

**„Entscheidend is' auf'm Platz“ -  
Sportökonomische Analysen der Performance  
der Akteure im Profifußball**

---

Der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der  
Universität Paderborn  
zur Erlangung des akademischen Grades  
Doktor der Wirtschaftswissenschaften  
- Doctor rerum politicarum -  
vorgelegte Dissertation  
von

**Dipl.-Volksw. Annette Höhmann, M.A.**  
geboren am 28.09.1980 in Siegburg

2021

## **Vorwort**

Diese Dissertation ist berufsbegleitend entstanden und ein solches Projekt ist ohne eine gehörige Portion Unterstützung vermutlich kaum realisierbar. Daher möchte ich allen, die meine Arbeit in den letzten Jahren auf die ein oder andere Weise begleitet haben, an dieser Stelle meinen Dank aussprechen und einige besonders hervorheben.

Ein großer Dank gilt Prof. Dr. Bernd Frick für die sehr konstruktive und geduldige Begleitung meines Dissertationsvorhabens und für die Gestaltung eines Rahmens, in dem dieses Projekt berufsbegleitend realisiert werden konnte. Mein Dank geht außerdem an Prof. Dr. Christian Deutscher für seine Bereitschaft, meine Arbeit zu begutachten, sowie an Prof. Dr. Claus-Jochen Haake und Prof. Dr. Martin Schneider für ihre Mitwirkung in der Promotionskommission.

Meinen Mitstreiter:innen im Doktorandenseminar des Lehrstuhls für Organisations-, Medien- und Sportökonomie, insbesondere Dr. Daniel Kaimann und Dr. Marcel Battré, danke ich für ihre wertvollen Hinweise und Anregungen im Rahmen der Entstehung und des „Reifens“ meiner Arbeit.

Weiterhin bedanke ich mich bei meinen Kolleg:innen an der Hochschule Fresenius für ihre fachlichen Tipps und ihr stets offenes Ohr, insbesondere bei Prof. Dr. Barbara Lier, Dr. Alexander Czempas und Prof. Dr. Dominic-Nicolas Gansen-Ammann.

Ein großes Dankeschön geht an meine Familie, die alle Facetten meines Dissertationsvorhabens mitgetragen und gefördert hat. Meinem Mann Sven danke ich dabei ganz besonders für seine Ausdauer in unseren zahlreichen Diskussionen zu fußballerischen Fragen und meinem Vater Alois für das ausführliche Feedback zu meiner Arbeit. Um den Kreis zu schließen, danke ich schließlich meinem Bruder Thomas für meinen ersten Besuch im Fußballstadion im Herbst 1994 – ein tristes 0:0 zwischen Bayer 04 Leverkusen und dem Karlsruher SC, das aber vermutlich dennoch einen kleinen Grundstein für die Erstellung dieser Dissertation gelegt hat.

Köln, im Oktober 2021

Annette Höhmann

## **Inhalt**

<b>Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>III</b>
<b>Tabellenverzeichnis .....</b>	<b>IV</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis .....</b>	<b>V</b>
<b>I Einleitung .....</b>	<b>1</b>
<b>II Die Bedeutung der letzten Karrierestation für die Entlohnung von Fußballspielern .....</b>	<b>13</b>
1 Einleitung .....	14
2 Literaturüberblick .....	18
3 Datensatz und deskriptive Statistiken .....	20
4 Empirische Ergebnisse .....	26
5 Zusammenfassung der zentralen Befunde und Implikationen .....	38
<b>III Fire and Hire – Determinanten der Trainerentlassung in der Fußball-Bundesliga .....</b>	<b>41</b>
1 Einleitung .....	42
2 Literaturüberblick und Herleitung der Fragestellung .....	44
3 Trainerwechsel in der Fußball-Bundesliga .....	52
4 Datensatz und deskriptive Statistiken .....	57
5 Empirische Ergebnisse .....	62
6 Diskussion .....	67
7 Fazit und Ausblick .....	72
Anhang: Die Eingrenzung des Arbeitsmarktes für Trainer .....	75
<b>IV Arm, aber sexy? Faktoren des Erfolgs in der 3. Liga .....</b>	<b>77</b>
1 Einleitung .....	78
2 Ökonomische Rahmenbedingungen in der 3. Liga .....	79
3 Theoretischer Hintergrund und Literaturüberblick .....	84
4 Datensatz und deskriptive Statistiken .....	89
5 Empirische Ergebnisse .....	94
6 Diskussion .....	101
7 Fazit und Ausblick .....	105

<b>V</b>	<b>„Elf Freunde müsst ihr sein“?! Zusammensetzung und Performance von Nationalmannschaften .....</b>	<b>108</b>
1	Einleitung .....	109
2	Literaturüberblick.....	111
2.1	Zusammensetzung und Leistung von Fußball- und weiteren Sportmannschaften ..	113
2.2	Einflussfaktoren auf die Leistung von Fußball-Nationalmannschaften.....	115
2.3	Die Zusammensetzung von Fußball-Nationalmannschaften .....	116
3	Datensatz und deskriptive Statistiken .....	120
4	Empirische Ergebnisse .....	127
5	Diskussion .....	131
6	Ergebniszusammenfassung und Ansatzpunkte für zukünftige Forschung.....	137
<b>VI</b>	<b>Fazit und Ausblick .....</b>	<b>141</b>
	<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>VI</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Verteilung der Marktwerte in der Saison 2009/2010 .....	16
Abbildung 2: Durchschnittliche kicker-Note nach Position.....	23
Abbildung 3: Entwicklung der Marktwerte nach Position .....	26
Abbildung 4: Einfluss der Länderspiele in T-1 auf den Marktwert .....	32
Abbildung 5: Einfluss der Länderspiele vor T-1 auf den Marktwert .....	32
Abbildung 6: Einfluss der Bundesligaspiele in T-1 auf den Marktwert.....	33
Abbildung 7: Einfluss der Bundesligaspiele vor T-1 auf den Marktwert.....	33
Abbildung 8: Kerndichteschätzung der Spielermarktwerte.....	35
Abbildung 9: Aktueller Forschungsstand zu Trainerentlassungen im Profifußball .....	50
Abbildung 10: Zusammenfassung der Fragestellung .....	52
Abbildung 11: Trainerwechsel je Spieltag in den Saisons 1998/99 bis 2012/13 .....	53
Abbildung 12: Differenz zwischen erreichter und erwarteter Punktzahl auf Spieltagebene ..	54
Abbildung 13: Art des letzten Engagements neu verpflichteter Trainer .....	56
Abbildung 14: Tabellenplatz zum Zeitpunkt der Entlassung und am Ende der Saison .....	57
Abbildung 15: Kerndichteschätzung der Variablen zur Beschreibung des Arbeitsmarktes ....	60
Abbildung 16: Vereinszugehörigkeit von Trainern in der Bundesliga.....	62
Abbildung 17: Durchschnittlicher Umsatz pro Verein (exkl. Transfererlöse) in Mio. € .....	80
Abbildung 18: Teams mit Saisonüberschüssen resp. -fehlbeträgen in der 3. Liga .....	82
Abbildung 19: Spielermarktwerte nach Saison (in €) .....	90
Abbildung 20: Kerndichteschätzung der <i>contest success function</i> .....	91
Abbildung 21: Zusammenfassung der Fragestellung .....	119
Abbildung 22: Erfolg bei der EM und Durchschnitt der gewichteten Tabellenplätze .....	121
Abbildung 23: UEFA-5-Jahreswertung der Heimatliga und Anzahl der in einer National- mannschaft vertretenen Ligen .....	122
Abbildung 24: Durchschnittliche kicker-Note nach Position und EM.....	124

## **Tabellenverzeichnis**

Tabelle I: Übersicht der Veröffentlichungen .....	12
Tabelle 1: Übersicht der Variablen.....	21
Tabelle 2: Deskriptive Statistiken .....	24
Tabelle 3: Ergebnisse der empirischen Analyse.....	29
Tabelle 4: Ergebnisse der Quantilsregressionen.....	36
Tabelle 5: Übersicht der Variablen und deskriptive Statistiken .....	61
Tabelle 6: Ergebnisse der Modellschätzungen .....	65
Tabelle 7: Erlösstruktur der drei ersten Fußballligen in den Saisons 2013/14 und 2014/15 (ohne Transfererlöse, 3. Liga ohne zweite Mannschaften) .....	81
Tabelle 8: Sportliche Sanktionen für Vereine mit wirtschaftlichen Problemen.....	82
Tabelle 9: Übersicht der Variablen und deskriptive Statistiken .....	94
Tabelle 10: Ergebnisse der Modellschätzungen (I) .....	95
Tabelle 11: Ergebnisse der Modellschätzungen (II).....	98
Tabelle 12: Ergebnisse der Modellschätzungen (III) .....	99
Tabelle 13: Übersicht der Variablen und deskriptive Statistiken .....	126
Tabelle 14: Ergebnisse der Modellschätzungen (I) .....	128
Tabelle 15: Ergebnisse der Modellschätzungen (II).....	130
Tabelle 16: Ergebnisse der Modellschätzungen zu Vereinswechseln nach einer EM .....	134

## **Abkürzungsverzeichnis**

FE	Fixed Effects
MLS	Major League Soccer
NBA	National Basketball Association
NFL	National Football League
OLS	Ordinary Least Squares

## **I Einleitung**

Wie so manch andere Arbeit zur ökonomischen Analyse des Profifußballs beginnt auch die vorliegende mit der Feststellung, wie ausgezeichnet sich der professionelle Sport für die Überprüfung verschiedener ökonomischer Theorien eignet und dass sein Beiname als „Labor Market Laboratory“ (Kahn, 2000, S. 75) daher nicht von ungefähr kommt. Der Grund für das Vorliegen dieser Laborbedingungen ist die gute Beobachtbarkeit und Messbarkeit sportlicher Performance. Bei sportlichen Wettkämpfen herrschen auf Basis des jeweils gültigen Regelwerks streng kontrollierte Bedingungen, was den Vergleich der gezeigten Leistungen enorm erleichtert. Leistungsdaten in Form der Ergebnisse dieser Wettkämpfe sind frei verfügbar; ein Umstand, der für Leistungsdaten anderer Wirtschaftszweige häufig nicht gegeben ist und aus Sicht der Forschung einen großen Pluspunkt nicht nur des Profifußballs, sondern auch vieler weiterer Sportarten darstellt. Schließlich ist der Prozess der Beobachtung und Messung sportlicher Leistung mit sehr niedrigen Transaktionskosten verbunden, denn ebendiese Beobachtung und der Vergleich sportlicher Leistungen ist letztlich der Kern dessen, was sportliche Wettkämpfe (beispielsweise den Ligabetrieb oder internationale Turniere im Profifußball) aus Zuschauersicht interessant macht.

Nachdem es in sportökonomischen Forschungsarbeiten lange Zeit gängig war herauszuarbeiten, dass die gewonnenen Erkenntnisse auch auf andere Bereiche der Wirtschaft übertragbar sind (für den Profifußball beispielhaft Audas, Dobson, & Goddard, 2002; Braendle & Wirl, 2005; Brandes, Franck, & Theiler, 2009), gilt inzwischen mehr und mehr, dass die Sportökonomie sprichwörtlich „erwachsen geworden“ ist (Sloane, 2015, S. 5) und für ihre Legitimität keine Notwendigkeit besteht, den Transfer gewonnener Erkenntnisse auf andere Wirtschaftszweige zu gewährleisten.

Die Relevanz sportökonomischer Forschung zum Profifußball in Deutschland wird zudem dadurch untermauert, dass das seit den 1990er Jahren beobachtbare Umsatzwachstum in den verschiedenen Profifußballligen ihre volkswirtschaftliche Bedeutung deutlich gesteigert hat. Die unter der Ägide der Deutschen Fußball Liga (DFL) organisierten zwei Bundesligen konnten beispielsweise von 2011 bis 2018 eine Verdoppelung ihres Umsatzes erzielen, welcher in der Saison 2018/19 erstmals die Marke von 4 Mrd. € überstieg (Deutsche Fußball Liga, 2020). Damit ist das Umsatzvolumen der Bundesliga und der 2. Bundesliga inzwischen mit demjenigen kleiner DAX-Unternehmen vergleichbar (Statista, 2020).

Diese hohen Wachstumsraten, die in den 2010er Jahren deutlich über dem Wachstum der gesamten deutschen Volkswirtschaft lagen, wurden vor allem durch hohe Erlöse aus der media-



len Verwertung der Spiele in der Bundesliga und 2. Bundesliga getrieben. Der Anteil des Umsatzes aus medialer Verwertung am Gesamtumsatz lag in der Saison 2018/19 bei 37% (McKinsey & Company, 2020).

Eine hauptsächlich durch die mediale Verwertung getriebene Steigerung der wirtschaftlichen Bedeutung des Profifußballs seit Beginn des Jahrtausends lässt sich auch in den anderen Top-5-Ligen Europas beobachten, insbesondere in der englischen Premier League. Die Hälfte der zehn umsatzstärksten Vereine in Europa in der Saison 2018/19 kommt aus der Premier League; angeführt wird die Liste vom FC Barcelona und von Real Madrid mit jährlichen Umsätzen von über 800 Mio. € bzw. über 700 Mio. € (Deloitte Sports Business Group, 2020). Da die erzielbaren Erlöse aus der medialen Verwertung des Profifußballs europaweit aktuell allerdings stagnieren oder zurückgehen, mehren sich inzwischen die Stimmen, die eine Sättigung des entsprechenden Marktes und damit ein Ende des bisherigen Wachstumstrends als realistisch einschätzen (Deloitte Sports Business Group, 2020; McKinsey & Company, 2020).

An der unmittelbaren Produktion des Gutes „Profifußball“ sind mehrere Akteure beteiligt. Die wichtigsten Akteure sind sicherlich Fußballspieler, sowohl auf individueller Ebene als auch als Akteursgruppe im Kontext ihrer Mannschaften auf Vereins- bzw. Länderauswahlebene. Weitere relevante Akteure sind Fußballtrainer. Die vorliegende Arbeit möchte sowohl die gute Verfügbarkeit von Leistungsdaten als auch die wirtschaftliche Bedeutung des Profifußballs zum Anlass nehmen, spezifische sportökonomische Fragestellungen zur Performance dieser Akteure – konkret von Spielern, Trainern, Vereinsmannschaften und Nationalmannschaften – zu untersuchen. Zum Einstieg in die Thematik soll im Folgenden zunächst für jeden der vier Akteure der sportökonomische Forschungsstand hinsichtlich ihrer Performance kurz skizziert werden.

Die zahlenmäßig größte relevante Akteursgruppe sind Profi-Fußballspieler. Ihr Arbeitsmarkt ist durch einen hohen Grad an Konkurrenz sowie hohe Transparenz hinsichtlich der Performance geprägt und kommt damit dem neoklassischen Marktmodell vergleichsweise nahe. Seit dem Bosman-Urteil von 1995 ist zudem zumindest auf dem europäischen Arbeitsmarkt für Profi-Fußballspieler formal vollständige Mobilität möglich. Diese wird vielfach auch gelebt (Frick, 2009; Poli, Ravenel, & Besson, 2016), was die Approximation dieses Arbeitsmarktes ans theoretische Modell noch verstärkt.

Die sportökonomische Literatur zu Profi-Fußballspielern lässt sich in mehrere größere Themengebiete unterteilen. Eins der größten Themenfelder befasst sich mit dem wichtigsten Kennwert der Performance in Form des Marktwertes von Spielern, und hierbei insbesondere

mit seinen Determinanten (z. B. Luciforna & Simmons, 2003; Frick, 2007b; Deutscher & Büschemann, 2016; Felipe et al., 2020). Dabei wird vielfach von Marktwerten auf Gehälter von Spielern rückgeschlossen. Besonderes Augenmerk liegt in diesem Themengebiet auf der Frage, inwiefern überdurchschnittlich hohe Marktwerte bzw. Gehälter einzelner Spieler durch Superstar-Effekte erklärt werden können. Diese Effekte können gemäß der Argumentation von Rosen (1981) entstehen, wenn sich in bestimmten Branchen kleine Vorsprünge beim Können in hohen Gehaltsaufschlägen widerspiegeln. Adlers (1985) Argumentation zufolge ist es weniger das Können, sondern eine höhere Popularität, welche ursächlich für außergewöhnlich hohe Gehaltsaufschläge ist. Beide Erklärungsansätze finden in der Forschung zu Superstar-Effekten im Profifußball Beachtung (z. B. Luciforna & Simmons, 2003; Franck & Nüesch, 2008b; Carrieri, Principe, & Raitano, 2018; Scarfe, Singleton, & Telemo, 2021). Ein weiteres relevantes Forschungsfeld in Bezug auf Fußballspieler befasst sich mit Einflussfaktoren individueller Leistung, beispielsweise mit dem Einfluss der relativen Einkommensposition von Spielern innerhalb ihres Teams (Torgler & Schmidt, 2007) oder einer möglichen Berufung in die Nationalmannschaft (Miklós-Thal & Ullrich, 2015) auf die Performance. Ein drittes beispielhaftes Themenfeld umfasst Analysen des Arbeitsmarktes von Fußballspielern, welche bezüglich der Performance vielfach die Mobilität von Spielern auf Vereinsebene und deren Auswirkung auf die Leistung ihrer Nationalmannschaften in den Fokus nehmen (z. B. Frick, 2009; Berlinschi, Schokkaert, & Swinnen, 2013).

