

# **Het effect van het weer op aandeelrendementen in Nederland.**

## **Bachelor Thesis**

Erasmus University Rotterdam  
Erasmus School of Economics  
Department of Business Economics

Jeremy Ramsaran  
412362

Supervisor: Ted Dinklo  
Datum: 21-08-2017

## **Abstract**

Het effect van het weer op het humeur van mensen is bewezen in een aantal psychologische studies. Saunders (1993) testte het effect hiervan als eerste op de aandeelmarkt. Dit onderzoek gaat daarmee verder. Het effect van het weer in Nederland wordt getest op de dagelijkse rendementen van de Amsterdam Stock Exchange voor twee verschillende perioden, de periode 1991 tot 2003 en 2003 tot 2017. Er zijn drie weerfactoren gebruikt om dit te testen: Bewolking, temperatuur en windsnelheid. Het empirisch bewijs wijst erop dat de bewolking en windsnelheid geen significant effect hebben op de rendementen. De temperatuur lijkt wel een significant effect te hebben op de aandeelrendementen in Nederland.

## Inhoudsopgave

Hoofdstuk 1: Introductie.....	3
1.1 Inleiding.....	3
1.2 Literatuur studie .....	4
1.3 Onderzoeksvraag .....	6
1.4 De opbouw.....	6
Hoofdstuk 2: Theoretisch Raamwerk.....	7
Hoofdstuk 3: Data .....	9
3.1 De AEX.....	9
3.2 Integrated Surface Database .....	9
3.3 Bewolking, temperatuur en windsnelheid.....	10
Hoofdstuk 4: Methodologie.....	14
4.1 One-Way ANOVA .....	14
4.2 Kruskal-Wallis test .....	15
4.3 Chi-Square Test of Independence .....	16
Hoofdstuk 5: Empirische resultaten .....	17
5.1 Veronderstellingen ANOVA.....	17
5.2 Hypothese 1: de bewolking.....	18
5.2.1 ANOVA en Kruskal-Wallis test.....	18
5.2.2 Mann-Whitney U test .....	20
5.2.3 Chi-Square Test of Independence.....	20
5.3 Hypothese 2: de temperatuur .....	21
5.3.1 ANOVA en Kruskal-Wallis test.....	21
5.3.2 Tukey Test .....	21
5.3.3 Mann-Whitney U test .....	23
5.3.4 Chi-Square Test of Independence.....	23
5.4 Hypothese 3: de windsnelheid.....	24
5.4.1 ANOVA en Kruskal-Wallis test.....	24
5.4.2 Chi-Square Test of Independence.....	25
Hoofdstuk 6: Discussie en conclusie .....	26
Literatuurlijst.....	30
Bijlage.....	31

## Hoofdstuk 1: Introductie

### 1.1 Inleiding

Het weer heeft een effect op het humeur van mensen volgens meerdere psychologische studies. Maar heeft het weer ook een effect op de aandelenmarkt? Men lijkt al meer dan een eeuw op de hoogte te zijn van het effect van het weer. Een citaat van Nelson (1904) toont dit aan: “During normal markets, brokers have observed that the psychological factor is so strong that speculators are not disposed to trade as freely and confidently in wet and stormy weather as they are during the dry days when the sun is shining, and mankind is cheerful and optimistic” (p. 163).

Dit beeld van het effect van weer op de aandelenmarkt is ook beschreven in psychologische studies. Dit fenomeen wordt *misattribution of mood* genoemd. Dit houdt in dat men zijn gevoelens vaak onterecht aan de verkeerde bron toekent. Dit leidt vervolgens tot verkeerde beslissingen. Een zonnige dag kan bijvoorbeeld het humeur van investeerders beïnvloeden, waardoor ze optimistischer worden. Hierdoor zouden ze meer bereid zijn om *long* te gaan, wat uiteindelijk leidt tot hogere rendementen (Symeonidis, Daskalakis, & Markellos, 2010). Het effect van zonlicht op hun beslissingen wordt verminderd wanneer ze over het weer gevraagd worden (Schwarz & Clore, 1983).

Er zijn tegenwoordig psychologische en financiële studies die op dit gebied empirisch resultaat tonen, met gemengde resultaten (Saunders, 1993; Trombley, 1997; Kramer, & Runde, 1997; Keef, & Roush, 2002; Hirshleifer, & Shumway, 2003; Pardo, & Valor, 2003; Loughran, & Schultz, 2004). Een aantal artikelen zal besproken worden in het volgend onderdeel.

De drie hypotheses, die opgesteld zijn in het theoretisch raamwerk, in dit onderzoek zijn getest door middel van twee verschillende statistische methodes voor twee verschillende periodes. Het gaat om de periodes 1991 tot 2003 en 2003 tot 2017. De eerste methode die is gebruikt om de invloed van de bewolking te onderzoeken op de aandelenrendementen, draait om het vergelijken van gemiddelden en medianen van quintielen. Dezelfde methode is toegepast om de weerfactoren temperatuur en windsnelheid op de rendementen van aandelen te testen.

De dagelijkse rendementen van de Amsterdam Stock Exchange, in de perioden 1991 tot 2003 en 2003 tot 2017, zijn verdeeld in vijf groepen zogenaamde quintielen. In elk quintiel zit een gelijk aantal waarnemingen. In het eerste quintiel zitten de dagen met de laagste temperatuur, windsnelheid en minste bewolking. In het tweede quintiel zitten de dagen met daarna de laagste temperatuur, windsnelheid en minste bewolking. Dit gaat zo door totdat er vijf quintielen samengesteld zijn. In het vijfde quintiel zitten de aandeelrendementen die horen bij de dagen met de hoogste temperatuur, windsnelheid en meeste bewolking. Ook worden de vijf quintielen bij de eerste methode op 3 verschillende manieren tegen elkaar getest. Er

worden dus drie verschillende groepen samengesteld met de vijf beschikbare quintielen. Bij de eerste groep worden alle vijf quintielen individueel tegen elkaar getest. Bij de tweede groep vormen de laatste vier quintielen samen een groep, die getest wordt tegen het eerste quintiel. Op deze manier worden de aandeelrendementen die horen bij het quintiel met de dagen met de laagste temperatuur, windsnelheid en minste bewolking vergeleken met de aandeelrendementen die bij de overige quintielen horen. Bij de derde groep vormen de eerste vier quintielen samen een groep, die getest wordt tegen het vijfde quintiel. Op deze manier worden de aandeelrendementen die horen bij het quintiel met de dagen met de hoogste temperatuur, windsnelheid en meeste bewolking vergeleken met de aandeelrendementen die bij de overige quintielen horen.

De tweede methode is een alternatieve manier om een verband te vinden tussen het weer en aandeelrendementen. De non-parametrische Chi-Square Test of Independence is hiervoor gebruikt. De nulhypothese die wordt getest door de berekende  $X^2$ -statistiek is dat de hoogte van een aandeelrendement onafhankelijk is van het quintiel waar het zich in bevindt.

## 1.2 Literatuur studie

Saunders (1993) bekeek 6 weefactoren in zijn onderzoek, namelijk de hoogte van de windsnelheid, de hoogte van de temperatuur, de mate van bewolking, de mate van luchtvochtigheid, en het aantal uren zonlicht en regen. Deze data is afkomstig van weerstations in de omgeving van de New York Stock Exchange. Aangezien de hoogte van de windsnelheid en temperatuur geen belangrijke variabelen waren in psychologisch onderzoek, besluit hij deze variabelen niet te gebruiken. Daarnaast vindt hij een hoge correlatie tussen de mate van bewolking en luchtvochtigheid, en een negatieve correlatie tussen de mate van bewolking en het aantal uren zonlicht. Aan de hand van deze bevindingen besluit hij de mate van bewolking als enige verklarende variabele te gebruiken in zijn onderzoek.

Saunders (1993) richt zich meer op de extreme waarden van zijn weer data. In zijn eerste analyse bekijkt hij drie aandeelindices van de New York Stock Exchange, waarin hij de dagelijkse rendementen van de dagen waarop de lucht van 0 tot 20 procent bedekt was met wolken, vergelijkt met de rendementen van de dagen waarop de lucht volledig, met 100 procent, bedekt was met wolken. Deze analyse geeft significant bewijs dat het rendement op een index gedeeltelijk afhangt van de mate van bewolking. In zijn tweede analyse, splitst hij de data van bewolking in drie groepen. De eerste groep is de data met 0 tot 20 procent bewolking, de tweede groep van 30 tot 90 procent, en de derde groep is 100 procent. Dit doet hij samen met vier dummyvariabelen voor de weekdays, elf dummyvariabelen voor de maanden, en *lagged* rendementen. Bij zijn tweede analyse komt hij tot dezelfde conclusie als bij zijn eerste analyse.

Trombley (1997) beweert dat het verband tussen het weer en aandeelrendementen niet zo duidelijk zichtbaar is als Saunders (1993) beweert. Trombley bootst de resultaten van Saunders na, zodat de rendementen lager zijn op de dagen met 100% bewolking dan op dagen met 0 tot 20 procent bewolking. Trombley toont echter aan dat de rendementen op dagen met 100% bewolking niet significant verschillen van de rendementen op dagen met 0% of 0 tot 10 procent bewolking. Trombley beweert dat het vergelijken van dagen met 100% bewolking met dagen met 0 tot 20% bewolking de enige vergelijking was die tot een statistisch significant resultaat zou leiden.

Hirshleifer en Shumway (2003) bekijken de mate van bewolking en de hoogte van rendementen op aandelen voor 26 landen voor de periode 1982 tot 1997. De data van de International Surface Weather Observations (ISWO) dataset, is op ieder uur gemeten. Met deze data berekenen ze de gemiddelde mate van bewolking per dag voor iedere stad. Om het effect van het seizoen te verminderen in hun data voor bewolking, trekken ze de gemiddelde wekelijkse bewolking voor een bepaalde stad af van de gemiddelde dagelijkse bewolking voor alle weekdays van de desbetreffende week.

Een OLS-regressie van dagelijkse aandeelrendementen op de mate van bewolking voor elk van de 26 steden, produceert negatieve coëfficiënten voor de mate van bewolking in 18 gevallen. Daarnaast wijst een logit model erop dat de mate bewolking geassocieerd wordt met een lagere kans op positieve rendementen voor 25 van de 26 steden. Deze bevindingen komen overeen met de intuïtie dat een hogere mate van bewolking leidt tot een slechter humeur en dat dat humeur een effect heeft op aandelenprijzen.

Coëfficiënten van *pooled* regressies van Hirshleifer en Shumway (2003) wijzen erop dat het verschil in rendementen tussen een dag met compleet bewolkte lucht en een dag met volledige zonneschijn ongeveer 9 basispunten is. Ze beweren dat dit genoeg is om winstgevend te handelen, als er uit wordt gegaan van transactiekosten van 5 basispunten per transactie.

Goetzmann en Zhu (2005), die ook data van de New York City bekeken en voortbouwden op het onderzoek van Saunders (1993) en Hirshleifer en Shumway (2003), nemen een insignificant effect van de mate van bewolking op het weer waar. Hoewel zij het effect van het weer hadden waargenomen in hun data, net als Saunders (1993) en Hirshleifer en Shumway (2003), werd het effect van de mate van bewolking insignificant nadat de liquiditeit werd toegevoegd als verklarende variabele. De liquiditeit werd gemeten door de veranderingen van de bid-ask spread. Goetzmann en Zhu (2005) interpreteren dit als bewijs dat het gedrag van market makers, in plaats van individuele investeerders, verantwoordelijk kunnen zijn voor het verband tussen het weer en aandeelrendementen.

### 1.3 Onderzoeksvraag

Keef en Roush (2002) onderzochten ook het effect van het weer op de aandelenmarkt. Zij deden dit voor de stad Wellington, gelegen in Nieuw-Zeeland. Ze vroegen zich af of de resultaten in huidige onderzoeken een internationaal effect is, of dat het verband tussen het weer en rendementen op aandelen specifiek is voor de locatie. Oftewel, ze hielden zich bezig met de vraag of kenmerkende weersomstandigheden leiden tot unieke verbanden.

