

ERASMUS UNIVERSITEIT ROTTERDAM

Erasmus School of Economics

Bachelorscriptie Finance

12 juli 2018

Wedstrijduitslagen en beursrendementen: een vergelijking tussen de Italiaanse-, Portugese- en Turkse voetbalcompetitie

Abstract

Het doel van dit onderzoek is om een vergelijking te maken tussen drie competitie landen, Italië, Portugal en Turkije, wat betreft de mate waarin de aandelenmarkten reageren op wedstrijduitslagen. Er wordt een significant verschil gevonden tussen de Italiaanse- en Portugese competitie voor verloren wedstrijden, waarbij de laatstgenoemde een minder negatieve reactie laat zien. Een mogelijke verklaring is dat Italiaanse clubs grotere mogelijkheden hebben om zich te plaatsen voor Europese toernooien, waarbij een hogere nationale klassementsnotering resulteert in een (gunstigere) plaatsing, waardoor de gevolgen van wedstrijden versterkt worden, wat zich ook op de beurs lijkt te manifesteren.

Trefwoorden: voetbalclubs, abnormale rendementen, Italiaanse competitie, Portugese competitie, Turkse competitie

JEL-codes: Z2, Z23

Volledige naam: Jan Willem van Os

Studentnummer: 434162

Begeleider: dr. J. Zenhorst

Inhoudsopgave

Samenvatting	1
1. Introductie	2
2. Theoretisch Raamwerk.....	4
2.1. Inleiding.....	4
2.2. De Voetbalwereld.....	4
2.2.1. Algemeen	4
2.2.2. Italië, Portugal en Turkije.....	5
2.2.3. Financiële Aspecten	6
2.3. Literatuuronderzoek.....	6
2.3.1. Inleiding	6
2.3.2. Nationale Elftallen.....	7
2.3.3. Voetbalclubs op de Beurs.....	8
2.3.4. Voetbalclubs en Wedstrijduitslagen.....	8
2.4. Hypotheses.....	11
3. Data & Methodologie.....	13
3.1. Inleiding.....	13
3.2. Selectie.....	13
3.3. Abnormale Rendementen	14
3.4. Hypothese I.....	17
3.5. Hypothese II-V	19
3.6. Robuustheid	20
4. Resultaten	22
4.1. Inleiding.....	22
4.2. Beschrijvende Statistieken.....	22
4.3. Hypothese I.....	23
4.4. Hypothese II	25
4.5. Hypothese III	27
4.6. Hypothese IV	30
4.7. Hypothese V	32
4.8. Robuustheid	33
4.8.1. Inleiding	33
4.8.2. Stoxx Europe Football Index.....	33

4.8.3. De Tekentoets.....	35
4.8.4. Aangepaste Schattingsperiode.....	36
5. Conclusie.....	38
Referenties.....	40
A. Academische Referenties	40
B. Niet-academische Referenties	42
Appendix	44
A. Data en Methodologie	44
B. Robuustheid: Stoxx Europe Football Index.....	45
C. Robuustheid: Aangepaste Schattingsperiode.....	46

Samenvatting

Dit onderzoek richt zich op de invloed van nationale competitie uitslagen op de beursrendementen bij een tiental voetbalclubs, onderverdeeld in drie competitie landen, Italië, Portugal en Turkije. Het doel van dit onderzoek is om een vergelijking te maken tussen deze competitie landen, wat betreft de mate waarin de aandelenmarkten reageren op wedstrijd uitslagen, onderverdeeld in winsten, gelijke spelen en verloren wedstrijden. Allereerst wordt geanalyseerd of er sprake is van abnormale rendementen, waaruit volgt dat dit het geval is bij alle soorten wedstrijd uitslagen bij zowel de Italiaanse- als Turkse competitie, waarbij negatieve reacties (gelijke spelen en verloren wedstrijden) sterker zijn dan positieve reacties (gewonnen wedstrijden). Een mogelijke verklaring voor deze asymmetrie is de “allegiance bias” (Edmans *et al*, 2007), waarbij aanvankelijke verwachtingen een rol lijken te spelen. Bij voetbalclubs uit de Portugese competitie is er louter sprake van abnormale rendementen bij gewonnen wedstrijden en gelijke spelen, waarbij de eerstgenoemde enkel volgt uit een niet-parametrische toets. Vervolgens zijn de verschillen tussen de drie competitie landen in kaart gebracht, door middel van regressievergelijkingen. Hieruit volgde dat er geen significante verschillen zijn tussen de drie competitie landen bij gewonnen wedstrijden en gelijke spelen, enkel bij verloren wedstrijden. Een verloren wedstrijd in de Italiaanse competitie heeft namelijk een gemiddeld negatief effect van 2% op het beursrendement van de desbetreffende clubs, en is daarmee sterker dan het effect bij de desbetreffende clubs van een verloren wedstrijd in de Portugese competitie, met een verschil van 1,34 procentpunt. Een mogelijke verklaring is een verschil in de mate waarin de competities toegang hebben tot Europese toernooien. Omdat Italiaanse clubs grotere mogelijkheden hebben om zich te plaatsen voor Europese toernooien, waarbij een hogere nationale klassementsnotering resulteert in een (gunstigere) plaatsing voor deze toernooien, worden de gevolgen van wedstrijden hierdoor versterkt, wat zich ook op de beurs lijkt te manifesteren. De gevonden resultaten zijn voorts robuust voor indexkeuze, verdeling en de schattingsperiode. Ook worden er vergelijkbare resultaten gevonden voor enkel thuiswedstrijden.

1. Introductie

In 2013 werd de veelbesproken mijlpaal van 100 miljoen euro gepasseerd met de transfer van Gareth Bale (Transfermarkt, 2018a) naar Real Madrid. Vier jaar later verkaste Neymar voor ruim het dubbele (220 miljoen euro) naar Paris Saint-Germain (Transfermarkt, 2018b). De financiële belangen en mogelijkheden lijken in de voetbalwereld steeds groter te worden. Dit is onder andere interessant voor beleggers, die steeds meer toegang krijgen en hebben gekregen tot voetbalclubs, nadat het Engelse Tottenham Hotspur in 1983 als eerste voetbalclub de beurs betrad. Baur en McKeating (2009) concludeerden echter, dat voetbalclubs over het algemeen weinig tot niet profiteren van een IPO, wat betreft de veldprestaties. Desalniettemin hebben diverse clubs, waar onder AFC Ajax (Nederland) en Borussia Dortmund (Duitsland), er toch voor gekozen naar de beurs te gaan, mogelijk met financiële motivaties.

Beursgangen van voetbalclubs brengen tevens nieuwe mogelijkheden tot empirisch onderzoek met zich mee: de aandelen kunnen geanalyseerd worden in combinatie met bijvoorbeeld veldprestaties. Zo vonden Boido en Fasano (2007) bewijs voor het bestaan van een positieve relatie tussen wedstrijduitslagen en aandelenrendementen bij Italiaanse clubs. Scholtens en Peensta (2009) onderzochten de beursrendementen van een dataset van Europese clubs na het spelen van wedstrijden in Europees verband, en observeerden significante effecten voor zowel gewonnen-, verloren- als gelijkgespeelde wedstrijden, waarbij negatieve reacties (bij verloren- en gelijkgespeelde wedstrijden) sterker waren dan positieve reacties.

Hoewel er redelijk veel onderzoek gedaan is naar de effecten van wedstrijduitslagen op aandelenrendementen bij individuele clubs of competities, is er eigenlijk nog geen onderzoek gedaan naar de verschillen en/of overeenkomsten tussen de verschillende landen en bijbehorende competities. Reageren beleggers op een vergelijkbare manier? Of zijn er factoren die tot verschillen leiden? Vanuit deze optiek zijn er drie Europese competitie landen geselecteerd, namelijk Italië, Portugal en Turkije, met name vanuit databeschikbaarheid en het feit dat deze drie landen hoog genoteerd staan (in de top-10) op de FIFA coëfficiëntenlijst. De centrale onderzoeksvraag luidt:

In hoeverre komen aandelenrendementen overeen tussen voetbalclubs in de Italiaanse-, Portugese- en Turkse competitie, vanuit nationale competitie uitslagen?

Om deze vraag te beantwoorden, worden er – in sectie 2.4 – verschillende hypothesen opgesteld, die zich met name richten op de verschillen tussen de competities per wedstrijduitslag (winst, verlies of gelijkspel).

In de resultatensectie worden er diverse relaties gevonden voor verschillende competities en wedstrijduitslagen. Gewonnen-, verloren- en gelijkgespeelde wedstrijden van clubs uit zowel de Italiaanse- als Turkse competitie resulteren in abnormale rendementen, waarbij er bij Italiaanse (Turkse) clubs sprake is van een gemiddeld abnormaal rendement van 0,66% (0,52%), -1,98% (-1,42%) en -1,26% (-1,25%) respectievelijk. Bij Portugese clubs zijn deze reacties wat minder sterk, en alleen significant voor gewonnen- en gelijkgespeelde wedstrijden, met gemiddeld 0,27% en -1,22% respectievelijk. Er zijn echter weinig verschillen gevonden tussen de abnormale rendementen van de clubs uit de verschillende competitie landen. Er is enkel een significant verschil gevonden tussen de abnormale rendementen van de Italiaanse- en Portugese clubs bij verloren wedstrijden. De gemiddelde reactie op de Portugese beurs is minder negatief, met een verschil van 1,34 procentpunt ten opzichte van Italiaanse clubs. Dit kan mogelijk verklaard worden door de verschillen in toegang tot Europese toernooien.

Dit onderzoek is als volgt gestructureerd. Allereerst wordt er in hoofdstuk 2 een theoretische basis gevormd voor het onderzoek, waarbij sectie 2.2 de voetbalwereld introduceert en een aantal eigenschappen noemt van de Italiaanse-, Portugese- en Turkse competitie. Sectie 2.3 bevat voorts een uitgebreid literatuuronderzoek, waaruit in sectie 2.4 de hypothesen worden geformuleerd. Vervolgens zal in het derde hoofdstuk beschreven worden welke data er gebruikt wordt en welke methodologie erop wordt toegepast, onderverdeeld in de verschillende hypothesen. Aansluitend zullen de resultaten besproken worden, waarbij er – na het weergeven van de beschrijvende statistieken in sectie 4.2 – per hypothese een uitgebreide analyse gedaan wordt. Ook zal per hypothese gekeken worden of de resultaten robuust zijn voor technische aanpassingen (sectie 4.8). Tot slot zal in hoofdstuk 5 de conclusie geformuleerd worden, waarmee er antwoord wordt gegeven op de onderzoeksvraag, en er aanbevelingen worden gedaan voor nader onderzoek.

2. Theoretisch Raamwerk

2.1. Inleiding

Om een goede analyse te ontwikkelen rondom de aandelen van voetbalclubs, is het allereerst van belang om inzicht te krijgen in de praktische en organisatorische structuur van de voetbalwereld. Dit zal in sectie 2.2 besproken worden, onderverdeeld in deelsecties. Vervolgens zal in sectie 2.3 een uitgebreid overzicht volgen van de huidige academische literatuur rondom de onderzoeksvraag, om hiermee een beeld te schetsen van de onderzoeken tot nu toe. Tot slot zullen, in sectie 2.4, de hypothesen geïntroduceerd worden.

2.2. De Voetbalwereld

2.2.1. Algemeen

De voetbalwereld is erg veranderd in de afgelopen decennia, zowel op nationaal als internationaal niveau. Commercie is een steeds belangrijker wordende factor. De geldstromen zijn mede hierdoor sterk toegenomen, zowel in de vorm van spelersprijzen als van betaalde salarissen. Een goed voorbeeld zijn de gelden die voortvloeien uit de televisierechten. Vrooman (2007) stelt dat, in de Engelse Premier League (hoogste competitie), er sprake is geweest een enorme cumulatieve jaarlijkse groei van 33% van 1992 tot 2015. Hoewel dit over het algemeen een goede ontwikkeling is voor de voetbalwereld, brengt dit ook een nadeel met zich mee: de “kloof” tussen rijke- en minder rijke clubs (of competities) groeit. Zo schrijft Vrooman (2007) over de extreme financiële ontwikkelingen van de vijf grootste Europese competities (de “big five”).

Voetbalclubs geven doorgaans de hoogste prioriteit aan de nationale competities, die georganiseerd worden door landelijke voetbalbonden. Deze bestaan uit een aantal clubs, die het tegen elkaar opnemen, door het seizoen heen, om zo tot een uiteindelijk klassement te komen. Een aantal clubs met het hoogste aantal punten worden normaliter gekwalificeerd voor de Europa- dan wel Champions League, waarbij de Champions League bedoeld is voor de absolute top, wat zich ook vertaalt in excessief hogere prijsgelden (UEFA, 2016a, 2016b). Het aantal clubs dat zich kan kwalificeren voor Europese toernooien, wordt bepaald aan de hand van de coëfficiëntenlijst voor clubcompetities (UEFA, 2018i). Hoe hoger een land op de coëfficiëntenlijst staat, hoe meer clubs zich kunnen kwalificeren. Zo hebben de top vier landen, namelijk Spanje, Duitsland, Engeland en Italië, in het seizoen 2018/2019 recht op directe plaatsing van de vier beste teams in de Champions League (UEFA, 2018a). Deze kwalificatiestructuur zorgt bovendien voor een grote motivatie bij competitieparticipanten, om

zo hoog mogelijk te eindigen in het klassement. Het behalen van Europese wedstrijden brengt namelijk veel, vooral financiële, voordelen met zich mee.

Naast clubteams, is er ook voetbal op internationaal niveau, tussen landen. Voetbalbonden stellen in dit geval een nationaal elftal samen, dat zich kan kwalificeren voor zowel Europese- als Wereldkampioenschappen, die elke twee en vier jaar, respectievelijk, georganiseerd worden.

2.2.2. Italië, Portugal en Turkije

De Italiaanse-, Portugese- en Turkse clubcompetities zijn behoorlijk verschillend. Waar Italië op de vierde plek in de coëfficiëntenlijst staat, moeten Portugal en Turkije het doen met een zevende en tiende plek, respectievelijk (UEFA, 2018i). Dit heeft tot gevolg dat Italiaanse clubs betere toegang hebben tot Europese toernooien, waardoor er ook grote financiële verschillen tussen de competities zijn. Zo wonnen Italiaanse clubs samen 12 en Portugese clubs 4 keer de Champions League. Turkije won nog nooit een Champions League titel (UEFA, 2018g). In de Europa League wonnen de Italianen, Portugezen en Turken 9, 2 en 1 keer respectievelijk (UEFA, 2018h).

Het Italiaanse voetbal wordt in Europa vertegenwoordigd door de Italian Football Association (UEFA, 2018b). De hoogste competitie is de Serie A, die op dit moment uit 20 clubteams bestaat, die – door het voetbalseizoen heen – strijden voor plaatsen in het klassement (Lega Serie A, 2018b). De laagst genoteerde drie clubs komen in aanmerking voor degradatie. Elke club speelt tweemaal tegen alle tegenstanders, wat resulteert in 38 nationale competitiewedstrijden per seizoen (Lega Serie A, 2018a). Naast de competitievorm, spelen Italiaanse clubteams ook een nationaal toernooi (de “beker”), de Coppa Italia genoemd.