Neben Fußballspielern als individuellen Akteuren ist auch ihr Zusammenwirken in Mannschaften aus Sicht der Sportökonomie interessant. Hier gilt es zu differenzieren, dass Vereinsmannschaften, in denen insbesondere die Budgetbeschränkung des jeweiligen Vereins ausschlaggebend für die Zusammenstellung des Teams ist, anderen ökonomischen Rahmenbedingungen unterliegen als Nationalmannschaften, in denen die Nationalität eine entscheidende Bedingung für eine mögliche Aufnahme ins Team bildet. Beide Settings bieten sich gut an, um ökonomische Theorien zur Performance von Teams zu überprüfen. Beispielhafte konkrete Fragestellungen befassen sich dabei mit der Substitutionalität oder Komplementarität einzelner Teammitglieder (Franck & Nüesch, 2010) oder den Auswirkungen variabler Lohnniveaus auf die Mannschaftsleistung (Schmidt, Torgler, & Frey, 2009). Die optimale Kaderzusammenstellung unter Erfüllung der jeweils geltenden Budgetbeschränkung ist zudem eine Fragestellung, die insbesondere für Vereinsmannschaften von Relevanz ist (Buraimo, Frick, Hickfang, & Simmons, 2015).

Die letzte hier vorzustellende Akteursgruppe ist die der Trainer. Diese Gruppe ist rein zahlenmäßig kleiner als die der Spieler und war lange Zeit auch als Gegenstand ökonomischer Forschung weniger stark präsent (Baldueck & Buelens, 2007). Während bei Spielern die Erfassbarkeit von Leistung eine Selbstverständlichkeit ist, ist die Messung der Performance eines Trainers in Form seines Beitrags zum Mannschaftserfolg methodisch zumeist etwas aufwändiger (Frick & Simmons, 2008; Muehlheusser, Schneemann, Sliwka, & Wallmeier, 2018). Ökonomische Forschung zu Trainern im Profifußball befasst sich neben der Messung ihrer Performance vor allem mit den Gründen und Folgen von kurzfristigen Trainerwechseln (z. B. de Dios Tena & Forrest, 2007; Wirl & Sagmeister, 2008; van Ours & van Tuijl, 2015), wobei insbesondere die Effektivität einer Trainerentlassung als Mittel zur Verbesserung der Teamperformance recht umstritten ist.

Im Verlauf dieser Arbeit wird für jeden der beschriebenen Akteure eine spezifische performancerelevante Fragestellung aufgegriffen und sportökonomisch analysiert. Bei Spielern, Vereinsmannschaften und Trainern erfolgt dabei eine Fokussierung auf den Profifußball in Deutschland, während in Bezug auf Nationalmannschaften eine Betrachtung von Europameisterschaftsturnieren erfolgt. Allen Analysen ist gemein, dass sie verschiedene theoretische Konzepte aufgreifen, welche für die sportökonomische Analyse der Performance in Mannschaftssportarten von zentraler Bedeutung sind. Bevor die spezifischen Fragestellungen für jede Akteursgruppe vorgestellt werden, soll zunächst auf die wichtigsten dieser Konzepte eingegangen werden.

Eine zentrale Grundlage der ökonomischen Analyse von Performance im Rahmen des professionellen Mannschaftssports ist das unterstellte Zielsystem der an einem Wettbewerb beteiligten Teams. Dabei wird zwischen dem Ziel des maximalen wirtschaftlichen Gewinns (*profit maximization*) und dem Ziel des maximalen sportlichen Erfolges (*win maximization*) unterschieden. In der Sportökonomie ist die Grundannahme verbreitet, dass Vereine in den stark regulierten US-amerikanischen Profiligen, welche nach dem Closed-Shop-Prinzip ohne Auf- und Abstiege operieren, nach dem Prinzip der *profit maximization* gemanagt werden. In europäischen Ligawettbewerben, in denen Regulierungsaktivitäten nur moderat vorhanden sind und die Zugehörigkeit zur Liga anhand des sportlichen Erfolgs mittels Auf- und Abstiegen bestimmt wird, folgt man hingegen dem Ziel der *win maximization* (Sloane, 1971). Eine hier beispielhaft genannte Untersuchung, welche diese Annahme für den Profifußball stützt, findet für die englische Premier League keine Belege, dass Vereine nach der Umwandlung in eine Aktiengesellschaft verstärkt dem Prinzip der *profit maximization* gefolgt sind, wie es für eine

AG eigentlich anzunehmen wäre (Leach & Szymanski, 2015). Auch im spanischen Profifußball deutet das beobachtbare Verhalten der relevanten Akteure darauf hin, dass das Ziel der *win maximization* eher prägend für das Management von Vereinen ist als das Ziel der *profit maximization* (Garcia-del-Barrio & Szymanski, 2009). Insgesamt lässt sich aber eine strikt ausgelegte geographische Differenzierung der beiden Zielsysteme empirisch nicht zweifelsfrei bestätigen (Fort, 2015).

Für Vereine, welche der Maxime der *win maximization* folgen, wird unterstellt, dass sie eine größere Nachfrage nach qualitativ guten Spielern aufweisen und entsprechend hohe Investitionen in ihren Spielerkader tätigen (Sloane, 1971). Dass dieses Investitionsverhalten Einfluss auf den Umsatz hat, zeigt sich recht anschaulich im europäischen Profifußball. In den Top-5-Ligen in Deutschland, England, Frankreich, Italien und Spanien weisen seit der Jahrtausendwende insbesondere diejenigen Vereine ein überdurchschnittlich hohes Umsatzwachstum auf, die kontinuierlich hohe Investitionen in ihre Spielerkader tätigen und in der Folge sowohl ihre nationalen Ligen sportlich dominieren als auch regelmäßig in der Champions League vertreten sind (Rohde & Breuer, 2016). Eine solche Dominanz weniger Vereine, welche eine hohe Nachfrage nach qualitativ guten Spielern realisieren, kann jedoch auch als Teufelskreis interpretiert werden, da sie sich nachteilig auf die Chancengleichheit in einem Ligawettbewerb auswirkt (Buraimo et al., 2015). Es ist nämlich gerade diese Chancengleichheit in Form der *Competitive Balance*, welche anhand der Unvorhersehbarkeit von Spielausgängen (*Uncertainty of Outcome*) die Attraktivität eines Wettbewerbs aus Sicht der Zuschauer gewährleistet (Sloane, 2006). Dabei gilt die Annahme, dass Zuschauer einen sportlichen Wettbewerb umso mehr schätzen, je gleichwertiger die erwartete Performance der Teilnehmer ist und je schwieriger dessen Ausgang folglich vorherzusagen ist (Kessenne, 2006). Zur Gewährleistung der *Uncertainty of Outcome* ist die sportliche Dominanz einzelner Teilnehmer eines sportlichen Wettbewerbs, welche auch als Monopolstellung verstanden werden kann, somit nicht wünschenswert. Ganz im Gegenteil hat jeder Verein in einer Sportliga ein Interesse daran, gegen möglichst gleichwertige Gegner zu spielen (Sloane, 2015). Dies gilt im Gegensatz zu Märkten abseits des Sports auch für Marktteilnehmer mit großer Marktmacht, da mit zunehmender Vorhersagbarkeit eines Wettbewerbs – und damit abnehmender *Competitive Balance* – das Interesse der Zuschauer und damit auch eine der tragenden Erlösquellen schwindet. Zunehmende Marktmacht wird unter anderem als ein Grund für die oben beschriebene Marktsättigung in den europäischen Profifußballligen angeführt, da einzelne Vereine ihre heimischen Ligen inzwischen in einem Maß dominieren, welches einer ausgewogenen *Competitive Balance* zunehmend entgegensteht. Dies birgt langfristig die Gefahr einer verminderten Attrakti-

vität der Ligen für ihre Zuschauer, welche mit sinkender Zahlungsbereitschaft einhergeht (Deloitte Sports Business Group, 2020).

Konkrete Aussagen über die *Competitive Balance* in einem Wettbewerb erfordern einen Vergleich der Leistungsfähigkeit der Teilnehmer. Für den Mannschaftssport hat sich als methodische Herangehensweise hierfür die *contest success function* von Tullock (Tullock, 1980) bewährt. Die Wahrscheinlichkeit für ein Sportteam, einen sportlichen Wettbewerb zu gewinnen, lässt sich anhand der *contest success function* konkret in Bezug setzen zur Gewinnwahrscheinlichkeit der Kontrahenten (Fort & Winfree, 2009), sodass eine Erwartung über den Ausgang des Wettbewerbs formuliert werden kann (Szymanski, 2003). Bei ökonomischen Analysen des Profifußballs wird als Proxy für die erwartete Performance einer Mannschaft üblicherweise die Höhe der Investitionen in den Spielerkader in Form des kumulierten Marktwertes aller Spieler in die *contest success function* eingesetzt (Yildizparlak, 2018). Da am positiven Zusammenhang zwischen dem kumulierten Marktwert eines Fußballteams und seiner Performance dank einhelliger entsprechender Studienergebnisse für verschiedene Ligen kein Zweifel besteht (z. B. Forrest & Simmons, 2002; Hall, Szymanski, & Zimbalist, 2002), ist dieses Vorgehen durchaus schlüssig.

Die *contest success function* ist zudem ein geeignetes Konzept, um das in Ligawettbewerben anzutreffende Phänomen des Rattenrennens (Akerlof, 1976) zu erklären. Ein solches Rattenrennen kann spieltheoretisch auch als Gefangenendilemma modelliert werden und hat seine Ursache darin, dass alle Teilnehmer eines Ligawettbewerbs, dem Ziel der *win maximization* folgend, dem Anreiz hoher Investitionen in ihren Spielerkader unterliegen. Tätigen allerdings sämtliche Teilnehmer entsprechend hohe Investitionen, müssen sie alle höhere Kosten tragen, ohne dass sie ihre relative Ausgangsposition im Wettbewerb zwangsläufig verbessern (Dietl, Franck, & Lang, 2008). Sie stellen sich also aus finanzieller Sicht schlechter, ohne aus sportlicher Sicht besser gestellt zu sein. Bei einem zu hohen Investitionsniveau, welches nicht mehr durch künftige Erlösströme gedeckt wird – man spricht in diesem Zusammenhang auch von „Überinvestitionen“ (Dietl et al., 2008, S. 353) –, kann dieser Mechanismus ruinöse Konsequenzen für die Wettbewerbsteilnehmer haben. Dass im europäischen Profifußball trotz stetig steigender Umsätze zahlreiche Vereine nur wenig oder keinen Profit erwirtschaften (Ahtiainen & Jarva, 2020), kann unter anderem anhand des Konzepts des Rattenrennens erklärt werden.

Wie oben erläutert, fungiert bei der Berechnung der *contest success function* üblicherweise der kumulierte Marktwert aller Spieler als Proxy für die erwartete Performance eines Teams.

Der Marktwert eines Spielers kann dabei als geschätzte Ablösesumme interpretiert werden, die bei einem Vereinswechsel aktuell für ihn gezahlt würde (Müller, Simons, & Weinmann, 2017). In der Literatur herrscht recht große Einigkeit darüber, welche Faktoren den Marktwert von Fußballspielern beeinflussen. Entsprechende Untersuchungen bedienen sich dabei zu meist einer Mincer'schen Lohnleichung (Mincer, 1974) und können auf diese Weise länder- und ligaübergreifend einen hohen Anteil der Streuung von Marktwerten erklären. Dabei kommen sie zu übereinstimmenden Ergebnissen hinsichtlich verschiedener Einflussgrößen wie dem Alter, der Spielerfahrung, der Position, der Herkunft sowie konkreter Leistungsvariablen, beispielsweise der Anzahl geschossener Tore (z. B. Luciforna & Simmons, 2003; Frick, 2007b; Lehmann & Schulze, 2008; Bryson, Frick, & Simmons, 2013). Früher wurden flächendeckende Schätzungen von Marktwerten vor allem von der Sportfachpresse, für die Bundesliga beispielsweise vom kicker-Sportmagazin, herausgegeben. Inzwischen wird jedoch vermehrt auf Marktwerte zurückgegriffen, welche in Online-Communities auf Basis von „crowd wisdom“ (Prockl & Frick, 2018, S. 325) geschätzt werden. Auf der bedeutendsten Plattform [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) werden die konkreten Bewertungen von Spielern beispielsweise von besonders fachkundigen Community-Mitgliedern aus den Einzelbewertungen einer hohen Anzahl weiterer Mitglieder zusammengesetzt. Die dort veröffentlichten Marktwerte haben sich in verschiedenen Untersuchungen als akkurates Maß des tatsächlichen Marktwertes von Profi-Fußballspielern erwiesen (Prockl & Frick, 2018; Müller et al., 2017).

Im Gegensatz zu den Marktwerten ist der konkrete Inhalt von Spielerverträgen inklusive des vereinbarten Gehalts üblicherweise nicht bekannt (Sloane, 2015), man kann aber davon ausgehen, dass aufgrund von nahezu vollständiger Konkurrenz auf dem Spielermarkt die Entlohnung von Spielern auf Basis ihres Wertgrenzproduktes erfolgt (Huebl & Swieter, 2002b). Entsprechend werden Marktwerte häufig als Proxy für konkrete Gehälter von Spielern verwendet (z. B. Luciforna & Simmons, 2003; Lehmann & Schulze, 2008). Es gibt verschiedene Ergebnisse, die dieses Vorgehen stützen und im Falle vorhandener Gehaltsdaten eine starke Korrelation zwischen Gehältern und Marktwerten aufzeigen (vgl. für einen Überblick hierzu Deutscher & Büschemann, 2016). Es gibt aber auch Gegenstimmen einer solch äquivalenten Betrachtung von Marktwerten und Gehältern. So zeigt beispielsweise Thrane (2019) für die norwegische Eliteserien, dass Determinanten des Marktwertes zwar auch einen Einfluss auf das Gehalt haben, die Größe des Einflusses aber Unterschiede aufweist. Er begründet die Diskrepanz damit, dass Marktwerte die gegenwärtige Leistung abbilden, wohingegen das vertraglich vereinbarte Gehalt auf vergangener Performance eines Spielers beruht.

Zumeist erfolgt die Ermittlung von Marktwerten für sportökonomische Analysen zu einem bestimmten Zeitpunkt, beispielsweise zu Beginn einer Saison. Damit sind sie zwar recht aktuell, bieten aber nur begrenzt Möglichkeiten, Veränderungen der Performance über den Verlauf einer Saison hinweg zu berücksichtigen. Zur ergänzenden Berücksichtigung aktueller Performance von Spielern stehen verschiedene Möglichkeiten zur Verfügung. Es können beispielsweise konkrete Daten aus absolvierten Spielen herangezogen werden, wie die Anzahl von Pässen, Sprints, Torvorlagen oder Toren (Lehmann & Schulze, 2008) oder die Quote erfolgreich bestrittener Zweikämpfe (Lehmann, 2000). Durch verfeinerte technische Möglichkeiten hat die Datenfülle zu spielbezogenen Leistungsparametern für einzelne Spieler in den letzten Jahren überproportional zugenommen und ermöglicht dadurch eine recht genaue Erfassung der beobachtbaren Leistung (Memmert & Raabe, 2018; Müller et al., 2017). Allerdings gibt es auch Stimmen, die argumentieren, dass rein quantitative Performancedaten die tatsächliche Leistung eines Fußballspielers nicht umfassend darstellen (Franck & Nüesch, 2010). So wird beispielsweise die Anzahl geschossener Tore die Leistung eines Verteidigers nur unzureichend widerspiegeln, und die zurückgelegte Strecke oder die Anzahl von Sprints im Laufe eines Spiels kann neben einem hohen Leistungsniveau auch auf schlechtes Stellungsspiel hindeuten. Eine andere Methode der Messung der erbrachten Leistung, die eine holistischere Herangehensweise repräsentiert, ist die Bewertung von Spielern durch Sportjournalisten. In Deutschland mit am bedeutsamsten sind dabei die Noten des kicker-Sportmagazins. Hierbei bewerten zwei Journalisten für jedes Profispiel alle Spieler, die mindestens 30 Minuten auf dem Platz standen, anhand von Schulnoten. Die Erfassung aktueller Leistung anhand solcher Expertenbewertungen wird in sportökonomischen Studien zum Profifußball regelmäßig verwendet und hat sich als robustes Performancemaß bewährt (z. B. Garcia-del-Barrio & Pujol, 2005; Bryson et al., 2013; Buraimo et al., 2015; Deutscher & Büschemann, 2016). Im Laufe der vorliegenden Arbeit wird für die Bewertung der aktuellen Performance von Spielern daher auch regelmäßig auf die kicker-Bewertung zurückgegriffen.