De resultaten van Keef en Roush (2002) leidde tot de interesse naar het, misschien wel unieke, verband tussen het weer en aandelen in Nederland. Zodoende luidt de onderzoeksvraag:

*“Wat is het effect van het weer op aandeelrendementen in Nederland?”*

Om het effect van het weer op de aandeelrendementen in Nederland te onderzoeken, is de grootste Nederlandse beursindex, de Amsterdam Exchange Index (AEX), gekozen. Het doel van dit onderzoek is om, naast het effect van het weer in Nederland te onderzoeken, een bijdrage te leveren aan het antwoord op de vraag die Keef en Roush (2002) aan het einde van hun onderzoek stelde. De vraag of er een uniek verband is per land tussen het weer en de aandelenmarkt.

### 1.4 De opbouw

Het vervolg van deze paper is als volgt opgebouwd. Hoofdstuk 2 zal het theoretisch raamwerk bevatten, waar de te testen hypothesen opgesteld zullen worden. Hoofdstuk 3 zal de financiële data en de data voor het weer beschrijven. Hoofdstuk 4 beschrijft de methodologie. In hoofdstuk 5 zullen de empirische resultaten worden besproken. Ten slotte zal hoofdstuk 6 een discussie en conclusie bevatten.

## Hoofdstuk 2: Theoretisch Raamwerk

Keef en Roush (2002) hebben in hun onderzoek in totaal 6 regressies uitgevoerd om het effect van het weer te testen. De 6 regressies zijn beschreven door een 3 x 2 matrix. Een dimensie zet 3 factor analyses tegenover elkaar als bron van de onafhankelijke variabelen, en de andere dimensie zet de OLS-regressie tegenover de bootstrap-t methode. De factor analyses bestaan uit 3 factoren, namelijk Cloud, Temp en Wind. Keef en Roush (2002) testen dus het effect van de mate van bewolking, en de hoogte van de temperatuur en windsnelheid op de aandelenmarkt. Het gebruiken van deze 3 variabelen als onafhankelijke variabelen in dit onderzoek zou niet alleen helpen met het beantwoorden van de onderzoeksvraag, maar zou ook een manier zijn om een uniek verband tussen het weer en de aandelenmarkt in Nederland waar te nemen. De resultaten uit dit onderzoek zouden immers vergeleken kunnen worden met de resultaten uit het onderzoek van Keef en Roush (2002), die dit verband onderzochten in Nieuw-Zeeland.

Uit alle 6 regressieanalyses bleek dat de Cloud factor geen significant causaal effect heeft op de dagelijkse rendementen van de All Shares Gross Index van de New Zealand Stock Exchange. Dit resultaat komt niet overeen met de resultaten van Saunders (1993), maar wel met een groot deel van de literatuur na zijn onderzoek. Gezien het klimaat in Nederland, is bewolking een fenomeen waar het volk aan gewend is, maar toch ook onaantrekkelijk vindt. Intuïtief zou de mate van bewolking een negatief effect moeten hebben op het humeur van mensen, als het überhaupt enig effect zou hebben. Om dit in Nederland te testen is de volgende hypothese opgesteld:

**Hypothese 1:** *Een hogere mate van bewolking heeft een negatief effect op aandeelrendementen in Nederland.*

**Alternatieve hypothese:** *Een hogere mate van bewolking heeft een positief effect, of geen effect op aandeelrendementen in Nederland.*

De 6 regressieanalyses geven gemengde resultaten weer voor de Temp factor, bij een significantieniveau van 5%. De OLS-regressies tonen aan dat er niet genoeg bewijs is om de nulhypothese te verwerpen. De bootstrap-t methode toont echter aan dat twee van de drie analyses statistisch significante resultaten hebben. Voor de derde analyse is de Temp factor niet significant, met een p-waarde van 5,2%. Ze concluderen met deze resultaten dat de temperatuur een zwak negatief effect heeft op aandeelrendementen in Nieuw-Zeeland. Keef en Roush (2002) besloten dat er voorzichtig omgegaan moet worden met deze resultaten en dat er meer onderzoek nodig is naar het effect van de temperatuur. In Nederland wordt er, net zoals in het onderzoek van Keef en Roush (2002) voor Nieuw Zeeland verwacht werd,

verwacht dat de temperatuur voor een optimistisch humeur zou moeten zorgen. Om dit te testen in Nederland is de volgende hypothese opgesteld:

**Hypothese 2:** *Een stijging van de temperatuur heeft een positief effect op aandeelrendementen in Nederland.*

**Alternatieve hypothese:** *Een stijging van de temperatuur heeft een negatief effect, of geen effect op aandeelrendementen in Nederland.*

De Wind factor stelt een negatief en significant causaal effect op aandeelrendementen tentoon. Een hogere windsnelheid zou dus zorgen voor een lager rendement op aandelen, en omgekeerd geldt hetzelfde. Alle regressieanalyses uit het onderzoek van Keef en Roush (2002) tonen dit significante effect aan. Dit resultaat is volgens Keef en Roush (2002) begrijpelijk voor degenen die bekend zijn met het klimaat van de stad Wellington in Nieuw-Zeeland. Als er geen sprake is van een uniek verband tussen een bepaalde weerfactor en een bepaald land, zou hetzelfde effect ook in Nederland verwacht worden. Zodoende is de volgende hypothese opgesteld:

**Hypothese 3:** *Een stijging van de windsnelheid heeft een negatief effect op aandeelrendementen in Nederland.*

**Alternatieve hypothese:** *Een stijging van de windsnelheid heeft een negatief effect, of geen effect op aandeelrendementen in Nederland.*



## Hoofdstuk 3: Data

### 3.1 De AEX

Voor dit onderzoek wordt de Amsterdam Exchange Index (AEX) gebruikt als bron voor de benodigde data wat betreft de aandeelrendementen. De data van de AEX is verkregen via Datastream. Datastream is een database die huidige en historische data levert op het gebied van aandelen, indices, obligaties en andere economische data. De bron die Datastream heeft gebruikt om de data te verkrijgen is de beursmaatschappij Euronext Amsterdam.

De laatste fysieke optietransactie vond op 6 december 2002 plaats. Fysieke aanwezigheid bij het handelen zou voor een ander effect van het weer op de aandeelrendementen kunnen zorgen. Er wordt daarom in dit onderzoek gekeken naar twee verschillende periodes. Bij de eerste periode wordt er gekeken naar de periode 1991 tot 2003, waar er nog sprake was van fysieke aanwezigheid op de beurs. Bij de tweede periode wordt er gekeken naar de periode 2003 tot 2017, waar men volledig is overgeschakeld naar het handelen via het scherm. De data omvat dus de *Return Index* van de AEX van 1 januari 1991 tot 31 december 2016. Deze variabele wordt omschreven als de theoretische gezamenlijke groei in waarde van de bestandsdelen van de index. Daarnaast is het gezamenlijk dagelijks dividend dat de bestandsdelen van de index zouden moeten opleveren ook een onderdeel van deze waarde.

Voor deze dataset zijn alleen de doordeweekse dagen opgevraagd, aangezien de beurs gesloten is in het weekend. Daarnaast zijn er voor de nationale feestdagen ook geen waarnemingen, omdat de beurs dan ook gesloten is. Verder heeft de rest van de dataset geen missende data gedurende deze tijdsperiode. De data behorend bij de dagen die ontbraken bij de data van het weer zijn verwijderd uit de dataset. Om de indexen met elkaar te kunnen vergelijken is de procentuele toename per dag berekend. De dagelijkse rendementen, die als afhankelijke variabele gebruikt zijn, zijn als volgt berekend:

$r_t = \ln\left(\frac{RI_t}{RI_{t-1}}\right)$ , waar  $RI_t$  de Return Index is op dag  $t$ . Deze variabele zal in het vervolg aangeduid worden als *LogRi*.

### 3.2 Integrated Surface Database

De data voor het weer in dit onderzoek is afkomstig van de Integrated Surface Database (ISD), aangeboden door de National Centers for Environmental Information. De ISD bestaat uit wereldwijde waarnemingen, verkregen van meer dan 35.000 weerstations. Deze database is tevens de opvolger van de database die gebruikt is door Hirshleifer en Shumway (2003). Deze database bevat onder andere de variabelen die in dit onderzoek gebruikt zijn, namelijk de mate van bewolking, en de hoogte van de temperatuur en de windsnelheid. Ook bij deze database is data verkregen van de periode 1 januari 1991 tot 31 december 2016. Voor de

eerste periode is het weerstation uit Amsterdam gebruikt, aangezien men toen fysiek aanwezig was op de beurs. Het weerstation dat voor de tweede periode is gebruikt, is gevestigd in De Bilt. Dit is gedaan omdat het Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut (KNMI) in De Bilt is gevestigd. Volgens de KNMI vormt De Bilt met zachte winters en milde zomers in een gematigd zeeklimaat, een representatief gemiddelde voor het Nederlandse klimaat. De Algemene feiten en cijfers over het klimaat en weer van Nederland die naar buiten gebracht worden, komen vrijwel altijd van het weerstation van De Bilt. Aangezien investeerders verspreid zijn over heel Nederland in de tweede periode, lijkt het weerstation van De Bilt een geschikt weerstation om te gebruiken.

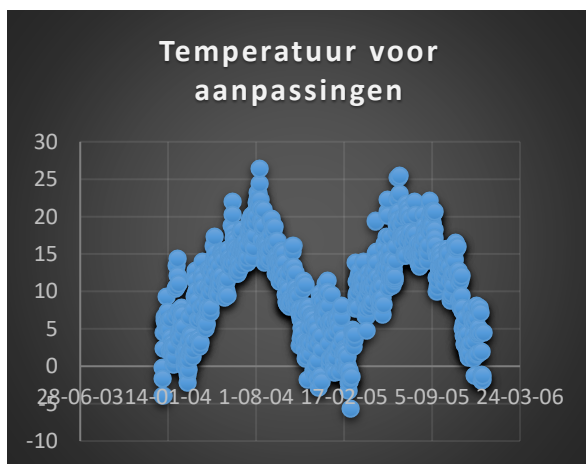
### 3.3 Bewolking, temperatuur en windsnelheid

Voor dit onderzoek zijn de weerfactoren bewolking, temperatuur en windsnelheid gebruikt. De mate van bewolking wordt uitgedrukt in okta's, in achtsten. De lucht is geheel onbewolkt als de variabele de waarde nul aanneemt, en volledig bewolkt bij acht. Voor de mate van bewolking is data beschikbaar die per uur is gemeten. Voor dit onderzoek zijn alleen de waarnemingen tussen 9 uur in ochtend en 6 uur in de middag gebruikt, gezien de openingstijden van de AEX. De data van de temperatuur en windsnelheid is beschikbaar per dag. Elke dagelijkse obse is een gemiddelde van 23 of 24 metingen, gemeten op de desbetreffende dag. De 23 of 24 waarnemingen zijn zelf niet beschikbaar in de database, enkel het dagelijks gemiddelde. Aangezien de data van deze twee weerfactoren, in tegenstelling tot de data van de bewolking, niet een gemiddelde is van een gedeelte van de dag, zou dit tot een onderschatting of overschatting kunnen leiden van de hoogte van de temperatuur of windsnelheid. Dit is echter niet het geval, omdat seizoensgebonden effecten verminderd zijn in de data. In de data van de zomer zal de aangepaste temperatuur bijvoorbeeld niet hoger zijn dan bij data van de winter, alleen omdat het zomer is. De weerfactoren zijn na de aanpassingen dus onafhankelijk van het seizoen. Hoe dat gebeurd is zal in de volgende alinea besproken worden. Daarnaast is elk datapunt een gemiddelde van 23 of 24 waarnemingen. Aangezien dit het geval is voor elk datapunt, zal het geen verschil maken bij het sorteren van de rendementen aan de hand van de hoogte van de temperatuur of windsnelheid. De temperatuur is gemeten in Fahrenheit, dat later omgezet is naar Celsius, en de windsnelheid in knopen. De data die verkregen waren van de Integrated Surface Database moest aangepast worden voordat het gebruikt konden worden voor het testen van de hypothesen, die in het theoretisch raamwerk opgesteld zijn. In dit onderdeel zal er beschreven worden hoe de data is getransformeerd.

