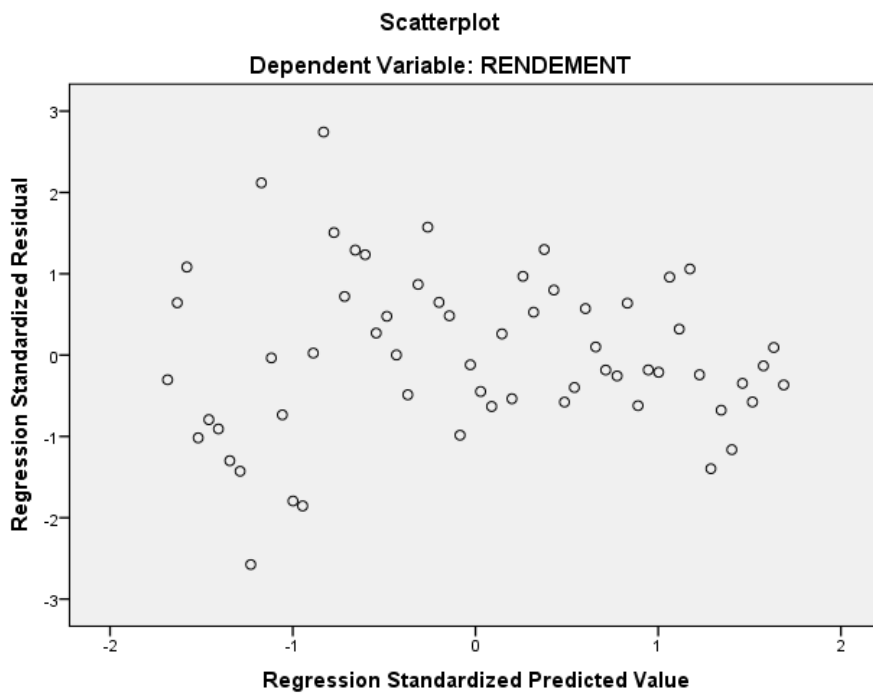


Figuur 15



Uit figuur 16 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 16 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 16



Tabel 34 laat zien dat er drie *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 35 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 34: Casewise Diagnostics ASCX-index

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
9	-2,575	-16,7549%	-,224552%	-16,5303457%
10	2,118	13,4469%	-,150056%	13,5969196%
16	2,743	17,8917%	,284901%	17,6068136%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 35: Residuals statistics ASCX-index

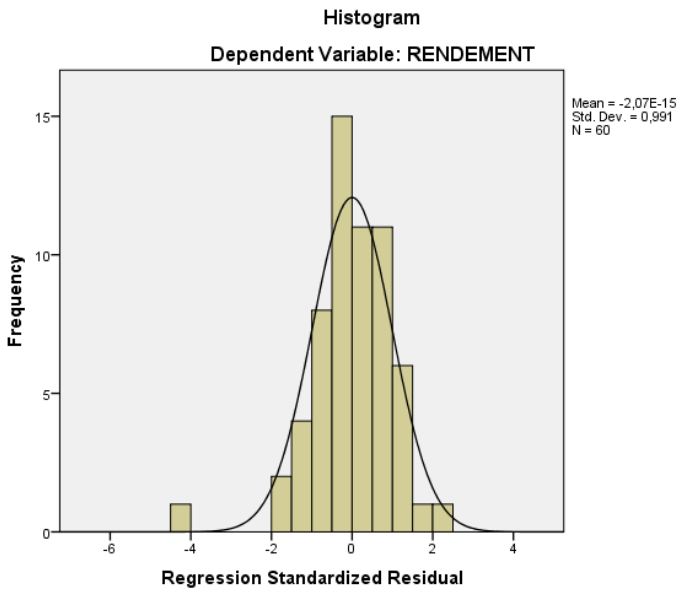
Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,806096%	3,502621%	1,347181%	1,2777787%	60
Residual	-16,5303459%	17,6068134%	,0000000%	6,3643088%	60
Std. Predicted Value	-1,685	1,687	,000	1,000	60
Std. Residual	-2,575	2,743	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