Het vertegenwoordigende orgaan in Portugal is de Federação Portuguesa de Futebol (UEFA, 2018e), met de Premiera Liga als de hoogste competitie, welke op dit moment bestaat uit 18 clubteams, met een corresponderend aantal wedstrijden van 34 per seizoen (UEFA, 2018c). Ook in Portugal is er een nationaal toernooi, wat de Taça de Portugal Placard wordt genoemd. Dit heeft een soortgelijke structuur als de Italiaanse beker (UEFA, 2018d).

Turkije wordt op internationaal en Europees niveau vertegenwoordigd door de Turkse voetbalbond Türkiye Futbol Federasyonu (UEFA, 2018e). De hoogste competitie wordt de Super League genoemd, welke bestaat uit 18 clubteams, met elk 34 wedstrijden per seizoen (UEFA, 2018e). Ook in Turkije is er een vergelijkbaar nationaal toernooi, wat wordt gezien als een nationale beker.

2.2.3. Financiële Aspecten

Hoewel de voetbalwereld eigenlijk een wereld is van “sport”, zijn de commerciële belangen erg toegenomen. Sportclubs, die van nature vaak verenigingen waren, veranderen in miljoenenbedrijven. Spelers worden niet meer alleen gewaardeerd vanuit hun veldprestaties, maar ook vanuit hun commerciële waarde. Met name internationale populaire clubs (bijvoorbeeld Real Madrid, FC Barcelona, Manchester United en Paris Saint-Germain) zijn bereid enorme prijzen te betalen voor het aantrekken van nieuwe spelers.

Deze financiële groei wordt onderbouwd door de Deloitte Football Money League. Hierin analyseert en publiceert Deloitte (sinds het seizoen 1996/1997) de financiële situaties van de 20 rijkste voetbalclubs in de wereld. Uit de meest recente editie (Boor, Hanson en Ross, 2018), bleek dat de top 20, in het seizoen 2016/2017, een gemiddelde van bijna 400 miljoen euro heeft omgezet, waarbij nummer 20 een omzet had van bijna 200 miljoen euro. Dit, terwijl de nummer 20 in het seizoen 1996/1997 nog een omzet genoot van ruim 36 miljoen euro.

Een andere interessante ontwikkeling is het feit dat in de top 20 van de Deloitte Football Money League het Engelse voetbal wordt vertegenwoordigd door een recordaantal van maar liefst 10 teams (Boor *et al.* 2018). De belangrijkste onderliggende oorzaak is dat de televisiegelden in de Engelse competitie extreem hoog zijn, waardoor zelfs laaggenoteerde clubs excessieve begrotingen hebben. Dit is ook te zien in de gerapporteerde verdeling van de totale omzet van de top 20, welke geïnclassificeerd worden onder wedstrijd-, uitzend- en commerciële opbrengsten. Het aandeel uitzendopbrengsten is ten opzichte van afgelopen seizoen gestegen met 6 procentpunten (van 39% tot 45%), terwijl de wedstrijd- en commerciële opbrengsten beide daalden tot 17% en 38% respectievelijk.

Deze ontwikkelingen zijn bovendien interessant voor beleggers, doordat er grote potentiële rendementen behaald kunnen worden. Beleggers hebben de afgelopen decennia steeds in toenemende mate toegang gekregen tot voetbalclubs. Na de IPO van de aandelen van Tottenham Hotspur in 1983, hebben verschillende Europese clubs de beurs betreden. Op dit moment zijn er, uitgaande van de Stoxx Europe Football Index via Datastream, 22 Europese topclubs genoteerd op de beurs.

2.3. Literatuuronderzoek

2.3.1. Inleiding

Om tot de hypothesen te komen, zal er een uitgebreid literatuuronderzoek volgen, om zo een academische basis te leggen voor de onderzoeksvraag. Allereerst zal er een bondige analyse

volgen van onderzoek rondom nationale elftallen, om hiermee aan te duiden in hoeverre voetbal een onderdeel van de samenleving is geworden. Vervolgens zal de literatuur over IPO's van voetbalclubs kort worden besproken. In de derde sectie zal uitgebreid worden ingegaan op de huidige literatuur omtrent de impact van wedstrijduitslagen op de aandelenrendementen voor clubteams.

2.3.2. Nationale Elftallen

In de huidige academische literatuur is er veel onderzoek gedaan naar de invloed van wedstrijduitslagen van nationale elftallen op de algemene beursrendementen. Eén van de eerste onderzoeken kwam van Ashton, Gerrard en Hudson (2003), waarin nationale wedstrijduitslagen van Engeland vanaf 1984 tot en met 2002 werden vergeleken met de rendementen op de FTSE Index (bestaande uit de 100 grootste bedrijven genoteerd aan de effectenbeurs in Londen). Zij observeerden, vanuit empirisch onderzoek, dat er een significante positieve relatie bestaat tussen de uitslagen en de rendementen van de index, met een gemiddeld rendement van ongeveer 0,17% en -0,13% na gewonnen- en verloren wedstrijden respectievelijk. Tevens werd een grotere reactie gevonden voor finales en kwalificaties.

Edmans, Garcia en Norli (2007) selecteerden een grotere dataset, namelijk van nationale elftallen van 39 landen, tussen 1973 en 2004. Zij concludeerden dat een verlies gemiddeld gepaard gaat met negatieve reacties op de aandelenmarkt (ongeveer -0,2%), en onderbouwen dit voorts met psychologische argumenten, vanuit het "humeur" van investeerders. Deze reactie zou bovendien sterker zijn voor wedstrijden die belangrijker worden geacht.

Klein, Zwergel en Heiden (2009) observeerden voor Europese data tussen 1990 en 2006 echter, geen aanwijzingen voor het bestaan van een relatie tussen uitslagen van nationale voetbalelftallen en rendementen op de beurs. Bovendien voegden zij een verrassingsvariabele toe om te corrigeren voor verwachte uitslagen. Ook deze aanpak wees niet op een expliciete relatie. Interessant is ook, dat de auteurs stellen dat wanneer een dataset groot genoeg is, er "toevallige" relaties kunnen worden gevonden, waarmee er impliciet kritiek werd geleverd op Ashton *et al.* (2003). Hierop volgde een tweede onderzoek van Ashton, Gerrard en Hudson (2011), waarin een nieuwe onderverdeling werd gemaakt, namelijk de jaren 1984 tot en met 2002 (periode 1), en vanaf 2002 tot en met 2009 (periode 2). Hierin concludeerden de auteurs dat in de eerste periode er wel degelijk een relatie bestond tussen de uitslagen van de nationale elftallen en de beursrendementen. Tegelijkertijd bleek dat deze relatie, in de tweede periode, minder sterk was geworden.

Demirhan (2013) onderzocht de invloed van wedstrijduitslagen van het Turkse nationale elftal op de Istanbul Stock Exchange 100 Index (ISE-100), door middel van een GARCH-type analyse van een dataset van ongeveer 23 jaar (1988 tot 2011). Hieruit volgde dat winsten geen significante invloed hadden op de rendementen op de beurs. Voor gelijke spelen en verloren wedstrijden werd er echter wel een significant effect gevonden van gemiddeld -0,5% op de eerste handelsdag na de gespeelde wedstrijden.

2.3.3. Voetbalclubs op de Beurs

Een toonaangevend onderzoek wat betreft het betreden van de beurs voor voetbalclubs werd uitgevoerd door Baur en McKeating (2009). Zij concludeerden dat, vanuit een dataset van verschillende Europese clubs, er vaak “underperformance” in veldprestaties optreedt, nadat een IPO heeft plaatsgevonden. Hoewel dit wat betreft voetbalclubs een relatief nieuw fenomeen is, is financiële “underperformance” al wel een veelbesproken onderwerp. Zo observeerden Logan en Ritter (1995) vanuit een brede dataset van IPO's tussen 1970 en 1990, dat het gemiddelde jaarlijkse rendement enkel 5% bedroeg. In een later onderzoek van Baur en McKeating (2011), werd opnieuw gevonden dat een IPO geen positief effect heeft op de veldprestaties. Daarnaast observeerden ze dat dit niet geldt voor clubs in lagere divisies, deze zouden wel beter gaan presteren na een IPO.

2.3.4. Voetbalclubs en Wedstrijduitslagen

De conclusies en resultaten wat betreft het effect van wedstrijduitslagen op de beursrendementen van voetbalclubs lopen zeer uiteen. Dit maakt dat er geen duidelijke scheiding te maken is tussen verschillende onderzoeken. Vanuit deze optiek is deze sectie op basis van chronologie opgebouwd.

Renneboog en Vanbrabant (2000) waren één van de eersten die een uitgebreid en toonaangevend onderzoek deden naar de invloed van wedstrijdresultaten van voetbalclubs, op de rendementen van deze clubs op de beurs. De dataset bestond uit een totaal van 17 voetbalclubs, verdeeld over de Engelse- en Schotse competitie, van drie seizoenen (1995/1996 tot en met 1997/1998). Vervolgens werd er onderscheid gemaakt tussen Europese- en nationale wedstrijden, en tussen wedstrijden die eindigden in een gelijkspel, winst of verlies. Nadat de methodiek hierop werd losgelaten, concludeerden de auteurs dat – zowel voor clubs uit de Engelse- als de Schotse competitie – er inderdaad een significant verband is tussen de resultaten en de rendementen op de beurs. Een winst zou gemiddeld leiden tot een abnormaal rendement

van 1%. Een verlies leidt gemiddeld echter tot een negatief abnormaal rendement van 1,4%. Ook een gelijkspel wordt negatief ontvangen door beleggers, resulterend in een gemiddeld abnormaal rendement van -0,6%.

Duque en Ferreira (2005) deden vergelijkbaar onderzoek voor twee grote Portugese clubs (afgekort Porto en Sporting). Vanuit ARCH-type modellen voor de resultaten van vijf seizoenen (1998/1999 tot en met 2002/2003), werden voor Sporting significante rendementen gevonden voor wedstrijden resulterend in een verlies, gelijkspel en een winst, met gemiddelde rendementen van -1%, -1,3% en 1,5% respectievelijk. Voor Porto waren de relaties minder sterk, met enkel een significant rendement van gemiddeld -1,2% na gelijke spelen.

Stadtman (2006) onderzocht het effect van verschillende gebeurtenissen die als “nieuwe informatie” kunnen worden aangemerkt, op de aandelen van Borussia Dortmund (een Duitse topclub). Na het corrigeren voor verwachtingen, werd er een duidelijke relatie gevonden tussen veldprestaties en aandelenrendementen. Ook volgde uit de analyse dat wedstrijden in Europees verband geen grotere invloed hebben op aandelenrendementen dan wedstrijden in de nationale competitie.

Een vergelijkbaar onderzoek werd gedaan door Boido en Fasano (2007). Zij analyseerden drie grote Italiaanse clubs (Juventus, Lazio en Roma), en hun beursreacties op wedstrijduitslagen. De belangrijkste conclusie van dit onderzoek is dat ook voor deze Italiaanse clubs er een relatie is tussen wedstrijduitslagen en rendementen op de beurs. Zo is het rendement na een gewonnen wedstrijd gemiddeld significant hoger dan voor een wedstrijd die niet gewonnen is. Zo werden bij Juventus, Lazio en Roma na gewonnen wedstrijden (niet gewonnen wedstrijden) gemiddelde rendementen van ongeveer 0,53% (-0,58%), 0,43% (-1,15%) en 0,55% (-1,10%) gevonden.

Scholtens en Peenstra (2009) onderzochten, in tegenstelling tot voorgaande onderzoeken, een internationale dataset. Hierin opgenomen waren acht clubteams, verdeeld over Engeland, Duitsland, Italië, Nederland en Portugal, wat resulteerde in een totaal van 1274 wedstrijden van eind 2000 tot en met eind 2004. De primaire conclusie van het onderzoek is dat een winst gemiddeld een positief significant effect heeft (van ongeveer 0,36%) op de abnormale rendementen van de clubs, terwijl een verlies gemiddeld leidt tot een negatieve reactie, met een abnormaal rendement van -1,41%. Tevens volgt hieruit dat het effect van een verlies is groter is dan het effect van een winst. Ook bleek dat Europese wedstrijden een sterkere invloed hebben op de beursrendementen, vergeleken met wedstrijden in nationaal verband.

Ook Benkraiem, Louhichi en Marques (2009) analyseerden een internationale dataset, bestaande uit 18 Europese clubs met 745 wedstrijden rond het seizoen 2006/2007. Zij

observeerden alleen significante (negatieve) invloed van gelijke spelen en verloren wedstrijden, met een gemiddeld abnormaal rendement van -1,90% en -0,27% respectievelijk. De sterkste reacties werden geobserveerd voor verloren wedstrijden die thuis werden gespeeld. Ook introduceerden zij het handelsvolume in de context van voetbalclubs, wat nog niet in voorafgaand onderzoek aan bod was gekomen. Hieruit volgde voorts dat er een toename van beleggersactiviteit was rond de wedstrijddagen. Twee jaar later werd er een ARCH-type analyse toegevoegd aan de literatuur (Benkraiem, Le Roy en Louhichi, 2011), waaruit geconcludeerd werd dat veldprestaties (afhankelijk van resultaat en locatie) ook invloed hebben op de volatiliteit van de koersen van voetbalclubs.

Demir en Danis (2011) onderzochten de invloed van wedstrijdresultaten op de aandelenrendementen van een drietal Turkse clubs (Besiktas, Galatasaray en Fenerbahce). De rendementen werden vervolgens afgezet tegen de Istanbul Stock Exchange 100 Index (ISE-100), om zo tot abnormale rendementen te komen. Uit deze analyse, die data vanaf de IPO's tot en met het seizoen 2008/2009 omvatte, werd geconcludeerd dat wedstrijdresultaten inderdaad invloed hebben op de abnormale rendementen, met een asymmetrische reactie tussen een winst en een verlies (waarbij een verlies een groter effect heeft). Na het toevoegen van controlevariabelen voor verwachtingen, werd ook geconcludeerd dat beleggers sterker reageren op onverwachte uitslagen. Deze resultaten zijn voorts consistent met het onderzoek van Saraç en Zeren (2013), die – voor dezelfde drie clubs – ook een positieve relatie vonden tussen wedstrijduitslagen en aandelenrendementen, vanuit een dataset van nationale- en internationale wedstrijden van 2005 tot en met 2012.

Bell, Brooks, Matthews en Sutcliffe (2012) verzamelden data over 19 beursgenoteerde Engelse voetbalclubs, en deden onderzoek naar de invloed van een aantal factoren op aandelenrendementen. Allereerst concludeerden zij dat de rendementen afhankelijk zijn van het belang van de wedstrijd (gemeten vanuit potentiële promotie of degradatie). Ten tweede werd geobserveerd dat het aantal onverwachte punten een positieve invloed heeft op het beursrendement. Ditzelfde werd geconcludeerd voor het aantal gescoorde doelpunten relatief tot de tegenstander.