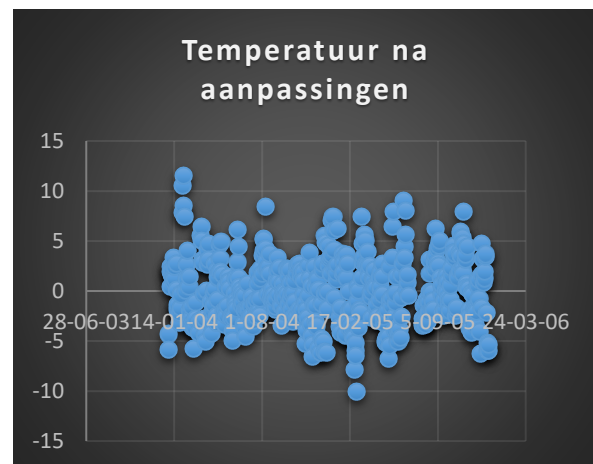
De mate van bewolking, en de hoogte van de temperatuur en windsnelheid hangen van het seizoen af in Nederland. Er zijn meerdere seizoensgebonden patronen aangetroffen in data met betrekking tot aandelen, en er zijn meerdere seizoensgebonden causale krachten die

jaarlijks seizoensgebonden zijn (Hirshleifer & Shumway, 2003). Een voorbeeld hiervan is het Januari effect, waar aandelenprijzen abnormaal toenemen tijdens de maand Januari. Om er zeker van te zijn dat de resultaten gedreven zijn door het effect van de drie weefactoren, in plaats van andere seizoensgebonden effecten, is het effect van seizoenen verminderd in de data.

Dit is gedaan door de wekelijkse mate van bewolking, en hoogte van de temperatuur en windsnelheid te berekenen per jaar, nadat de dagelijkse bewolking is berekend. Om de seizoensgebonden effecten te verminderen, is de gemiddelde mate van bewolking, en hoogte van de temperatuur en windsnelheid per week afgetrokken van elk dagelijks gemiddelde behorend bij de weefactor en de week. Het gemiddelde per weefactor per week uit bijvoorbeeld de eerste periode is een gemiddelde van 84 waarden: 7 dagen per week en dat voor 12 jaar. De gemiddelde mate van bewolking voor week 1, wat dus het gemiddelde is van het gemiddelde van elke eerste week in deze 12 jaar durende periode, wordt dus bijvoorbeeld afgetrokken van de eerste 7 dagen van elk jaar. Bij het berekenen van deze gemiddelden zijn dus ook alle waarnemingen van zaterdag en zondag meegenomen, in tegenstelling tot het gebruik van slechts de doordeweekse dagen bij de aandeelrendementen. Dit is gedaan omdat meer data bij de tussentijdse berekeningen uiteindelijk voor een meer nauwkeurige variabele zal zorgen (Keef & Roush, 2002). Bij temperatuur was het effect van deze aanpassingen het best zichtbaar. Het effect van de aanpassingen is te zien in figuur 1 en 2.



Figuur 1: Temperatuur voor aanpassingen.



Figuur 2: Temperatuur na aanpassingen.

De aangepaste variabelen van de bewolking, temperatuur en windsnelheid zullen in het vervolg als *Bew*, *Temp* en *Wind* aangeduid worden. De data van *Bew*, *Temp* en *Wind* is vervolgens vergeleken met de data van *LogRi*. Als een variabele een ontbrekende waarde had op een bepaalde dag, is de data behorend bij die dag verwijderd voor elke variabele.

Uiteindelijk hebben de variabelen *Bew*, *Temp*, *Wind* en *LogRi* ieder 3125 waarnemingen in de eerste periode, en 3509 waarnemingen in de tweede periode. De data voor *Bew*, *Temp* en

Wind zijn daarna gesorteerd op basis van grootte. De waarnemingen van LogRi, die gesorteerd zijn op basis van de grootte van de drie weerfactoren, zijn vervolgens in Bew, Temp en Wind quintielen gedeeld. In het eerste quintiel zitten de dagen met de laagste temperatuur, windsnelheid en minste bewolking. In het tweede quintiel zitten de dagen met daarna de laagste temperatuur, windsnelheid en minste bewolking. Dit gaat zo door totdat er vijf quintielen samengesteld zijn. In het vijfde quintiel zitten de aandeelrendementen die horen bij de dagen met de hoogste temperatuur, windsnelheid en meeste bewolking. De gedachte hier achter is dat het vijfde quintiel van Temp bijvoorbeeld de hoogste rendementen zal bevatten, als de hoogte van de temperatuur een effect zou hebben op de rendementen. De hoogte van de temperatuur zou namelijk voor een optimistisch humeur zorgen onder de aandeelhandelaars.

In figuren 3 en 4 zijn een histogram en een normaal kwantiel plot van LogRi te zien. Deze figuren wijzen erop dat de data van LogRi mogelijk niet normaal verdeeld is. De verdeling van de data lijkt een leptokurtotische verdeling te volgen, aangezien de frequentie van waarnemingen rond het gemiddelde hoger zijn dan bij een normale verdeling. Gezien het aantal waarnemingen per quintiel kan er uitgegaan worden van een normale verdeling bij de parametrische testen.

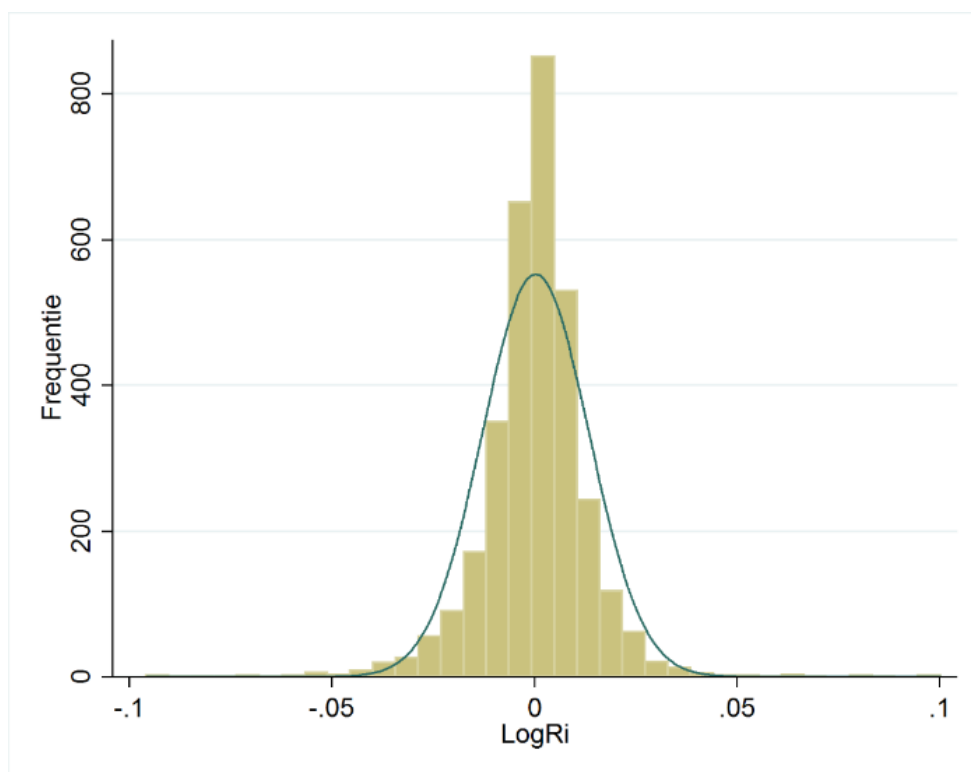


Figure 3: Histogram van LogRi.

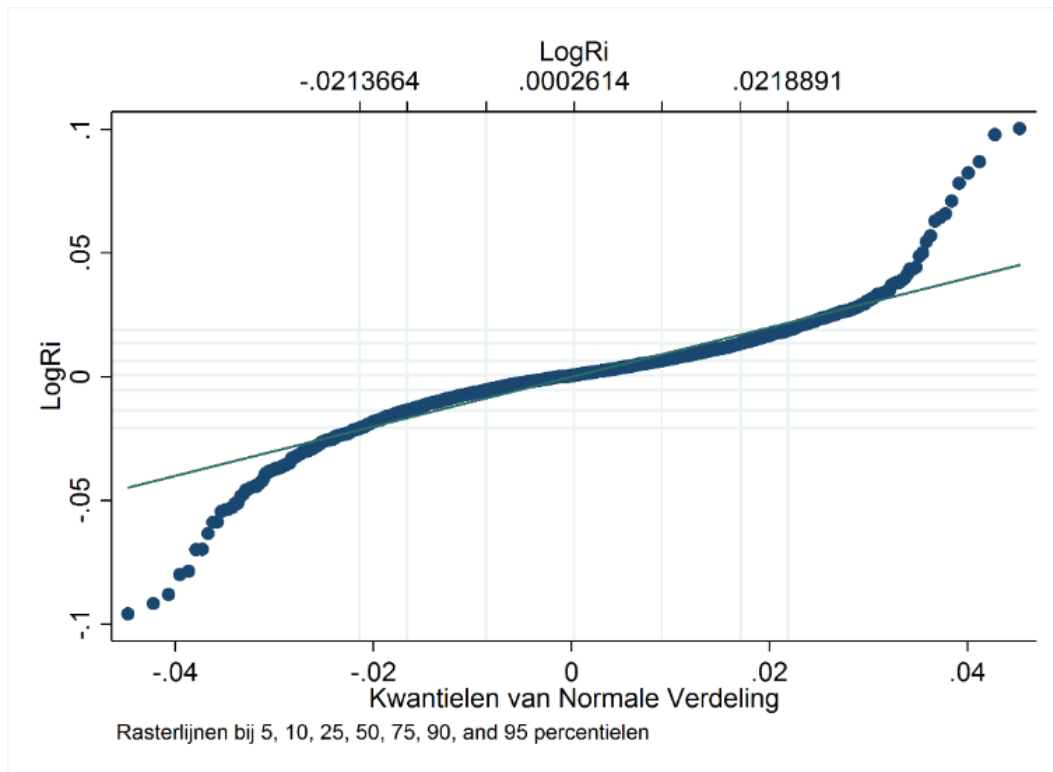


Figure 4: Normaal kwantiel plot van LogRi.

## Hoofdstuk 4: Methodologie

### 4.1 One-Way ANOVA

Om de drie hypothesen te testen, zijn er meerdere testen uitgevoerd. In dit onderzoek zal er voor elke test een significantieniveau van 5% gehanteerd worden. Om het effect van de onafhankelijke variabelen op LogRi te testen, is de One-Way ANOVA, oftewel de parametrische F-test, uitgevoerd op de groepen quintielen van LogRi die horen bij de variabelen Bew, Temp en Wind. Deze drie groepen quintielen van LogRi zullen in het vervolg aangeduid worden als LogRi\_B, LogRi\_T en LogRi\_W. Met deze test wordt de nulhypothese getest dat de gemiddelde rendementen per quintiel gelijk zijn aan elkaar tegen de alternatieve hypothese dat ze niet gelijk zijn aan elkaar. Alle testen in dit onderzoek, behalve de Chi-Square Test of Independence, die later besproken zal worden, zijn uitgevoerd voor drie verschillende groepen quintielen.

Voor deze F-test zijn de quintielen individueel tegen elkaar getest, oftewel

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$ , waar  $\mu_i$  het gemiddelde is van het *i*de quintiel. Ook is het eerste quintiel tegen de laatste 4 quintielen getest, oftewel

$H_0 : \mu_1 = \mu_{2-5}$ , waar  $\mu_i$  het gemiddelde is van het *i*de quintiel. Hier vormen de laatste vier quintielen samen een groep, die getest wordt tegen het eerste quintiel. Op deze manier worden de aandeelrendementen die horen bij het quintiel met de dagen met de laagste temperatuur, windsnelheid en minste bewolking vergeleken met de aandeelrendementen die bij de overige quintielen horen. Bij de laatste groep quintielen zijn de eerste vier quintielen tegen het vijfde quintiel getest, oftewel

$H_0 : \mu_{1-4} = \mu_5$ , waar  $\mu_i$  het gemiddelde is van het *i*de quintiel. Op deze manier worden de aandeelrendementen die horen bij het quintiel met de dagen met de hoogste temperatuur, windsnelheid en meeste bewolking vergeleken met de aandeelrendementen die bij de overige quintielen horen.