Als letztes übergreifendes Konzept, welches im Kontext dieser Arbeit relevant ist, soll auf die Verwendung von Wettquoten als Instrument zur Vorhersage von Spielausgängen eingegangen werden. *Contest success functions*, welche auf zu Saisonbeginn erhobenen Marktwerten basieren, erlauben zwar generelle Vorhersagen über den Ausgang eines sportlichen Wettbewerbs wie einer Fußball-Liga. Ihre Aussagekraft über den Ausgang konkreter Begegnungen im Verlauf einer Saison ist jedoch begrenzt, da die aktuelle Leistungskurve der beteiligten Teams, welche beispielsweise unerwartete Phasen des Misserfolgs oder außergewöhnlich lange Phasen ohne Punktverlust beinhalten kann, hierbei nicht berücksichtigt wird. Es kann

hingegen unterstellt werden, dass Wettquoten für den Ausgang einzelner Spiele sämtliche relevanten Informationen enthalten, vergleichbar mit Preisen auf effizienten Märkten (Deutscher, Frick, & Ötting, 2018), was sie als Vorhersageinstrument für den Spielausgang und damit verbundener Erwartungen an die Performance der teilnehmenden Mannschaften empfiehlt. Anhand der Wettquoten für einen Sieg, eine Niederlage oder ein Unentschieden auf der Ebene eines Spiels kann für die beteiligten Mannschaften eine konkrete Gewinnwahrscheinlichkeit berechnet werden. Solche Gewinnwahrscheinlichkeiten auf Basis von Wettquoten haben sich in verschiedenen Untersuchungen als verlässliches Instrument der Vorhersage von Spielausgängen erwiesen und dabei akkuratere Prognosen der Teamperformance geliefert als alternative Instrumente, beispielsweise passende mathematische Modelle oder das Elo-Rating (Strumbelj & Robnik-Sikonja, 2010; Leitner, Zeileis, & Hornik, 2010; Deutscher et al., 2018; Wunderlich & Memmert, 2018). Diesen Befunden folgend sollen auch im Folgenden Wettquoten verwendet werden, wenn konkrete Vorhersagen über Spielausgänge notwendig sind.

Auch die übrigen bis hierher vorgestellten Konzepte werden im weiteren Verlauf der Arbeit regelmäßig relevant, wenn die nachfolgend skizzierten Fragestellungen in Bezug auf Spieler, Trainer, Vereinsmannschaften und Nationalmannschaften angegangen werden.

Bezüglich der Akteursgruppe der Spieler legt Kapitel II, welches gemeinsam mit Dr. Marcel Battre erarbeitet wurde, den Fokus auf das wohl wichtigste Signal ihrer Performance und widmet sich den Determinanten des Marktwertes von Spielern in der Fußball-Bundesliga. Anhand einer Mincer'schen Lohngleichung wird die Streuung von Marktwerten erklärt. Besonderes Augenmerk wird in diesem Kapitel auf Spieler gelegt, die neu in die Liga wechseln. Der Marktwert von Spielern, die bereits über Spielerfahrung in der Bundesliga verfügen, hängt unter anderem von ihrer dort bis dato gezeigten Leistung ab. Fraglich ist allerdings, wie sich die Höhe der Marktwerte derjenigen Spieler ergibt, die neu in die Liga wechseln. Hier liegen auf Seiten der verpflichtenden Vereine gewisse Informationsdefizite vor. Wie solche Defizite ausgeglichen werden und welche Signalwirkung dabei die letzte Karrierestation von Spielern hat, die neu in die Bundesliga wechseln, blieb bei der Analyse von Marktwerten bisher außen vor. Im Rahmen dieses Kapitels wird diese Forschungslücke anhand von 7019 Spieler-Jahres-Beobachtungen der Bundesliga-Saisons 1995/96 bis 2009/10 geschlossen. Es zeigt sich, dass die Vereine recht gut in der Lage sind, die spätere Leistung ihrer Spieler einzuschätzen und die Marktwerte entsprechend anzusetzen. Die Liga der letzten Karrierestation dient dabei als Proxy für die erwartete Leistung. Die Marktwerte der untersuchten Spieler



weisen gemäß der Liga, in der sie in der Vorsaison gespielt haben, Unterschiede auf, was gleichzeitig auf Unterschiede in den Gehältern schließen lässt. Bei der Bewertung bisheriger Leistungen erweist sich zudem mit der kicker-Note auch eine unabhängige Expertenbewertung als belastbare Größe bei der Schätzung des Marktwertes.

Kapitel III befasst sich mit der Akteursgruppe der Trainer und hier insbesondere mit den Determinanten der Entscheidung, einen Trainer bei schlechter sportlicher Performance seines Teams zu entlassen. Eine solche Entlassung ist länderübergreifend sowohl im Ligafußball als auch bei Nationalmannschaften eine übliche Reaktion auf ausbleibenden Erfolg. Sie ist als Maßnahme zur Steigerung der sportlichen Performance jedoch häufig ineffektiv. In den meisten Fällen zeigt sich vielmehr eine *regression to the mean* und eine Verbesserung der sportlichen Leistung stellt sich – wenn überhaupt – nur zeitverzögert und nur temporär ein. Um vor diesem Hintergrund einen tieferen Einblick in die Beweggründe der Entlassungsentscheidung zu erhalten, wird in Kapitel III ein Faktor in den Fokus genommen, der bei bisherigen Untersuchungen von Trainerentlassungen in der Fußball-Bundesliga noch keine systematische Beachtung fand, nämlich das aktuelle Angebot auf dem Arbeitsmarkt für Trainer. Es werden insgesamt 8206 Vereins-Spieltags-Beobachtungen der Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13 daraufhin überprüft, inwiefern die aktuelle Arbeitsmarktsituation unter Berücksichtigung des sportlichen Erfolgs die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung beeinflusst. Dabei wird bei der Einschätzung des sportlichen Erfolgs auf Wettquoten zurückgegriffen. Es zeigt sich, dass Vereine ihren Trainer eher entlassen, wenn über mehrere Spieltage hinweg weniger Punkte erzielt werden als auf Basis aktueller Wettquoten erwartet. Die Entlassungswahrscheinlichkeit sinkt hingegen sowohl mit zunehmender Anzahl verfügbarer Trainer auf dem Arbeitsmarkt als auch mit zunehmendem Erfolg des erfolgreichsten aktuell verfügbaren Trainers. Die Ergebnisse deuten auf eine risikoaverse Strategie bei der Neubesetzung vakanter Trainerposten hin. Reflektiert man sie zudem vor dem Hintergrund der gängigen Theorien zu den Beweggründen und Konsequenzen einer Trainerentlassung – der *Common Sense*-Theorie, der *Vicious Circle*-Theorie sowie des *Scapegoat*-Ansatzes –, so bietet insbesondere der *Scapegoat*-Ansatz eine argumentative Basis für ihre theoretische Verortung.

Bezüglich der Performance von Vereinsmannschaften stehen in Kapitel IV die Einflussfaktoren des Erfolgs in der 3. Liga im Fokus. Die 3. Liga ist nach der Bundesliga und der 2. Bundesliga die größte Sportliga Deutschlands. Allerdings sind die erwarteten Einnahmen in den ersten beiden Ligen vor allem aufgrund vorteilhafterer Vereinbarungen zur medialen Verwertung deutlich höher als in der 3. Liga. Folglich haben die Vereine der 3. Liga einen starken

Anreiz, einen Aufstieg zu realisieren. Gleichzeitig sind sie bestrebt, einen Abstieg in die Regionalliga nach Möglichkeit zu vermeiden, da die dort zu erwartenden Einnahmen deutlich unter denen in der 3. Liga liegen. Es lässt sich modelltheoretisch zeigen, dass diese Konstellation Überinvestitionen und das Auftreten des Phänomens des Rattenrennens begünstigt. Eine konkrete Untersuchung von Faktoren des Erfolgs in der 3. Liga, insbesondere der Rolle von Investitionen in den Spielerkader, wurde bis dato noch nicht vorgenommen. Dies soll in Kapitel IV nachgeholt werden, indem eine *contest success function* für die 3. Liga hergeleitet wird. Diese wird dann, neben verschiedenen Variablen zur Beschreibung der Kaderzusammensetzung, hinsichtlich ihres Einflusses auf die Performance der Vereine in den Saisons 2008/09 bis 2017/18 untersucht, wobei insgesamt 200 Saison-Vereins-Beobachtungen vorliegen. Dabei wird überprüft, wie der Wert der *contest success function*, welcher wiederum auf Marktwerten von [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) basiert, das allgemeine sportliche Abschneiden in einer Saison sowie insbesondere die Wahrscheinlichkeit eines Aufstieges in die 2. Bundesliga beeinflusst. In diesem Kapitel wird wieder auf die kicker-Note als Maß zur Leistungsbewertung zurückgegriffen. Als Ergebnis zeigt sich, dass der Wert der *contest success function*, und damit die Höhe der Investitionen der einzelnen Vereine, starken Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Aufstieges hat. Die Daten deuten zusätzlich darauf hin, dass es in der 3. Liga neben hohen Investitionen ebenfalls eine geeignete Strategie sein kann, gezielt gute Spieler zu identifizieren, deren aktuell niedriger Marktwert ihr tatsächliches Leistungspotenzial nicht korrekt widerspiegelt. Ein ähnliches Vorgehen hat Anfang des Jahrtausends im US-amerikanischen Baseball unter dem Schlagwort „Moneyball“ einige Berühmtheit erlangt.

Kapitel V widmet sich schließlich der Performance von Nationalmannschaften, und in diesem Kontext insbesondere der optimalen Kaderzusammenstellung für internationale Fußballturniere am Beispiel der Fußball-Europameisterschaft. Die Bildung eines geeigneten Spielerkaders für ein solches Turnier stellt Entscheider vor andere Herausforderungen als die Zusammenstellung eines Kaders für den Ligabetrieb. Es gibt keine Budgetbeschränkung, wie sie das Transfergeschäft von Vereinen im Ligageschäft beeinflusst, allerdings beschränkt sich die Auswahl möglicher Spieler auf jene einer bestimmten Nationalität. Gleichzeitig umfasst ein Turnier deutlich weniger Spiele als eine Saison im Ligabetrieb, sodass die Notwendigkeit besteht ein Team zu bilden, welches während dieses kurzen Turnierzeitraums maximale Leistung zeigt. Insbesondere im Nachgang des Bosman-Urteils von 1995, welches zu einer erhöhten Mobilität im Spielermarkt führte, gab es einige Untersuchungen zur Frage, inwiefern Legionäre die Leistung ihrer Nationalmannschaft beeinflussen. Dabei wurde bis dato allerdings nur geprüft, in welcher Liga solche Nationalspieler spielen. Der Erfolg, den sie konkret mit

ihrer jeweiligen Vereinsmannschaft im Vorfeld eines internationalen Turniers verbuchen konnten, blieb außen vor. Diese Forschungslücke soll in Kapitel V geschlossen werden, indem für die Teilnehmer der Fußball-Europameisterschaften 2000 bis 2012 der Zusammenhang zwischen der Teamzusammensetzung und ihrer Performance während des Turniers untersucht wird. Dabei wird als Ergänzung zu vorhandenen Forschungsarbeiten der Tabellenplatz erhoben, den an der EM teilnehmende Spieler jeweils in der zuvor abgelaufenen Saison mit ihrem Verein erreicht haben. Es wird über insgesamt 64 Team-Turnier-Beobachtungen hinweg geprüft, ob der Erfolg der Nationalspieler auf Vereinsebene das erfolgreiche Abschließen der Vorrunde und das damit verbundene Erreichen des Viertelfinales begünstigt. Eine zweite Analyse prüft die gleiche Fragestellung für das Fortkommen über den gesamten Turnierverlauf hinweg bis zum Finale. Als Ergebnis zeigt sich, dass Erfolg im Verein den Erfolg bei einer Europameisterschaft begünstigt. Ein größeres Gefälle des Erfolgs der Spieler einer Nationalmannschaft in ihren Vereinen begünstigt die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Turnierverlaufs ebenfalls. Dies lässt sich dahingehend interpretieren, dass nicht nur die Leistungsstärke der Spieler einer Nationalmannschaft relevant für deren Performance ist, sondern auch die Hierarchiestruktur innerhalb des Teams.

Der Status der Veröffentlichung der Kapitel II bis V kann der nachfolgenden Übersicht entnommen werden.

Tabelle I: Übersicht der Veröffentlichungen

Kapitel	Veröffentlicht	Eingereicht	Bibliographische Angaben
II. Die Bedeutung der letzten Karrierestation für die Entlohnung von Fußballspielern	✓	./.	Battré, M., & Höhmann, A. (2011). Die Bedeutung der letzten Karrierestation für die Entlohnung von Fußballspielern. <i>Sport und Gesellschaft</i> , 8(2), S. 124-153.
III. Fire and Hire – Determinanten der Trainerentlassung in der Fußball-Bundesliga	x	x	
IV. Arm, aber sexy? Faktoren des Erfolgs in der 3. Liga	x	x	
V. „Elf Freunde müsst ihr sein“?! Zusammensetzung und Performance von Nationalmannschaften	x	x	

Der letzte Abschnitt dieser Arbeit dient der Zusammenfassung der gewonnenen Ergebnisse. Es erfolgt außerdem eine Diskussion über eine mögliche methodische Optimierung der vorgenommenen Untersuchungen. Abschließend wird ein Ausblick getätigt, an welchen Stellen mögliche künftige Forschungsarbeiten ansetzen können, um die getätigten Analysen zu ergänzen und weiterzuführen.

## **II Die Bedeutung der letzten Karrierestation für die Entlohnung von Fußballspielern**

Kapitel II wird im Folgenden gemäß der Veröffentlichung in der Zeitschrift *Sport und Gesellschaft* (<https://doi.org/10.1515/sug-2011-0203>) aufgeführt. Eine Ausnahme bildet die verwendete Literatur, welche hier nicht gesondert aufgelistet wird, sondern in das übergreifende Literaturverzeichnis am Ende dieser Arbeit integriert ist.

Marcel Battre und Annette Höhmann

## **Die Bedeutung der letzten Karrierestation für die Entlohnung von Fußballspielern**

### **The Impact of the Previous Club on a Soccer Player's Wages**

#### **Zusammenfassung**

Vor dem Hintergrund steigender Erlöse in der Fußball-Bundesliga zeigt sich eine zunehmende Professionalisierung nicht nur bei einem Blick auf die Managementstrukturen der Vereine, sondern auch bei näherer Betrachtung der Gehaltsdeterminanten von Fußballspielern. Die Gehaltshöhe hängt unter anderem von der in der Bundesliga in der Vergangenheit gezeigten Leistung ab. Fraglich ist, wie sich die Höhe der Gehälter von Spielern ergibt, die neu in die Liga wechseln und bei deren Leistungsbewertung gewisse Informationsdefizite auf Seiten der Vereine vorliegen, und wie diese Informationsdefizite ausgeglichen werden. Die Analyse der Marktwerte von 7.019 Spieler-Jahres-Beobachtungen (Saison 1995/96-2009/10) zeigt, dass die Vereine recht gut in der Lage sind, die spätere Leistung ihrer Spieler einzuschätzen und die Marktwerte der Spieler entsprechend beurteilt werden. Wechseln Spieler aus einer anderen Liga in die Bundesliga, so dient die Liga ihrer letzten Karrierestation als Proxy für die später erwartete Leistung, und sie weisen in Abhängigkeit der Liga, in der sie in der Vorsaison gespielt haben, unterschiedliche Marktwerte auf, was gleichzeitig auf Unterschiede in den Gehältern schließen lässt.