Floros (2014) deed onderzoek naar de prestaties in Europees verband van een viertal beursgenoteerde voetbalclubs: Porto, Benfica, Ajax en Juventus. Vanuit de toepassing van een TGARCH(1,1)-model (een model dat onderscheid maakt tussen succesvolle- en niet succesvolle uitslagen) op data van januari 2008 tot en met december 2011, werden verschillende conclusies getrokken. Er werden geen significante rendementen gevonden voor Porto. Voor Juventus werden echter, wel significante effecten geobserveerd, voor zowel gelijke spelen als

verloren wedstrijden, met een gemiddeld additioneel rendement van -0,9 en -2,3 procentpunt, respectievelijk. In tegenstelling tot huidige academische literatuur, waarin gelijke spelen doorgaans resulteren in negatieve rendementen, werden voor Ajax en Benfica positieve rendementen geobserveerd voor wedstrijden die eindigden in een gelijkspel. Bij Ajax zou een gelijkspel gemiddeld zorgen voor een stijging van het rendement met 0,5 procentpunt, en bij Benfica met ongeveer 1,4 procentpunt.

Uit vrij recent onderzoek van Dimic, Neudl, Orlov en Äijö (2018), waarin nationale wedstrijden van de 22 beursgenoteerde Europese voetbalclubs van het seizoen 2000-2001 tot en met 2012-2013 geanalyseerd werden, werd geconcludeerd dat negatieve resultaten gemiddeld leiden tot een groter effect dan positieve resultaten. Dit is consistent met reeds besproken literatuur. Een winst zou, op de eerste handelsdag na de wedstrijd, gepaard gaan met een gemiddeld abnormaal rendement van ongeveer 0,48%, terwijl een verlies en een gelijkspel zouden zorgen voor een gemiddeld abnormaal rendement van -1,05% en -1,28%, respectievelijk. Ook wordt geobserveerd dat negatief nieuws minder snel wordt geïncorporeerd door de markt, vergeleken met positief nieuws. Hieruit wordt voorts gesteld dat irrationaliteit vermoedelijk een rol speelt.

2.4. Hypotheses

Uit de voorgaande sectie is gebleken dat er vrij veel onderzoek is gedaan naar verschillende vormen van veldprestaties op beursrendementen. Het doel van dit onderzoek is om deze verschillen en/of overeenkomsten in beursrendementen na wedstrijduitslagen, tussen de Italiaanse-, Turkse- en Portugese competitie, te identificeren en vervolgens te bespreken.

De eerste hypothese is bedoeld als basis voor de erop volgende hypothesen, en luidt:

Hypothese I. De beurskoersen van de beursgenoteerde voetbalclubs binnen de drie competities reageren op de wedstrijduitslagen van de desbetreffende voetbalclubs.

Hoewel deze hypothese een beeld geeft van de mate waarin beleggers in de competitieclubs reactionair zijn, worden er nog geen verschillen of overeenkomsten aangeduid. De tweede, derde, vierde en vijfde hypothese zullen hier dieper op ingaan, met name in het onderscheid in wedstrijduitslag (een winst, verlies of gelijkspel).

- Hypothese II. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, na een “winst”.*
- Hypothese III. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, na een “verlies”.*
- Hypothese IV. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, na een “gelijkspel”.*

Tot slot zal er aandacht worden besteed aan de locaties waar de wedstrijden gespeeld worden (“uit” of “thuis”). Hoewel Saraç en Zeren (2013) hier geen significant effect voor vonden, zal dit in deze vergelijking wel meegenomen worden.

- Hypothese V. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, wanneer er “thuis” wordt gespeeld.*

Naast het al dan niet verwerpen van de bijbehorende nulhypotheses, zal er ook gekeken worden wat deze verschillen zijn, en of deze – ten opzichte van de overige competities – positief dan wel negatief zijn.

Vooraf voor clubteams is er een breed scala van onderzoeken, zoals besproken in sectie 2.3, met verschillende datasets en methodieken. Hieruit valt direct op dat de resultaten erg uiteenlopen tussen verschillende clubs en competities. Vooralsnog is het dus nog niet duidelijk waar verschillen of overeenkomsten vandaan komen, en waar deze door worden gedreven. Dit onderzoek kenmerkt en onderscheidt zich, doordat er getracht wordt verschillen dan wel overeenkomsten te vinden tussen rendementen, terwijl de huidige academische literatuur vooral de nadruk legt op algemene resultaten in grote datasets. Een belangrijk doel van dit onderzoek is tevens om de rendementen van voetbalclubs op een andere manier te belichten dan op individueel niveau, namelijk op competitie(land) niveau. Dit vraagt om nader onderzoek naar de karakteristieken van de verschillende competitie landen, maar ook naar de mate waarin het gedrag van beleggers overeenkomt, wat zowel voor de financiële economie als voor de gedragseconomie interessante vraagstukken zijn.

3. Data & Methodologie

3.1. Inleiding

Deze sectie is ingedeeld in vijf delen. Allereerst zal er in sectie 3.2 worden ingegaan op de selectie van de dataset voor de analyse. Vervolgens zal, in sectie 3.3, uitgebreid besproken worden hoe de beursrendementen worden berekend en vastgesteld. Sectie 3.4 bevat de methodiek voor de eerste hypothese, en sectie 3.5 voor hypothesen twee tot en met vijf. Tot slot zal sectie 3.6 volgen, waarin de robuustheidsmethoden worden beschreven.

3.2. Selectie

Zoals genoemd in de introductie, zullen een tiental teams worden onderzocht, verdeeld over de Italiaanse-, Portugese- en Turkse competitie. De keuze voor specifiek deze clubs, uit deze competities, berust zich op verschillende argumenten. Allereerst volgt uit de Stoxx Europe Football Index, welke is opgenomen in tabel 11 (appendix A), dat er maar een paar Europese landen zijn met meer dan één voetbalclub op de beurs. Dit zijn Denemarken, Italië, Portugal en Turkije, met 5, 3, 3 en 4 clubteams respectievelijk. Ten tweede bevinden Italië, Portugal en Turkije zich alle drie in de top-10 van de FIFA coëfficiëntenlijst, waardoor het maken van een vergelijking tussen juist deze competitie landen erg interessant is. Door het onderzoek heen wordt voorts impliciet de aanname gemaakt dat deze clubs representatief zijn voor de verschillende competities. Zonder deze aanname zou het maken van een vergelijking tussen competitie landen ongegrond zijn. Deze brede aanname kan echter ook leiden tot een bias, omdat er wellicht club-specifieke eigenschappen zijn, die niet algemeen geldend zijn voor de betreffende competitie landen. In dit geval zouden er potentieel foutieve conclusies getrokken kunnen worden uit de resultaten. Hier wordt op teruggekomen in de resultatensectie (sectie 4.5).

De tweede stap is om een gepaste periode te selecteren, om vervolgens rendementscijfers en wedstrijduitslagen uit op te halen. Om een zo groot en recent mogelijke dataset samen te stellen, is gekozen om seizoen 2008/2009 tot en met 2016/2017 te gebruiken (8 seizoenen). Benfica, een Portugese club, heeft namelijk pas in seizoen 2007/2008 de beurs betreden. Vervolgens zijn de wedstrijduitslagen van de drie competities opgehaald van football-data.co.uk, overeenkomend met de onderzoeken van Dimic *et al.* (2018) en Scholtens en Peenstra (2009). Een belangrijke toevoeging is dat, anders dan bij veel andere onderzoeken, er enkel nationale competitie uitslagen worden opgenomen in de dataset. Wedstrijden in Europees verband worden genegeerd, om zo een goede vergelijking te kunnen trekken. De mate waarin de verschillende competitie landen toegang hebben tot Europese toernooien verschilt namelijk

aanzienlijk (zie sectie 2.2.1 en 2.2.2). Aangepaste sluitingsprijzen (sluitingsprijzen inclusief dividendopbrengsten) zijn voorts opgehaald uit Datastream, een toonaangevende database voor tijdsreeksdata van aandelen en indices. Zoals in tabel 11 van appendix A beschreven staat, worden alle aandelen in lokale valuta verhandeld. De aandelen van Italiaanse- en Portugese clubs in euro's, en de aandelen van Turkse clubs in Turkse lira. Op deze manier is er ook consistentie tussen de betreffende aandelen en de lokale indices.

Tabel 1 bevat de initiële data wat betreft de wedstrijduitslagen van de verschillende teams, onderverdeeld in het land waarin de competitie gespeeld wordt. Hieruit valt direct op dat Portugese clubs het minste aantal wedstrijden speelden, namelijk gemiddeld rond de 35 per seizoen. Clubs uit de Italiaanse- en Turkse competitie speelden, respectievelijk, gemiddeld 43 en 38 wedstrijden per seizoen. Dit komt grofweg overeen met sectie 2.2.2, waaruit bleek dat de Italiaanse competitie inderdaad het grootste aantal clubteams bevat.

Tabel 1: Dataset van wedstrijduitslagen

Competitieland	Team	Aantal Wedstrijden					Totaal
		Thuis	Uit	Winst	Verlies	Gelijkspel	
Italië	Juventus	171	171	219	51	72	342
	Lazio	171	171	154	116	72	342
	Roma	171	171	190	76	76	342
Portugal	Benfica	141	141	210	29	43	282
	Sporting	141	141	165	50	67	282
	Porto	141	141	205	25	52	282
Turkije	Besiktas	152	152	169	59	76	304
	Fenerbahce	152	152	188	54	62	304
	Galatasaray	152	152	168	70	66	304
	Trabzonspor	152	152	141	85	78	304

Uitslagen van de genoemde clubteams in de nationale competitie, van het seizoen 2008/2009 tot en met het seizoen 2016/2017.

3.3. Abnormale Rendementen

In dit onderzoek zal gebruik worden gemaakt van een “event study”-methodologie, waarbij gespeelde wedstrijden als gebeurtenissen worden geïdentificeerd. Hier zal er toegewerkt worden naar een analyse van abnormale rendementen. In deze sectie zal in detail de totstandkoming van deze rendementen besproken worden, en welke afwegingen hierin zijn gemaakt.

Om tot rendementscijfers te komen, wordt allereerst een nieuwe variabele gegenereerd. Deze wordt berekend op logaritmische schaal. Een belangrijke motivatie hierbij is dat

logaritmische rendementen, anders dan discrete rendementen, doorgaans resulteren in een meer normale verdeling, wat statistische voordelen heeft (Strong, 1992). Bovendien concluderen Hudson en Gregoriou (2015) dat, hoewel zowel de discrete- als de logaritmische aanpak consistente resultaten teweegbrengen, onderzoekers niet zomaar resultaten van beide methoden kunnen vergelijken. Er zouden wel degelijk verschillen kunnen zijn. Omdat de huidige academische literatuur in de context van rendementen van voetbalclubs doorgaans gebruik maakt van een logaritmische schaal, zal dit in dit onderzoek ook gedaan worden. Het rendement van aandeel i , op tijdstip t , wordt voorts uitgedrukt als $R_{i,t}$ in de volgende formule:

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}^{\text{adj}}}{P_{i,t-1}^{\text{adj}}} \right), \quad (1)$$

waar $P_{i,t}^{\text{adj}}$ gedefinieerd is als de aangepaste sluitingsprijs (koers inclusief dividendopbrengsten) van aandeel i op tijdstip t .

MacKinlay (1997) schreef een gedetailleerd overzicht van de benodigde stappen bij het analyseren van rendementen, op basis van specifieke gebeurtenissen. MacKinlay stelt hierin dat het essentieel is om abnormale rendementen te berekenen, om zo het gebeurtenis-specifieke effect te isoleren. Het abnormale rendement van aandeel i , op tijdstip t , wordt voorts gedefinieerd als:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t} | \Omega_{t-1}), \quad (2)$$

waar de tweede term het normale rendement omvat, gegeven dat alle informatie wat betreft de koersen bekend is tot en met tijdstip $t - 1$. Vervolgens concludeert MacKinlay (1997) dat het zogeheten marktmodel doorgaans het meest accuraat is bij het schatten van de normale rendementen. Het marktmodel drukt het rendement van aandeel i , op tijdstip t , uit in een lineaire relatie met het rendement op het marktportfolio (doorgaans een herbeleggingsindex), en heeft de volgende wiskundige vorm:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (3)$$

Hierin staat $R_{m,t}$ voor het rendement van het marktportfolio, op tijdstip t , β_i voor de relatie tussen aandeel i en het marktportfolio (ook wel het systematische risico van aandeel i genoemd), α_i voor een constante en $\varepsilon_{i,t}$ voor de error term (met verwachte waarde $E(\varepsilon_{i,t}) =$

0). Constante α_i en coëfficiënt β_i worden geschat door middel van OLS-techniek, met de volgende twee formules (Brooks, 2014, p. 81):

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=T_0}^{T_1} (R_{m,t} - \bar{R}_m)(R_{i,t} - \bar{R}_i)}{\sum_{t=T_0}^{T_1} (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2} \quad (4)$$

$$\hat{\alpha}_i = \bar{R}_i - \beta_i \bar{R}_m, \quad (5)$$

waar \bar{R}_i het gemiddelde rendement op aandeel i , en \bar{R}_m het gemiddelde rendement op het marktportfolio definiëren. Dit resulteert vervolgens in een uitdrukking van het normale rendement:

$$E(R_{i,t} | \Omega_{t-1}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}. \quad (6)$$

Hierin zijn een tweetal afwegingen belangrijk, namelijk de keuze voor de betreffende indices (om tot het rendement te komen van het marktportfolio $R_{m,t}$) en het aantal observaties waar vanuit de regressie geschat wordt, wat ook de schattingsperiode wordt genoemd.

Scholtens en Peenstra (2009) gebruikten lokale (landelijke) indices, waardoor de verschillen in landen ondervangen werden. Dimic *et al.* (2018) hanteerden een vergelijkbare aanpak. Vanuit dit gegeven, zal er in dit onderzoek ook gebruik worden gemaakt van landelijke indices, namelijk de Dow Jones Italy Index, de Dow Jones Portugal Index en de Istanbul Stock Exchange-100 (ISE-100) Index, voor Italiaanse-, Portugese- en Turkse clubs respectievelijk.

De literatuur loopt, wat betreft de schattingsperiodes, zeer uiteen. Benkraiem *et al.* (2009) gebruikten het interval [-120d,-20d] en onderbouwen dit door eerder onderzoek aan te halen. Scholtens en Peenstra (2009) namen aanvankelijk een schattingsperiode van 250 handelsdagen (interval [-250d,-1d]), vanuit het perspectief van eerdere literatuur omtrent “event studies” in het algemeen. Demir en Danis (2011) selecteerden de volledige dataset als schattingsperiode, en refereren hierbij onder andere naar de robuustheidsanalyse van Scholtens en Peenstra (2009), die ook de volledige dataset als schattingsperiode bevatte. Hoewel het gebruik van de gehele dataset een stabiele schatting zou kunnen geven, heeft het gebruik van een grote dataset ook nadelen: verouderde ontwikkelingen krijgen invloed op de uiteindelijke schatting, terwijl deze niet meer van toepassing hoeven te zijn. Dit kan problemen geven met een grote dataset, wat in dit onderzoek van toepassing is (8 seizoenen). Vanuit deze optiek wordt in dit onderzoek tevens het interval [-250d,-1d] gebruikt.