Om deze test echter uit te voeren, moeten drie veronderstellingen getest worden, voordat er aan alle veronderstellingen voldaan is. Aan de hand van een box plot zal er gezocht worden naar abnormale uitschieters. Aangezien elk quintiel minimaal 625 waarnemingen heeft, wordt er aangenomen dat de quintielen normaal verdeeld zijn. Om de homogeniteit van varianties te testen, is Levene's Test uitgevoerd. De nulhypothese die getest wordt is dat alle varianties van de quintielen gelijk zijn aan elkaar, oftewel

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2,$$

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2 \text{ en}$$

$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$ , waar  $\sigma_i$  de standaardafwijking is van de rendementen van het *ide* quintiel, tegen de alternatieve hypothese dat niet alle varianties gelijk zijn. Voor deze test moet er echter aan de veronderstelling voldaan zijn dat de quintielen normaal verdeeld zijn. Aangezien het mogelijk is dat er niet aan deze veronderstelling voldaan is, wordt de Brown-Forsythe statistiek ook gerapporteerd. Deze statistiek is een aangepaste versie van Levene's Test en is minder gevoelig voor de afwezigheid van normaliteit. Het test de nulhypothese dat de variantie van alle quintielen gelijk is, tegen de alternatieve hypothese dat tenminste een van de quintielen een andere variantie heeft.

Als de nulhypothese van de One-Way ANOVA verworpen wordt, betekent het dat tenminste een van de gemiddelden significant afwijkt van de overige gemiddelden. Om te onderzoeken welk gemiddelde, of welke gemiddelden, significant van de overige gemiddelden afwijkt of afwijken, is de Tukey's Honest Significant Difference test, ook bekend als de Tukey Test, uitgevoerd. Alle mogelijke paren van gemiddelden worden onderzocht. De veronderstellingen van de Tukey Test, waar aan voldaan moet zijn voor een nauwkeurig resultaat, zijn al met al gelijk aan die van de One-Way ANOVA. Als de nulhypothese wordt verworpen bij de Tukey Test, houdt dat in dat de gemiddelden van dit geteste paar significant van elkaar afwijken.

## 4.2 Kruskal-Wallis test

Aangezien de One-Way ANOVA onnauwkeurig kan zijn als een van de veronderstellingen geschonden is, wordt ook de statistiek van de non-parametrische Kruskal-Wallis test gerapporteerd. Deze test gebruikt de mediaan in plaats van het gemiddelde om de nulhypothese te testen, oftewel

$$H_0: m_1 = m_2 = m_3 = m_4 = m_5,$$

$$H_0: m_1 = m_{2-5} \text{ en}$$

$H_0: m_{1-4} = m_5$ , waar  $m$  de mediaan is van het *ide* quintiel. Als de nulhypothese van de Kruskal-Wallis test verworpen wordt, betekent het dat tenminste een van de medianen significant afwijkt van de overige medianen. Ook voor deze test, is er een post hoc analyse gedaan als de nulhypothese verworpen wordt. De test die hiervoor gebruikt wordt, is de Mann-Whitney U test, die als een non-parametrische variant van de Tukey Test gezien kan worden. In tegenstelling tot de gemiddelden bij de Tukey Test, kunnen de medianen bij de Mann-Whitney U test niet allemaal tegelijk tegen elkaar getest worden. Daarom zijn de medianen van de quintielen in paren tegen elkaar getest, oftewel

$$H_0: m_i = m_j, \text{ waar } m_i \text{ en } m_j \text{ de medianen zijn die respectievelijk bij het } i\text{de en } j\text{de quintiel horen, en waar } i \neq j.$$

### 4.3 Chi-Square Test of Independence

Er is ten slotte nog een non-parametrische test, de Chi-Square Test of Independence, uitgevoerd om te controleren of de rendementen van LogRi\_B, LogRi\_T en LogRi\_W die tot een bepaald quintiel behoren, willekeurige trekkingen uit het totaal aantal waarnemingen zijn. De nulhypothese die wordt getest door de berekende  $X^2$ -statistiek is dat de hoogte van een aandeelrendement onafhankelijk is van het quintiel waar het zich in bevindt. Als de nulhypothese verworpen wordt, betekent dat dat er een verband is tussen de weerfactor en de aandeelrendementen. Deze statistiek is berekend met de volgende formule:  $X^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$ , waar  $O$  de werkelijke frequentie is en waar  $E$  de verwachte frequentie is. De werkelijke frequentie is het aantal waargenomen positieve of negatieve aandeelrendementen per quintiel. De verwachte frequentie wordt handmatig berekend. De verwachte frequentie is berekend met de volgende formule:  $E = \frac{TQ_i * TS}{TW}$ , waar  $TQ_i$  staat voor het totaal aantal waarnemingen van het  $i$ de quintiel,  $TS$  staat voor het totaal aantal positieve of negatieve waarnemingen en  $TW$  staat voor het totaal aantal waarnemingen. De verwachte frequentie van het aantal positieve waarnemingen in het eerste quintiel wordt dus berekend door het product van het totaal aantal waarnemingen in het eerste quintiel en het totaal aantal positieve waarnemingen te delen door het totaal aantal waarnemingen. Tabellen met werkelijke en verwachte frequenties zijn te zien in appendix C van de bijlage.



## Hoofdstuk 5: Empirische resultaten

### 5.1 Veronderstellingen ANOVA

Voordat de One-Way ANOVA uitgevoerd is om de eerste hypothese te testen, zijn de veronderstellingen waar aan voldaan moet zijn voor nauwkeurige resultaten eerst getest. In dit onderdeel zullen de resultaten voor alle drie variabelen besproken. Aan de hand van de box plots, te zien als figuren B1, B2, B3, B4, B5 en B6 in de bijlage, kan er geconstateerd worden dat er abnormale uitschieters zijn voor elk kwintiel, voor de drie groepen, voor alle drie variabelen. Een waarneming wordt als abnormale uitschieter gezien als een datapunt lager ligt dan  $Q_i - 1,5 * IQR$  of hoger ligt dan  $Q_3 + 1,5 * IQR$ , waar  $Q_i$  het *ide* kwartiel is, en waar  $IQR$  de interkwartielafstand is, oftewel  $Q_3 - Q_1$ .

Tabel 1: Levene's Test en Brown-Forsythe statistiek voor de eerste periode, 1991-2002.

1991-2002	Test	Vrijheidsgraden	F-waarde	p-waarde
<b>LogRi_B</b>				
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	4 ; 3120	0,895	0,465
	Brown-Forsythe	4 ; 3120	0,889	0,469
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2$	Levene's Test	1 ; 3123	0,682	0,408
	Brown-Forsythe	1 ; 3123	0,674	0,411
$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	1 ; 3123	0,353	0,552
	Brown-Forsythe	1 ; 3123	0,353	0,552
<b>LogRi_T</b>				
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	4 ; 3120	0,236	0,918
	Brown-Forsythe	4 ; 3120	0,234	0,919
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2$	Levene's Test	1 ; 3123	0,981	0,322
	Brown-Forsythe	1 ; 3123	0,977	0,323
$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	1 ; 3123	0,554	0,456
	Brown-Forsythe	1 ; 3123	0,554	0,456
<b>LogRi_W</b>				
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	4 ; 3120	0,551	0,698
	Brown-Forsythe	4 ; 3120	0,553	0,696
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2$	Levene's Test	1 ; 3123	0,891	0,345
	Brown-Forsythe	1 ; 3123	0,891	0,345
$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	1 ; 3123	0,125	0,724
	Brown-Forsythe	1 ; 3123	0,124	0,725

De laatste veronderstelling is getest met Levene's Test. Ook de Brown-Forsythe statistiek is gerapporteerd, aangezien het minder gevoelig is in afwezigheid van normaliteit. De uitkomst van deze testen zijn de zien in tabel 1 en 2. Aangezien de p-waarde behorend bij elke test hoger is dan het significantieniveau van 5%, kan de nulhypothese voor alle testen, die voor de drie groepen en alle 3 variabelen zijn uitgevoerd, niet verworpen worden. Dat houdt in dat alle varianties van de kwintielen niet significant van elkaar verschillen voor beide perioden.

Table 2: Levene's Test en Brown-Forsythe statistiek voor de tweede periode, 2003-2016.

2003-2016	Test	Vrijheidsgraden	F-waarde	p-waarde
<b>LogRi_B</b>				
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	4 ; 3504	0,056	0,994
	Brown-Forsythe	4 ; 3504	0,060	0,993
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2$	Levene's Test	1 ; 3507	0,066	0,797
	Brown-Forsythe	1 ; 3507	0,065	0,798
$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	1 ; 3507	0,017	0,896
	Brown-Forsythe	1 ; 3507	0,017	0,896
<b>LogRi_T</b>				
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	4 ; 3504	0,064	0,992
	Brown-Forsythe	4 ; 3504	0,067	0,991
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2$	Levene's Test	1 ; 3507	0,187	0,665
	Brown-Forsythe	1 ; 3507	0,165	0,684
$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	1 ; 3507	0,039	0,843
	Brown-Forsythe		0,039	0,843
<b>LogRi_W</b>				
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	4 ; 3504	0,544	0,703
	Brown-Forsythe	4 ; 3504	0,567	0,686
$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_{2-5}^2$	Levene's Test	1 ; 3507	0,952	0,329
	Brown-Forsythe	1 ; 3507	0,945	0,331
$H_0: \sigma_{1-4}^2 = \sigma_5^2$	Levene's Test	1 ; 3507	0,572	0,449
	Brown-Forsythe	1 ; 3507	0,589	0,442

## 5.2 Hypothese 1: de bewolking

### 5.2.1 ANOVA en Kruskal-Wallis test

In tabel 3 zijn de gemiddelde rendementen van LogRi\_B te zien voor de quintielen van beide groepen voor beide perioden. De gemiddelde rendementen van de van de eerste groep in de eerste periode lijken geen duidelijk verloop te hebben. Er is bijvoorbeeld geen strikt dalend of strikt stijgend verloop te zien. In de tweede periode hebben de gemiddelden van de eerste vier quintielen een strikt dalend verloop, waarna het gemiddelde van het vijfde quintiel hoger is dan het gemiddelde van het vierde quintiel. Bij de tweede groep lijken de gemiddelden een dalend verloop te hebben in beide perioden, maar bij de derde groep is er juist een positief verloop van de gemiddelden te zien. Dit gebrek aan een eenzijdig verloop wordt getest aan de hand van de ANOVA. Aangezien er mogelijk niet voldaan is aan de veronderstellingen van de ANOVA, zijn ook de resultaten van de Kruskal-Wallis test gerapporteerd. Met p-waarden van 2,9% en 4,5%, die lager zijn dan het significantieniveau van 5 procent, wordt de nulhypothese van de Kruskal-Wallis test voor de eerste twee groepen in de eerste periode verworpen. De overige testen hebben een bijbehorende p-waarde die hoger zijn dan het significantieniveau. De nulhypothese van die testen kan dus niet verworpen worden. Dit

betekent dat de verschillen in gemiddelde rendementen significant zijn, voor de eerste twee groepen quintielen van de mate van bewolking in de eerste periode.

Tabel 3: ANOVA, Kruskal-Wallis Test en Chi-Square Test voor de mate van bewolking, waar D.F. staat voor het aantal vrijheidsgraden en Freq. staat voor de frequentie.