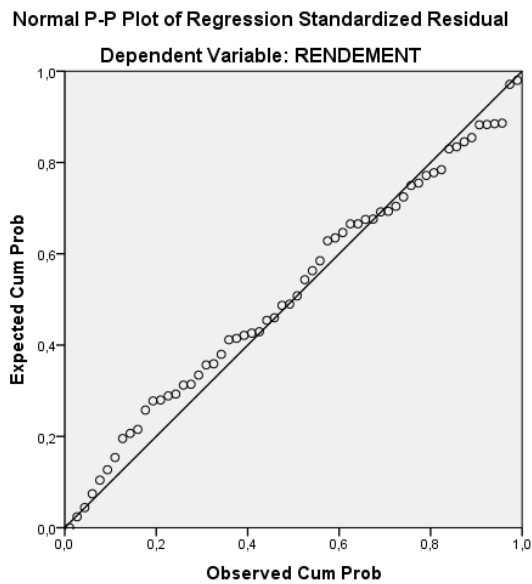
6.1.4 Bel Small-index

Figuur 17 en figuur 18 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 18 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 17

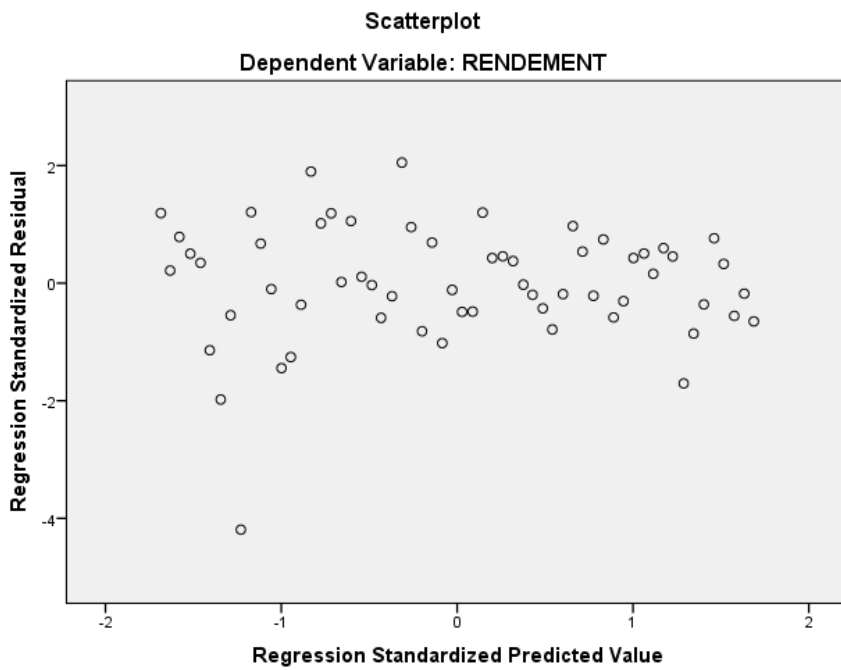


Figuur 18



Uit figuur 19 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 19 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 19



Tabel 36 laat zien dat er twee *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 37 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 36: Casewise Diagnostics Bel Small-index

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
9	-4,193	-17,1854%	-1,084722%	-16,1006383%
25	2,050	7,6562%	-,218050%	7,8742510%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 37: Residuals Statistics Bel Small-index

Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-1,515389%	1,675460%	,079235%	,9462675%	60
Residual	-16,1006374%	7,8742509%	,0000000%	3,8076524%	60
Std. Predicted Value	-1,685	1,687	,000	1,000	60
Std. Residual	-4,193	2,050	,000	,991	60