Hieruit volgt het uiteindelijke abnormale rendement:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m,t}. \quad (7)$$

Om het volledige effect van een gebeurtenis op te vangen, is het vaak nodig om meerdere abnormale rendementen op te tellen, behorend bij verschillende tijdstippen t . Dit is sterk afhankelijk van de structuur van de observaties. Voetbalwedstrijden worden, althans in de nationale competitie, vaak in het weekend gespeeld (wanneer er niet gehandeld wordt op de beurs). Uitzonderingen en eventuele verschoven wedstrijden kunnen ook doordeweeks worden gespeeld. Hoewel Scholtens en Peenstra (2009) enkel de eerste handelsdag na de wedstrijd meenemen in hun analyse, is het dus mogelijk dat de dag van de wedstrijd ook een handelsdag is. De kans dat dit gebeurt, is echter klein. Er worden weinig wedstrijden gespeeld, die eindigen nog voor de beurs sluit. Bovendien zal het meenemen van een extra dag bij een deel van de observaties zorgen voor asymmetrie tussen de observaties. Er zal dus gekozen worden om enkel $t = 1$ mee te nemen in de berekening voor het totale abnormale rendement van een wedstrijd.

Tot slot wordt hieruit het abnormale rendement, behorend bij wedstrijd j , gedefinieerd:

$$AR_j \equiv AR_{f_j,1}, \quad (8)$$

waarin $AR_{f_j,1}$ staat voor het abnormale rendement van de aandelen van bedrijf f_j (behorend bij het relevante spelende team van wedstrijd j), op de eerste handelsdag na wedstrijd j .

3.4. Hypothese I

Voor de eerste hypothese is het van belang te testen of de (clubs in de) verschillende competities reacties vertonen na wedstrijduitslagen. Dit is statistisch gelijk aan het testen of het gemiddelde abnormale rendement, bijbehorend bij de relevante wedstrijddataset, al dan niet gelijk is aan nul. In dit geval is een “one-sample” student- t test geschikt, welke ook gebruikt werd door Scholtens en Peenstra (2009) en Renneboog en Vanbrabant (2000). Volgend de beschreven methodiek door Van der Sar (2015, pp. 102-108), zal hiervoor eerst het gemiddelde abnormale rendement worden berekend, voor elk van de drie competities. Het gemiddelde abnormale rendement van alle N_k wedstrijden in competitie land k wordt berekend door (9):

$$AAR_k = \frac{1}{N_k} \sum_{j=1}^{N_k} AR_j. \quad (9)$$

waarbij $k \in \{\text{Italië, Portugal, Turkije}\}$.

Om voorts tot een significantieniveau te komen, wordt de T-statistiek berekend, aan de hand van de volgende specificatie:

$$TAAR_k = \frac{AAR_k}{s_k^2 / \sqrt{N_k}}, \quad (10)$$

waar de variantie s^2 , voor competitie k , wordt berekend door:

$$s_k^2 = \frac{1}{N_k - 1} \sum_{j=1}^{N_k} (AR_j - AAR_k)^2, \quad (11)$$

met $N_k - 1$ vrijheidsgraden. Nu de teststatistiek berekend is, kan deze vergeleken worden met de bijbehorende kritieke waarden, die gebaseerd zijn op significantieniveaus (α) van 10%, 5% en 1%.

Omdat in deze dataset sprake is van verschillende wedstrijduitslagen (winst, verlies en gelijkspel), kan bovenstaande t -test problemen geven. Als er namelijk sprake is van zowel negatieve als positieve abnormale rendementen, kunnen deze tegen elkaar wegvallen in het gemiddelde, resulterend in $AAR_k \approx 0$. Hieruit kan vervolgens een foutieve conclusie getrokken worden, namelijk dat er geen sprake is van abnormale rendementen, terwijl dit wel het geval kan zijn wanneer de dataset wordt verdeeld. Om hiervoor te corrigeren zal, voor deze hypothese, de data worden opgesplitst in winsten, gelijke spelen en verloren wedstrijden. Dit resulteert in 9 onafhankelijke t -testen, voor drie competitie landen k en drie uitslagtypes $u \in \{\text{Winst, Verlies, Gelijkspel}\}$. De t -testen worden uitgevoerd met STATA.

De nul- en alternatieve hypotheses luiden:

H_0 : Er is geen sprake van abnormale rendementen voor elk van de drie competities.

$$AAR_{\text{Italië,winst}} = AAR_{\text{Italië,verlies}} = AAR_{\text{Italië,gelijkspel}} = AAR_{\text{Portugal,winst}} =$$

$$AAR_{\text{Portugal,verlies}} = AAR_{\text{Portugal,gelijkspel}} = \dots = AAR_{\text{Turkije,gelijkspel}} = 0.$$

H_a : Er is sprake van een abnormaal rendement na één of meerdere uitslagtypes, in één of meerdere competities.

$$\text{Ten minste één van } AAR_{k,u} \neq 0.$$

De nulhypothese is dus opgebouwd uit verschillende componenten. Deze zullen, bij het beantwoorden van de hypothese, nog onderverdeeld worden. Per competitie zal dus volgen, of de koersen van de betreffende beursgenoteerde clubs reageren op wedstrijduitslagen. De hierop

volgende hypothesen zullen dieper in gaan op deze verschillen, en deze onderverdelen in verschillen in reacties op winsten, gelijke spelen en verloren wedstrijden.

3.5. Hypothese II-V

Hypothese twee tot en met vier zijn bedoeld ter identificatie van de verschillen tussen de competities, voor een winst, verlies en gelijkspel respectievelijk. In feite is het dus benodigd om drie gemiddelden te vergelijken, wat met een standaard t -test niet mogelijk is. Een goed alternatief, in deze situatie, is het gebruik van OLS-technieken voor regressies. De coëfficiënten β_x geven namelijk aan of er verschillen zijn tussen de constante en de bijbehorende factor x . Om voorts een goed beeld te krijgen van de verschillen tussen de verschillende competities, zullen er steeds twee regressies uitgevoerd worden, waarin steeds een andere competitie buiten beschouwing wordt gelaten (en dus opgenomen wordt in de constante). De regressies zullen worden uitgevoerd op de volledige set wedstrijden, gegeven een uitslagtype u . De regressies voldoen aan de volgende algemene specificatie:

$$AR_j(k_1, k_2, k_3) = \alpha + \beta_{k_2} D_{k_2} + \beta_{k_3} D_{k_3} + \varepsilon, \quad (12)$$

waar D_x dummy variabelen zijn, die de waarde 1 krijgen indien de observatie behoort tot competitie x , en 0 als dit niet zo is. Vanuit de achterliggende OLS-theorie, is α (bij het gebruik van uitsluitbare dummy variabelen), gelijk aan het gemiddelde abnormale rendement van competitie k_1 . Op deze manier zullen de (significantieniveaus van) coëfficiënten β_{k_i} aangeven in hoeverre het gemiddelde van competitie k_i (met $i \neq 1$) verschilt van competitie k_1 . Dit zal voorts steeds tweemaal worden herhaald om alle drie de combinaties op te vangen, met steeds een andere invulling voor k_1 , waarbij k_2 en k_3 de overige twee competities omvatten. De regressies zullen tevens worden uitgevoerd met STATA.

Hypothese vijf heeft een vergelijkbare regressievorm. Voor elk van de drie uitslagtypes zullen er twee regressies uitgevoerd worden, in de vorm van formule (12), met een extra databeperking: enkel thuiswedstrijden worden meegenomen. Dit resulteert voorts in verschillen en/of overeenkomsten in de rendementen van de clubs binnen de competities, als reactie op thuis gespeelde winsten, gelijke spelen en verloren wedstrijden.

De bijbehorende nul- en alternatieve hypothesen voor hypothese twee tot en met vijf luiden, per regressie:

$$H_0: \quad \text{Er is geen verschil tussen competities } k_1, k_2 \text{ en } k_3.$$

$$\beta_{k_2} = \beta_{k_3} = 0.$$

H_a : Er is wel een verschil tussen competities k_1 , k_2 en k_3 .

$$\beta_{k_i} \neq 0 \text{ voor minimaal één } i \in \{2,3\}.$$

Tevens zullen deze regressies leiden tot een structuur van verschillen, waarbij duidelijk wordt welke competitie al dan niet een grotere of kleinere reactie laat zien dan een andere competitie, wat benodigd is voor de onderzoeksvraag.

Om tot correcte conclusies te komen, zal er per regressie worden gecontroleerd op heteroscedasticiteit van de error termen. Zoals Brooks (2014, pp. 181-186) stelt, kan dit – indien er geen correcties worden gedaan – leiden tot foutieve standaardfouten en dus foutieve conclusies omtrent significantie. Bij elke regressie zal er een White toets worden uitgevoerd, waarbij een significante statistiek duidt op een aanwijzing voor het bestaan van heteroscedasticiteit. In dit geval zullen er robuuste (White) standaardfouten gebruikt worden.

3.6. Robuustheid

Naast de aanvankelijk gebruikte methodologie, is het van belang te verifiëren of de resultaten robuust zijn voor technische aanpassingen. Zo kan het zijn, dat de indexkeuze de resultaten sterk beïnvloedt, of dat de gekozen schattingsperiode nauw samenhangt met de hypothesen. Om voor dit soort zaken te controleren, zullen er een aantal methodes toegepast worden. Benkraiem *et al.* (2011) bespreken een duidelijk onderscheid tussen mogelijke robuustheidsmethoden, waarbij er gerefereerd wordt aan Kothari en Warner (2007), die dit onderscheid introduceerden. Allereerst zou het van belang zijn om aanpassingen te doen aan het standaard gebruikte marktmodel. Een tweede punt is dat een standaard *t*-test doorgaans geen robuuste resultaten geeft, omdat deze afhankelijk is van verschillende aannames. Een niet-parametrische toets zou in dit geval gebruikt kunnen worden. Tot slot zou de schattingsperiode erg belangrijk zijn, omdat hier ook bepaalde irrelevante gebeurtenissen (die een grote invloed zouden kunnen hebben op de rendementen) in opgenomen zouden kunnen worden, wat zou leiden tot een “bias”. Deze sectie beschrijft welke methoden er ingezet zullen worden.

Allereerst zal er een alternatieve keuze worden gemaakt wat betreft de indices. Het zou zo kunnen zijn dat voetbalclubs over het algemeen verschillende overeenkomsten hebben, welke niet vertaald worden in lokale indices, maar wel in een index specifiek voor voetbalclubs. Dit maakt het interessant de normale aandelenrendementen van de clubs te schatten aan de hand van de Stoxx Europe Football Index, welke in euro's is uitgedrukt. Voor Turkse clubs is het vervolgens van belang te controleren voor valutaverschillen, omdat de sluitingsprijzen van

Turkse clubs zijn uitgedrukt in Turkse lira. Figuur 1 (appendix A) bewijst dat de wisselkoers tussen de euro en de Turkse lira redelijk volatiel is geweest tussen 2007 en 2018. Dit maakt dat valutacorrectie benodigd is. Om dit mogelijk te maken wordt formule (1), voor Turkse clubs, omgeschreven naar:

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}^{\text{adj}} / X_{TL/EUR,t}}{P_{i,t-1}^{\text{adj}} / X_{TL/EUR,t-1}} \right), \quad (13)$$

waar $X_{TL/EUR,t}$ de wisselkoers van de Turkse lira op tijdstip t weergeeft, ten opzichte van de euro. Op deze manier is er een correcte referentie te maken tussen de Stoxx Europe Football Index en de rendementen van Turkse clubs, door de sluitingsprijzen te converteren naar euro's. Vervolgens zullen de normale- en abnormale rendementen opnieuw berekend worden, en zullen de hypothesen opnieuw worden beoordeeld.

Ook zal er een niet-parametrische toets worden ingezet, namelijk de tekentoets. Een tekentoets toetst of er, op significante wijze, een positief dan wel negatief abnormaal rendement is, zonder rekening te houden met de grootte van deze rendementen, en de bijbehorende verdelingen. De tekentoets controleert of het aantal negatieve observaties (N_-), statistisch gelijk is aan het aantal positieve observaties (N_+). Hoewel de bijbehorende test statistiek benaderd kan worden door een normale verdeling, geeft een binomiale aanpak een exact, en dus preciezer resultaat (Van der Sar, 2015, p. 122). De bijbehorende P-waarden zullen berekend worden door middel van STATA, om zo de nulhypothese – die stelt dat er geen sprake is van abnormale rendementen – al dan niet te verwerpen. Deze robuustheidstoets wordt enkel toegepast op de eerste hypothese, omdat de verdere hypothesen afwijkende methoden vereisen.

De derde en laatste robuustheidsmethode omvat een aanpassing wat betreft de schattingsperiode. Het aanvankelijk gebruikte interval is [-250d,-1d] (250 handelsdagen). Het nadeel van zo'n relatief lange periode (namelijk ongeveer een heel voetbalseizoen), is dat er additionele gebeurtenissen in meegenomen worden, die eigenlijk niet meer van toepassing zijn voor toekomstige schattingen. Zo kan het zijn dat een voetbalclub een extreem slecht laatste seizoen heeft gedraaid, terwijl het huidige seizoen weer een stuk beter gaat. Vanuit deze gedachte zal er een extra interval van [-120d,-20d] worden toegepast, overeenkomend met de methodologie van Benkraiem *et al.* (2009), resulterend in nieuwe berekeningen wat betreft normale- en abnormale rendementen. Dit zal voorts gebruikt worden voor alle vijf de hypothesen, om zo aan te duiden of het verschil in schattingsperioden wellicht leidt tot verschillende inferentieconclusies.

4. Resultaten

4.1. Inleiding

In deze sectie zal de methodologie op de data toegepast worden, om zo tot de uiteindelijke resultaten te komen. Per hypothese worden de resultaten besproken, en – waar mogelijk – vergeleken met eerder onderzoek. Ook zal er ingegaan worden op potentiële oorzaken voor de gevonden resultaten. Allereerst volgt er een overzicht van de beschrijvende statistieken, om zo de structuur en inhoud van de gebruikte dataset te illustreren. Sectie 4.3 omvat de resultaten van hypothese één, en sectie 4.4 tot en met 4.7 de resultaten van hypothese twee tot en met vijf. Tot slot zullen, in sectie 4.8, de robuustheidsmethoden toegepast worden, om aan te duiden in hoeverre de gevonden resultaten afhankelijk zijn van technische aanpassingen.

4.2. Beschrijvende Statistieken

Tabel 2 bevat de beschrijvende statistieken wat betreft de berekende abnormale rendementen, waarbij er een onderscheid is gemaakt tussen het gemiddelde, de standaarddeviatie en het aantal observaties.