	1991-2002			2003-2016		
<b>Quintiel</b>	<i>Gemiddelde</i>	<i>Standaard afwijking</i>	<i>Freq.</i>	<i>Gemiddelde</i>	<i>Standaard afwijking</i>	<i>Freq.</i>
1	0,121	0,050	625	0,079	0,054	703
2	-0,046	0,051	625	0,051	0,054	702
3	-0,008	0,049	625	-0,028	0,052	702
4	0,084	0,051	625	-0,032	0,050	701
5	0,082	0,054	625	0,063	0,045	701
<i>Totaal</i>			3125			3509
1	0,121	0,050	625	0,079	0,054	703
2-5	0,028	0,025	2500	0,013	0,025	2806
<i>Totaal</i>			3125			3509
1-4	0,038	0,025	2500	0,017	0,026	2808
5	0,082	0,054	625	0,063	0,045	701
<i>Totaal</i>			3125			3509
<b>ANOVA</b>	<b>F-waarde</b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b>F-waarde</b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$	1,90	0,108	4 ; 3120	1,04	0,383	4 ; 3504
$H_0: \mu_1 = \mu_{2-5}$	2,65	0,104	1 ; 3123	1,28	0,2571	1 ; 3507
$H_0: \mu_{1-4} = \mu_5$	0,60	0,440	1 ; 3123	0,62	0,4319	1 ; 3507
<b>Kruskal-Wallis test</b>	<b><math>X^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b><math>X^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
$H_0: m_1 = m_2 = m_3 = m_4 = m_5$	10,786	0,029	4	3,035	0,552	4
$H_0: m_1 = m_{2-5}$	4,024	0,045	1	0,212	0,645	1
$H_0: m_{1-4} = m_5$	0,322	0,570	1	0,991	0,3195	1
<b>Chi-Square Test</b>	<b><math>X^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b><math>X^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
	6,282	0,179	4	3,000	0,558	4

### 5.2.2 Mann-Whitney U test

Na de Kruskal-Wallis test is er een post hoc test uitgevoerd voor de periode met een significant resultaat. Om te testen welke medianen van de quintielen significant van elkaar afwijken, is de Mann-Whitney U test uitgevoerd. De uitkomsten zijn te zien in tabel 4. Aangezien de p-waarden lager zijn dan 5 procent, kan er geconcludeerd worden dat de mediaan van het eerste quintiel significant afwijkt van de medianen van het tweede quintiel en van het derde quintiel, met p-waarden van respectievelijk 0,8% en 2,1%. Daarnaast wijkt de mediaan van het tweede quintiel significant af van het vierde quintiel, omdat de bijbehorende p-waarde van 2,9% lager is dan het gebruikte significantieniveau.

Tabel 4: Mann-Whitney U test voor de eerste periode voor de mate van bewolking, 1991-2002.

Quintielen	z-waarde	p-waarde	Frequentie
1 vs 2	2,656	0,008	1250
1 vs 3	2,317	0,021	1250
1 vs 4	0,458	0,647	1250
1 vs 5	0,911	0,363	1250
2 vs 3	-0,222	0,824	1250
2 vs 4	-2,174	0,029	1250
2 vs 5	-1,696	0,089	1250
3 vs 4	-1,880	0,060	1250
3 vs 5	-1,454	0,146	1250
4 vs 5	0,445	0,656	1250

### 5.2.3 Chi-Square Test of Independence

Aangezien de nulhypoteses voor gelijkheid van gemiddelden en medianen in de tweede periode niet verworpen konden worden, wordt er een andere test uitgevoerd die het mogelijke effect van de mate van bewolking op de hoogte van aandeelrendementen kan testen. Om specifieker te zijn, is er getest of de hoogte van een aandeelrendement onafhankelijk is van het quintiel waar het zich in bevindt. De uitkomsten van deze testen zijn te zien in tabel 3. Als er een negatieve invloed van de mate van bewolking op de hoogte van aandeelrendementen zou zijn, zou er verwacht worden dat er minder positieve rendementen behaald zouden worden op dagen met bewolking, dan op dagen zonder bewolking. Na het uitvoeren van de testen, kan de nulhypothese voor beide perioden, met p-waarden van 17,9% en 58,8%, niet verworpen worden, omdat de p-waarden hoger zijn dan het significantieniveau. Er wordt dus geen significant verband gevonden tussen de mate van bewolking en de hoogte van aandeelrendementen bij deze test.

## 5.3 Hypothese 2: de temperatuur

### 5.3.1 ANOVA en Kruskal-Wallis test

Dezelfde analyse is gedaan voor de overige twee variabelen. In dit gedeelte zullen de resultaten van de testen, waar het effect van de hoogte van de temperatuur is onderzocht, besproken worden. Ten eerste lijken de gemiddelde rendementen, die te zien zijn in tabel 5, voor deze variabele in de eerste periode een strikt stijgend verloop te hebben. In de tweede periode lijken de gemiddelde rendementen een U-vorm te volgen, waar de hoogste gemiddelde rendementen zich in het eerste en vijfde quintiel bevinden. In de eerste periode hebben alle testen een bijbehorende p-waarde die hoger is dan het significantieniveau van 5 procent. In de eerste periode wordt de nulhypothese voor elke test en voor elke groep dus aangenomen. In de tweede periode wordt de nulhypothese van de ANOVA voor twee groepen quintielen verworpen. Met een p-waarde van 0,0% voor beide groepen wordt de nulhypothese voor de eerste twee groepen verworpen. Met p-waarden van 0,9% voor de eerste groep en 1,5% voor de tweede groep, worden voor de Kruskal-Wallis test ook de nulhypotheses van de eerste twee groepen verworpen. Dit houdt in dat zowel de gemiddelde rendementen als de medianen van de quintielen die bij de hoogte van de temperatuur horen significant van elkaar afwijken voor de eerste twee groepen. Voor de derde groep geldt het tegenovergestelde. De gemiddelde rendementen en medianen wijken dus respectievelijk niet significant van elkaar af.

### 5.3.2 Tukey Test

Aangezien de nulhypothese voor de eerste twee groep is verworpen, na het uitvoeren van de ANOVA, is er een post hoc test uitgevoerd. De Tukey Test heeft getest welke gemiddelde rendementen significant van elkaar afwijken. Er zijn dus in totaal 10 testen uitgevoerd, om de gemiddelde rendementen van elk quintiel met elkaar te vergelijken. De uitkomsten van de testen zijn te zien in tabel 6. Bij twee testen wordt de nulhypothese verworpen. Dit houdt in dat de gemiddelde rendementen van deze twee geteste paren significant van elkaar afwijken. Het gaat in dit geval om de gemiddelde rendementen van quintiel 1 en 3, en quintiel 1 en 4. De bijbehorende p-waarden zijn 0,0% en 0,3%. Deze zijn lager dan het significantieniveau van 5 procent.

Tabel 5: ANOVA, Kruskal-Wallis Test en Chi-Square Test voor de hoogte van de temperatuur, waar D.F. staat voor het aantal vrijheidsgraden en Freq. staat voor de frequentie.

	1991-2002			2003-2016		
<b>Quintiel</b>	<i>Gemiddelde</i>	<i>Standaard afwijking</i>	<i>Freq.</i>	<i>Gemiddelde</i>	<i>Standaard afwijking</i>	<i>Freq.</i>
1	0,010	0,051	625	0,210	0,051	703
2	0,023	0,051	625	0,043	0,053	702
3	0,044	0,054	625	-0,118	0,053	702
4	0,066	0,046	625	-0,056	0,052	701
5	0,091	0,051	625	0,054	0,048	701
<b>Totaal</b>			3125			3509
1	0,010	0,051	625	0,210	0,051	703
2-5	0,056	0,025	2500	-0,019	0,025	2806
<b>Totaal</b>			3125			3509
1-4	0,035	0,025	2500	0,019	0,026	2808
5	0,091	0,051	625	0,054	0,048	701
<b>Totaal</b>			3125			3509
<b>ANOVA</b>	<b>F-waarde</b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b>F-waarde</b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$	0,40	0,806	4 ; 3120	5,86	0,000	4 ; 3504
$H_0: \mu_1 = \mu_{2-5}$	0,64	0,423	1 ; 3123	15,71	0,000	1 ; 3507
$H_0: \mu_{1-4} = \mu_5$	0,93	0,335	1 ; 3123	0,36	0,5480	1 ; 3507
<b>Kruskal-Wallis test</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
$H_0: m_1 = m_2 = m_3 = m_4 = m_5$	1,809	0,771	4	13,569	0,009	4
$H_0: m_1 = m_{2-5}$	0,437	0,508	1	5,979	0,015	1
$H_0: m_{1-4} = m_5$	0,954	0,329	1	0,392	0,531	1
<b>Chi-Square Test</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
	0,987	0,911	4	10,270	0,036	4

Tabel 6: Tukey Test voor de tweede periode voor de hoogte van de temperatuur, 2003-2016.

Quintielen	Contrast	Standaard afwijking	t-waarde	p-waarde	95% Conf. Interval
2 vs 1	-0,166	0,073	-2,27	0,153	(-0,366 ; 0,033)
3 vs 1	-0,329	0,073	-4,49	0,000	(-0,528 ; -0,129)
4 vs 1	-0,267	0,073	-3,65	0,003	(-0,467 ; -0,067)
5 vs 1	-0,155	0,073	-2,12	0,210	(-0,355 ; 0,044)
3 vs 2	-0,162	0,073	-2,22	0,173	(-0,362 ; 0,037)
4 vs 2	-0,100	0,073	-1,37	0,646	(-0,300 ; 0,099)
5 vs 2	0,011	0,073	0,15	1,000	(-0,189 ; 0,210)
4 vs 3	0,061	0,073	0,85	0,916	(-0,138 ; 0,261)
5 vs 3	0,173	0,073	2,37	0,125	(-0,026 ; 0,373)
5 vs 4	0,111	0,073	1,52	0,550	(-0,088 ; 0,311)

### 5.3.3 Mann-Whitney U test

Ook na de Kruskal-Wallis test is er een post hoc test uitgevoerd. Om te testen welke medianen van de quintielen significant van elkaar afwijken, is de Mann-Whitney U test uitgevoerd. De uitkomsten zijn te zien in tabel 7. Ook in dit geval wordt de nulhypothese verworpen bij de testen van de paren quintiel 1 en 3, en quintiel 1 en 4. De bijbehorende p-waarden hierbij zijn 0,1% en 1,1%. Echter, in tegenstelling tot de parametrische Tukey Test, wordt de nulhypothese bij de test van twee ander paren ook verworpen. Het blijkt dat de medianen van quintiel 2 en 3, en quintiel 3 en 5 significant van elkaar afwijken. De bijbehorende p-waarden zijn 2,1% en 3,7%.

Tabel 7: Mann-Whitney U test voor de eerste periode voor de hoogte van de temperatuur, 2003-2016.

Quintielen	z-waarde	p-waarde	Frequentie
1 vs 2	0,800	0,423	1405
1 vs 3	3,214	0,001	1405
1 vs 4	2,551	0,011	1404
1 vs 5	1,164	0,244	1404
2 vs 3	2,305	0,021	1404
2 vs 4	1,675	0,093	1403
2 vs 5	0,355	0,722	1403
3 vs 4	-0,693	0,489	1403
3 vs 5	-2,084	0,037	1403
4 vs 5	-1,417	0,156	1402

### 5.3.4 Chi-Square Test of Independence

Tenslotte is de  $X^2$ -statistiek ook berekend voor de quintielen die horen bij de hoogte van de temperatuur, voor beide perioden. De uitkomsten van deze testen zijn te zien in tabel 5. Met een p-waarde van 91,1% kan de nulhypothese in de eerste periode niet verworpen worden. De p-waarde van de test in de tweede periode is echter wel lager dan het significantieniveau van 5 procent. De p-waarde behorend bij de  $X^2$ -statistiek in de tweede periode is 3,6%. Dit resultaat wijst erop dat er een significant verband is tussen de hoogte van de temperatuur en de hoogte van de aandeelrendementen.

## 5.4 Hypothese 3: de windsnelheid

### 5.4.1 ANOVA en Kruskal-Wallis test

Voor de laatste weefactor, de windsnelheid, zijn dezelfde testen als bij de overige twee weefactoren, voor zover nodig, uitgevoerd. De uitkomsten van de testen zijn te zien in tabel 8. De gemiddelde rendementen van de quintielen lijken in dit geval niet dezelfde vorm te hebben, maar het verloopt ook niet strikt dalend of strikt stijgend. Bij de ANOVA en Kruskal-Wallis test kan de nulhypothese niet verworpen voor beide testen en perioden. Alle p-waarden zijn namelijk hoger dan 5 procent. Dit houdt in dat respectievelijk de gemiddelden en medianen per groep en per periode niet significant van elkaar afwijken.

Tabel 8: ANOVA, Kruskal-Wallis Test en Chi-Square Test voor de hoogte van de windsnelheid, waar D.F. staat voor het aantal vrijheidsgraden en Freq. staat voor de frequentie.