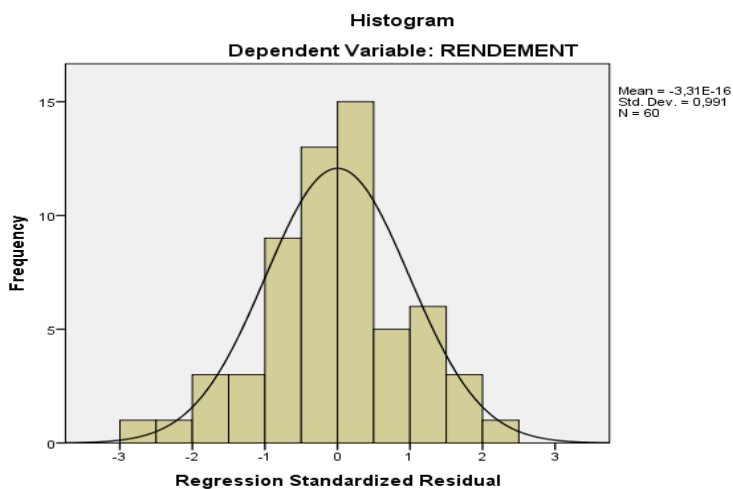
a. Dependent Variable: RENDEMENT

6.2 2007-2011

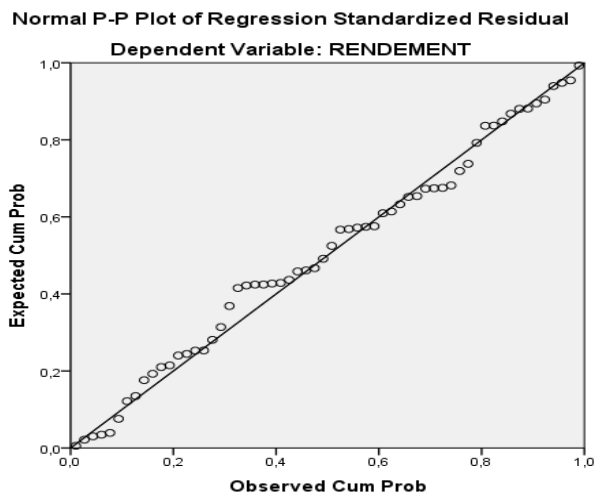
6.2.1 AEX-index

Figuur 20 en figuur 21 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 21 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 20

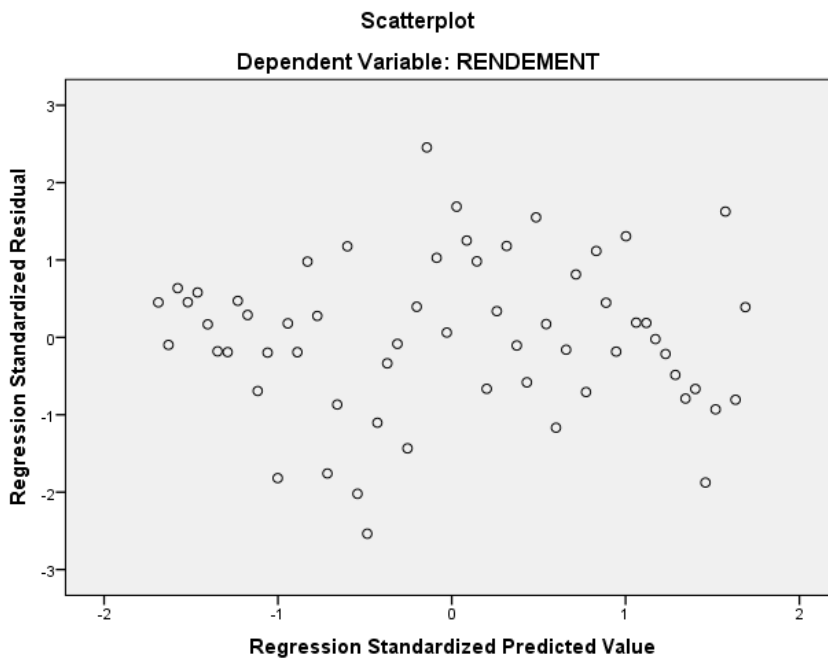


Figuur 21



Uit figuur 22 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 22 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 22



Tabel 38 laat zien dat er drie *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 39 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 38: Casewise Diagnostics AEX-index

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
21	-2,021	-14,3940%	-,414744%	-13,9792714%
22	-2,537	-17,9559%	-,408010%	-17,5478749%
28	2,454	16,6096%	-,367161%	16,9767499%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 39: Residuals statistics AEX-index