Tabel 2: Beschrijvende statistieken van abnormale rendementen, onderverdeeld in competitie landen

Competitieland	Statistiek	Abnormaal Rendement				
		Thuis	Uit	Winst	Verlies	Gelijkspel
Italië	Minimum	-.23777	-.16538	-.12587	-.23777	-.16436
	Maximum	.24030	.24714	.24713	.07363	.24031
	Gemiddelde	-.00399	-.00354	.00664	-.01985	-.01264
	Standaarddeviatie	.03834	.03407	.03470	.03464	.03300
	Observaties	513	513	563	243	220
Portugal	Minimum	-.19081	-.19710	-.19081	-.13433	-.19710
	Maximum	.30912	.24618	.30912	.24618	.14600
	Gemiddelde	-.00095	-.00155	.00274	-.00641	-.01223
	Standaarddeviatie	.04822	.05452	.04969	.06153	.04888
	Observaties	423	423	580	104	162
Turkije	Minimum	-.23247	-.16353	-.23247	-.16004	-.20895
	Maximum	.17170	.21938	.21938	.16704	.16154
	Gemiddelde	-.00525	-.00114	.00517	-.01418	-.01253
	Standaarddeviatie	.03803	.03835	.04057	.03557	.02921
	Observaties	608	608	666	268	282

De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op 15 datasets, bestaande uit drie competities (rijen) en vijf categorieën (kolommen). Elke dataset omvat vijf kengetallen (rijen), namelijk het minimum-, maximum- en gemiddelde abnormale rendement, de standaarddeviatie en het aantal observaties.

In tegenstelling tot tabel 1, in sectie 3.2, is hier geen onderscheid meer gemaakt tussen clubteams, maar zijn de observaties gebundeld in competitielanden. De reden hiervoor is dat voor de hypothesen er geen onderscheid gemaakt wordt tussen de clubteams, enkel tussen competitielanden. Competitielanden worden dus als separate datasets gezien, en vergeleken in hun eigenschappen.

Wat direct opvalt uit de tabel, is dat de gemiddelden tussen de competitielanden overeenkomen in tekens. Zo is er bij alle drie sprake van een positief gemiddelde bij winsten en een negatief gemiddelde bij verloren- en gelijke spelen. In de hierop volgende secties zal geobserveerd worden of deze rendementen inderdaad significant zijn, en wat de verschillen, dan wel overeenkomsten zijn.

4.3. Hypothese I

De eerste hypothese betreft het toetsen of er sprake is van abnormale rendementen, door te testen of de gemiddelden al dan niet gelijk zijn aan nul. Volgens de methodologie van sectie 3.4, worden er onafhankelijke “one-sample” *t*-toetsen uitgevoerd voor de drie competitielanden, voor de drie wedstrijdtypes, aan de hand van de nul- en alternatieve hypothesen. De onderliggende hypothese luidt:

Hypothese I. De beurskoersen van de beursgenoteerde voetbalclubs binnen de drie competities reageren op de wedstrijduitslagen van de desbetreffende voetbalclubs.

Tabel 3 omvat de verschillende statistieken rondom de *t*-toetsen, waarbij de T-statistiek de doorslaggevende factor is. Het al dan niet significant zijn van deze statistiek geeft namelijk aan of de nulhypothese van de betreffende *t*-toets (het abnormale rendement is gelijk aan nul), al dan niet verworpen kan worden. Een significante T-statistiek betekent dat de uitkomst van de toets erg onwaarschijnlijk is, gegeven dat de nulhypothese als “waar” wordt beschouwd. In deze context betekent het verwerpen van een nulhypothese dat het onwaarschijnlijk is dat er geen sprake is van een abnormaal rendement. Uit tabel 3 volgt dat de volledige nulhypothese, die in sectie 3.4 gespecificeerd is, wordt verworpen. Er is namelijk sprake van significante effecten, voor een aantal gemiddelden. De volgende alinea's zullen in detail op deze effecten in gaan.

Tabel 3: T-toetsen voor abnormale rendementen per competitie­land en wedstrijd­uitslag

Competitie­land		One-sample t-test		
		Winst	Verlies	Gelijkspel
Italië	Gemiddelde	.006645	-.0198475	-.0126443
	Standaardfout	.0014625	.0022221	.0022248
	T-statistiek	4.5435***	-8.9320***	-5.6834***
Portugal	Gemiddelde	.0027409	-.0064117	-.0122302
	Standaardfout	.0020633	.0060332	.0038401
	T-statistiek	1.3284	-1.0627	-3.1848***
Turkije	Gemiddelde	.0051736	-.0141805	-.0125314
	Standaardfout	.0015722	.0021726	.0017396
	T-statistiek	3.2906***	-6.5271***	-7.2035***

Onderliggende P-waarden zijn gebaseerd op een tweezijdige toets, met drie significantieniveaus (α): * significant op 10%, ** significant op 5% en *** significant op 1%.

Uit tabel 3 volgt dat, voor clubs uit de Italiaanse competitie, er zowel voor winsten als verloren wedstrijden en gelijke spelen er aanwijzingen zijn voor het bestaan van abnormale rendementen. Dit komt overeen met de conclusies van Boido en Fasano (2007), die dit ook observeerden voor dezelfde drie Italiaanse teams (op individueel niveau). Het gemiddelde abnormale rendement na een winst is ongeveer 0,66%, terwijl er voor een verlies er sprake is van een gemiddeld negatief abnormaal rendement van maar liefst 1,98%. De reactie op een verloren wedstrijd blijkt hieruit sterker te zijn dan de reactie op een gewonnen wedstrijd. Het gemiddelde abnormale rendement voor een gelijkspel is -1,26%, en is hiermee minder sterk dan voor een verloren wedstrijd, maar is tevens een grotere reactie dan na een winst, in absolute termen. Deze asymmetrie is in lijn met huidige academische literatuur, en werd onder andere geobserveerd door Scholtens en Peenstra (2009) en Dimic *et al.* (2018). Een mogelijke verklaring hiervoor werd gegeven door Edmans *et al.* (2007), vanuit een psychologische reden, namelijk de “allegiance bias”, wat duidt op het relatief hoge verwachtingspatroon van de prestatie van de clubs, wat zou leiden tot extremere reacties bij negatieve resultaten. Dit zou ook versterkt kunnen worden door het feit dat de dataset van Italiaanse clubs bestaat uit relatieve “topclubs”, waardoor de verwachtingen hoog kunnen liggen.

Waar bij aandelen van Italiaanse voetbalclubs significante aanwijzingen waren voor alle drie de uitslagtypes, is dit voor aandelen van Portugese clubs alleen het geval voor gelijke spelen, waar er sprake is van een gemiddeld abnormaal rendement van -1,22%. Het oogt aanvankelijk vreemd dat de beurs, gemiddeld genomen, sterker en negatiever reageert op een gelijkspel dan op een verlies. Dit zou echter te maken kunnen hebben met een bepaald verwachtingspatroon, zoals Duque en Ferreira (2005) ook observeerden voor twee Portugese

clubs (Porto en Sporting, die ook in dit onderzoek zijn opgenomen). Zij observeerden voor Porto ook enkel significante effecten bij gelijke spelen. De verwachtingen zouden bij gelijke spelen doorgaans hoger liggen (winnen) dan bij verloren wedstrijden. Floros (2014) vond voor Porto zelfs voor geen enkel uitslagtype een significant effect. De observaties in dit onderzoek lijken dus redelijk in lijn met eerdere literatuur.

Bij Turkse clubs is er voor elk uitslagtype een significant effect (op een significantieniveau van 1%). Een winst zou leiden tot een gemiddeld abnormaal rendement van ongeveer 0,52%, terwijl een verlies en een gelijkspel gemiddeld zouden leiden tot een abnormaal rendement van -1,42% en -1,25%, respectievelijk. Ook hier lijkt de “allegiance bias” een rol te spelen, zeker omdat de geselecteerde Turkse clubs alle vier topclubs zijn, en dus doorgaans hoge verwachtingspatronen zouden kunnen hebben. De gevonden resultaten zijn in lijn met Saraç en Zeren (2013), die – hoewel er een andere methodologie werd toegepast – ook een significante relatie vonden tussen de wedstrijdresultaten en aandelenrendementen bij de drie grootste Turkse clubs. De resultaten komen tevens redelijk overeen met Demir en Danis (2011), die Besiktas, Fenerbahce en Galatasaray (“de grote drie”) onderzochten, en zowel negatieve significante effecten observeerden voor verloren wedstrijden als voor gelijke spelen. De gemiddelde abnormale rendementen na verloren wedstrijden (gelijke spelen) waren gemiddeld -1,99% (-1,09%), -1,43% (-0,96%) en -1,13% (-1,19%), respectievelijk, wat redelijk overeenkomt met de resultaten in dit onderzoek. Voor winsten vonden ze echter, geen significante effecten. Dit is een wezenlijk verschil, maar moeilijk te verklaren. Feit is, dat Demir en Danis (2011) een beperkte dataset gebruikten van wedstrijden tot en met het seizoen 2008/2009, wat – vergeleken met dit onderzoek – redelijk verouderd is.

4.4. Hypothese II

Hypothese twee richt zich op daadwerkelijke verschillen de tussen competitie landen, specifiek voor gewonnen wedstrijden, en is als volgt gedefinieerd:

Hypothese II. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, na een “winst”.

De hypothese zal beoordeeld worden door middel van een tweetal regressies, die opgenomen zijn in tabel 4. De laatste twee kolommen geven de relevante coëfficiënten aan, met eventuele significantie.

Tabel 4: Twee regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele voor winsten

		White Statistiek	15.62219***
Abnormale Rendement		R ²	0.0014
		Observaties	1809
		Coëfficiënten	
Opgenomen in Constante	Constante	Portugal	Turkije
Italië	.006645*** (.0014624)	-.0039041 (.0025289)	-.0014714 (.0021473)
Portugal	.0027409 (.0020632)		.0024327 (.0025941)

Twee rijen refereren naar twee onafhankelijke regressies, met steeds het abnormale rendement als afhankelijke variabele en twee dummy variabelen als onafhankelijke variabelen, waarbij de eerste kolom aangeeft welke dummy variabele ontbreekt, en dus in de constante is opgenomen. Bijbehorende standaardfouten staan tussen haken, en er zijn drie significantieniveaus (α): * significant op 10%, ** significant op 5% en *** significant op 1%. Standaardfouten zijn aangepast naar White standaardfouten, gezien de nulhypothese van homoscedastische errortermen, die weergegeven is in de eerste rij, verworpen wordt op een significantieniveau van 1%. De coëfficiënt bijbehorend bij Italië is weggelaten, omdat deze geen additionele informatie verschaft. De relatie tussen Italië en de andere twee landen is immers reeds opgenomen in de eerste regressie.

Uit de regressies volgt dat een overwinning in de Portugese competitie gemiddeld zorgt voor een kleiner abnormaal rendement dan in de Italiaanse competitie. Er is namelijk sprake van een daling van 0,39 procentpunt, ten opzichte van het gemiddelde in Italië. Dit verschil is echter niet significant. Een overwinning in de Turkse competitie gaat ook gepaard met een lager abnormaal rendement, vergeleken met de Italiaanse competitie. Het verschil is hier 0,15 procentpunt. Ook deze coëfficiënt blijkt niet significant te zijn. De derde combinatie betreft de Portugese- en Turkse competitie, waar de tweede regressie op gericht is. Hieruit volgt dat het abnormale rendement bij een overwinning in de Turkse competitie gemiddeld 0,24 procentpunt hoger ligt dan in de Portugese competitie. Dit verschil is echter, wederom, niet significant.

Hieruit volgt voorts dat er te weinig bewijs is om de nulhypothese, die stelt dat er geen verschillen zijn tussen de competities, te verwerpen. Hoewel er uit sectie 4.3 grote verschillen leken te zijn, zijn deze dus – in ieder geval voor gewonnen wedstrijden – niet toonaangevend. Beleggers lijken hier niet verschillend te reageren. Dit zou te maken kunnen hebben met het feit dat de gemiddelde abnormale rendementen bij gewonnen wedstrijden voor alle competities relatief laag zijn, waardoor deze ook dichter bij elkaar liggen, en de verschillen in absolute zin klein zijn. De volgende sectie zal ingaan op de vraag of er verschillen zijn na verloren wedstrijden.

4.5. Hypothese III

De derde hypothese is vergelijkbaar met de tweede, maar richt zich op verloren wedstrijden. De hypothese luidt:

Hypothese III. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, na een “verlies”.

Ook hier wordt gebruik gemaakt van een tweetal regressies, waarvan de resultaten zijn getoond in tabel 5.

Tabel 5: Twee regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele voor verloren wedstrijden

		White Statistiek	19.31595***
Abnormale Rendement		R ²	0.0014
		Observaties	615
		Coëfficiënten	
Opgenomen in Constante	Constante	Portugal	Turkije
Italië	-.0198475*** (.0022229)	.0134358** (.0064162)	.005667* (.0031092)
Portugal	-.0064117 (.0060188)		-.0077688 (.0063993)

Deze tabel betreft een tweetal regressies, om de verschillen tussen de drie competities aan te duiden, wat betreft abnormale rendementen (afhankelijke variabele) na verloren wedstrijden. De eerste kolom geeft aan welke competitie als basis wordt gezien (en dus is opgenomen in de constante), en de laatste twee kolommen omvatten coëfficiënten van dummy variabelen. White standaardfouten (ten behoeve van het corrigeren van heteroscedasticiteit, getest in de eerste rij) staan tussen haken, en er is gebruik gemaakt van drie significantieniveaus, namelijk 10%, 5% en 1%, aangeduid met *, ** en *** respectievelijk. De coëfficiënt van de dummy variabele behorend bij de Italiaanse competitie is weggelaten, omdat deze geen nieuwe informatie bevat.

Uit de eerste regressie volgt dat een verloren wedstrijd in de Portugese competitie gemiddeld gepaard gaat met minder negatief abnormaal rendement dan in de Italiaanse competitie. Waar in de Italiaanse competitie gemiddeld sprake is van een abnormaal rendement van -1,98%, ligt dit in de Portugese competitie 1,34 procentpunt hoger. Dit verschil is bovendien significant, op een significantieniveau van 5%. De reactie in de Portugese competitie blijkt dus minder sterk te zijn, wat consistent is met de eerste hypothese, waaruit bleek dat een verloren wedstrijd in de Portugese competitie niet resulteert in significante abnormale rendementen. Ook volgt dat het gemiddelde abnormale rendement in de Turkse competitie ongeveer 0,57 procentpunt hoger

ligt dan bij de Italiaanse competitie, maar dit verschil is enkel significant op een niveau van 10%. Het laatste wat volgt uit het regressieproces is dat een verloren wedstrijd in de Turkse competitie gemiddeld een lager abnormaal rendement teweegbrengt, vergeleken met de Portugese competitie. Het verschil is vrij klein, namelijk 0,78 procentpunt. Dit verschil is dan ook niet significant.

Uit deze analyse volgt dat de nulhypothese, waarin er geen verschillen in abnormale rendementen zouden zijn na verloren wedstrijden, verworpen kan worden, er is namelijk één significant verschil, en wel tussen de rendementen van de clubs in de Italiaanse competitie en de rendementen van de clubs in de Portugese competitie, waarbij laatstgenoemde een minder sterke reactie laat zien. Potentiële oorzaken hiervoor kunnen liggen in fundamentele verschillen tussen de competitie landen, en kunnen zowel te maken hebben met het algemene financiële milieu als met verschillen in voetbalprestaties.