Quintiel	1991-2002			2003-2016		
	Gemiddelde	Standaard afwijking	Freq.	Gemiddelde	Standaard afwijking	Freq.
1	0,118	0,051	625	0,069	0,053	703
2	0,047	0,052	625	0,024	0,055	702
3	0,063	0,054	625	0,030	0,052	702
4	-0,025	0,052	625	0,033	0,047	701
5	0,030	0,047	625	-0,025	0,050	701
<b>Totaal</b>			3125			3509
1	0,118	0,051	625	0,069	0,053	703
2-5	0,029	0,025	2500	0,015	0,025	2806
<b>Totaal</b>			3125			3509
1-4	0,051	0,026	2500	0,039	0,026	2808
5	0,030	0,047	625	-0,025	0,050	701
<b>Totaal</b>			3125			3509
<b>ANOVA</b>	<b>F-waarde</b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b>F-waarde</b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$	1,02	0,393	4 ; 3120	0,43	0,789	4 ; 3504
$H_0: \mu_1 = \mu_{2-5}$	2,40	0,121	1 ; 3123	0,87	0,3516	1 ; 3507
$H_0: \mu_{1-4} = \mu_5$	0,13	0,716	1 ; 3123	1,24	0,265	1 ; 3507
<b>Kruskal-Wallis test</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
$H_0: m_1 = m_2 = m_3 = m_4 = m_5$	6,672	0,154	4	2,811	0,590	4
$H_0: m_1 = m_{2-5}$	5,839	0,016	1	1,902	0,168	1
$H_0: m_{1-4} = m_5$	0,797	0,372	1	1,538	0,215	1
<b>Chi-Square Test</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-waarde</b>	<b>D.F.</b>
	5,372	0,251	4	3,283	0,512	4



#### 5.4.2 Chi-Square Test of Independence

Aangezien de nulhypothese voor gelijkheid van gemiddelden en medianen, is de  $\chi^2$ -statistiek een alternatieve manier om het mogelijke effect van de hoogte van de windsnelheid op de hoogte van aandeelrendementen te testen. Als er een negatieve invloed van de hoogte van de windsnelheid op aandeelrendementen zou zijn, zou er verwacht worden dat er minder positieve rendementen behaald zouden worden op dagen met meer wind, dan op dagen met minder wind. Na het uitvoeren van de test, kan de nulhypothese niet verworpen worden voor beide perioden. Met p-waarden van 25,1% in de eerste periode en 51,2% in de tweede periode kan er geconcludeerd worden dat deze test erop wijst dat er geen significant verband is tussen de hoogte van de windsnelheid en de hoogte van aandeelrendementen.

## Hoofdstuk 6: Discussie en conclusie

In dit onderzoek zijn er parametrische en non-parametrische testen uitgevoerd om de gelijkheid van gemiddelden en medianen, die horen bij bewolking, temperatuur en wind quintielen, te testen tegen de overige quintielen op drie verschillende manieren. Hetzelfde verband is getest door middel van een alternatieve procedure, gebaseerd op de verwachte en gerealiseerde frequenties van verwachte rendementen. Daarnaast zijn er twee perioden getest in dit onderzoek. De eerste periode is een periode waar fysiek handelen op de beurs nog mogelijk was. In de tweede periode was men volledig overgestapt naar het handelen via een scherm.

De zes uitgevoerde testen voor bewolking wijzen erop dat er geen statistisch significant effect is van de mate van bewolking op de hoogte van dagelijkse rendementen van de AEX in de tweede periode. In de eerste periode lijkt er echter wel een verband te zijn tussen de mate van bewolking en de hoogte van aandeelrendementen. Dit resultaat is consistent met de bevindingen van Saunders (1993) en Hirshleifer en Shumway (2003). Bijna alle resultaten wijzen op een significant negatief verband tussen een hogere mate van bewolking en de hoogte van aandeelrendementen. Een hogere mate van bewolking zou dus zorgen voor een lager rendement op aandelen, en omgekeerd geldt hetzelfde. Het enige resultaat dat dit tegensprekt, is een van de resultaten van de Mann-Whitney U test. Met een p-waarde van 2,9 procent wijst dit resultaat op een positief verband tussen een hogere mate van bewolking en de hoogte van de aandeelrendementen. Het is opvallend dat het eerste quintiel een rol speelt bij elk significant resultaat dat wijst op een negatief verband. Een onbewolkte lucht of een lucht met zeer weinig bewolking zou voor een positief humeur kunnen zorgen. Een beter humeur zou voor een beter rendement kunnen zorgen. Er was echter niet verwacht dat een hogere mate van bewolking een positief effect zou hebben op aandeelrendementen. Volgens Hoffman en Howarth (1984) heeft een hogere mate van bewolking een negatief effect op optimisme. Daarnaast heeft een hogere mate van bewolking een positief effect op hoe sceptisch men is, wat gepaard gaat met een slecht humeur. Op de meest bewolkte dagen is het optimisme het hoogst en het scepticisme het laagst. Naarmate de mate van bewolking toeneemt, zal het optimisme afnemen en het scepticisme toenemen. Dit zou kunnen verklaren hoe een hogere mate van bewolking op een bepaald punt een positief effect heeft op aandeelrendementen.

Dit resultaat komt echter niet overeen met een aantal studies dat is uitgevoerd na de onderzoeken van Saunders (1993) en Hirshleifer en Shumway (2003). Zo komt dit resultaat niet overeen met de resultaten van Keef en Roush (2002), waar de zes uitgevoerde analyses er volledig op wezen dat een hogere mate van bewolking geen significant effect heeft op aandeelrendementen. Goetzmann en Zhu (2005), die tevens dezelfde aandelenbeurs als

Saunders (1993) onderzochten, vonden ook een insignificant effect van een hogere mate van bewolking op de hoogte van aandeelrendementen. Aangezien het klimaat van Nederland, wat betreft de bewolking, vergelijkbaar is met de mate van bewolking van Wellington en New York, zou een gelijkwaardig effect van de mate van bewolking voor deze beurzen te verwachten zijn. Dit is wel het geval als er alleen naar de tweede periode gekeken wordt. In die periode wordt er geen significant resultaat gevonden. In de onderzoeken van Keef en Roush (2002) en Goetzmann en Zhu (2005) werd er echter wel onderzocht naar een periode waar fysiek handelen op de beurs nog wel mogelijk was. De overgang van fysiek handelen op de beurs naar het handelen via een scherm in Nederland zou echter wel de verandering in het effect van de mate van bewolking op de hoogte van aandeelrendementen kunnen verklaren. Aangezien er niet meer fysiek wordt gehandeld op de beurs, wordt de eerste hypothese verworpen. In de tweede periode is er namelijk geen significant negatief verband gevonden tussen een hogere mate van bewolking en de hoogte van aandeelrendementen.

De testen voor het effect van de hoogte van de temperatuur op aandeelrendementen leveren gemengde resultaten op. In de eerste periode worden er namelijk geen significant verband tussen de hoogte van de temperatuur en aandeelrendementen gevonden. Bijna elke uitgevoerde test voor de tweede periode leverde een significant resultaat op. De enige testen die dat niet deden, waren de testen die de eerste vier quintielen als groep tegen het vijfde quintiel testten. Dit wijst erop dat er op de warmste dagen geen significant hogere of lagere rendementen worden behaald. De ANOVA en Kruskal-Wallis testen, waar de tweede groep getest werd, leverden wel significante resultaten. De resultaten wijzen op een significant negatief verband tussen een stijging van de temperatuur en de hoogte van aandeelrendementen. Handelen op de koudste dagen zou dus significant hogere rendementen opleveren, en omgekeerd geldt hetzelfde.

De testen die uitgevoerd zijn voor de eerste groep leveren ook significante resultaten. Met de Tukey Test zijn de resultaten van de ANOVA voor groep 1 onderzocht. Net als bij de resultaten behorend bij de bewolking, zijn er drie resultaten die wijzen op een negatief verband, en een resultaat dat wijst op een positief verband tussen een stijging van de temperatuur en de hoogte van aandeelrendementen. Net als bij de resultaten behorend bij de bewolking, spelen de koudste dagen een rol in het grootste deel van de significante resultaten. De koudste dagen zou men dus zodanig beïnvloeden, dat het een positief resultaat heeft op aandeelrendementen. Dit verband komt overeen met de resultaten van onder andere Keef en Roush (2002) en Cao en Wei (2005).

Een negatief verband tussen een stijging van de temperatuur en de hoogte van rendementen is echter niet wat er aanvankelijk werd verwacht. Een negatief verband zou intuïtief verwacht

worden bij een land dat regelmatig zeer warm is. In Nederland is dit niet het geval. In de tweede periode zijn de laagste en hoogste 5 procent van de maximale gemeten temperatuur op een dag respectievelijk 2,4°C en 26,2°C. Voor de minimale gemeten temperatuur zijn de laagste en hoogste 5 procent respectievelijk -3,4°C en 15,1°C. Deze data suggereert geen hevige variaties in temperatuur, en wijst op een mild klimaat.

Een artikel uit de psychologische literatuur zou dit verband echter kunnen verklaren. Schneider, Lesko en Garret (1980) concluderen dat een lage temperatuur tot agressie kan leiden. Hoge temperaturen zouden tot zowel agressie als onverschilligheid kunnen leiden. Volgens Cao en Wei (2005) zou een lage temperatuur tot hogere rendementen kunnen leiden, vanwege de agressieve manier van risico nemen van de investeerders. Hogere temperaturen zouden tot zowel hogere als lagere rendementen kunnen leiden, aangezien agressie en onverschilligheid een tegengesteld effect hebben op het nemen van risico. Het gevonden negatief verband tussen een stijging van de temperatuur op de hoogte van rendementen zou dus verklaard kunnen worden als onverschilligheid op warmere dagen een groter effect heeft op het nemen van risico dan agressie. Het positieve verband zou op deze manier ook verklaard kunnen worden. De agressie op warmere dagen zou dus een groter effect hebben dan onverschilligheid bij het nemen van risico's. Het lijkt er echter wel op dat men hier in de eerste periode niet door werd aangetast. Het effect van een stijging van de temperatuur op de hoogte van aandeelrendementen lijkt verdwenen te zijn, wanneer men fysiek handelt op de beurs. Aangezien de meeste resultaten wijzen op een negatief verband tussen een stijging in de temperatuur en de hoogte van aandeelrendementen, wordt de tweede hypothese dus verworpen.

De testen voor het effect van de hoogte van de windsnelheid hebben slechts 1 significant resultaat opgeleverd. De Kruskal-Wallis test van de tweede groep in de eerste periode wijst erop dat er een negatief verband is tussen een stijging van de windsnelheid en de hoogte van aandeelrendementen. Een stijging van de windsnelheid zou dus zorgen voor een lager rendement op aandelen, en omgekeerd geldt hetzelfde. Het eerste quintiel verschilt significant van de overige vier quintielen als groep. Handelen op de dagen met de minste wind zou dus significant hogere rendementen opleveren, en omgekeerd geldt hetzelfde. Dit verband lijkt echter zwak te zijn, aangezien slechts een test een significant resultaat levert. Men ondervindt daarnaast minder last van de hoogte van de windsnelheid als er gehandeld wordt via een scherm dan fysiek op de beurs. Aangezien de windsnelheid minder relevant is in de tweede periode, kan er geconcludeerd worden dat er geen verband is tussen de hoogte van de windsnelheid en aandeelrendementen.

Deze bevindingen komen echter niet overeen met de bevindingen van Keef en Roush (2002). Een stijging van de windsnelheid had een significant negatief effect op aandeelrendementen in elk van hun zes uitgevoerde analyses. Er lijkt echter wel een duidelijk verschil te zijn tussen het klimaat van Nederland, en Wellington op dit gebied. De gemiddelde windsnelheid in het onderzoek van Keef en Roush (2002) is 14,2 knopen. De maximale en minimale windsnelheid zijn respectievelijk 51,6 en 0,9 knopen. Voor de data van dit onderzoek zijn de gemiddelde, maximale en minimale windsnelheid respectievelijk 6,5; 18,7 en 1,5. De windsnelheid lijkt een karakteristieke weefactor te zijn voor de Wellington. Dit zou het verschil in significantie met de resultaten van dit onderzoek kunnen verklaren. Het gebrek aan meerdere significante resultaten, zonder een, op het eerste gezicht karakteristieke aanwezigheid van de wind in Nederland, steunt de veronderstelling dat er unieke verbanden bestaan tussen weefactoren en aandeelrendementen.