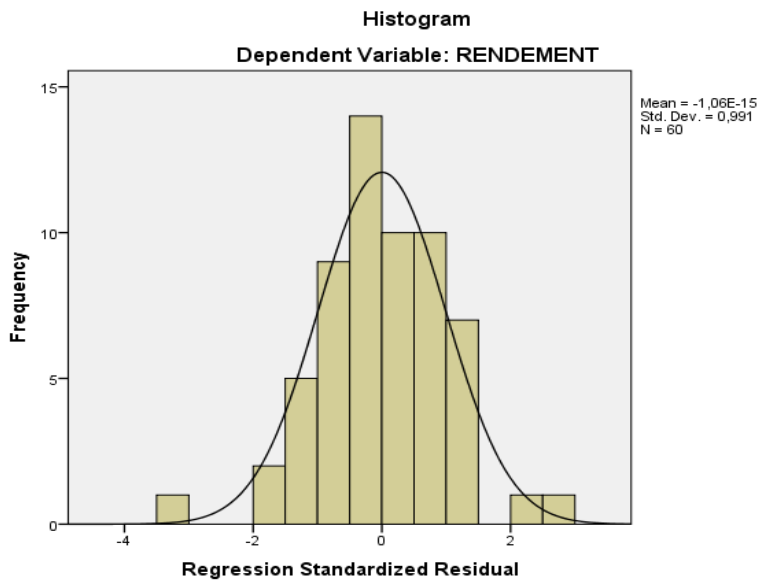
Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,551431%	-,148551%	-,350044%	,1192970%	60
Residual	-17,5478745%	16,9767494%	,0000000%	6,8582677%	60
Std. Predicted Value	-1,688	1,689	,000	1,000	60
Std. Residual	-2,537	2,454	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

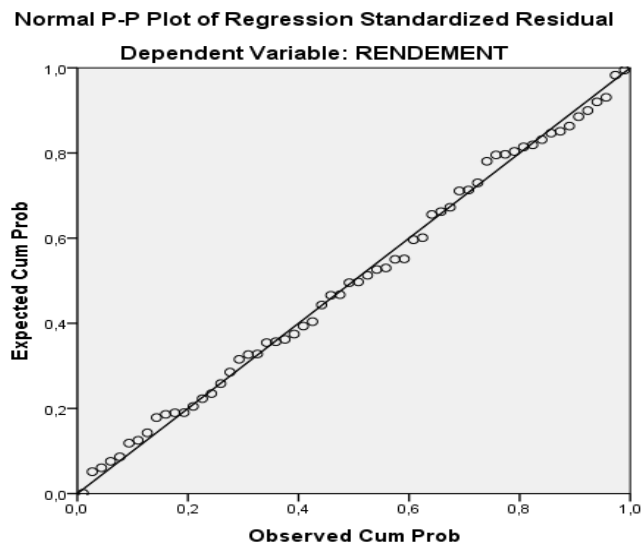
6.2.2 Bel-20

Figuur 23 en figuur 24 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 24 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 23