#### **Summary**

Against the backdrop of rising revenues in the Bundesliga, an increasing professionalization has become apparent not only in the management structures of German soccer clubs, but also in the determinants of the soccer players' wages. Wage levels depend, among other things, on the players' performance in the Bundesliga in past seasons. It is questionable what drives the salaries of players who move into the league and how the clubs compensate for their lack of information when evaluating players' performance. The analysis of the market values including 7,019 player-year observations (seasons 1995/96 to 2009/10) shows that the clubs are quite capable of assessing their players' future performance and of determining their market value accordingly. For players changing from another league in the Bundesliga, their previous club's league serves as a proxy for their expected performance. Their market value depends on the league in which they played in the previous season, which also helps to explain wage differences.

## **1 Einleitung**

Seit den 1990er Jahren lässt sich eine fortschreitende Professionalisierung der Fußball-Bundesliga beobachten und inzwischen ähneln sowohl die Organisationsstrukturen als auch die monetären Umsätze der Bundesliga-Vereine mehr und mehr denen mittlerer Wirtschaftsunternehmen. Mit Borussia Dortmund wurde im Oktober 2000 der erste Bundesliga-Verein in eine Kapitalgesellschaft umgewandelt (Swieter, 2002)

und in den Folgejahren sind eine Reihe weiterer Vereine diesem Beispiel gefolgt (u.a. Bayern München, Eintracht Frankfurt). Durch die Änderung der Rechtsform entstehen zusätzliche Möglichkeiten der Kapitalbeschaffung, was auch in Anbetracht der mittlerweile beträchtlichen Personalkosten in der Bundesliga von Bedeutung ist (Kipker, 2002). Diese lagen beispielsweise in der Saison 2008/09 bei knapp 821 Mio. €, und in der Saison 2009/10 bei knapp 883 Mio. € (Deutsche Fussball-Liga, 2011).

Es ist jedoch nicht nur die Höhe der umgesetzten Geldbeträge, die es für Ökonomen lohnend macht, einen genaueren Blick auf die Fußball-Bundesliga zu werfen. Gerade aus arbeitsökonomischer Perspektive gibt es kaum ein anderes Untersuchungsgebiet, das eine ähnlich hohe Transparenz aufweist wie der professionelle Sport (Rosen & Sanderson, 2001). Wir kennen den Namen, das Gesicht und die komplette berufliche Karriere jedes einzelnen Produktionsarbeiters und Vorgesetzten (Kahn, 2000). Die Leistung von Fußballspielern kann von eigenen, aber auch von fremden Arbeitgebern teilweise wöchentlich zu minimalen Kosten beobachtet und überprüft werden, sodass eine enorme Informationsquantität vorliegt, die das Risiko, einen schlechten Spieler zu verpflichten, auf Arbeitgeberseite deutlich senkt. Die für Arbeitsverträge typische Informationsasymmetrie zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern dürfte folglich auf dem Arbeitsmarkt für Fußballspieler nur eine sehr geringe Rolle spielen. Daher kommen mehrere Studien zu dem Schluss, dass Fußballspieler, wie es das neoklassische Modell postuliert, auf Basis ihrer Leistung und folglich ihrem Wertgrenzprodukt entsprechend entlohnt werden (Frick, 2008a; Huebl & Swieter, 2002b; Lehmann & Weigand, 1999). Es gibt jedoch verschiedene Hinweise darauf, dass es neben den Leistungen der Spieler auch andere Größen gibt, die systematischen Einfluss auf die Höhe des Gehalts haben.

Da die Gehälter im Profifußball nicht nur in Deutschland, sondern in ganz Europa nicht veröffentlicht werden, ist es schwierig, Einflussgrößen auf das Gehalt exakt aufzuzeigen. Aufgrund der Tatsache, dass die Bundesliga einen Arbeitsmarkt mit vollständiger Konkurrenz darstellt, kann jedoch unterstellt werden, dass das Gehalt der Spieler sich im Marktwert widerspiegelt. Da Daten über die Marktwerte im Gegensatz zu tatsächlich gezahlten Gehältern zugänglich sind, stützen wir unsere Argumentation auf diese Werte.

Die Verteilung der Marktwerte in der Fußball-Bundesliga ist in Abbildung 1 in Form einer Lorenzkurve dargestellt. Es zeigt sich, dass in der Saison 2009/10 der aggregierte Marktwert der unteren 50% der Bundesliga-Spieler lediglich einen Anteil von ca. 20% an den aggregierten Marktwerten aller Spieler aufwies. Auf der anderen Seite entfielen auf die besten 20% der Spieler jedoch etwas mehr als 50% der aggregierten Marktwerte.

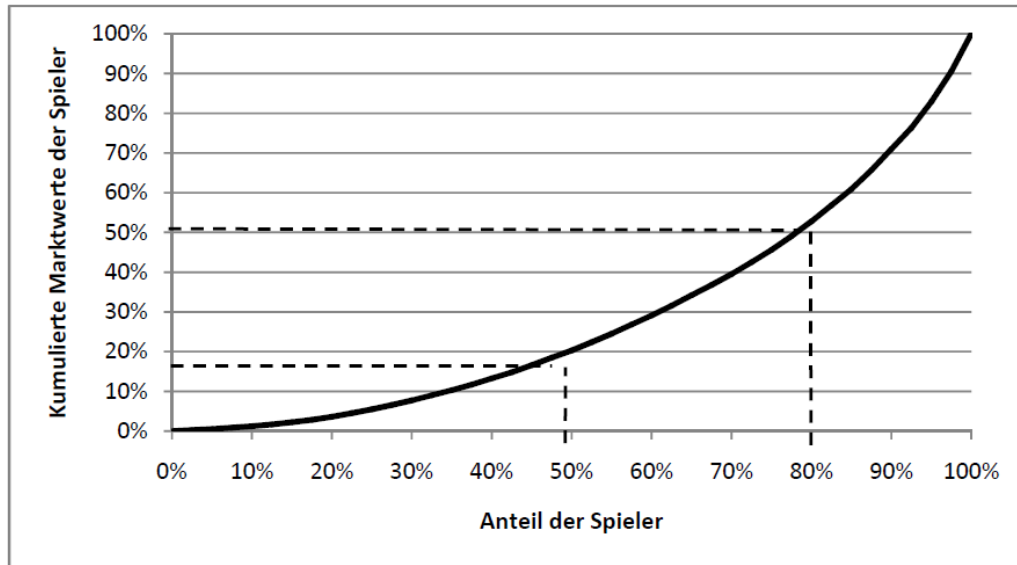


Abbildung 1: Verteilung der Marktwerte in der Saison 2009/2010

Ein Gini-Koeffizient der Marktwerte von 0,43 lässt auf eine für den professionellen Sport typische ungleiche Verteilung der Einkommen der Spieler schließen und lässt sich mit Hilfe der auf Rosen (1981, 1983) zurückgehenden „Theorie der Superstars“ erklären.<sup>1</sup> Demnach haben bereits geringe Talentunterschiede von Spielern den Effekt, dass diese Spieler eine größere Anzahl an Zuschauern in die Stadien und an die Fernsehschirme anziehen. Die Zuschauer halten diese Spieler für unvollständig substituierbar und weisen deshalb eine höhere Zahlungsbereitschaft auf (Lucifora & Simmons, 2003). Folglich führen bereits geringe Unterschiede in punkto Talent bei wenigen Stars zu einem starken Anstieg der Nachfrage, was sich in der schiefen Verteilung der Marktwerte offensichtlich erkennen lässt. Darüber hinaus zeigen verschiedene Untersuchungen, dass auch weitere spieterspezifische Merkmale für die unterschiedlichen Marktwerte und damit auch für Gehaltsunterschiede verantwortlich sein können.

<sup>1</sup> Schmidt, Torgler und Frey (2009) bestätigen diesen Wert und stellen einen Gini-Koeffizienten von 0,403 für die Verteilung der Gehälter für den Zeitraum von 1995/96 bis 2004/05 dar, während Lehman und Weigand (1999) für die Saison 1998/99 einen Gini-Koeffizienten von 0,62 berechnen. Je näher der Gini-Koeffizient sich dem Wert 1 annähert, desto größer ist die Ungleichheit einer Verteilung. Es zeigt sich somit ein Trend hin zu einer weniger konzentrierten Verteilung der Marktwerte bzw. der Spielergehälter. So erhielten in der Saison 1998/99 die bestbezahlten 20% der Spieler noch ungefähr 60% der gesamten Gehaltssumme (Lehmann & Weigand, 1999). Ein Vergleich mit anderen professionellen Mannschaftssportarten zeigt ähnliche Werte. Porter und Scully (1996) ermitteln einen Gini-Koeffizienten von 0,40 für American Football (Saison 1990/91), 0,51 für Baseball (Saison 1990/91) und 0,43 für Basketball (Saison 1990/91) und Frick (1998) berechnet einen Gini-Koeffizienten von 0,47 für die NBA (Saison 1996/97).

Neben seiner hohen Transparenz ist der Arbeitsmarkt für Profi-Fußballspieler auch von einer hohen Mobilität der Arbeitnehmer und damit einhergehenden häufigen Arbeitsplatzwechseln geprägt (Frick, 2008a). Gerade durch das Bosman-Urteil<sup>2</sup>, welches die Wechsel von Fußballspielern zwischen den Vereinen stark beeinflusst hat, zeigen sich neue Entwicklungen bezüglich des Einflusses der Nationalität und von Vereinswechseln auf die Bezahlung von Fußballspielern (Antonioni & Cubbin, 2000; Frick, 2008b, 2009; Frick & Wagner, 1996; Simmons, 1997).<sup>3</sup> So führte das Bosman-Urteil zu einer signifikant längeren Vertragslaufzeit innerhalb der Bundesliga und einer Abhängigkeit der Transfersummen von der Restvertragslaufzeit (Feess, Frick & Muehlheusser, 2004), sowie einer ungleicheren Verteilung der Gehälter (Frick, 2007a). Zudem ist der Einfluss ausländischer Spieler in den 5 großen europäischen Ligen (England, Frankreich, Spanien, Italien und Deutschland) signifikant gestiegen (Frick, 2007a), was auch zu einer Steigerung der Qualität (Cachay & Riedl, 2002; Frick & Wagner, 1996) sowie einer Dominanz dieser Ligen im europäischen Vereinsfußball (Berthold & Neumann, 2005) und von wenigen Vereinen in der Champions-League geführt hat (Milanovic, 2005). Durch den Wegfall der Ablösesummenpflicht bei einem Vereinswechsel nach Auslaufen des Vertrags ist es Mannschaften nun zudem möglich, den Spielern Gehälter gemäß ihres Wertgrenzproduktes zu zahlen (Swieter, 2002).

Eine Frage, die in bisherigen Untersuchungen zum Einfluss der Nationalität und von Vereinswechseln auf die Bezahlung von Fußballspielern noch nicht beantwortet wurde ist, ob der bisherige Karriereweg und vor allem die letzte Karrierestation ebenfalls für unterschiedliche Marktwerte und damit für Gehaltsunterschiede zwischen einzelnen Spielern verantwortlich ist. Dieser Einfluss lässt sich innerhalb des neoklassischen Modells insofern verorten, als dass für neu in die Bundesliga wechselnde Spieler keine direkten Leistungsdaten vorliegen und es somit zu einem Informationsdefizit auf Arbeitgeberseite kommt. Diesem Defizit können Arbeitgeber – in diesem Fall Trainer oder Manager – begegnen, indem sie die letzte Karrierestation eines Spielers als Proxy für die von ihm zu erwartende Leistung heranziehen. Eines der Hauptziele unserer Arbeit ist es daher, anhand einer Analyse der Einflussgrößen der Marktwerte von Spielern und hierauf basierender Rückschlüsse auf tatsächlich gezahlte Gehälter die bisherigen Untersuchungen zu den Determinanten der Spielerentlohnung in der Fußball-Bundesliga um die Beantwortung dieser Frage zu ergänzen.

---

<sup>2</sup> Das Urteil vom Dezember 1995 sieht die Zahlung einer Ablösesumme für Spieler, deren Vertrag ausgelaufen ist, als unvereinbar mit dem Prinzip der Arbeitgeberfreizügigkeit. Durch dieses Urteil dürfen Profi-Fußballspieler in der Europäischen Union nach Ende ihres Vertrages nun ablösefrei zu einem anderen Verein wechseln und die Ausländerregel für Spieler aus den EU-Staaten wurde für ungültig erklärt.

<sup>3</sup> Bezüglich einer ethnischen Diskriminierung von Profisportlern in der Fußball Bundesliga siehe Kalter (1999).



Hierzu sollen im nachfolgenden Kapitel zunächst die bisher vorliegenden Untersuchungen und ihre Erkenntnisse bezüglich der Gehaltsdeterminanten von Fußballspielern dargestellt werden. Eine Beschreibung der im vorliegenden Aufsatz verwendeten Daten und der Variablen findet sich im dritten Kapitel. Die empirischen Schätzungen und Interpretationen sind im vierten Kapitel dargestellt. Anschließend erfolgt eine kurze Zusammenfassung der Ergebnisse sowie eine Diskussion, inwieweit die gewonnenen Erkenntnisse bezüglich der Marktwerte auf die tatsächlichen Spielergehälter übertragen werden können. Die Arbeit schließt mit einem Ausblick für weitere Forschungsarbeiten.

## 2 Literaturüberblick

Der nach dem Bosman-Urteil im Jahr 1995 beobachtete Anstieg der Gehälter im europäischen Profi-Fußball (Frick, 2008a; Lehmann & Weigand, 1999) wurde von einer Reihe ökonomischer Untersuchungen begleitet, die sich mit den Determinanten der Gehälter von Fußballspielern beschäftigen. Viele dieser Arbeiten ähneln sich sowohl methodisch als auch hinsichtlich ihrer Ergebnisse. Die verwendeten Modelle bedienen sich zumeist einer Mincer'schen Lohngleichung (Mincer, 1974), anhand derer der Einfluss verschiedener Faktoren auf das Gehalt betrachtet wird. Die überwiegende Anzahl der Untersuchungen bezieht sich auf die Bundesliga-Saisons zwischen 1995 und 2007 und weist eine Anzahl von Spieler-Jahres-Beobachtungen auf, die zwischen 600 und 6000 liegt. Ein Vergleich der Studien zeichnet ein recht eindeutiges Bild verschiedener spieterspezifischer Merkmale, die systematischen Einfluss auf die Höhe des Gehalts haben. Diese spieterspezifischen Merkmale lassen sich in indirekte und direkte Merkmale der Leistungsfähigkeit aufgliedern. Indirekt sind beispielsweise Merkmale wie die Position oder das Herkunftsland eines Spielers, direkte Merkmale konzentrieren sich auf die tatsächliche Leistung, die ein Spieler auf dem Fußballplatz erbringt. Auf einige zentrale Merkmale, sowohl direkte als auch indirekte, soll im Folgenden ausführlicher eingegangen werden.

Nahezu Einstimmigkeit herrscht in der Literatur über den Einfluss des Alters auf die Höhe des Gehalts von Fußballprofis nicht nur in Deutschland (Bryson, Frick & Simmons, 2009; Frick, 2007b, 2008a; Huebl & Swieter, 2002a; Lehmann, 2000; Lehmann & Schulze, 2008), sondern auch in anderen europäischen Ligen, beispielsweise der italienischen Serie A und B (Lucifora & Simmons, 2003) oder der spanischen Primera División (Garcia-del-Barrio & Pujol, 2005). Alle Studien zeigen einen umgekehrt U-förmigen Zusammenhang, wobei das maximale Gehalt meist in einem Alter zwischen 25 und 26 Jahren erreicht wird.

Bei anderen Merkmalen, die ebenso wie das Alter Hinweise auf die Spielerfahrung geben, wird ein ähnliches Muster ersichtlich. So gibt es zwischen der Anzahl der bisherigen Bundesligaspiele (Frick, 2007b; Huebl & Swieter, 2002a) bzw. Länderspiele (Deutscher & Frick, 2010) und dem Gehalt ebenfalls einen konkaven Zusammen-

hang. Auch internationale Spielbeteiligungen auf Club-Ebene wirken sich positiv auf das Gehalt aus (Garcia-del-Barrio & Pujol, 2005). Die Autoren zeigen in ihrer Untersuchung mit Daten aus der spanischen Primera División die positive Signalwirkung, die von der Teilnahme am UEFA-Cup bzw. der Europa League und der Champions League ausgeht.

Die Spielposition ist eine weitere bedeutende Determinante des Gehalts. In nahezu allen betrachteten Untersuchungen zeigt sich eine Gehaltssteigerung von der Position des Torhüters über die Abwehr und das Mittelfeld bis zum Angriff, wo die höchsten Gehälter realisiert werden (Frick, 2007a, 2008a; Huebl & Swieter, 2002a; Lucifora & Simmons, 2003). Als Begründung für die niedrigere Bezahlung von Torhütern im Vergleich zu Feldspielern wird die höhere Spezialisierung der Torhüter verantwortlich gemacht, die einen flexiblen Einsatz auf anderen Spielpositionen unmöglich macht (Frick, 2007a; Lehmann, 2000).