De temperatuur is dus de enige onderzochte variabele die een invloed heeft op aandeelrendementen. Aangezien de temperatuur een weefactor is, kan er geconcludeerd worden dat het weer gedeeltelijk een significant effect heeft op aandeelrendementen in Nederland. Er zouden in het vervolg nog andere weefactoren onderzocht worden, zoals barometrische druk en relatieve luchtvochtigheid, om deze conclusie te ondersteunen. De resultaten van de testen van de windsnelheid bieden daarnaast een eventueel startpunt voor toekomstig onderzoek. Een onderzoek naar het effect van het weer op aandeelrendementen zou interessant zijn voor een land met een karakteristieke weefactor. Zo zou er bijgedragen kunnen worden aan de vraag of de effect van het weer een universeel effect is, of dat het effect specifiek is per locatie.

## Literatuurlijst

Brown, M. B., & Forsythe, A. B. (1974). Robust tests for the equality of variances. *Journal of the American Statistical Association*, 69(346), 364-367.

Cao, M., & Wei, J. (2005). Stock market returns: A note on temperature anomaly. *Journal of Banking & Finance*, 29(6), 1559-1573.

Goetzmann, W. N., & Zhu, N. (2005). Rain or shine: where is the weather effect?. *European Financial Management*, 11(5), 559-578.

Hirshleifer, D., & Shumway, T. (2003). Good day sunshine: Stock returns and the weather. *The Journal of Finance*, 58(3), 1009-1032.

Hoffman, M.S., Howarth, E. (1984). A multidimensional approach to the relationship between mood and weather. *British Journal of Psychology*, 75, 15–23.

Keef, S. P., & Roush, M. L. (2002). The weather and stock returns in New Zealand. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 61-79.

Krämer, W., & Runde, R. (1997). Stocks and the weather: An exercise in data mining or yet another capital market anomaly?. *Empirical Economics*, 22(4), 637-641.

Loughran, T., & Schultz, P. (2004). Weather, stock returns, and the impact of localized trading behavior. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(2), 343-364.

Nelson, S. A. (1904). *The ABC of options and arbitrage* (Vol. 6). SA Nelson.

Pardo, A., & Valor, E. (2003). Spanish stock returns: where is the weather effect?. *European Financial Management*, 9(1), 117-126.

Saunders, E. M. (1993). Stock prices and Wall Street weather. *The American Economic Review*, 83(5), 1337-1345.

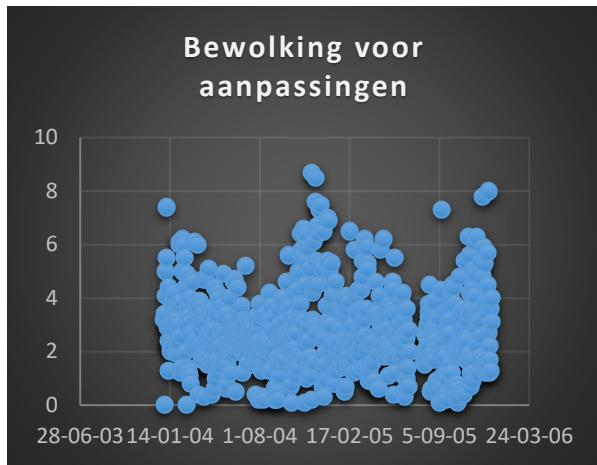
Schneider, F. W., Lesko, W. A., & Garrett, W. A. (1980). Helping behavior in hot, comfortable, and cold temperatures: A field study. *Environment and Behavior*, 12(2), 231-240.

Schwarz, N., & Clore, G. L. (1983). Mood, misattribution, and judgments of well-being: Informative and directive functions of affective states. *Journal of personality and social psychology*, 45(3), 513-523

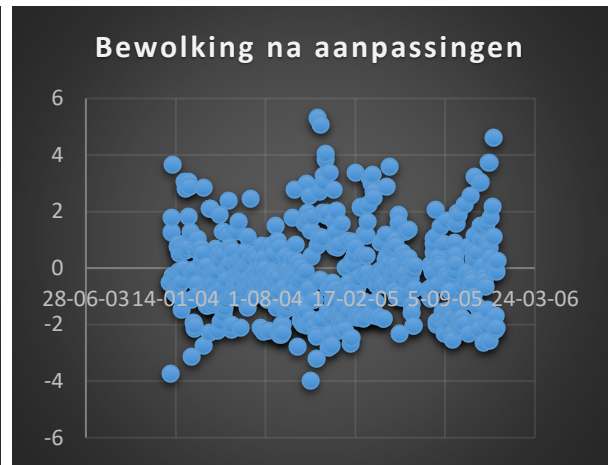
Symeonidis, L., Daskalakis, G., & Markellos, R. N. (2010). Does the weather affect stock market volatility?. *Finance Research Letters*, 7(4), 214-223.

Trombley, M. A. (1997). Stock prices and Wall Street weather: Additional evidence. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 11-21.

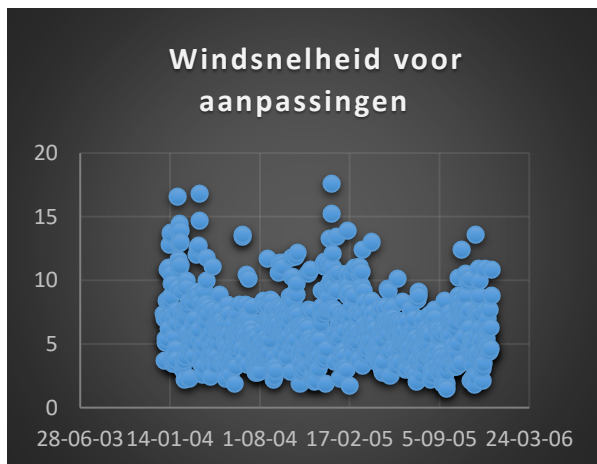
Bijlage  
Appendix A



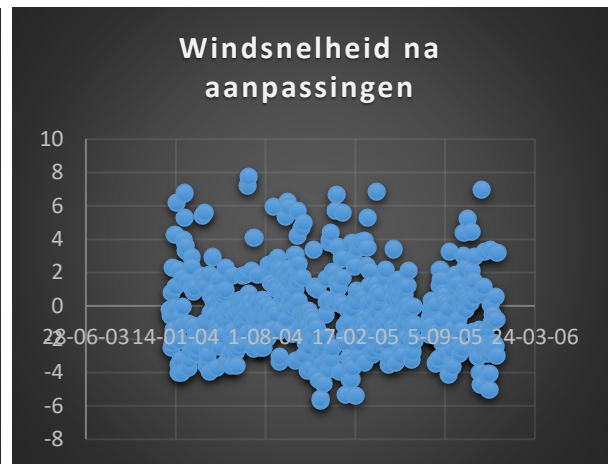
Figuur A1: Bewolking voor aanpassingen.



Figuur A2: Bewolking na aanpassingen.



Figuur A3: Windsnelheid voor aanpassingen.



Figuur A4: Windsnelheid na aanpassingen.

## Appendix B

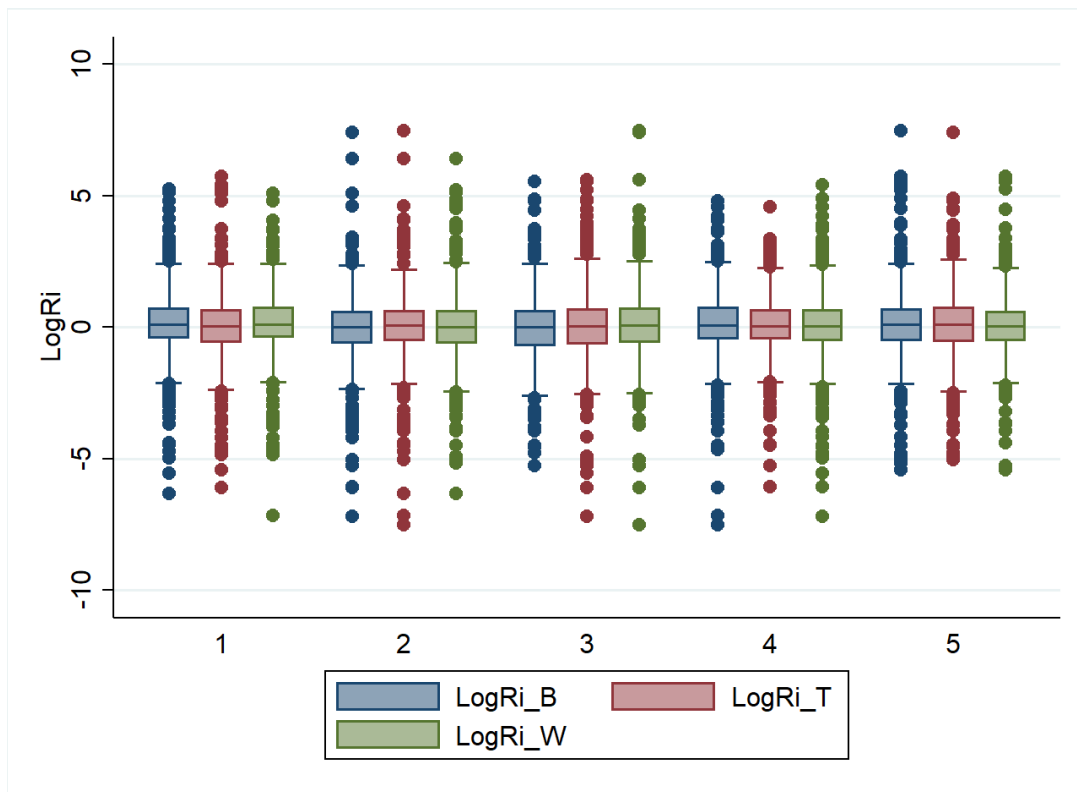


Figure B1: Box plots voor de quintielen van groep 1 voor de eerste periode, 1991-2002.

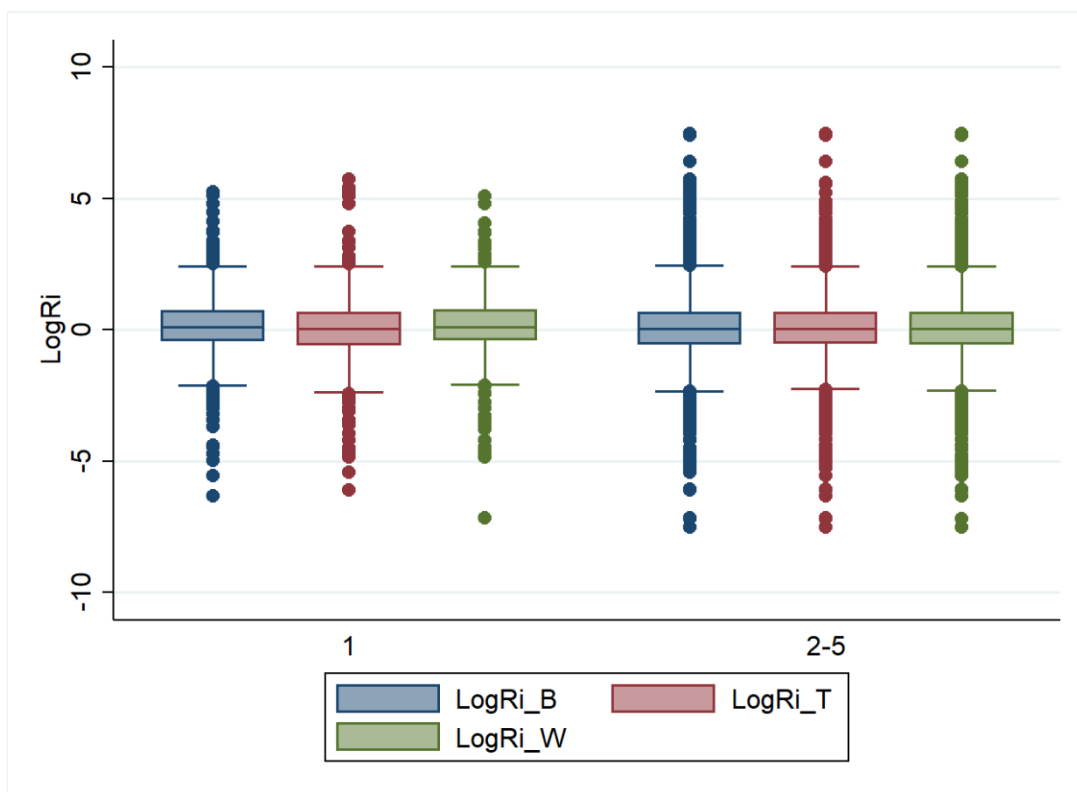


Figure B2: Box plots voor de quintielen van groep 2 voor de eerste periode, 1991-2002.