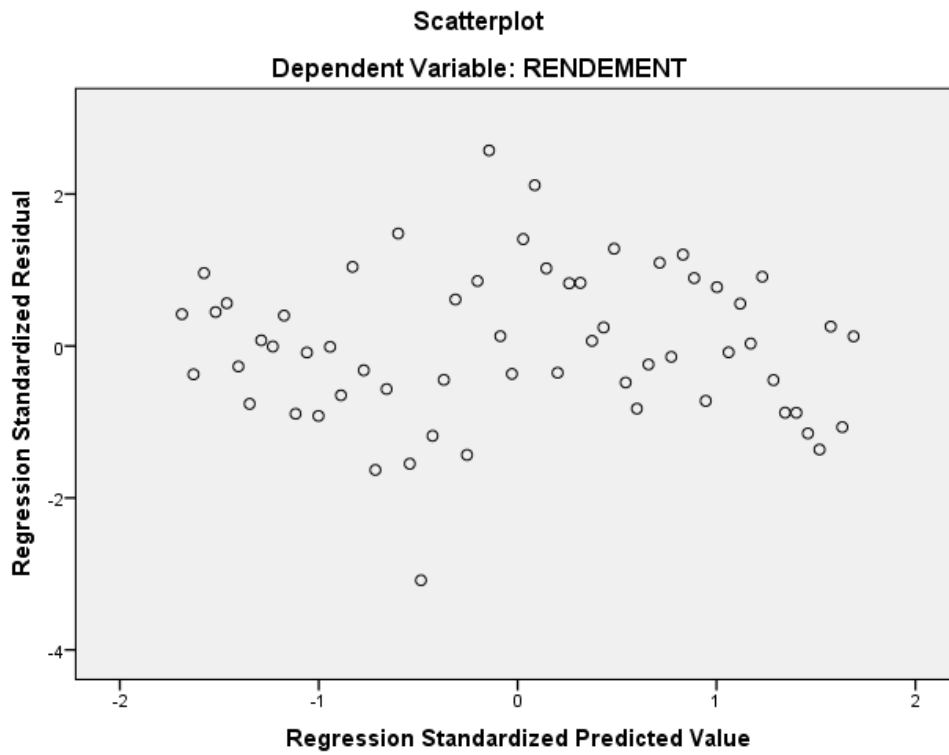


Figuur 24



Uit figuur 25 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 25 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 25



Tabel 40 laat zien dat er drie *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 41 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 40: Casewise Diagnostics Bel-20

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
22	-3,084	-15,1301%	-,217545%	-14,9125075%
28	2,574	12,2943%	-,150675%	12,4449303%
32	2,115	10,1218%	-,105850%	10,2276170%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 41: Residuals statistics Bel-20

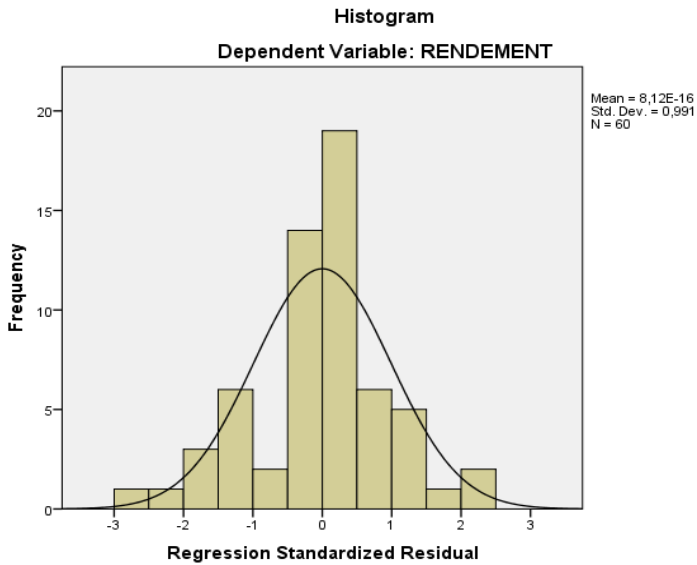
Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,452326%	,207192%	-,122653%	,1952906%	60
Residual	-14,9125080%	12,4449301%	,0000000%	4,7935833%	60
Std. Predicted Value	-1,688	1,689	,000	1,000	60
Std. Residual	-3,084	2,574	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

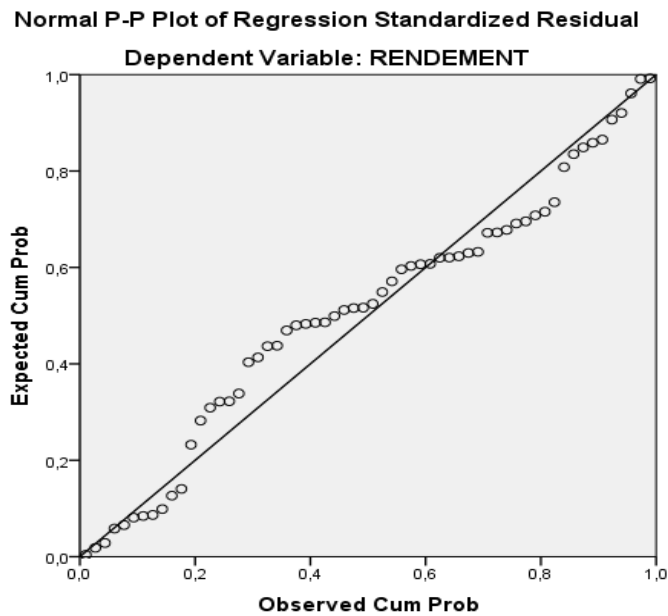
6.2.3 ASCX-index

Figuur 26 en figuur 27 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 27 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 26