Benkraiem *et al.* (2011) stellen, vanuit zowel hun eigen- als vorig onderzoek, dat voetbalclubs moeilijk te waarderen zijn, met name doordat er veel sprake is van “ontastbare” activa, namelijk de prestatie van de spelers. Deze onzekerheid zou vervolgens verkleind worden door wedstrijduitslagen, omdat beleggers dit zien als cruciale informatie. Hieruit resulteren voorts potentiële abnormale rendementen. Door de “allegiance bias” zou dit versterkt worden bij verloren wedstrijden. Verschillen in abnormale rendementen tussen competitie landen zouden, vanuit deze analyse van Benkraiem *et al.* (2011), dus voort kunnen komen uit de verschillen in financiële onzekerheid.

Een manier om financiële onzekerheid te analyseren, is door de koersprijzen te bekijken. Stabiele of stabiel groeiende koersprijzen ontstaan als er, in ieder geval in de perceptie van de belegger, een stabiele financiële situatie is bij het betreffende beursgenoteerde bedrijf. Om dit voorts uit te drukken in cijfers, kan de standaarddeviatie berekend worden, welke de spreiding (volatiliteit) aangeeft. Om een vergelijking mogelijk te maken, worden de standaarddeviaties van de rendementen berekend, omdat deze reeds relatief zijn. Koersprijzen zijn daarentegen moeilijker te vergelijken, omdat deze sterk kunnen verschillen in absolute termen. Tabel 6 omvat de standaarddeviaties van de clubteams in de Italiaanse- en Portugese competities, vanaf 22 mei 2007 tot en met 31 mei 2017. Dit komt grofweg overeen met de dataset van wedstrijduitslagen. De eerste handelsdagen na nationale competitiewedstrijden zijn hieruit weggelaten, omdat deze rendementen reeds zijn opgenomen in de hypothesen. Het niet weglaten van deze data zou betekenen dat de achterliggende resultaten, die gevonden zijn bij deze hypothese, ook terugkomen in de verklaring ervan, wat dus zou leiden tot een bias.

Tabel 6: Standaarddeviaties van de rendementen van Italiaanse- en Portugese clubs

Competitieland	Team	Standaarddeviatie	Gemiddelde Standaarddeviatie
Italië	Juventus	0,023228	0,029613
	Lazio	0,031267	
	Roma	0,034345	
Portugal	Benfica	0,043458	0,049764
	Sporting	0,059694	
	Porto	0,046141	

Deze tabel omvat de standaarddeviatie van de aandelenrendementen van zes clubs, verdeeld over twee competitie landen, ten behoeve van een volatiliteitsanalyse. De standaarddeviatie van het rendement van aandeel i wordt berekend door $\sqrt{\sum(R_{i,t} - \bar{R}_i)^2 / (N_i - 1)}$, waarbij $R_{i,t}$ het rendement van aandeel i op tijdstip t en \bar{R}_i het gemiddelde rendement van aandeel i (over een totaal van N_i observaties) definieert. De dataset bevat rendementen vanaf 22 mei 2007 tot en met 31 mei 2017, wat ongeveer overeenkomt met de gebruikte dataset voor hypothesen één tot en met vijf. In de laatste kolom is de gemiddelde standaarddeviatie per competitie land opgenomen, om een vergelijking mogelijk te maken.

Hieruit volgt echter, dat de gemiddelde standaarddeviatie van Italiaanse clubs (ongeveer 0,0296) juist lager is dan die van Portugese clubs (0,0498), tegen de verwachtingen in. Hoewel hier geen significantieanalyse op toegepast is, volgt hier geen ondersteuning uit voor de verklaring van Benkraiem *et al.* (2011). Italiaanse clubs lijken, vanuit de perceptie van de beleggers, juist stabiel te zijn, en dus minder financiële onzekerheid te ondervinden.

Een tweede mogelijke verklaring voor het verschil in abnormale rendementen na verloren wedstrijden, kan voortkomen vanuit verschillen in de mate waarin het verliezen van een wedstrijd gevolgen heeft. Dit zijn niet per definitie financiële-, maar sportieve gevolgen. Zoals in sectie 2.2.2 besproken, zijn er grote verschillen in toegankelijkheid tot Europese toernooien tussen de Italiaanse- en Portugese competitie. Waar in de Italiaanse competitie de eerste vier teams recht hebben op plaatsing in een Europees toernooi, is dit in de Portugese competitie enkel het geval voor de eerste twee teams. Ook heeft een hogere notering een betere plek in het toernooi tot gevolg, waarbij hoger geëindigde clubs doorgaans een gunstigere plek in het toernooi veroveren. Dit verschil, in combinatie met de “allegiance bias”, zorgt ervoor dat een gemiddelde wedstrijd voor een Italiaanse topclub grotere gevolgen kan hebben dan een gemiddelde wedstrijd voor een Portugese topclub. Immers, bij Italiaanse topclubs is de kans groter dat de gespeelde wedstrijd een gevolg heeft voor de plaatsing in de Europese toernooien, zowel voor de aanvankelijke tickets, als voor de gunstigheid van de notering na de plaatsing. In zo’n situatie zouden de reacties van de beleggers sterker kunnen zijn, omdat Europese plaatsing sterk bijdraagt aan het imago van de club, en aan het geldende moraal onder de supporters. De hoge waardering (vanuit het perspectief van de beleggers) van Europese

toernooien wordt tevens onderbouwd door Scholtens en Peenstra (2009), die observeerden dat de koers sterkere reacties liet zien als een wedstrijd gespeeld werd in Europees verband, ten opzichte van wedstrijden in nationaal competitieverband. Deze verklaring zou, hoewel minder sterk, ook van toepassing kunnen zijn op het (enkel op 10% significante) verschil in abnormale rendementen tussen de Italiaanse- en Turkse clubs, omdat de Turkse clubs eveneens minder toegang hebben tot Europese toernooien dan Italiaanse clubs. Om deze verklaring te toetsen, zou het voor vervolgonderzoek mogelijk zijn om de gevolgen van de wedstrijd toe te voegen in de modellen (zoals ook Floros, 2014, adviseerde), om zo na te gaan of de verschillen in beursreacties hier inderdaad verband mee houden. Bell *et al.* (2012) pasten een vergelijkbare aanpak toe, en corrigeerden onder andere voor wedstrijden die zouden kunnen leiden tot promotie of degradatie. Hieraan zou het eventueel toegang kunnen krijgen tot (hoge plekken in) Europese competities toegevoegd kunnen worden.

Tot slot zouden club-specifieke eigenschappen in de dataset kunnen zorgen voor bepaalde verschillen tussen competitie landen, zoals ook Duque en Ferreira (2005) en Floros (2014) grote verschillen observeerden tussen Portugese clubs. Dit slaat terug op de besproken potentiële bias van sectie 3.2, waar impliciet werd aangenomen dat de geselecteerde clubs representatief zouden zijn voor de betreffende competitie landen. Vanuit deze optiek zou dieper vervolgonderzoek naar competitie(land)-specifieke eigenschappen erg interessant zijn, om hiermee aan te duiden in hoeverre deze eigenschappen leidend zijn voor het ontstaan van verschillen in abnormale rendementen na wedstrijd uitslagen tussen de competities.

4.6. Hypothese IV

Hypothese vier betreft een vergelijking in abnormale rendementen na gelijke spelen, en luidt:

Hypothese IV. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, na een “gelijkspel”.

Vergelijkbaar met de tweede en derde hypothese, zijn er twee regressies uitgevoerd, welke bedoeld zijn om eventuele verschillen aan te duiden. De regressieresultaten zijn opgenomen in tabel 7.

Tabel 7: Regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele voor gelijke spelen

		White Statistiek	13.96833***
Abnormale Rendement		R ²	0.0000
		Observaties	664
		Coëfficiënten	
Opgenomen in Constante	Constante	Portugal	Turkije
Italië	-.0126443*** (.0022247)	.000414 (.0044353)	.0001128 (.0028247)
Portugal	-.0122302 (.003837)		-.0003012 (.0042132)

Deze tabel omvat twee regressies met steeds twee dummy variabelen (weergegeven in de laatste twee kolommen), vanuit de dataset van wedstrijden die geëindigd zijn in een gelijkspel. Een coëfficiënt β geeft aan in hoeverre de bijbehorende categorie verschilt van de categorie die is opgenomen in de constante (welke is weergegeven in de eerste kolom). De dummy variabele behorend bij Italië is weggelaten, omdat deze geen nieuwe informatie verschaft. De White statistiek leidt tot het verwerpen van de nulhypothese van homoscedastische error termen, waardoor er White (robuuste) standaardfouten gebruikt worden, die tussen haken staan. *, ** en *** noteren significantie op een niveau van 10%, 5% en 1% respectievelijk.

Uit de regressies valt direct op dat de coëfficiënten erg laag zijn. Zo is er in de Portugese competitie een hoger gemiddeld abnormaal rendement (in geval van een gelijkspel) dan in de Italiaanse competitie, met een minimaal verschil van 0,04 procentpunt. Ditzelfde geldt voor een gelijkspel in de Turkse competitie, hier is het gemiddelde abnormale rendement 0,01 procentpunt hoger. Het verschil tussen de Turkse- en Portugese competitie is ook erg laag. Het gemiddelde abnormale rendement in de Turkse competitie ligt namelijk 0,03 procentpunt lager dan in de Portugese competitie. De relatief kleine verschillen worden voorts onderschreven door de significantietoetsen, die in alle drie de gevallen niet significant zijn.

Hieruit volgt dat er te weinig bewijs is om de nulhypothese (welke gedefinieerd is in sectie 3.5) te verwerpen. Waar vanuit de eerste hypothese volgde dat er voor alle drie de competities sprake was van (negatieve) abnormale rendementen na een gelijkspel, is hier dus onvoldoende bewijs voor het bestaan van verschillen gevonden. De beurs lijkt op een vergelijkbare manier te reageren. Vermoedelijk speelt, in alle drie de competities, de “allegiance bias” een rol, dusdanig dat deze in alle drie de competities tot een vergelijkbaar effect leidt. Dit kan verklaard worden door het feit dat alle clubs in de drie competities gezien worden als topclubs, en dus hoge verwachtingspatronen teweegbrengen. Om hiervoor te corrigeren en te toetsen, zou het toevoegen van voorspellingen een goede aanvulling zijn, om zo te ondervangen in hoeverre reacties afhangen van verwachtingspatronen. Dit werd onder andere door Dimic *et al.* (2018) vormgegeven, door de bied-quotingen op te nemen van wedbureaus die zich richten op voetbalwedstrijden.

4.7. Hypothese V

De laatste hypothese is gericht op thuiswedstrijden, en omvat feitelijk dezelfde regressies als hypothesen twee tot en met vier, met een extra databeperking. De hypothese is als volgt gedefinieerd:

Hypothese V. Er zijn verschillen in rendementen tussen de drie competities, wanneer er “thuis” wordt gespeeld.

De resultaten van de zes regressies zijn weergegeven in tabel 8, waar er onderscheid is gemaakt tussen uitslagtypes.

Tabel 8: Regressies voor thuiswedstrijden, met het abnormale rendement als afhankelijke variabele

Abnormale Rendement bij Thuiswedstrijden				
Uitslagtype	Observaties R^2	Opgenomen in Constante	Coëfficiënten	
			Portugal	Turkije
Winst	1046 <i>0.0020</i>	Italië	-.0036906 (.0032198) ^W	-.0039609 (.0026371) ^W
		Portugal		-.0002703 (.0033185) ^W
Verlies	205 <i>0.0521</i>	Italië	.028737*** (.0086719)	.010171 (.00643)
		Portugal		-.018566** (.0085884)
Gelijkspel	293 <i>0.0013</i>	Italië	.001268 (.0061169)	-.0021633 (.0051889)
		Portugal		-.0034313 (.0058582)

Deze tabel omvat een zestal regressies, onderverdeeld in drie uitslagtypes. De tweede kolom vermeldt het aantal observaties en de R^2 (*schuin*). Standaardfouten staan tussen haken. Indien er sprake is van heteroscedastische error termen, zijn er robuuste (White) standaardfouten gebruikt, wat wordt aangegeven met ^W. De coëfficiënt en standaardfout behorend bij de constante zijn weggelaten, omdat deze geen informatie verschaft voor de bijbehorende hypothese. Coëfficiënten kunnen significant zijn op een niveau van 10%, 5% of 1%, aangegeven met *, ** en *** respectievelijk.

De resultaten voor winsten zijn vergelijkbaar met hypothese twee, waar er ook onvoldoende bewijs werd gevonden om de nulhypothese te verwerpen. Er lijken dus geen verschillen te bestaan tussen abnormale rendementen na thuiswinsten. De resultaten rondom verloren wedstrijden zijn tevens vergelijkbaar met de overeenkomende hypothese (hypothese drie). Hier is sprake van een significant verschil tussen de abnormale rendementen van een verloren thuiswedstrijd in de Italiaanse competitie en de abnormale rendementen van een verloren

wedstrijd in de Portugese competitie, waarbij het gemiddelde abnormale rendement van de laatstgenoemde 2,87 procentpunt hoger ligt (en dus minder negatief is). Ook volgen er geen andere conclusies voor thuis gespeelde gelijke spelen, de resultaten zijn namelijk in lijn met hypothese vier. De coëfficiënten zijn wederom erg klein en ook hier is er geen sprake van significante verschillen.

Hieruit volgt dat de resultaten van thuiswedstrijden consistent zijn met de eerder gevonden effecten in hypothesen twee tot en met vier. De nulhypothese, die stelt dat er geen verschillen zijn in abnormale rendementen na thuiswedstrijden, wordt dus verworpen. Dit betekent echter niet, dat de aandelenmarkten op een vergelijkbare manier reageren op uit- en thuiswedstrijden, enkel dat de verschillen tussen thuiswedstrijden en de volledige dataset vergelijkbaar zijn. Om dit nader te analyseren, zou het – voor vervolgonderzoek – mogelijk zijn om modellen te schatten waarbij het type wedstrijd (uit of thuis) zou worden afgezet tegen het abnormale rendement.

4.8. Robuustheid

4.8.1. Inleiding

Deze sectie omvat de resultaten van de toegepaste robuustheidsmethoden, onderverdeeld in verschillende delen. In sectie 4.8.2 wordt er een alternatieve (meer globale) index gebruikt om tot normale rendementen te komen. Sectie 4.8.3 bespreekt de tekentoets, en sectie 4.8.4 zal ingaan op een aanpassing van de schattingsperiode.

4.8.2. Stoxx Europe Football Index

De eerste aanpassing die onder het mom van robuustheid toegepast wordt betreft de Stoxx Europe Football Index, die gebruikt wordt om normale rendementen mee te schatten, in plaats van lokale indices. Na het corrigeren voor valutaverschillen, worden alle methoden die gebruikt zijn in hypothese één tot en met vijf opnieuw uitgevoerd. De resultaten hiervan zijn opgenomen in appendix B. De resultaten van de hypothesen waarvan er sprake is van één of meerdere afwijkingen ten opzichte van de aanvankelijke resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel (tabel 9).