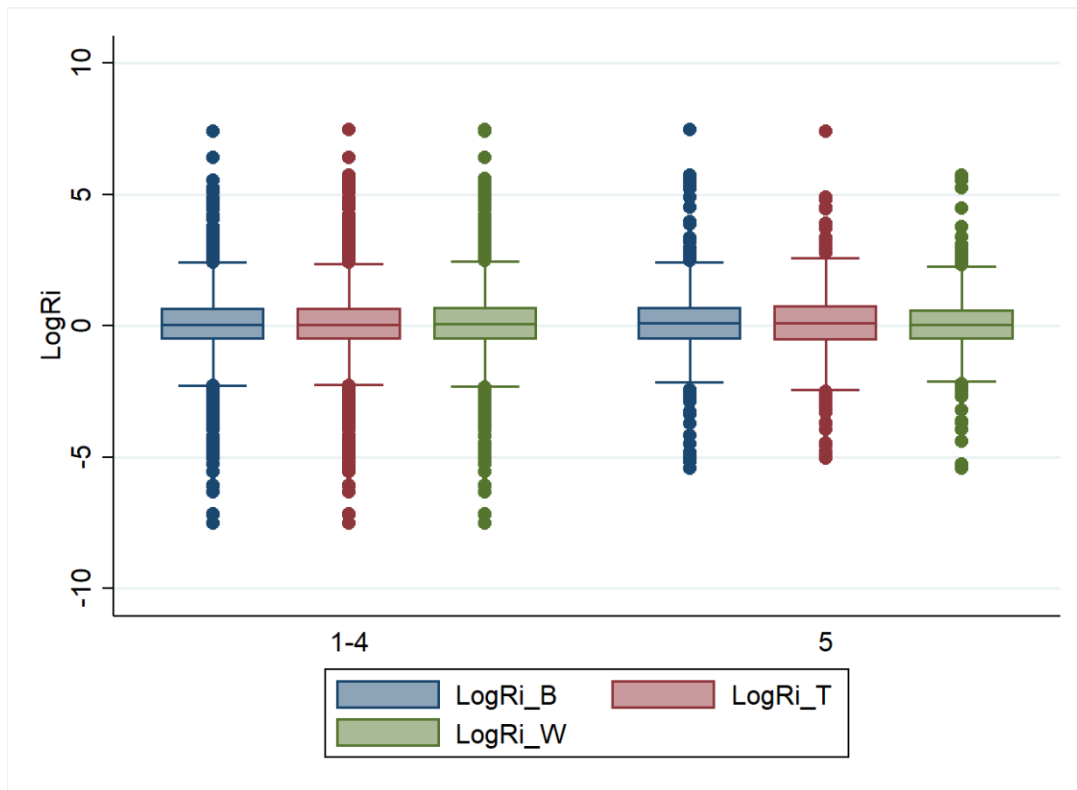
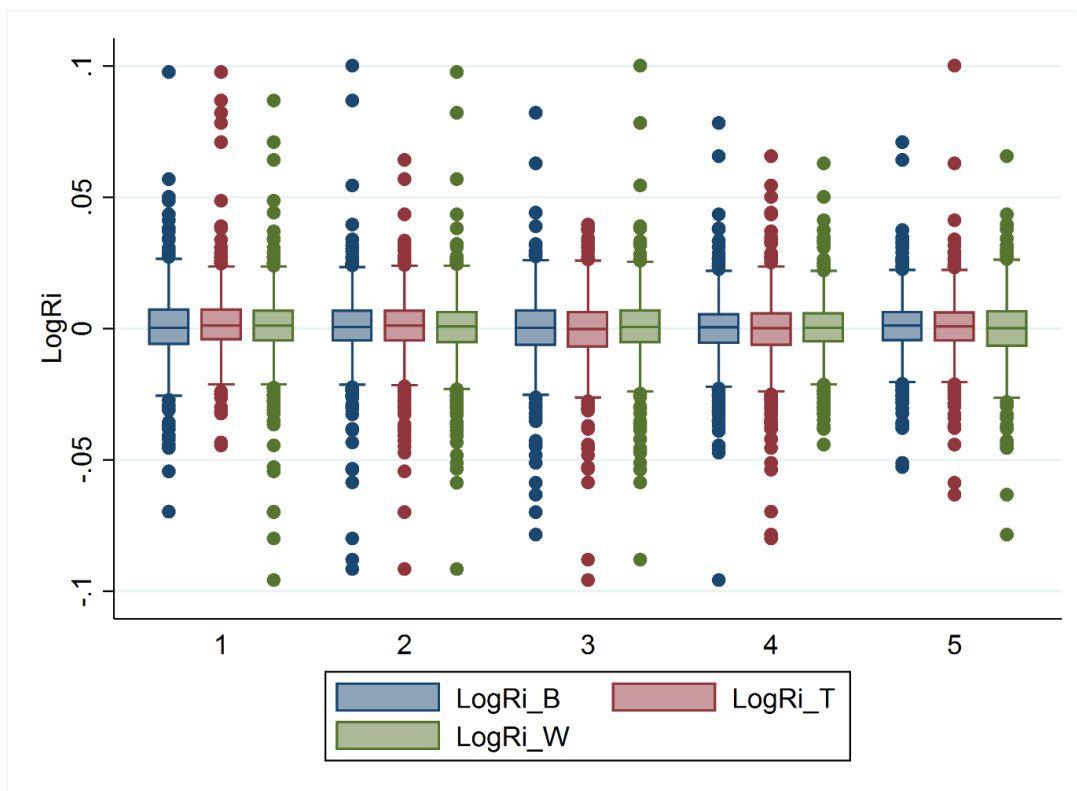
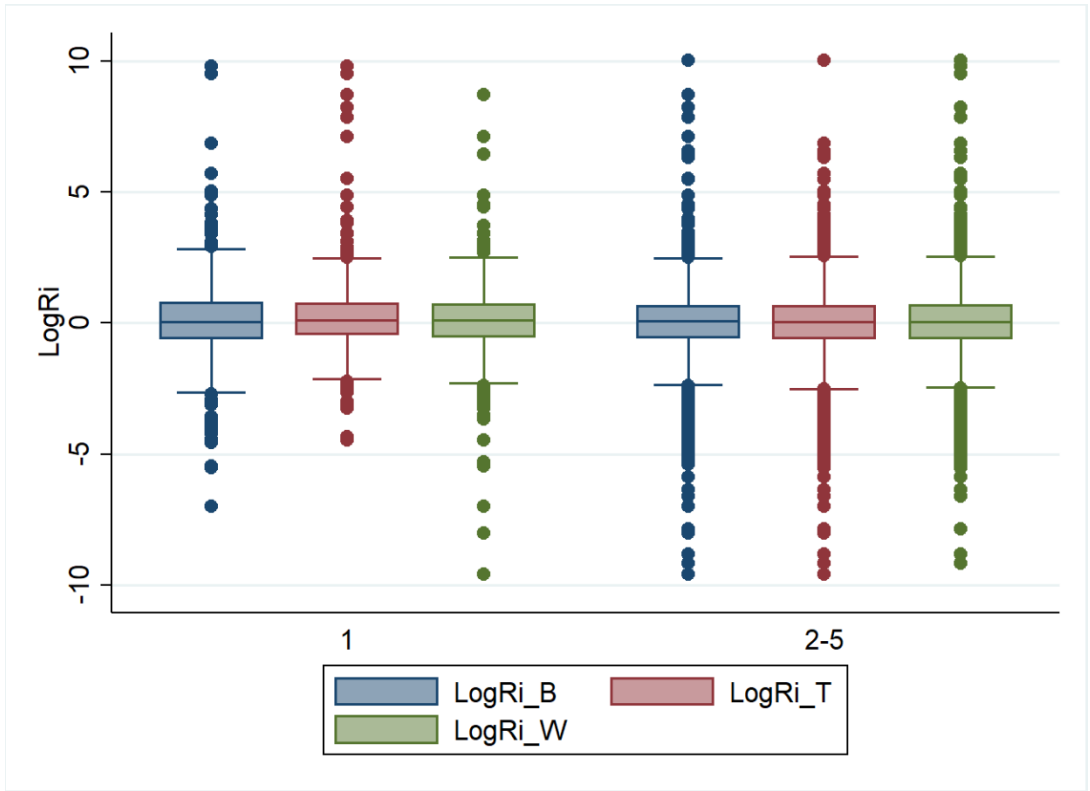


Figure B3: Box plots voor de quintielen van groep 3 voor de eerste periode, 1991-2002.



Figuur B4: Box plots voor de quintielen van groep 1 voor de tweede periode, 2003-2016.



Figuur B5: Box plots voor de quintielen van groep 2 voor de tweede periode, 2003-2016.

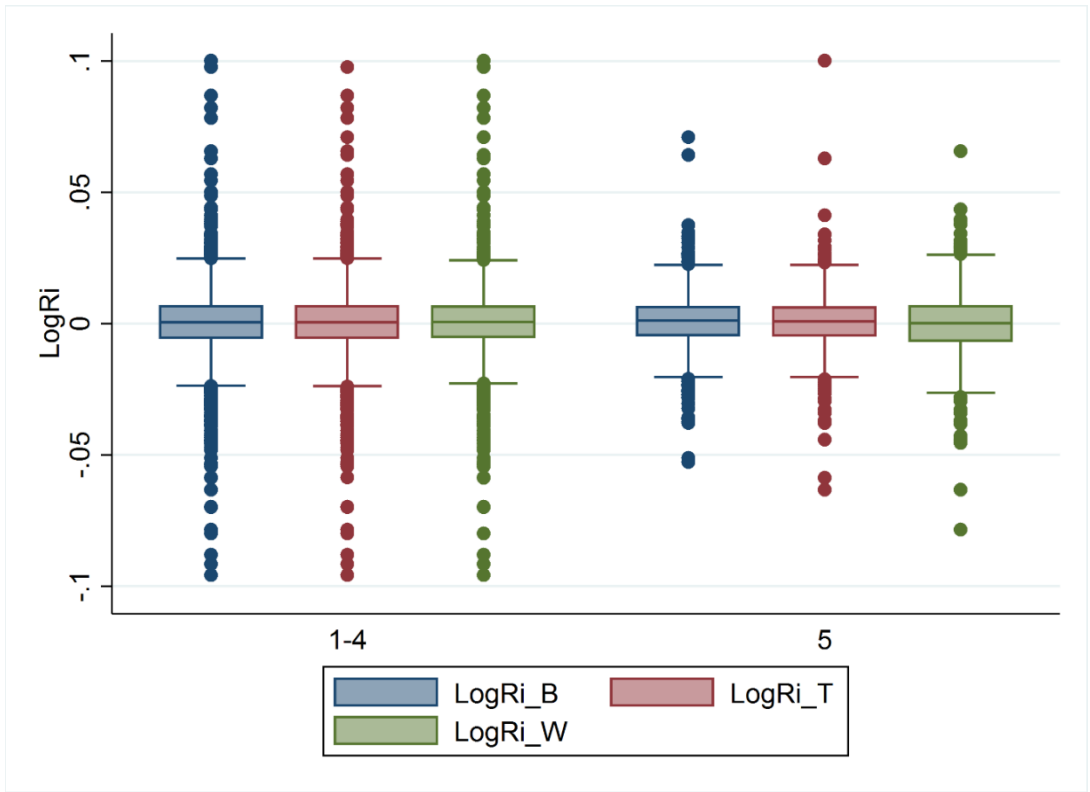


Figure B6: Box plots voor de quintielen van groep 3 voor de tweede periode, 2003-2016.