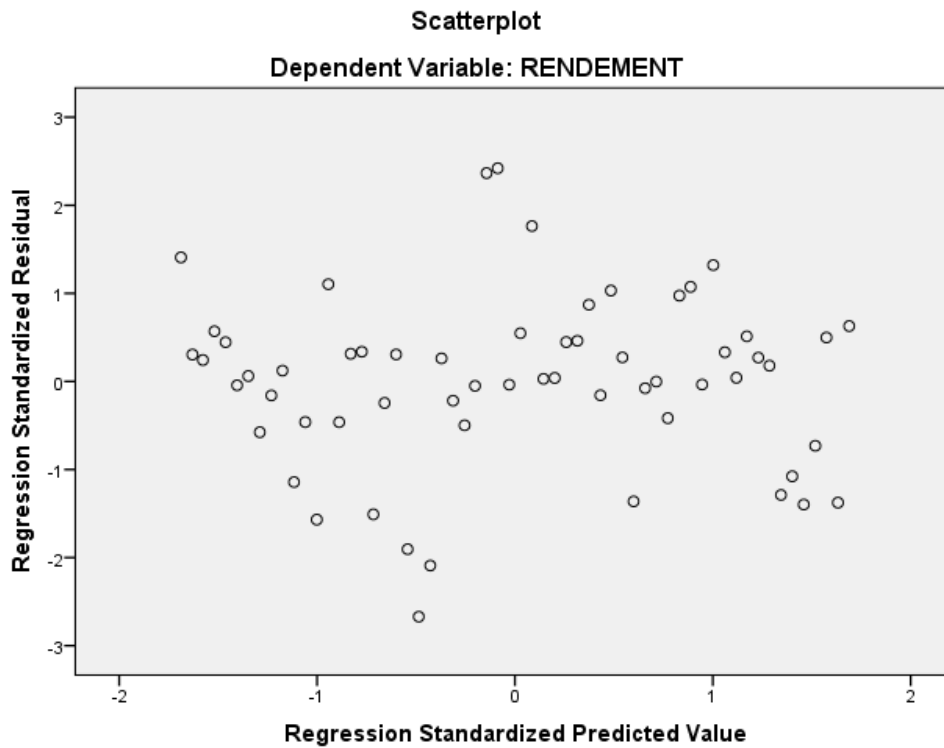


Figuur 27



Uit figuur 28 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 28 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 28



Tabel 42 laat zien dat er vier *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 43 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 42: Casewise Diagnostics ASCX-index

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
22	-2,671	-19,1969%	-1,138558%	-18,0583146%
23	-2,090	-15,2585%	-1,125023%	-14,1334760%
28	2,365	14,9326%	-1,059095%	15,9917123%
29	2,421	15,3224%	-1,045997%	16,3683681%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 43: Residuals statistics ASCX-index