Tabel 9: Regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele met gebruik van de Stoxx Europe Football Index, voor hypothese II en III

Abnormale Rendement				
Uitslagtype	Observaties R^2	Opgenomen in Constante	Coëfficiënten	
			Portugal	Turkije
Winst	1809	Italië	-.0051107 (.0025084) ^W	.0003821 (.0020352) ^W
	<i>0.0037</i>	Portugal		<u>.0054928**</u> (.0025048) ^W
Verlies	615	Italië	.0133729** (.0064091) ^W	<u>.0063796**</u> (.0031929) ^W
	<i>0.0130</i>	Portugal		-.0069934 (.006407) ^W

In deze tabel zijn zes regressies opgenomen, twee voor elk uitslagtype, overeenkomend met hypothese II en III respectievelijk. Het aantal observaties en de R^2 staan vermeld in de tweede kolom en standaardfouten staan tussen haken. Bij heteroscedastische error termen zijn robuuste White standaardfouten gebruikt, aangegeven met ^W. Informatie over de constante coëfficiënt is weggelaten, en er zijn drie significantieniveaus, namelijk 10%, 5% en 1%, aangeduid met *, ** en *** respectievelijk. Onderstreepte coëfficiënten duiden op een verschil met de aanvankelijke resultaten.

Uit de resultaten van tabel 13 (appendix B) blijkt dat de resultaten van de eerste hypothese robuust zijn voor het gebruik van deze alternatieve index, omdat er wederom significante abnormale rendementen worden gevonden voor zowel winsten, verloren wedstrijden en gelijke spelen in de Italiaanse- en Turkse competitie, en enkel voor gelijke spelen in de Portugese competitie. Dit geldt echter, niet voor de tweede hypothese. Waar sectie 4.4 geen enkel significant verschil beschreef tussen de competities bij gewonnen wedstrijden, volgt uit tabel 9 wel degelijk een significant verschil (op 5% niveau) tussen de Portugese- en Turkse competitie, waarbij het gemiddelde abnormale rendement van laatstgenoemde 0,55 procentpunt hoger ligt. Ook bij de derde hypothese is er een verschil. Aanvankelijk was het verschil tussen de Italiaanse- en Turkse competitie enkel significant op een niveau van 10%, terwijl deze in tabel 9 significant is op een niveau van 5%. Deze inconsistenties, relatief tot de aanvankelijk gevonden resultaten, zijn mogelijk het gevolg van verschillen tussen de drie landen, wat betreft het beleggersklimaat. Omdat vanuit eerder onderzoek blijkt (van onder andere Scholtens en Peenstra, 2009 en Dimic *et al.* 2018) dat het gebruik van lokale indices geprefereerd wordt boven meer globale indices, concludeert deze alinea enkel dat de gevonden verschillen van hypothese één, twee en drie robuust zijn voor de index keuze, maar niet dat de additionele gevonden verschillen van tabel 13 gegrond zijn.

De resultaten van de vierde hypothese zijn voorts robuust voor de keuze van de alternatieve index, wat volgt uit tabel 13 (appendix B). Ook hier worden er geen significante verschillen gevonden tussen de drie competities voor gelijke spelen.

Voor de laatste hypothese volgt, uit tabel 14 (appendix B), tevens, dat alle resultaten consistent zijn met de aanvankelijke resultaten in sectie 4.7. De resultaten voor zowel gewonnen-, verloren- als gelijkgespeelde thuiswedstrijden zijn dus robuust voor het gebruik van de Stoxx Europe Football Index voor het bepalen van abnormale rendementen.

4.8.3. De Tekentoets

De tweede robuustheidsmethode is de tekentoets, die wordt toegepast voor de eerste hypothese, om zo de t -toets van sectie 4.3 te onderbouwen. Tabel 10 bevat de resultaten van deze toets.

Tabel 10: Tekentoets voor abnormale rendementen per competitie land en wedstrijduitslag

Competitieland	Teken	Aantal Observaties		
		Winst	Verlies	Gelijkspel
Italië	Positief	334***	57	57
	Negatief	229	186***	163***
Portugal	Positief	<u>320**</u>	44	68
	Negatief	260	60	<u>94**</u>
Turkije	Positief	332	66	74
	Negatief	<u>334</u>	202***	208***

Deze tabel omvat de resultaten van de tekentoets van abnormale rendementen, onderverdeeld in competitie landen en wedstrijduitslagen. Het aantal observaties, per teken, is weergegeven in de laatste drie kolommen. De resultaten zijn gebaseerd op een tweezijdige toets (overeenkomend met de t -toets in sectie 4.3), en vertalen zich in drie significantieniveaus: 10% (*), 5% (**) en 1% (***). Een onderstreept aantal observaties refereert naar een verschil in significantie met de t -toets van sectie 4.3 in de betreffende dataset.

Hieruit blijkt dat de resultaten in de Italiaanse competitie consistent zijn met de t -toets: er is voor zowel winsten, verloren wedstrijden als gelijke spelen voldoende bewijs om de nulhypothese te verwerpen, op een significantieniveau van 1%, wat de uiteindelijke conclusie versterkt.

Er zijn echter, wel degelijk verschillen wat betreft de conclusies van de Portugese competitie. Waar de t -toets enkel een significant effect vond voor gelijke spelen, volgt uit de tekentoets dat er ook sprake is van abnormale rendementen bij gewonnen wedstrijden. Vermoedelijk is hier sprake van structureel kleine abnormale rendementen, die door de t -toets niet worden gedetecteerd, maar door de tekentoets wel. Corrado en Zivney (1992) noemen dit verschil dan ook als een voordeel van de tekentoets, ten opzichte van de t -toets. Een tekentoets

zou hier krachtiger zijn en tot meer accurate conclusies leiden. Vanuit deze optiek volgt dat ook bij winsten er sprake lijkt te zijn van abnormale rendementen. Een tweede verschil binnen de Portugese competitie is dat het effect van een gelijkspel minder sterk is, namelijk op een significantieniveau van 5%, terwijl uit de *t*-toets een niveau van 1% volgde. Dit leidt echter niet tot andere conclusies, omdat 5% als voldoende wordt beschouwd.

Ook in de Turkse competitie zijn de resultaten van de tekentoets niet volledig consistent met de resultaten van de *t*-toets. Uit de tekentoets volgt dat er, bij gewonnen wedstrijden, geen sprake is van een significant abnormaal rendement, terwijl dit wel het geval was bij de *t*-toets, waar een significant effect werd gevonden op een niveau van 1%. Dit is een logisch gevolg van het feit dat het aantal observaties met positieve abnormale rendementen (332), erg dicht bij het aantal observaties met negatieve abnormale rendementen (334) ligt, en de tekentoets geen rekening houdt met de grootte van deze abnormale rendementen. Hoewel dit logischerwijs tot de conclusie leidt dat het resultaat van de *t*-toets, wat betreft gewonnen wedstrijden in de Turkse competitie, niet robuust is voor het negeren van de betreffende verdeling, kan dit ook een tekortkoming zijn van de tekentoets. Zoals Van der Sar (2015, p. 124) stelt, is het feit dat de tekentoets geen gebruik maakt van de grootte van de rendementen ook een nadeel. In dit geval zou de rank toets, geïntroduceerd door Corrado (1989), een betere optie zijn, omdat deze wel rekening houdt met verschillen in groottes. Het gebruik van deze rank toets zal voor vervolgonderzoek een goede aanvulling zijn, om de robuustheid nog preciezer vast te stellen.

4.8.4. Aangepaste Schattingsperiode

Tot slot zal de schattingsperiode, die gebruikt wordt als controle periode om de normale rendementen te bepalen, worden aangepast naar [-120d,-20d], zoals in sectie 3.3 aangegeven. De resultaten van deze aanpak, toegepast op hypothese één tot en met vijf, zijn opgenomen in appendix C, en onderverdeeld in 3 tabellen.

Vergelijkbaar met de robuustheidsmethode van sectie 4.8.2, blijkt uit tabel 15 (appendix C), dat de resultaten voor de eerste hypothese robuust zijn voor deze alternatieve schattingsperiode. Ook hier is er sprake van abnormale rendementen bij alle soorten wedstrijduitslagen in de Italiaanse- en Turkse competitie, en enkel voor gelijke spelen in de Portugese competitie. Ditzelfde geldt voor de tweede hypothese, ook hier worden er (althans op een significantieniveau van 5% of lager) geen significante verschillen gevonden in abnormale rendementen bij gewonnen wedstrijden (tabel 16, appendix C). De significante resultaten van hypothese drie zijn voorts ook robuust voor deze aanpassing van de schattingsperiode. Wederom wordt er enkel een significant verschil in abnormale rendementen

gevonden tussen de Italiaanse- en Portugese competitie bij verloren wedstrijden. De robuustheidsanalyse van de vierde hypothese resulteert voorts ook in consistentie met de aanvankelijk gevonden resultaten in sectie 4.6. Ook hier worden er geen significante verschillen gevonden tussen de abnormale rendementen van de drie competities voor gelijke spelen.

De resultaten van hypothese vijf zijn, tot slot, ook robuust voor de besproken aanpassing van de schattingsperiode. Uit tabel 17 (appendix C) volgt dat er voor gewonnen- en gelijkgespeelde thuiswedstrijden wederom geen significante verschillen zijn, en dat dit enkel het geval is bij verloren thuiswedstrijden. Hierbij reageert de beurs bij Portugese clubs gemiddeld minder sterk dan bij Italiaanse- en Turkse clubs.

5. Conclusie

Deze scriptie heeft zich gericht op abnormale rendementen bij beursgenoteerde voetbalclubs uit Italië, Portugal en Turkije. De centrale onderzoeksvraag luidt:

In hoeverre komen aandelenrendementen overeen tussen voetbalclubs in de Italiaanse-, Portugese- en Turkse competitie, vanuit nationale competitie uitslagen?

Om deze vraag te beantwoorden zijn er abnormale rendementen berekend van een aantal voetbalclubs uit de drie competities. Allereerst zijn er student-*t* toetsen uitgevoerd om te bekijken of er sprake is van abnormale rendementen bij de drie uitslagtypes. Bij zowel de Italiaanse- als de Turkse competitie is er sprake van abnormale rendementen op de eerste handelsdag na zowel gewonnen-, verloren- als gelijkgespeelde wedstrijden, met een gemiddeld abnormaal rendement voor Italiaanse (Turkse) voetbalclubs van 0,66% (0,52%), -1,98% (-1,42%) en -1,26% (-1,25%) respectievelijk. Deze resultaten zijn robuust voor indexkeuze en schattingsperiode, ten behoeve van het bepalen van het normale rendement. Bij Portugese clubs is er louter sprake van abnormale rendementen bij gewonnen- en gelijkgespeelde wedstrijden, met een gemiddeld abnormaal rendement van 0,27% en -1,22% respectievelijk. Hierbij volgt de eerstgenoemde enkel uit een niet-parametrische toets. De asymmetrie tussen positieve- en negatieve rendementen lijkt vooral voort te komen vanuit de “allegiance bias” (Edmans *et al*, 2007).

Hoewel de gemiddelde abnormale rendementen redelijk lijken te verschillen, zijn er weinig significante verschillen gevonden. Het enige gevonden verschil heeft betrekking op verloren wedstrijden, waarbij het gemiddelde abnormale rendement bij Portugese clubs minder negatief is – met een verschil van 1,34 procentpunt – ten opzichte van Italiaanse clubs, wat tevens robuust is voor indexkeuze en schattingsperiode. Benkraiem *et al*. (2011) stelden dat verschillen in abnormale rendementen het resultaat zouden kunnen zijn van financiële onzekerheid, maar hier wordt geen ondersteuning voor gevonden. Een mogelijke verklaring komt voort vanuit de verschillen tussen de competities wat betreft toegang tot grote Europese toernooien, in combinatie met de “allegiance bias”. Italiaanse clubs hebben namelijk structureel meer toegang tot (hoge plekken in) Europese toernooien, waardoor een grotere fractie van de wedstrijden van topteams in de nationale competitie grotere gevolgen heeft, en beleggers hier dus sterker op reageren. De besproken resultaten worden tevens gevonden voor specifiek thuiswedstrijden. Er wordt dus geconcludeerd dat de rendementen van voetbalclubs in de

Italiaanse-, Portugese- en Turkse competitie redelijk overeenkomen wat betreft gewonnen wedstrijden en gelijke spelen, maar enkel verschillen na verloren wedstrijden.

Om, in vervolgonderzoek, de genoemde verklaring van verschillen in toegang tot Europese competities te toetsen, zouden de wedstrijdgevolgen gemodelleerd kunnen worden, zodat geverifieerd kan worden of het al dan niet plaatsen voor (een goede positie in) Europese toernooien inderdaad een toonaangevend effect heeft op de rendementen. Een mogelijke methode is het toevoegen van een dummy variabele voor Europese plaatsing aan de regressiemodellen.

Een primair doel van dit onderzoek is om rendementen van voetbalclubs vanuit een ander perspectief te belichten, namelijk vanuit de betreffende competitie landen. Hoewel de resultaten gegrond zijn, is er een cruciale aanname gedaan om dit te kunnen concluderen, namelijk dat de gebruikte datasets van clubs representatief zijn voor de betreffende competitie landen. Het zou echter mogelijk kunnen zijn dat dit niet het geval is. Vervolgonderzoek zou zich daarom kunnen richten op een diepere analyse van de eigenschappen van de clubs, om zo vast te stellen of er niet louter sprake is van club-specifieke kenmerken. Een tweede tekortkoming in dit onderzoek is het gebruik van de tekentoes (in sectie 4.8.3), omdat deze de grootte van de rendementen negeert. In vervolgonderzoek zou het toevoegen van de rank toets van Corrado (1989) tot sterkere en meer accurate conclusies kunnen leiden, wat betreft het robuust zijn van de resultaten.

Referenties

A. Academische Referenties

- Ashton, J. K., Gerrard, B., & Hudson, R. (2003). Economic impact of national sporting success: Evidence from the London stock exchange. *Applied Economics Letters*, 10(12), 783-785.
- Ashton, J. K., Gerrard, B., & Hudson, R. (2011). Do national soccer results really impact on the stock market? *Applied Economics*, 43(26), 3709-3717.
- Baur, D. G., & McKeating, C. (2009). The benefits of financial markets: A case study of European football clubs.
- Baur, D. G., & McKeating, C. (2011). Do football clubs benefit from Initial Public Offerings? *International Journal of Sport Finance*, 6(1), 40.
- Bell, A. R., Brooks, C., Matthews, D., & Sutcliffe, C. (2012). Over the moon or sick as a parrot? the effects of football results on a club's share price. *Applied Economics*, 44(26), 3435-3452.
- Benkraiem, R., Le Roy, F., & Louhichi, W. (2011). Sporting performances and the volatility of listed football clubs. *International Journal of Sport Finance*, 6(4), 283.
- Benkraiem, R., Louhichi, W., & Marques, P. (2009). Market reaction to sporting results: The case of European listed football clubs. *Management Decision*, 47(1), 100-109.
- Boido, C., & Fasano, A. (2007). Football and mood in Italian stock exchange. *Review of Financial Studies*, 14, 1-27.
- Boor, S., Hanson, C., & Ross, C. (2018, januari). Deloitte Football Money League: Rising Stars. *Sports Business Group, Deloitte*, 21
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance* (3rd ed.) Cambridge university press.
- Corrado, C. J. (1989). A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies. *Journal of Financial Economics*, 23(2), 385-395.