Ein weiteres spieterspezifisches Merkmal, das hier betrachtet werden soll, ist die Herkunft eines Spielers und deren Einfluss auf die Entlohnung. Auffällig ist, dass süd-amerikanische Spieler systematisch mehr verdienen als Spieler anderer Herkunft (Battré, Deutscher & Frick, 2009; Frick, 2007b, 2008a; Lehmann & Schulze, 2008; Pedace, 2008). Gleiches gilt für Spieler aus Osteuropa (Battré et al., 2009; Deutscher & Frick, 2010).

Darüber hinaus herrscht in der Literatur Einigkeit über den positiven Signaleffekt, der von in der Vergangenheit erbrachten Leistungen ausgeht. Dies gilt insbesondere für die Leistung in der Vorsaison. Sowohl die Anzahl der Spieleinsätze als auch die Anzahl der geschossenen Tore in der Vorsaison korreliert positiv mit dem Gehalt (Battré et al., 2009; Lehmann, 2000; Lucifora & Simmons, 2003). Der Status als Einwechselspieler wirkt sich hingegen negativ auf die Gehaltshöhe aus (Lehmann, 2000).

Ein Faktor, der in den bisherigen Untersuchungen zum Einfluss der Leistung auf das gegenwärtige Gehalt außer Acht gelassen wurde, von dem jedoch ein ähnlicher systematischer Einfluss erwartet werden kann, ist die letzte Karrierestation eines Spielers. Da, wie eingangs erläutert, für Spieler, die neu in die Bundesliga wechseln, keine direkt vergleichbaren Performancedaten aus der Vergangenheit zur Verfügung stehen, müssen Trainer und Manager andere Maßstäbe zur Einschätzung künftiger Performance heranziehen. Hier liegt die Vermutung nahe, dass ein Spieler, der bereits in der vergangenen Saison in der Bundesliga spielte, eine stärkere Performance zeigen wird als ein Spieler, der – ceteris paribus – aus der 2. oder 3. Liga in die Bundesliga wechselt. Ähnliches gilt für Spielerwechsel aus dem Ausland. Einem Spieler, der aus einer im europäischen Vergleich starken Liga (beispielsweise der Premier League oder der Primera División) in die Bundesliga wechselt, wird vermutlich eine stärkere Performance zugetraut als einem Spieler, der zuletzt in einer international eher unbedeutenden ausländischen Liga spielte. Geht man davon aus, dass das Informationsdefizit über die vorausgegangene Performance bei neu in die Bundesliga wechselnden

Spielern dadurch ausgeglichen wird, dass ihre letzte Liga als Proxy für die vergangene Leistung herangezogen wird, ist für Spieler aus starken Ligen folglich ein höheres Gehalt zu erwarten als für Spieler aus schwächeren Ligen.

Die Reduktion von Informationsdefiziten erfolgt in diesem Fall durch das so genannte „Signaling“ von Seiten der Spieler und das „Screening“ von Seiten der Vereine. Die Spieler signalisieren durch ihren vorherigen Verein und die Liga, in der sie gespielt haben, ihre Leistungsfähigkeit, während die Vereine die Stärke des neuen Spielers aus der vorherigen Liga ableiten, um so ihre Informationsdefizite ausgleichen zu können. Bisherige Untersuchungen zu den Determinanten der Gehälter in der Fußball-Bundesliga beinhalten jedoch keinerlei Berücksichtigung der letzten Karrierestation und können die hier aufgeworfenen Fragen nicht beantworten. Dies soll im Folgenden anhand einer Analyse der Determinanten von Marktwerten nachgeholt werden, welche Rückschlüsse auf die tatsächlichen Spielergehälter erlaubt.

### 3 Datensatz und deskriptive Statistiken

Die vorliegende Untersuchung basiert hauptsächlich auf Daten aus dem Bundesliga-Sonderheft des kicker-Sportmagazins, einem hoch angesehenen Fußball-Magazin, welches rund zwei Wochen vor dem Start der aktuellen Spielzeit veröffentlicht wird. Es enthält die Performancedaten sowie innerhalb des so genannten kicker Managerspiels die Marktwerte der Bundesligaspieler zu Beginn einer jeden Saison und stellt mittlerweile für 15 aufeinander folgende Jahre (Saison 1995/96 – 2009/10) entsprechende Daten zur Verfügung. Da Angaben zu den tatsächlichen Gehältern in der Bundesliga nicht zur Verfügung stehen, verwenden wir die Marktwerte der Spieler, um später anhand der gewonnenen Ergebnisse Rückschlüsse auf Einflussgrößen der tatsächlichen Gehälter zu ziehen.

Der verwendete Datensatz ist unseres Wissens nach der im Zusammenhang mit Untersuchungen von Spielergehältern bisher umfangreichste. Er umfasst 7.019 Spieler-Jahres-Beobachtungen von 2.281 unterschiedlichen Spielern aus den Saisons 1995/96 – 2009/10. Betrachtet wird jeder Spieler, der im Laufe der Saison im Kader eines der 18 Erstligisten im deutschen Profifußball unter Vertrag stand und im jeweiligen Bundesliga-Sonderheft des kicker (kicker-Sportmagazin, 1995-2009) gelistet war oder während der Saison in einem Meisterschaftsspiel in der 1. Bundesliga eingesetzt wurde.

Neben den Marktwerten, die sich jeweils auf die aktuelle Saison beziehen, umfassen die Daten noch weitere Spieler- sowie Teamcharakteristika (bezogen auf den Stand vor Saisonbeginn). Zur Klassifizierung der Variablen lassen sich die Determinanten des Marktwertes in branchenspezifische, vereinsspezifische und spieterspezifische

Merkmale unterteilen<sup>4</sup>, wobei man die letzte Gruppe wiederum, wie zuvor bereits angesprochen, in indirekte und direkte Merkmale der Leistungsfähigkeit gliedern kann. Die genaue Unterteilung der Variablen wird im weiteren Verlauf der Untersuchung dargestellt. Eine Übersicht der betrachteten Variablen ist in Tabelle 1 zu sehen.

*Tabelle 1: Übersicht der Variablen*

<b>Variable</b>	<b>Beschreibung</b>
In Marktwert	Natürlicher Logarithmus des Marktwertes
Alter	Alter des Spielers
LS(T-1)	Anzahl der Länderspiele in T-1 (mit Länderkoeffizienten gewichtet)
BLS(T-1)	Anzahl der Bundesligaspiele in T-1
Tore(T-1)	Anzahl der geschossenen Tore in T-1
LS(K)	Anzahl der Länderspiele in der Karriere (mit Ausnahme von T-1, mit Länderkoeffizienten gewichtet)
BLS(K)	Anzahl der Bundesligaspiele in der Karriere (mit Ausnahme von T-1)
Tore(K)	Anzahl der geschossenen Tore in der Karriere (mit Ausnahme von T-1)
Gespielt	Spieler wurde in der Saison eingesetzt
Wechsel vor Saison	Spieler hat vor der Saison den Verein gewechselt
Champions League	Team spielt in der Champions League
Europa League	Team spielt in der Europa League
In Zuschauer(T-1)	Natürlicher Logarithmus der Zuschauerzahl in T-1
rel Kicker	Relativer Kicker-Notendurchschnitt in T
rel Kicker(T-1)	Relativer Kicker-Notendurchschnitt in T-1 (nur die Spieler, die in T-1 in der Bundesliga gespielt haben)
Position	Dummyvariable für die Position des Spielers (Torwart, Abwehr, Mittelfeld, Sturm)
Herkunft	Herkunft des Spielers (Deutschland, Westeuropa, Osteuropa, Nordamerika, Südamerika, Afrika, Australien-Asien)
Liga(T-1)	Liga in der der Spieler in T-1 gespielt hat
Aufsteiger aus 2. Bundesliga	Spieler ist mit der Mannschaft aus der 2. Bundesliga aufgestiegen
Team Dummies	Dummyvariablen für das Team des Spielers
Saison Dummies	Dummyvariablen für die betrachtete Saison

Zur Erfassung der Leistung von Fußball-Profis wählen wir die im Folgenden beschriebene Vorgehensweise. Vergleicht man hierfür zunächst den Umfang arbeits-

<sup>4</sup> Vgl. dazu Eschweiler und Vieth (2004), die in ihrer Arbeit den Einfluss auf die Ablösezahlungen nach den gleichen Ebenen unterteilen.

und sportökonomischer Literatur über die vier großen US-amerikanischen Mannschaftssportarten (Football, Baseball, Basketball, Eishockey) mit dem Umfang äquivalenter Literatur über den europäischen Fußball, so zeigt sich ein starkes Übergewicht der Erstgenannten. Ein Grund hierfür ist, dass man die amerikanischen Sportarten wesentlich einfacher in kleine Spieleinheiten unterteilen kann, was die statistische Erfassung und Auswertung der Leistungsfähigkeit einzelner Spieler erleichtert. Fußball hingegen ist ein fließendes Spiel (Biermann, 2009), in dem der Beitrag eines einzelnen Spielers zum Mannschaftserfolg schwieriger zu messen ist (Frick, 2007b). So erfassen die in zahlreichen relevanten Untersuchungen verwendeten Merkmale zur Leistungsmessung, wie die Anzahl der absolvierten Spiele, die erzielten Tore, die Anzahl abgegebener Torschüsse (Lehmann & Schulze, 2008) oder Torvorlagen oder die Quote gewonnener Zweikämpfe (Lehmann, 2000) zwar einen offensichtlichen, jedoch gleichzeitig nur geringen Anteil der komplexen Aufgaben, die ein Fußballspieler während eines Spiels erbringt. Zudem erscheint ihre inhaltliche Begründung fraglich, denn so können beispielsweise Tacklings als gutes Zweikampfverhalten, aber auch als Schwäche im Stellungsspiel ausgelegt werden. Die Bewertung der individuellen Leistungsfähigkeit der Spieler, vor allem der Verteidiger, erfolgt daher weiterhin sehr unvollständig (Franck & Nüesch, 2008). Deshalb bemängeln auch mehrere Studien, die sich mit der Gehaltsuntersuchung von Fußballspielern beschäftigen, das Fehlen positionsspezifischer Erfolgsfaktoren (Lehmann & Weigand, 1999) sowie von Variablen zur Erfassung der Leistungsfähigkeit (Lucifora & Simmons, 2003). Jedem Spieler auf dem Platz kommt eine unterschiedliche Aufgabe zu, die sich zudem von Gegner zu Gegner und dessen jeweiliger Spielweise unterscheiden kann. Aus diesem Grund werden in aktuellen Studien mittlerweile vermehrt die Spielerbewertungen durch Experten verwendet, die nicht messbare Qualitätssignale beinhalten (Bryson et al., 2009). Die Benotung des kicker-Sportmagazins, auf die wir zur Erfassung der Leistung zurückgreifen, erfolgt anhand von Schulnoten, die alle Spieler für jedes Bundesligaspiel erhalten, in dem sie mindestens 30 Minuten auf dem Spielfeld standen. Die Saison-Durchschnittsnote eines Spielers sollte daher als guter Indikator seiner aktuellen Leistung dienen. Zwar beruht diese Benotung auf subjektiven Bewertungen von Journalisten, jedoch bewertet sie eher die Gesamtpformance eines Fußballspielers und stellt daher einen umfassenderen Indikator der Leistungsfähigkeit dar, als es die bisher verwendeten Indikatoren tun.<sup>5</sup> Ähnlich zu den Benotungen des kickers verwenden Garcia-del-Barrio und Pujol (2005) als erklärende Variable die Punktebewertung der

<sup>5</sup> Franck und Nüesch (2008) stellen eine hohe Korrelation (0,54) zwischen ihrem entwickelten „Permanent Performance Index“ basierend auf individuellen Leistungsdaten und der Expertenbenotung des kicker-Sportmagazins fest. Zudem zeigen Eschweiler und Vieth (2004), dass sich die Benotung des kickers als Merkmal der Leistungsfähigkeit herausstellt und diese sowohl einen Einfluss auf die gezahlten Transfersummen, als auch auf die gezahlten Gehälter hat. Auffällig ist bei der Untersuchung unserer Daten, dass nur ein geringer Zusammenhang zwischen den Benotungen der aktuellen Saison und der Vorsaison zu erkennen ist ( $r=0,40$ ).

spanischen Sportzeitschrift MARCA, welche vergleichbar mit der Benotung durch den kicker ist. In ihrer Untersuchung stellt sich die Erfassung der Leistungsfähigkeit mittels dieser journalistischen Bewertung als entscheidende Determinante des Marktwertes heraus. Daran orientiert wählen wir einen ähnlichen Ansatz für die Betrachtung der Determinanten der Marktwerte in der Fußball-Bundesliga.

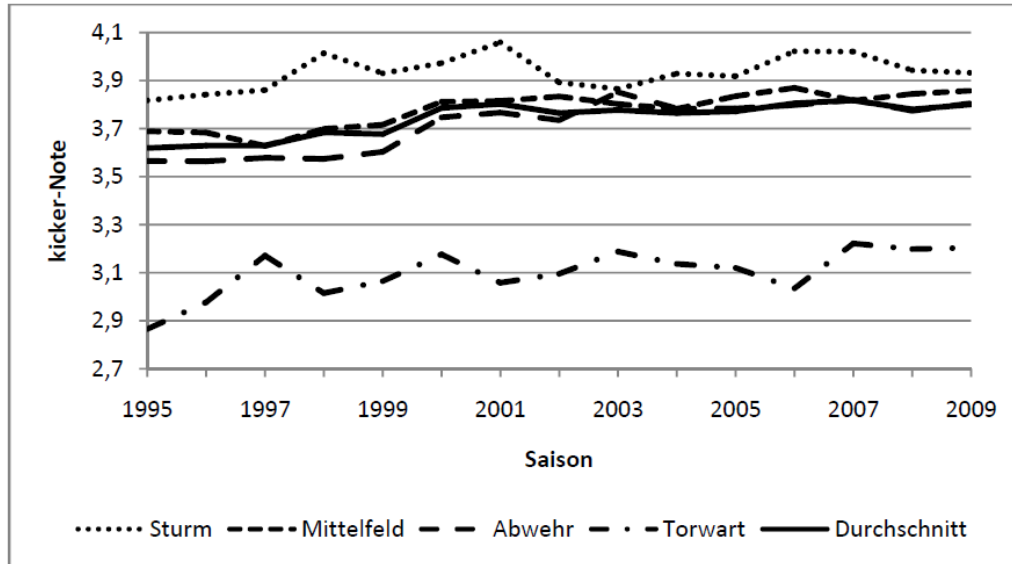


Abbildung 2: Durchschnittliche kicker-Note nach Position

Neben den Studien von Bryson, Frick und Simmons (2009) sowie Littkemann und Kleist (2002), welche die kicker-Benotung in ihre Gehaltsschätzung für Fußballspieler aufgenommen haben, bzw. diese Variable verwenden, um den Zusammenhang zwischen dem Erfolg und dem Spielsystem einer Mannschaft zu untersuchen, sind uns keine Studien im Profifußball bekannt, die eine Benotung der Spieler als erklärende Variable berücksichtigen. Da sich die Durchschnittsnoten allerdings je nach Spielposition stark unterscheiden und besonders Torhüter eine bessere Benotung erfahren als Feldspieler (siehe Abbildung 2), ist es sinnvoll, die jeweilige Durchschnittsnote eines Spielers relativ zu der Durchschnittsnote auf seiner Spielposition zu betrachten. Hierdurch erhält ein Spieler, dessen Note dem Durchschnitt entspricht den Wert 1. Um zu erreichen, dass eine bessere Note sich in unserem Modell positiv auf das Einkommen der Spieler auswirkt, haben wir außerdem die vom kicker verwendete deutsche Notenskala umgedreht.

$$relKicker = \frac{7 - Note_n}{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (7 - Note_n)}$$

Spielern mit einer besseren Benotung als dem Durchschnitt auf der Position in der jeweiligen Saison wird so in dem Modell ein Wert größer eins zugeordnet und Spielern mit einer relativ schlechteren Bewertung ein Wert kleiner eins.

In Tabelle 2 sind einige deskriptive Statistiken aufgeführt.