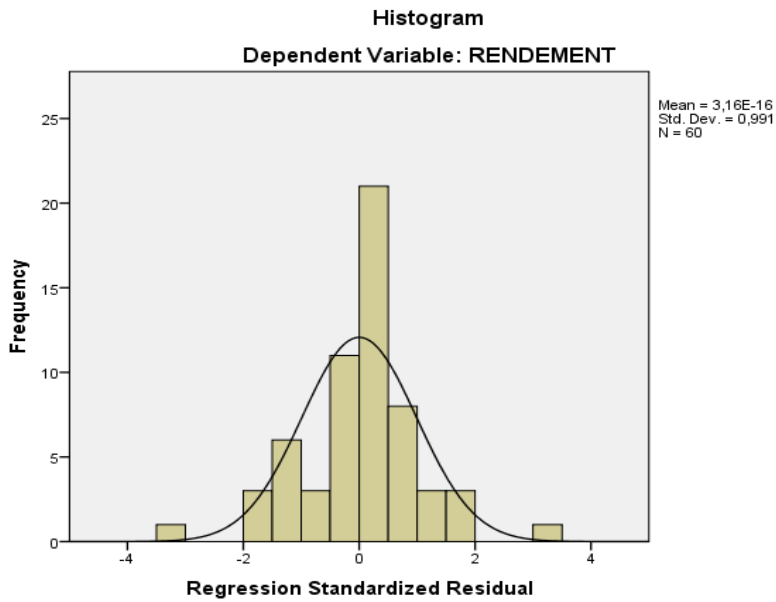
Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-1,417551%	-,633839%	-1,025797%	,2320656%	60
Residual	-18,0583153%	16,3683681%	,0000000%	6,7043634%	60
Std. Predicted Value	-1,688	1,689	,000	1,000	60
Std. Residual	-2,671	2,421	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

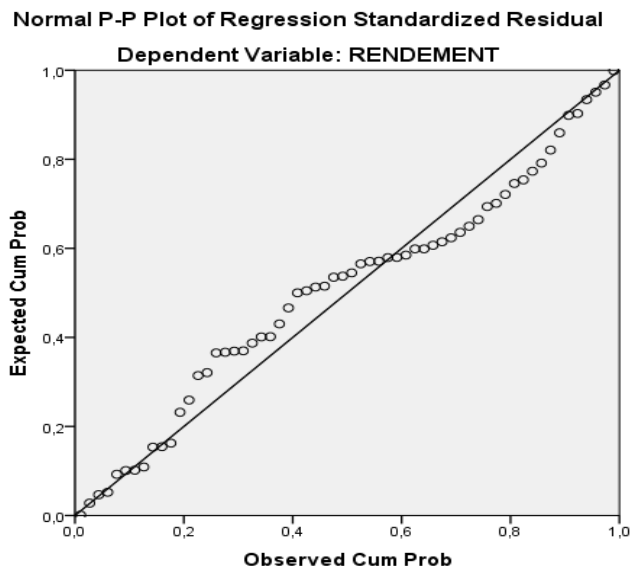
6.2.4 Bel Small-index

Figuur 29 en figuur 30 tonen aan dat het regressiemodel een normale verdeling volgt. In figuur 30 zien we duidelijk dat de residuen dicht aansluiten bij de diagonaal, dit wijst op een normale verdeling.