- Corrado, C. J., & Zivney, T. L. (1992). The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), 465-478.
- Demir, E., & Danis, H. (2011). The effect of performance of soccer clubs on their stock prices: Evidence from Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(sup4), 58-70.
- Demirhan, D. (2013). Stock market reaction to national sporting success: Case of Istanbul stock exchange. *Pamukkale Journal of Sport Sciences*, 4(3), 107-121.
- Dimic, N., Neudl, M., Orlov, V., & Äijö, J. (2018). Investor sentiment, soccer games and stock returns. *Research in International Business and Finance*, 43, 90-98.
- Duque, J., & Ferreira, N. A. (2005). Explaining share price performance of football clubs listed on the Euronext Lisbon.
- Edmans, A., Garcia, D., & Norli, Ø. (2007). Sports sentiment and stock returns. *The Journal of Finance*, 62(4), 1967-1998.
- Floros, C. (2014). Football and stock returns: New evidence. *Procedia Economics and Finance*, 14, 201-209.
- Hudson, R. S., & Gregoriou, A. (2015). Calculating and comparing security returns is harder than you think: A comparison between logarithmic and simple returns. *International Review of Financial Analysis*, 38, 151-162.
- Klein, C., Zwergel, B., & Heiden, S. (2009). On the existence of sports sentiment: The relation between football match results and stock index returns in Europe. *Review of Managerial Science*, 3(3), 191-208.
- Kothari, S., & Warner, J. (2007). Econometrics of event studies. *Handbook of Empirical Corporate Finance*, 1, 3-36.
- Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle. *The Journal of Finance*, 50(1), 23-51.

- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Renneboog, L., & Vanbrabant, P. (2000). *Share price reactions to sporty performances of soccer clubs listed on the London Stock Exchange and the AIM* Tilburg University.
- Saraç, M., & Zeren, F. (2013). The Effect of Soccer Performance on Stock Return: Empirical Evidence From "The Big Three Clubs" of Turkish Soccer League. *Journal of Applied Finance and Banking*, 3(5), 299.
- Scholtens, B., & Peenstra, W. (2009). Scoring on the stock exchange? The effect of football matches on stock market returns: An event study. *Applied Economics*, 41(25), 3231-3237.
- Stadtman, G. (2006). Frequent news and pure signals: The case of a publicly traded football club. *Scottish Journal of Political Economy*, 53(4), 485-504.
- Strong, N. (1992). Modelling abnormal returns: A review article. *Journal of Business Finance & Accounting*, 19(4), 533-553.
- Van der Sar, N. L. (2015). *Stock Pricing and Corporate Events* (3rd ed.) Erasmus University Rotterdam.
- Vrooman, J. (2007). Theory of the beautiful game: The unification of European football. *Scottish Journal of Political Economy*, 54(3), 314-354.

B. Niet-academische Referenties

- Lega Serie A. (2018a). Fixtures and Results | Lega Serie A. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.legaseriea.it/en/serie-a-tim/fixture-and-results>
- Lega Serie A. (2018b). League Table | Lega Serie A. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.legaseriea.it/en/serie-a-tim/league-table>
- Transfermarkt. (2018a). Gareth Bale – Transferhistorie. Verkregen 27 juni, 2018, van <https://www.transfermarkt.nl/gareth-bale/transfers/spieler/39381>

Transfermarkt. (2018b). Neymar - Transferhistorie. Verkregen 27 juni, 2018, van <https://www.transfermarkt.nl/neymar/transfers/spieler/68290>

UEFA. (2016a). 2016/2017 Champions League revenue distribution. Verkregen 6 juli, 2018, van <https://www.uefa.com/uefachampionsleague/news/newsid=2398575.html>

UEFA. (2016b). 2016/2017 Europa League revenue distribution. Verkregen 6 juli, 2018, van <https://www.uefa.com/uefaeuropaleague/news/newsid=2398584.html>

UEFA. (2018a). Access list for the 2018/2019 UEFA club competitions. Verkregen 17 mei, 2018, van <https://www.uefa.com/uefachampionsleague/news/newsid=2499869.html>

UEFA. (2018b). Member Associations – Inside UEFA. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.uefa.com/insideuefa/member-associations/>

UEFA. (2018c). Member Associations – Portugal – League. Verkregen 17 mei, 2018, van <https://www.uefa.com/memberassociations/association=por/domesticleague/standings/index.html>

UEFA. (2018d). Member Associations – Portugal – Cup. Verkregen 17 mei, 2018, van <https://www.uefa.com/memberassociations/association=por/domesticcup/index.html>

UEFA. (2018e). Member Associations - Turkey - Overview. Verkregen 20 juni, 2018, van <http://www.uefa.com/memberassociations/association=tur/index.html>

UEFA. (2018f). Portugal – Member Associations – Inside UEFA. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.uefa.com/insideuefa/member-associations/association=por/index.html>

UEFA. (2018g). UEFA Champions League – History – Most Titles. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.uefa.com/uefachampionsleague/history/seasons/topwinners/index.html>

UEFA. (2018h). UEFA Europa League – History – Most Titles. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.uefa.com/uefaeuropaleague/history/seasons/topwinners/index.html>

UEFA. (2018i). UEFA rankings for club competitions. Verkregen 17 mei, 2018, van <http://www.uefa.com/memberassociations/uefarankings/country/season=2018/index.html>

Appendix

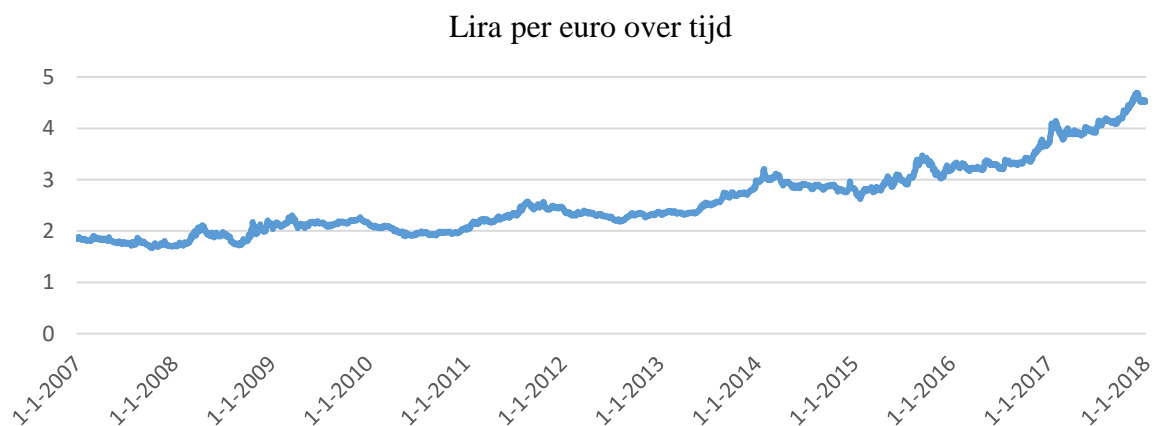
A. Data en Methodologie

Tabel 11: Lijst van clubteams binnen de Stoxx Europe Football Index

Clubteam	IPO	Competitieland	Valuta	Beurs
Aalborg	1998	Denemarken	Deense kroon	OMX N.E. Copenhagen
AFC Ajax	1998	Nederland	Euro	Euronext.liffe Amsterdam
AGF	1988	Denemarken	Deense kroon	OMX N.E. Copenhagen
AIK Fotboll B	2006	Zweden	Zweedse kroon	Stockholm
AS Roma	2000	Italië	Euro	Milan
Benfica	2007	Portugal	Euro	Euronext.liffe Lisbon
Besiktas	2002	Turkije	Turkse lira	Borsa Istanbul
Borussia Dortmund	2000	Duitsland	Euro	XETRA
Brøndby IF	1988	Denemarken	Deense kroon	OMX N.E. Copenhagen
Celtic	1995	Schotland	Britse pond	London
Fenerbahce	2004	Turkije	Turkse lira	Borsa Istanbul
FK Teteks Tetovo	2009	Macedonië	Mac. Denar	Macedonia
Galatasaray	2002	Turkije	Turkse lira	Borsa Istanbul
Juventus	2001	Italië	Euro	Milan
Lazio	1998	Italië	Euro	Milan
Olympique Lyon	2007	Frankrijk	Euro	Euronext.liffe Paris
Parken Sport	1997	Denemarken	Deense kroon	OMX N.E. Copenhagen
Porto	1998	Portugal	Euro	Euronext.liffe Lisbon
Ruch Chorzów	2009	Polen	Poolse zloty	Warsaw
Silkeborg IF	1991	Denemarken	Deense kroon	OMX N.E. Copenhagen
Sporting	1998	Portugal	Euro	Euronext.liffe Lisbon
Trabzonspor	2005	Turkije	Turkse lira	Borsa Istanbul

Lijst is afkomstig van Datastream, onder de Stoxx Europe Football Index, opgehaald op 11 juni 2018.

Figuur 1: Wisselkoers lira/euro over tijd, afkomstig van Datastream



B. Robuustheid: Stoxx Europe Football Index

Tabel 12: One-sample *t*-toetsen voor het testen van de robuustheid voor hypothese I, door het gebruik van de Stoxx Europe Football Index

Competitieland		One-sample <i>t</i> -test		
		Winst	Verlies	Gelijkspel
Italië	Gemiddelde	.0071645	-.0195515	-.0125028
	Standaardfout	.0014423	.0022598	.0019721
	T-statistiek	4.9673***	-8.6518***	-6.3399***
Portugal	Gemiddelde	.0020538	-.0061786	-.0117085
	Standaardfout	.0020524	.0060115	.0038607
	T-statistiek	1.0007	-1.0278	-3.0328***
Turkije	Gemiddelde	.0075466	-.013172	-.0112018
	Standaardfout	.0014358	.0022534	.0017765
	T-statistiek	5.2560***	-5.8453***	-6.3056***

Onderliggende P-waarden zijn gebaseerd op een tweezijdige toets, met drie significantieniveaus (α): * significant op 10%, ** significant op 5% en *** significant op 1%.

Tabel 13: Regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele met gebruik van de Stoxx Europe Football Index

Abnormale Rendement				
Uitslagtype	Observaties R^2	Opgenomen in Constante	Coëfficiënten	
			Portugal	Turkije
Winst	1809 <i>0.0037</i>	Italië	-.0051107 (.0025084) ^w	.0003821 (.0020352) ^w
		Portugal		.0054928** (.0025048) ^w
Verlies	615 <i>0.0130</i>	Italië	.0133729** (.0064091) ^w	.0063796** (.0031929) ^w
		Portugal		-.0069934 (.006407) ^w
Gelijkspel	615 <i>0.0130</i>	Italië	.0007943 (.0043323) ^w	.001301 (.0026548) ^w
		Portugal		.0005067 (.0042472) ^w

In deze tabel zijn zes regressies opgenomen, twee voor elk uitslagtype. Het aantal observaties en de R^2 staan vermeld in de tweede kolom en standaardfouten staan tussen haken. Bij heteroscedastische error termen zijn robuuste White standaardfouten gebruikt, aangegeven met ^w. Informatie over de constante is weggelaten, en er zijn drie significantieniveaus, namelijk 10%, 5% en 1%, aangeduid met *, ** en *** respectievelijk.

Tabel 14: Regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele voor thuiswedstrijden

Abnormale Rendement				
Uitslagtype	Observaties R^2	Opgenomen in Constante	Coëfficiënten	
			Portugal	Turkije
Winst	1046	Italië	-.0042441 (.0031948) ^w	-.000297 (.0025342) ^w
	0.0023	Portugal		.0039471 (.0032437) ^w
Verlies	205	Italië	.0273119*** (.0085655)	.0071357 (.0063511)
	0.0480	Portugal		-.0201762** (.008483)
Gelijkspel	293	Italië	.0014935 (.00576)	-.0004837 (.0048862)
	0.0004	Portugal		-.0019772 (.0055164)

Deze tabel bevat zes regressies, behorend bij drie verschillende uitslagtypes, waarbij informatie over de constante is weggelaten, omdat deze geen informatieve functie heeft. Standaardfouten staan tussen haken, en wanneer er sprake is van heteroscedasticiteit van de error termen, zijn deze robuust (White, aangegeven met ^w). Significantie is weergegeven op drie niveaus: 10% (*), 5% (**) en 1% (***).

C. Robuustheid: Aangepaste Schattingsperiode

Tabel 15: One-sample t -toetsen voor het testen van de robuustheid voor hypothese I, met aangepaste schattingsperiode

Competitieland		One-sample t -test		
		Winst	Verlies	Gelijkspel
Italië	Gemiddelde	.0068022	-.0194	-.0129729
	Standaardfout	.0014895	.002254	.0022774
	T-statistiek	4.5666***	-8.6068***	-5.6963***
Portugal	Gemiddelde	.0025125	-.0052146	-.0130459
	Standaardfout	.0020923	.0060838	.0038715
	T-statistiek	1.2008	-0.8571	-3.3697***
Turkije	Gemiddelde	.0051268	-.0144326	-.0123554
	Standaardfout	.0015747	.0022259	.0017882
	T-statistiek	3.2557***	-6.4839***	-6.9092***

Onderliggende P-waarden zijn gebaseerd op een tweezijdige toets, met drie significantieniveaus (α): * significant op 10%, ** significant op 5% en *** significant op 1%.

Tabel 16: Zes regressies met het abnormale rendement na wedstrijden als afhankelijke variabele

Abnormale Rendement				
Uitslagtype	Observaties R^2	Opgenomen in Constante	Coëfficiënten	
			Portugal	Turkije
Winst	1809 <i>0.0016</i>	Italië	-.0042896* (.0025683) ^W	-.0016754 (.0021676) ^W
		Portugal		.0026143 (.0026187) ^W
Verlies	615 <i>0.0138</i>	Italië	.0141854** (.0064746) ^W	.0049674 (.0031694) ^W
		Portugal		-.009218 (.006465) ^W
Gelijkspel	615 <i>0.0130</i>	Italië	-.0000729 (.0044889) ^W	.0006175 (.0028961) ^W
		Portugal		.0006904 (.004262) ^W

Standaardfouten zijn weergegeven tussen haken, en eventueel robuust voor heteroscedasticiteit door middel van een White aanpassing (^W). De constante is weggelaten en coëfficiënten kunnen significant zijn op 1% (***) , 5% (**) en 10% (*).

Tabel 17: Regressies met het abnormale rendement als afhankelijke variabele voor thuiswedstrijden

Abnormale Rendement				
Uitslagtype	Observaties R^2	Opgenomen in Constante	Coëfficiënten	
			Portugal	Turkije
Winst	1046 <i>0.0021</i>	Italië	-.0038308 (.0032422) ^W	-.0040045 (.0026641) ^W
		Portugal		-.0001737 (.0033262) ^W
Verlies	205 <i>0.0597</i>	Italië	.031186*** (.0087182)	.0096811 (.0064643)
		Portugal		-.0215049** (.0086342)
Gelijkspel	293 <i>0.0013</i>	Italië	.0005503 (.006226)	-.0026308 (.0052815)
		Portugal		-.0031811 (.0059628)

Bij elk van deze zes regressies is de constante weggelaten en zijn standaardfouten weergegeven tussen haken, met eventuele robuustheidsaanpassing, aangegeven met ^W (White). Significantie is aangeduid met *, ** en ***, op 10%-, 5%- en 1%-niveau respectievelijk.