*Tabelle 2: Deskriptive Statistiken*

<b>Variable</b>	<b>Anzahl</b>	<b>Ø</b>	<b>Std. Abw.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
In Marktwert	7.019	13,37	0,96	9,74	16,12
Alter	7.019	25,74	4,37	16	41
LS(T-1)	7.019	2,50	5,46	0	34,02
BLS(T-1)	7.019	13,42	12,60	0	34
Tore(T-1)	7.019	1,60	3,15	0	28
LS(K)	7.019	13,01	29,50	0	260,30
BLS(K)	7.019	53,01	78,40	0	512
Tore(K)	7.019	5,99	14,33	0	171
Gespielt	7.019	0,85	0,36	0	1
Wechsel vor Saison	7.019	0,25	0,44	0	1
Champions League	7.019	0,15	0,36	0	1
Europa League	7.019	0,23	0,42	0	1
In Zuschauer(T-1)	7.019	10,34	0,48	8,22	11,29
rel Kicker	7.019	1,01	0,36	0,32	1,99
rel Kicker(T-1)	4.932	1,10	0,31	0,27	2,08
Tor	7.019	0,11	0,31	0	1
Abwehr	7.019	0,28	0,45	0	1
Mittelfeld	7.019	0,40	0,49	0	1
Sturm	7.019	0,21	0,41	0	1
Deutschland	7.019	0,56	0,50	0	1
Südamerika	7.019	0,06	0,23	0	1
Nordamerika	7.019	0,00	0,07	0	1
Osteuropa	7.019	0,16	0,36	0	1
Westeuropa	7.019	0,13	0,33	0	1
Afrika	7.019	0,06	0,25	0	1
Australien-Asien	7.019	0,02	0,15	0	1
Letzte Saison					
1. Bundesliga	7.019	0,71	0,45	0	1
Letzte Saison					
2. Bundesliga	7.019	0,15	0,36	0	1

Letzte Saison 3. Bundesliga	7.019	0,01	0,12	0	1
Letzte Saison Rest Deutschland	7.019	0,01	0,09	0	1
Letzte Saison eigener Nachwuchs	7.019	0,04	0,20	0	1
Letzte Saison Westeuropa Top-4	7.019	0,02	0,12	0	1
Letzte Saison Westeuropa Rest	7.019	0,03	0,17	0	1
Letzte Saison Nordamerika	7.019	0,0004	0,0207	0	1
Letzte Saison Südamerika	7.019	0,0076	0,0866	0	1
Letzte Saison Afrika	7.019	0,0013	0,0358	0	1
Letzte Saison Australien-Asien	7.019	0,0011	0,0337	0	1
Letzte Saison Osteuropa	7.019	0,0140	0,1173	0	1
Letzte Saison vereinslos	7.019	0,0006	0,0239	0	1
Letzte Saison unbekannt	7.019	0,0026	0,0506	0	1
Aufsteiger aus 2. Bundesliga	7.019	0,1164	0,3207	0	1

Während der durchschnittliche Marktwert zu Beginn des Betrachtungszeitraums in der Saison 1995/96 noch bei knapp über 865.000 € lag, stieg er im Laufe der Jahre auf das Doppelte (1,86 Mio. € in der Saison 2009/10) an (Abbildung 3). Hierbei weisen Spitzenspieler mit einem Marktwert von maximal 15 Mio. € den 600-fachen Wert der Ergänzungsspieler auf, deren Marktwert teilweise bei 25.000 € liegt. Aufgrund des oben geschilderten Zusammenhangs zwischen Marktwert und Gehalt gehen wir davon aus, dass bei den tatsächlichen Gehältern eine ähnliche Entwicklung zu beobachten ist.

Bezogen auf die Spielposition zeigen sich ebenfalls die erwarteten Unterschiede der Marktwerte. Während Torwarte in jeder Saison den mit Abstand geringsten Marktwert aufweisen und Abwehrspieler ebenfalls noch unterhalb des Durchschnitts liegen, zeigt sich, dass der Wert von Stürmern weit über dem Durchschnitt liegt. Im Vergleich dazu entspricht der Marktwert der Mittelfeldspieler in etwa dem Ligadurchschnitt aller Positionen. Auch hier kann von ähnlichen Strukturen bei der Verteilung der Gehälter ausgegangen werden.



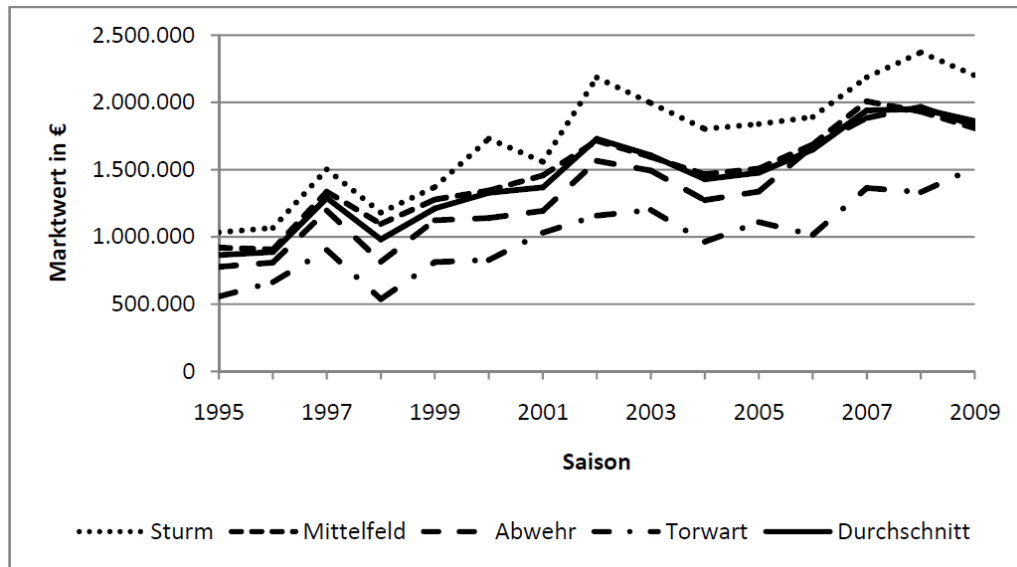


Abbildung 3: Entwicklung der Marktwerte nach Position

Bemerkenswert ist die Entwicklung zu einer ausgeglichenen Verteilung der Marktwerte innerhalb der Teams. In der Saison 1995/96 lag der durchschnittliche Wert eines Stürmers um 85% höher als der eines Torhüters. In der Spielzeit 2009/10 betrug dieser Unterschied lediglich noch 45%.

## 4 Empirische Ergebnisse

Als Schätzverfahren kommen sowohl das traditionelle OLS-Modell als auch die für Paneldaten geeigneten Random- und Fixed-Effects-Modelle in Frage, wobei die Teststatistiken (Lagrange-Multiplier- und Hausman-Test) die Verwendung der Ergebnisse der FE-Schätzung nahelegen<sup>6</sup>. Da dies jedoch im vorliegenden Kontext insofern problematisch ist, als dass einzelne der erklärenden Variablen zeitinvariant (z.B. die regionale Herkunft) und die Unterschiede zwischen den Koeffizienten der Random- und der Fixed-Effects-Schätzungen sehr gering sind, scheint die Verwendung der Ergebnisse des erstgenannten Modells vertretbar. Somit beginnen wir die empirische Analyse mit einem OLS-Modell mit robusten Standardfehlern und einem Random-Effects-Modell, bevor wir im weiteren Verlauf die Ergebnisse von verschiedenen Quantilsschätzungen (.10, .25, .50, .75, .90 Quantil) präsentieren. Hiermit überprüfen wir, ob der Einfluss der erklärenden Variablen auf die Marktwerte an ausgewählten Stellen der Verteilung der Marktwerte identisch ist (Koenker, 2005).

<sup>6</sup> Hausman-Test:  $\chi^2 = 557,54$ ,  $p < .01$ ; Lagrange-Multiplier-Test:  $\chi^2 = 364,06$ ,  $p < .01$ .

Das zur Untersuchung der Determinanten des Marktwertes und insbesondere des Einflusses der Liga aus der vergangenen Saison verwendete Regressionsmodell hat, unter der Annahme, dass sich der Marktwert aus verschiedenen Faktoren additiv zusammensetzt, die folgende allgemeine Form:

$$\begin{aligned} \ln \text{Marktwert} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Alter} + \alpha_2 \text{Alter}^2 + \alpha_3 \text{LS}_{(T-1)} + \alpha_4 \text{LS}_{(T-1)}^2 + \alpha_5 \text{LS}_{(T-1)}^3 + \alpha_6 \text{LS}_K \\ & + \alpha_7 \text{LS}_K^2 + \alpha_8 \text{LS}_K^3 + \alpha_9 \text{BLS}_{(T-1)} + \alpha_{10} \text{BLS}_{(T-1)}^2 + \alpha_{11} \text{BLS}_{(T-1)}^3 + \alpha_{12} \text{BLS}_K + \alpha_{13} \text{BLS}_K^2 \\ & + \alpha_{14} \text{BLS}_K^3 + \alpha_{15} \text{TORE}_{(T-1)} + \alpha_{16} \text{TORE}_K + \alpha_{17} \text{Gespielt} + \alpha_{18} \text{Wechsel} + \alpha_{19} \text{ChampionsLeague} \\ & + \alpha_{20} \text{EuropaLeague} + \alpha_{21} \ln \text{Zuschauer}_{(T-1)} + \alpha_{22} \text{relKicker} + \alpha_{23} \text{relKicker}_{(T-1)} \\ & + \alpha_{24} \text{Herkunft} + \alpha_{25} \text{Position} + \alpha_{26} \text{Liga}_{(T-1)} + \alpha_{27} \text{Aufsteiger} + \alpha_{28} \text{Verein} + \alpha_{29} \text{Saison} + \varepsilon \end{aligned}$$

Die abhängige Variable des Modells ist der logarithmierte Marktwert ( $\ln \text{Marktwert}$ ) des Spielers. Die unabhängigen Variablen repräsentieren die zuvor bereits dargestellten branchen-, vereins- und spieterspezifischen Merkmale, welche jeweils vor Beginn der Saison gemessen werden.

Als spieterspezifische Merkmale stehen das Alter ( $\text{Alter}$ ), die Anzahl der absolvierten Bundesliga- ( $\text{BLS}$ ) und Länderspiele ( $\text{LS}$ ) sowie die geschossenen Tore ( $\text{Tore}$ ) in der Bundesliga zur Verfügung.<sup>7</sup> Diese Variablen beziehen sich sowohl auf die vergangene Saison als auch auf die gesamte bisherige Karriereleistung, welche vor der letzten Saison erbracht wurde. Hierbei ist die Performance der letzten Saison nicht in der vorherigen Karriereleistung enthalten, da wir davon ausgehen, dass die Performance in der jüngsten Vergangenheit einen stärkeren Einfluss auf den Marktwert hat als die weiter zurückliegende Performance. Um einen möglichen nicht-linearen Einfluss dieser Variablen auf den Marktwert sichtbar zu machen, verwenden wir zusätzlich einen quadrierten oder in Einzelfällen auch einen kubischen Term.<sup>8</sup> Durch die Variablen bezüglich der Herkunft eines Spielers wird eine mögliche Diskriminierung im Sinne von geringeren Marktwerten abgebildet. Hierzu werden Dummyvariablen für die Herkunft

<sup>7</sup> Die Anzahl der Länderspiele haben wir mit einem Koeffizienten multipliziert, der die Spielstärke der Nationalmannschaften abbildet und sich nach dem damaligen Ranking der Nation in der Fifa-Weltrangliste richtet. Die auf Platz 1 der Weltrangliste gelistete Nation erhält den Koeffizienten 2 und die darauf folgenden den Koeffizienten  $(200 - \text{Ranglistenposition})/100$ . Nationen ab dem Weltranglistenplatz 150 werden schließlich alle mit dem Faktor 0,5 gewichtet. (<http://de.fifa.com/worldfootball/ranking/index.html>)

<sup>8</sup> Die Verwendung des quadrierten Terms der Variable „Alter“ ist auf die abnehmenden Grenzerträge bezüglich der Leistung im Alter (Mincer, 1974) zurückzuführen. Ab einem empirisch nicht fest bestimmten Punkt werden bei manchen Variablen aus den abnehmenden Grenzerträgen jedoch erneut Positive. Diesen Verlauf, welcher vor allem bei Spielern mit sehr großer Erfahrung zu beobachten ist, interpretieren wir als ein Indiz für die Existenz von Superstar-Effekten (Rosen, 1981, 1983). Aus diesem Grund haben wir für solche Variablen ebenfalls die kubischen Terme mit in unsere Modell-schätzung aufgenommen.

(Westeuropa (*West-EU*), Osteuropa (*Ost-EU*), Nordamerika (*Nord-Am.*), Südamerika (*Süd-Am.*), Afrika (*Afrika*) sowie Australien/Asien (*Australien/Asien*)) verwendet, wobei das Herkunftsland Deutschland als Referenzkategorie dient. Die Spielposition wird mit Hilfe der Dummyvariable für die Position (*Abwehr*, *Mittelfeld* und *Sturm*) kontrolliert, wobei die Position des Torwarts die Referenzkategorie bildet. Um zu überprüfen, ob der Spieler vom Trainer für die aktuelle Saison voll eingeplant wurde oder lediglich als Ergänzungsspieler diente, kontrollieren wir, ob er in der betrachteten Spielzeit überhaupt zu einem Einsatz in der 1. Bundesliga kam (*Gespielt*). Da wir davon ausgehen, dass die Marktwerte der Spieler sowohl von der vergangenen als auch der zukünftigen Leistung beeinflusst werden, verwenden wir die relative kicker-Note (*relKicker*) der laufenden sowie der vergangenen Saison als Indikatoren für die individuelle Leistung. Neben den genannten Leistungsdaten berücksichtigen wir, ob ein Spieler vor der Saison den Verein gewechselt hat (*Wechsel*).

Die vereinspezifischen Variablen sind zum einen der logarithmierte Zuschauerschnitt in der Vorsaison ( $\ln \text{Zuschauer}_{(T-1)}$ ) sowie die Tatsache, ob ein Spieler mit seinem Verein in der aktuellen Saison in der Champions League (*ChampionsLeague*) oder der Europa League bzw. vormals dem UEFA-Cup (*EuropaLeague*) spielt. Die unterschiedliche Zahlungsfähigkeit der einzelnen Bundesliga-Vereine hat einen signifikanten Einfluss auf die Spielergehälter, weshalb wir Teamdummies (*Verein*) zur Abbildung von teamspezifischen Einflüssen benutzen. Da das Ziel dieser Analyse jedoch nicht in der detaillierten Untersuchung vereinspezifischer Variablen liegt, werden die Gründe für die unterschiedliche Zahlungsfähigkeit der Vereine nicht weiter aufgeschlüsselt.

Die branchenspezifischen Einflüsse, wie z.B. der kontinuierliche Anstieg der Gehälter, werden mit Hilfe von Saisondummies (*Saison*) abgebildet.

In dieser Studie verwenden wir zum ersten Mal die Liga, in der ein Spieler in der Vorsaison gespielt hat, als erklärende Variable für den Marktwert, denn in Abhängigkeit von der vorherigen Liga zeigen sich erhebliche Unterschiede im aktuellen Marktwert. Aus diesem Grund werden die Ligen gruppiert und in Dummyvariablen kodiert ( $\text{Liga}_{(T-1)}$ ).<sup>9</sup> Spieler, die mit einer Mannschaft den Aufstieg in die 1. Bundesliga geschafft haben und weiterhin für diesen Verein spielen, werden zudem separat als Aufsteiger gekennzeichnet (*Aufsteiger*).

<sup>9</sup> Ein Gutachter hat uns berechtigterweise darauf hingewiesen, dass wir zwar die Liga erfassen, in der ein Spieler vor seinem Wechsel in die Bundesliga gespielt hat, nicht aber seinen Erfolg in dieser Liga. Folglich fließt in unsere Untersuchung nur mit ein, ob der Spieler aus einer starken oder schwachen Liga, jedoch nicht, ob er dort aus einem schwachen Verein kommt (beispielsweise von einem Absteiger) oder ob sein letzter Verein in dieser Liga sehr erfolgreich war. Leider können wir dieses Argument nicht entkräften, da es uns nicht möglich ist, für alle wechselnden Spieler eine Klassifizierung des letzten Vereins in der jeweiligen Liga durchzuführen. Obwohl es kein Problem ist, die Mannschaften aus den großen europäischen Ligen nach ihrem Tabellenplatz zu ranken, war es uns nicht möglich, eine eindeutige Klassifizierung der Mannschaften aus Südamerika oder Afrika während der 1990er Jahre durchzuführen.