Figuur 29

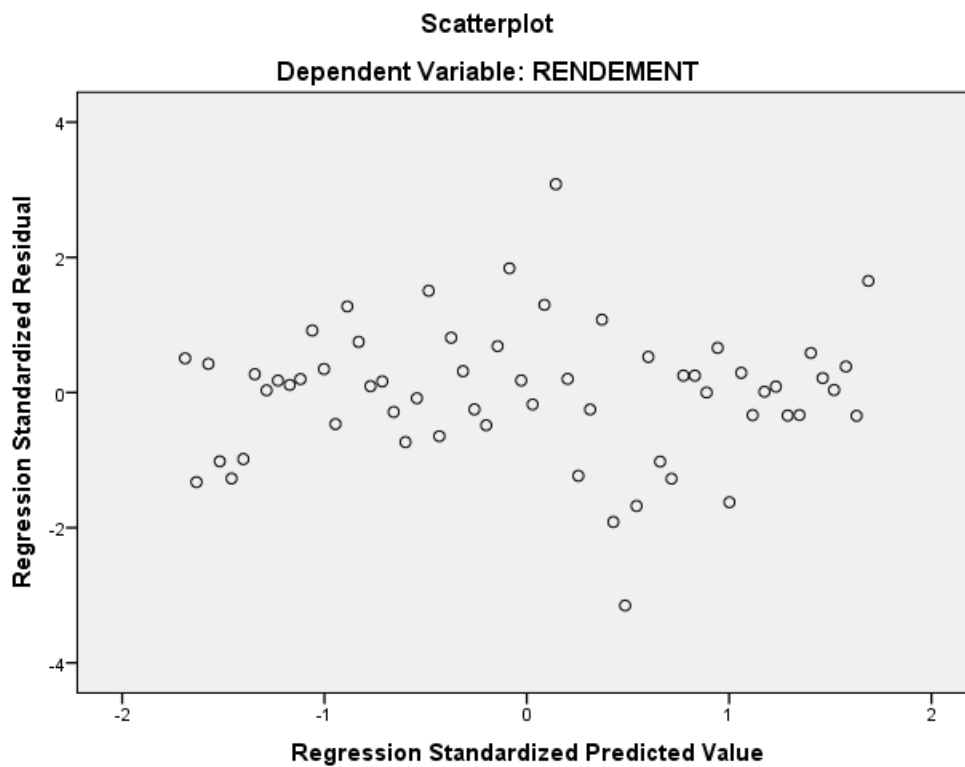


Figuur 30



Uit figuur 31 kunnen we afleiden dat het regressiemodel homoscedastisch en lineair is. De punten liggen evenwichtig rond de horizontale nullijn wat wijst op homoscedasticiteit. Het regressiemodel is lineair als de residuen geen duidelijk patroon volgen in het spreidingsdiagram: alle positieve en negatieve residuen liggen min of meer in een evenwichtige horizontale band rondom de nullijn van de grafiek. Figuur 31 laat duidelijk zien dat dit het geval is.

Figuur 31



Tabel 44 laat zien dat er twee *outliers* aanwezig zijn in de dataset. Uit tabel 45 kunnen we echter opmaken dat het gemiddelde van de residuen gelijk is aan 0, er is dus geen gegronde reden om deze *outliers* uit onze dataset te halen.

Tabel 44: Casewise Diagnostics Bel Small-index

Casewise Diagnostics^a				
Case Number	Std. Residual	RENDEMENT	Predicted Value	Residual
22	-3,151	-18,2797%	-,250328%	-18,0293674%
28	3,083	17,3573%	-,278786%	17,6360427%

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Tabel 45: Residuals statistics Bel Small-index

Residuals Statistics^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,431086%	-,150410%	-,290712%	,0831114%	60
Residual	-18,0293674%	17,6360435%	,0000000%	5,6725113%	60
Std. Predicted Value	-1,689	1,688	,000	1,000	60
Std. Residual	-3,151	3,083	,000	,991	60

a. Dependent Variable: RENDEMENT

Auteursrechtelijke overeenkomst

Ik/wij verlenen het wereldwijde auteursrecht voor de ingediende eindverhandeling:

Het "januari-effect" : onderzoek op basis van Belgische en Nederlandse aandelen

Richting: **master in de toegepaste economische wetenschappen-accountancy en financiering**

Jaar: **2012**

in alle mogelijke mediaformaten, - bestaande en in de toekomst te ontwikkelen - , aan de Universiteit Hasselt.

Niet tegenstaand deze toekenning van het auteursrecht aan de Universiteit Hasselt behoud ik als auteur het recht om de eindverhandeling, - in zijn geheel of gedeeltelijk -, vrij te reproduceren, (her)publiceren of distribueren zonder de toelating te moeten verkrijgen van de Universiteit Hasselt.

Ik bevestig dat de eindverhandeling mijn origineel werk is, en dat ik het recht heb om de rechten te verlenen die in deze overeenkomst worden beschreven. Ik verklaar tevens dat de eindverhandeling, naar mijn weten, het auteursrecht van anderen niet overtreedt.

Ik verklaar tevens dat ik voor het materiaal in de eindverhandeling dat beschermd wordt door het auteursrecht, de nodige toelatingen heb verkregen zodat ik deze ook aan de Universiteit Hasselt kan overdragen en dat dit duidelijk in de tekst en inhoud van de eindverhandeling werd genotificeerd.

Universiteit Hasselt zal mij als auteur(s) van de eindverhandeling identificeren en zal geen wijzigingen aanbrengen aan de eindverhandeling, uitgezonderd deze toegelaten door deze overeenkomst.

Voor akkoord,

Thijs, Hendrik

Datum: **29/05/2012**