Die Ergebnisse der beiden OLS-Modelle sowie des Random-Effects-Modells sind in Tabelle 3 dargestellt. Das erste Modell beinhaltet nur die Spieler, die bereits in der Vorsaison in der Bundesliga gespielt haben. Spieler, die in der Vorsaison in einer anderen Liga gespielt haben, werden in diesem Modell nicht betrachtet. Somit wird der Effekt der letzten Karrierestation auf den Marktwert im ersten Modell kaum erfasst. Daher wird im Folgenden auf das zweite sowie das dritte Modell eingegangen, welche auch neu in die Bundesliga gewechselte Spieler enthalten, für die allerdings keine kicker-Noten aus der Vorsaison existieren. Da wir uns aber gerade auf den Einfluss der vorangegangenen Saison konzentrieren wollen, werden im zweiten und dritten Modell anstelle der kicker-Note der Vorsaison die Dummyvariablen für die Liga der Vorsaison als Maß für die letztjährige Performance herangezogen.

*Tabelle 3: Ergebnisse der empirischen Analyse*

In Marktwert	OLS	OLS II	RE
Alter	0,181***	0,240***	0,265***
Alter2	-0,00370***	-0,00451***	-0,00493***
LS(T-1)	0,0399***	0,0448***	0,0481***
LS(T-1) 2	-0,00417***	-0,00453***	-0,00488***
LS(T-1) 3	0,000151**	0,000153**	0,000157***
LS(K)	0,00774***	0,00703***	0,00688***
LS(K) 2	-0,000132***	-0,000124***	-0,000136***
LS(K) 3	0,000000672***	0,000000645***	0,000000750***
BLS(T-1)	0,0459***	0,0780***	0,0755***
BLS(T-1) 2	-0,00148***	-0,00338***	-0,00323***
BLS(T-1) 3	0,0000230***	0,0000567***	0,0000524***
BLS(K)	0,00336***	0,00317***	0,00311***
BLS(K) 2	-0,0000189***	-0,0000188***	-0,0000187***
BLS(K) 3	2,74e-08***	2,96e-08***	2,99e-08***
Tore(T-1)	0,0406***	0,0418***	0,0427***
Tore(K)	0,000392	-0,000718	-0,00113
Gespielt	0,0745**	0,136***	0,160***
Wechsel vor Saison	0,0654***	0,0739***	0,0506**
Champions League	0,106***	0,132***	0,113***
Europa League	0,0608***	0,0606***	0,0501***
In Zuschauer(T-1)	0,129***	0,211***	0,201***
rel Kicker	0,356***	0,496***	0,384***
rel Kicker(T-1)	0,575***	-	-
Abwehr	0,0356	0,0694**	0,118***

Mittelfeld	0,0457	0,105***	0,156***
Sturm	0,0269	0,129***	0,182***
Südamerika	0,293***	0,286***	0,332***
Nordamerika	-0,245***	-0,316***	-0,237*
Osteuropa	-0,0103	0,0302	0,0724***
Westeuropa	0,119***	0,125***	0,169***
Afrika	-0,0379	0,0135	0,0654*
Australien-Asien	-0,0246	-0,0282	0,00855
Letzte Saison 2. Bundesliga	0,175**	0,354***	0,350***
Letzte Saison 3. Bundesliga	0,0382	-0,155**	-0,126**
Letzte Saison Rest Deutschland	0	-0,503***	-0,463***
Letzte Saison eigener Nachwuchs	-0,263**	-0,413***	-0,356***
Letzte Saison Westeuropa Top-4	0,205	0,758***	0,723***
Letzte Saison Westeuropa Rest	0,203	0,658***	0,655***
Letzte Saison Nordamerika	0	-0,261	-0,128
Letzte Saison Süd-amerika	-0,921***	0,686***	0,650***
Letzte Saison Afrika	0	0,561***	0,514***
Letzte Saison Australien-Asien	0,192***	0,492**	0,424**
Letzte Saison Osteuropa	0,0616	0,614***	0,612***
Letzte Saison vereinslos	-0,213***	-0,560**	-0,39
Letzte Saison unbekannt	0	-0,0453	-0,0306
Aufsteiger aus 2. Bundesliga	0,568***	0,110**	0,100**
Team Dummies	Inkl.	Inkl.	Inkl.
Saison Dummies	Inkl.	Inkl.	Inkl.
Konstante	8,693***	7,145***	6,910***
Korrigiertes R2	0,739	0,712	0,708
N	4.932	7.019	7.019

\* p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\* p<0,01

Bezüglich der zentralen Fragestellung, dem Einfluss der letzten Karrierestation auf den Marktwert und damit auf das Gehalt, sind verschiedene Ergebnisse erwähnens-

wert. Es zeigt sich, dass der Marktwert von Spielern, die aus der 2. Bundesliga in die 1. Bundesliga wechseln, um 35% höher ist als der Marktwert vergleichbarer Spieler, die schon in der Vorsaison in der Bundesliga gespielt haben. Anders sieht es bei Spielern aus niedrigeren inländischen Ligen aus. Unabhängig davon, ob sie aus der 3. Bundesliga, einer der restlichen deutschen Ligen oder dem eigenen Nachwuchs des Vereins in eine Bundesligamannschaft wechseln, der Marktwert dieser Spieler ist vergleichsweise niedrig. Wechseln sie jedoch aus einer ausländischen Liga in die 1. Bundesliga, liegt ihr Marktwert wiederum sehr hoch. Den höchsten Marktwert weisen Spieler auf, die aus einer der übrigen europäischen Top-5 Ligen in die Bundesliga wechseln, gefolgt von den südamerikanischen und den restlichen west- und osteuropäischen Ligen.<sup>10</sup> Der Marktwert von Spielern aus den Ligen in Australien/Asien oder Afrika liegt ebenfalls höher. Der hohe Marktwert für Spieler aus dem Ausland ist dadurch zu erklären, dass diese Spieler zumeist bereits Erfahrungen in den ausländischen Profiligen gesammelt haben, während Spieler aus einer anderen deutschen Liga meistens junge Nachwuchsspieler sind. Erwähnenswert ist schließlich, dass Spieler, die zuvor vereinslos waren, einen recht niedrigen Marktwert haben. Dies liegt vermutlich daran, dass die neuen Arbeitgeber von solchen Spielern eine vergleichsweise geringe Leistung erwarten. Schließlich weisen Aufsteiger aufgrund der Erfolge im vergangenen Jahr Kader mit relativ hohen Marktwerten auf.

Darüber hinaus werden mehrere zentrale Befunde früherer Studien bestätigt. Das Alter der Spieler lässt das bereits vermutete umgekehrt U-förmige Profil mit einem maximalen Marktwert bei 26,5 Jahren erkennen. Analog hierzu hat die Anzahl der Länderspiele, bei ansonsten statistisch konstanten Faktoren, einen kubischen Einfluss auf den Marktwert (siehe Abbildungen 4 und 5). Nach einem starken Anstieg aufgrund der ersten Nominierungen nimmt der zusätzliche Marktwert zunächst ab, bis er schließlich ab einem Wert (Anzahl der Länderspiele \* Nationenkoeffizient) von mehr als 13 in der vergangenen Saison bzw. 87 im Laufe der Karriere wieder stark ansteigt.

---

<sup>10</sup> Zu den restlichen westeuropäischen Ligen zählen die Ligen aus Belgien, Dänemark, Finnland, Griechenland, Luxemburg, Niederlanden, Norwegen, Österreich, Polen, Portugal, Schottland, Schweden und der Schweiz. Zu den osteuropäischen Ligen gehören die Ligen aus Albanien, Bosnien, Bulgarien, Georgien, Kroatien, Russland, Mazedonien, Rumänien, Serbien, Slowakei, Tschechien, Türkei, Ukraine und Ungarn.

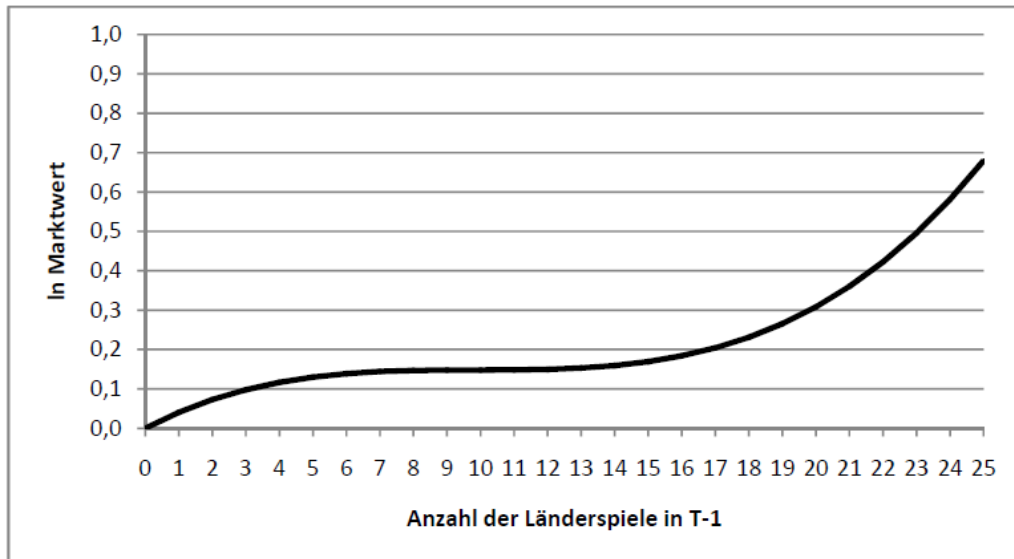


Abbildung 4: Einfluss der Länderspiele in T-1 auf den Marktwert

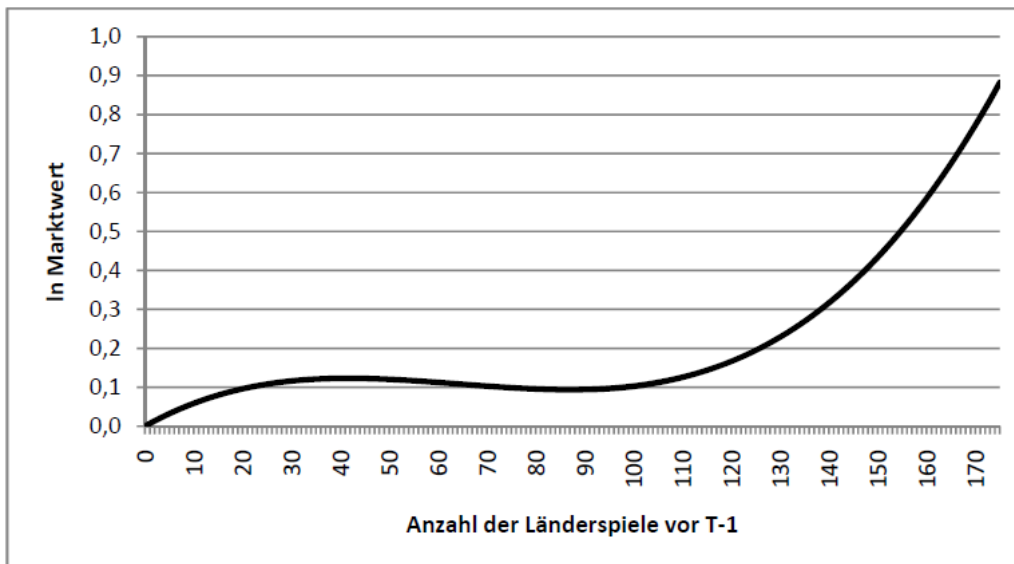


Abbildung 5: Einfluss der Länderspiele vor T-1 auf den Marktwert

Darüber hinaus führt jedes in der vergangenen Saison absolvierte Bundesligaspiel zu einem Anstieg des Marktwertes (siehe Abbildungen 6 und 7). Bei der Gesamtzahl der in der bisherigen Karriere absolvierten Bundesligaspiele zeigt sich ebenfalls ein kubischer Einfluss. Nach einem starken Anstieg der Marktwerte bis zum 116. Bundesligaspiel sinken diese bis zum 307. Spiel wieder, bis sie letztendlich mit jedem weiteren absolvierten Spiel wieder zunehmen.

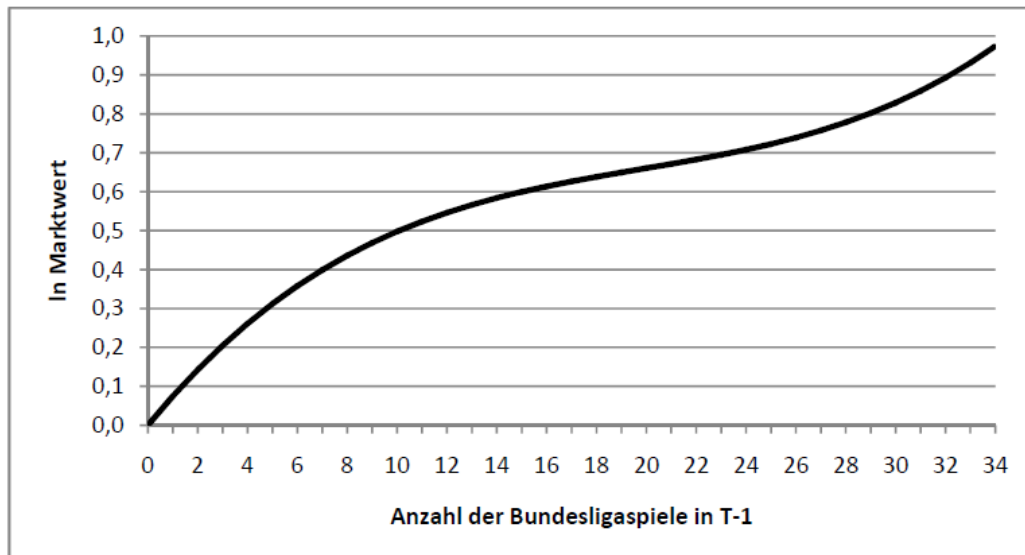


Abbildung 6: Einfluss der Bundesligaspiele in T-1 auf den Marktwert

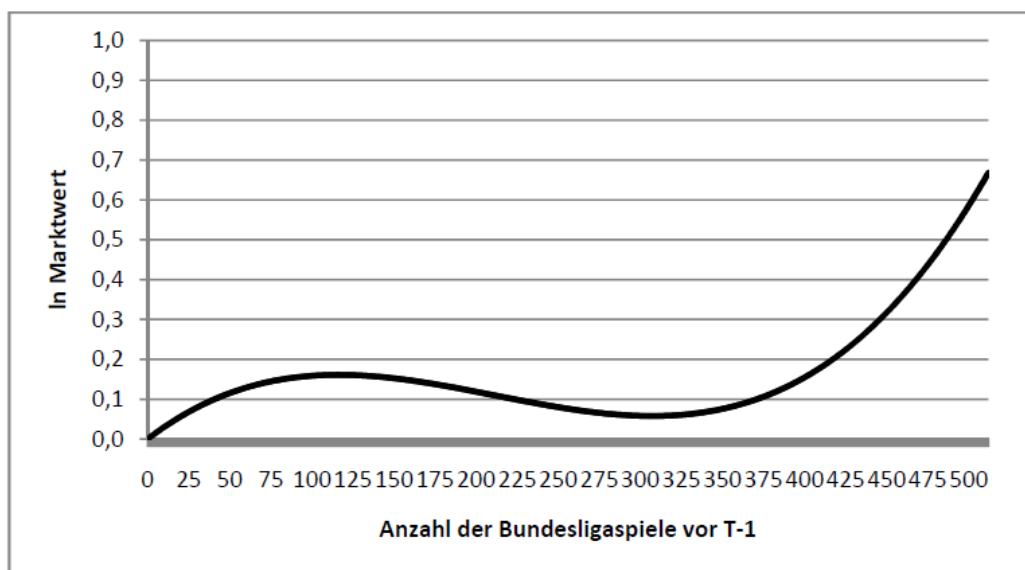


Abbildung 7: Einfluss der Bundesligaspiele vor T-1 auf den Marktwert



In der vergangenen Saison geschossene Tore führen zu einem linearen Anstieg des Marktwertes, während davor in der bisherigen Karriere erzielte Tore keinerlei Auswirkungen haben.

Spieler, die in der betrachteten Saison auch tatsächlich eingesetzt wurden, und somit nicht lediglich als Ergänzungsspieler im Kader standen, weisen schon vor Saisonbeginn einen entsprechend höheren Marktwert auf. Gleiches gilt für Spieler, die zu Beginn der Saison den Verein gewechselt haben. Spielt ein Team in einem internationalen Wettbewerb, führt dies gleichfalls zu höheren Marktwerten, wobei diese bei Spielern von Vereinen, die in der Champions League spielen, höher liegen, als bei Spielern von Vereinen, die in der Europa League vertreten sind. Da Vereine mit hohen Zuschauerzahlen auch höhere Einnahmen generieren, wirkt sich dies auch auf die Marktwerte ihrer Spieler aus. Hier zeigt sich eine Analogie zum Superstar-Effekt. Spieler, die eine hohe Anzahl an Zuschauern attrahieren bzw. ihr Können vor einer großen Zahl an Zuschauern zeigen können und den Status eines Stars erlangen (Lehmann & Weigand, 1997), haben auch einen entsprechend höheren Wert.

Die Annahme, dass sich die Benotung der kicker-Experten als wichtige Variable für die Erklärung der Streuung der Marktwerte erweist, wird bestätigt. Sowohl die relative kicker-Note in der laufenden Saison als auch die Note der Vorsaison haben einen statistisch hoch signifikanten positiven Einfluss auf den Marktwert. Spieler, deren Leistungen über dem Durchschnitt liegen, erfahren hierdurch auch einen höheren Marktwert.

Betrachtet man die Position der Spieler, so fällt wie erwartet auf, dass Feldspieler im Vergleich zu Torhütern (Referenzkategorie) signifikant höhere Marktwerte aufweisen. Dies lässt sich durch die bereits angesprochene geringere Flexibilität der Torwarte hinsichtlich ihres Einsatzes auf anderen Positionen erklären.<sup>11</sup> Neben der Position wird die Bedeutung der regionalen Herkunft deutlich. Im Vergleich zur Referenzkategorie „Deutschland“ weisen Spieler aus Südamerika und Westeuropa einen signifikant höheren Marktwert auf. Lediglich Spieler aus Nordamerika werden signifikant niedriger bewertet als deutsche Spieler.

Bei der Untersuchung professioneller Sportteams lässt sich häufig beobachten, dass die logarithmierten Marktwerte/Gehälter nicht normalverteilt sind (siehe beispielsweise Berri und Simmons (2009) für die NFL). Da OLS-Schätzungen in diesem Fall sensitiv auf mögliche Ausreißer reagieren und ineffizient werden können, verwenden

<sup>11</sup> Es liegt die Annahme nahe, dass die beobachteten höheren Werte der Mittelfeldspieler und Stürmer lediglich darauf zurückzuführen sind, dass wir die Marktwerte aus dem kicker Managerspiel verwenden. Die Betrachtung der Punkteverteilung des kicker Managerspiels zeigt jedoch, dass dies nicht der Fall ist. Während die durchschnittliche Punktzahl aller eingesetzten Torwarte in den Saisons 2000/01 – 2009/10 bei 57,79 lag, lag der Wert bei Abwehrspielern bei 17,14, bei Mittelfeldspielern bei 16,83 und bei Stürmern bei 17,33. Außerdem korrelieren die Punkte der Spieler nur sehr gering mit deren Marktwerten ( $r=0,35$ ).

wir als zweites Schätzverfahren so genannte „Quantilsschätzungen“. Mit Hilfe des D'Agostino-Tests (D'Agostino, Belanger & D'Agostino Jr., 1990) wird deutlich, dass die Verteilung der Marktwerte in unserem Datensatz (siehe Abbildung 8) wie vermutet signifikant von der Normalverteilung abweicht.<sup>12</sup>

Ein weiterer Vorteil der Quantilsregression ist, dass diese die Zusammenhänge über bestimmte Untergruppen der Stichprobe prognostiziert und die zuvor dargestellten Effekte differenzierter betrachtet. So können wir den Einfluss der verfügbaren Performancedaten an jedem Quantil der Marktwertverteilung auf den jeweiligen Marktwert überprüfen. Zudem ist dieser Ansatz semi-parametrisch, da er Annahmen über die parametrische Verteilung des Störterms vermeidet. Dies ist eine sehr brauchbare Eigenschaft bei Daten, bei denen Heteroskedastizität, also eine unterschiedliche Streuung innerhalb der Daten, vorkommt. Um die Robustheit der Standardfehler zu gewährleisten, verwenden wir Bootstrapping mit 200 Wiederholungen (Efron, 1979, 1982).

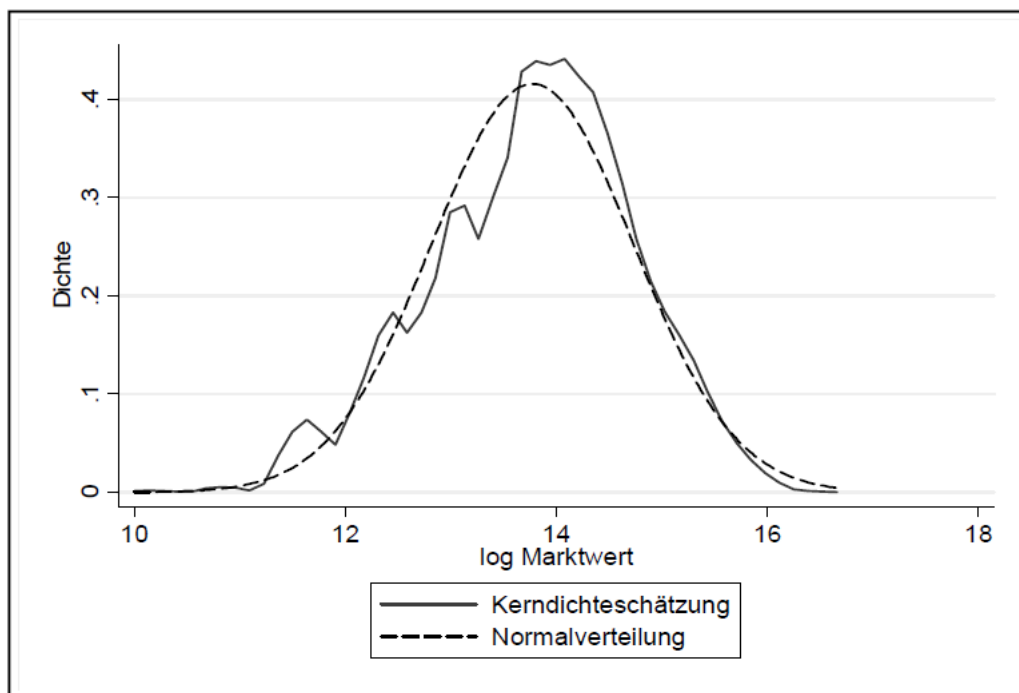


Abbildung 8: Kerndichteschätzung der Spielermarktwerte

<sup>12</sup> Der p-Wert von 0,000 zeigt, dass die Nullhypothese (die Wölbung der Verteilung weicht nicht von der Normalverteilung ab) verworfen werden kann.

Tabelle 4: Ergebnisse der Quantilsregressionen

In Marktwerte	.10	.25	.50	.75	.90
Alter	0,340***	0,255***	0,200***	0,206***	0,174***
Alter2	-0,00646***	-0,00482***	-0,00382***	-0,00394***	-0,00343***
LS(T-1)	0,0293**	0,0367***	0,0479***	0,0485***	0,0670***
LS(T-1) 2	-0,00226	-0,00326*	-0,00570***	-0,00596**	-0,00845***
LS(T-1) 3	0,0000715	0,0000956	0,000219**	0,000253*	0,000350**
LS(K)	0,00712***	0,00763***	0,00694***	0,00549***	0,00790***
LS(K) 2	-0,000133***	-0,000163***	-0,000122***	-0,0000746*	-0,000126**
LS(K) 3	0,000000784**	0,000000937***	0,000000609***	0,000000296	0,000000516
BLS(T-1)	0,0843***	0,0895***	0,0872***	0,0906***	0,0701***
BLS(T-1) 2	-0,00335***	-0,00396***	-0,00389***	-0,00429***	-0,00332***
BLS(T-1) 3	0,0000529***	0,0000657***	0,0000639***	0,0000724***	0,0000588***
BLS(K)	0,00416***	0,00367***	0,00308***	0,00236***	0,00150*
BLS(K) 2	-0,0000271***	-0,0000211***	-0,0000178***	-0,0000135***	-0,00000819
BLS(K) 3	4,68e-08***	3,35e-08***	2,77e-08***	2,05e-08***	1,25e-08
Tore(T-1)	0,0465***	0,0482***	0,0454***	0,0388***	0,0327***
Tore(K)	-0,00091	-0,00101	-0,000622	0,000736	0,000573
Gespielt	0,121**	0,195***	0,106***	0,0752*	0,128*
Wechsel vor Saison	0,0672*	0,0994***	0,0702***	0,0545*	0,0622
Champions League	0,0451	0,139***	0,154***	0,133***	0,118***
Europa League	0,0228	0,0540**	0,0714***	0,0783***	0,0692*
In Zuschauer (T-1)	0,264***	0,222***	0,125**	0,159**	0,156*
rel Kicker	0,514***	0,451***	0,514***	0,510***	0,486***
Abwehr	0,194***	0,103***	0,0147	-0,0383	-0,0442
Mittelfeld	0,201***	0,110***	0,0372	0,00594	-0,00569
Sturm	0,203***	0,115**	0,0378	0,0147	0,0416
Südamerika	0,266***	0,256***	0,317***	0,304***	0,320***
Nordamerika	-0,215	-0,321**	-0,236	-0,209	-0,217
Osteuropa	0,0179	0,0604**	0,0168	0,00584	-0,0344
Westeuropa	0,161***	0,143***	0,124***	0,0970***	0,0894*
Afrika	-0,0256	0,0421	-0,0392	0,012	0,018
Australien-Asien	-0,0146	-0,0294	-0,0454	0,0177	-0,0432
Letzte Saison 2. Bundesliga	0,223**	0,306***	0,383***	0,441***	0,407***
Letzte Saison 3. Bundesliga	-0,280***	-0,155	-0,140*	0,00717	-0,0591
Letzte Saison Rest Deutsch- land	-0,484***	-0,580***	-0,515***	-0,531***	-0,471*

Letzte Saison eigener Nachwuchs	-0,399***	-0,456***	-0,436***	-0,392***	-0,358***
Letzte Saison Westeuropa Top-4	0,689***	0,827***	0,878***	0,885***	0,726***
Letzte Saison Westeuropa Rest	0,604***	0,664***	0,751***	0,801***	0,680***
Letzte Saison Nordamerika	-0,707	-0,918	-0,00358	0,402	-0,157
Letzte Saison Südamerika	0,495**	0,749***	0,783***	0,829***	0,798***
Letzte Saison Afrika	0,632**	0,849***	0,652***	0,518**	0,528*
Letzte Saison Australien-Asien	0,0576	0,632*	0,545**	0,575***	0,515**
Letzte Saison Osteuropa	0,482***	0,630***	0,710***	0,765***	0,630***
Letzte Saison vereinslos	-0,349	-0,604**	-0,489	-0,780	-0,530
Letzte Saison unbekannt	-0,294	0,165	-0,0836	0,0714	0,326
Aufsteiger aus 2. Bundesliga	0,0928	0,194***	0,141**	0,122*	0,120
Teamdumy	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
Saisondumy	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
Konstante	4,656***	6,450***	8,623***	8,550***	9,467***
Pseudo R2	0,499	0,494	0,484	0,469	0,455
N	7.019	7.019	7.019	7.019	7.019

\* p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\* p<0,01

Die Ergebnisse der Quantilsregression zeigen, dass die stärksten Effekte bezüglich der Einflüsse der ausländischen Ligen als letzte Karrierestation vor einem Wechsel in die Bundesliga jeweils bei den mittleren Perzentilen zu finden sind (siehe Tabelle 4). Dies liegt wahrscheinlich daran, dass der Marktwert von aus dem Ausland in die Bundesliga wechselnden Spielern in ihrer ersten Saison in Deutschland zumeist in der Nähe des Ligadurchschnitts liegt. Absolute Topspieler sind genauso selten wie Spieler mit einem besonders niedrigen Marktwert. Die übrigen Koeffizienten der Quantilsregression sind bis auf wenige Ausnahmen über die Perzentile weitgehend konstant und ähnlich zu denen aus den vorherigen Schätzungen. Daher lässt sich schlussfolgern, dass der Einfluss der erklärenden Variablen auf die Marktwerte an verschiedenen Stellen der Verteilung nahezu identisch ist. Gerade der Einfluss der Leistung aus der vorherigen Saison weist über alle Perzentile den gleichen Einfluss auf wie in den vorherigen Schätzungen. Hier zeigt sich lediglich, dass für Spieler aus dem obersten Quantil die Anzahl der Bundesligaspiele unwichtig wird. In diesem Bereich ist vor

allein die internationale Erfahrung in Form von Länderspielen wichtig. Hinzu kommt, dass ausländische Spieler mit hohem Marktwert bei ihrem Wechsel in die 1. Bundesliga keine Bundesliga-, dafür aber viele Länderspiele vorweisen. Die Teilnahme an der Champions League bzw. dem/der UEFA-Cup/Europa League ist im unteren Quantil nicht signifikant, was allerdings insofern nicht überrascht, als dass Spieler von Vereinen, die an den europäischen Vereinswettbewerben teilnehmen, in der Regel höhere Marktwerte aufweisen und somit nur wenige Spieler solcher Vereine im unteren Quantil der Verteilung der Marktwerte zu finden sind. Der rückläufige Einfluss der Position auf den Marktwert in den oberen Quantilen liegt an einigen wenigen Torhütern, die besonders hohe Marktwerte aufweisen („Oliver Kahn Effekt“). Da sich die Dummyvariablen der Positionen auf die Referenzkategorie Torhüter bezieht, und diese die genannten hohen Marktwerte aufweisen, ist im oberen Quantil kein signifikanter Unterschied zwischen den einzelnen Positionen mehr zu erkennen.

Als letzter Befund der Quantilsschätzung zeigt sich ein starker Anstieg des Koeffizienten des konstanten Faktors am Marktwert über die Perzentile hinweg. Bei Spielern aus dem obersten Bereich der Verteilung ist der konstante Teil des Marktwertes mehr als doppelt so hoch wie bei Spielern im untersten Bereich. Entsprechend der Superstar-Theorie liegt hier die Vermutung nahe, dass die Marktwerte von Stars aufgrund ihrer vergleichsweise hohen Reputation bei den Zuschauern leistungsunabhängiger sind als die von anderen Spielern.

## 5 Zusammenfassung der zentralen Befunde und Implikationen

Als zentraler Befund dieser Studie ist der Einfluss der letzten Karrierestation auf den Marktwert von Spielern, die in die Bundesliga wechseln, zu nennen. Die Rolle des letzten Vereins bzw. der letzten Liga eines Spielers bei der Bestimmung seines Marktwertes wurde bisher noch keiner Untersuchung unterzogen. Wir können nun erstmals zeigen, dass die letzte Karrierestation der Spieler einen großen Beitrag zur Erklärung der Unterschiede in den Marktwerten innerhalb der Bundesliga leistet. Wechseln Spieler aus anderen Ligen im In- und Ausland neu in die Fußball-Bundesliga, entfällt die Möglichkeit, ihre bisherige Performance als Maßstab für zukünftig zu erwartende Leistung in der Bundesliga heranzuziehen. Ihre bisherige Liga dient Managern und Trainern folglich als Signal für die zu erwartende Leistung, mit Hilfe dessen Informationsdefizite ausgeglichen werden. Von Spielern aus vergleichsweise starken Ligen (den anderen europäischen Top-5-Ligen) wird eine hohe Leistung erwartet, was sich in ihrem Marktwert widerspiegelt, während Spieler aus vergleichsweise schwachen Ligen (beispielsweise der 3. Bundesliga oder schwächeren ausländischen Ligen) auch eine entsprechend niedrigere Einschätzung erfahren.

Aus mehreren Gründen können wir nun einen engen Zusammenhang zwischen den Marktwerten und Gehältern von Fußballspielern annehmen. Zum einen besteht eine

Korrelation von 0,75 zwischen den veröffentlichten Marktwerten des kicker-Magazins und denen aus anderen als glaubwürdig eingeschätzten Quellen wie [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) (Torgler & Schmidt, 2007). Zum anderen werden die Spieler im Rahmen der Marktwerteinschätzungen des kicker-Magazins von einer Gruppe von Experten bewertet, welche über viele Jahre Erfahrungen in diesem Bereich gesammelt haben. Die jährlich vom DFB veröffentlichten Personalkosten der einzelnen Vereine (derzeit verfügbar für den Zeitraum 1996-2010) liefern einen letzten Hinweis auf die Glaubwürdigkeit der Marktwerte. Es zeigt sich, dass die aggregierten kicker-Marktwerte dividiert durch den konstanten Faktor von 1,5 den tatsächlichen Gehaltsausgaben der Vereine sehr nahekommen (Frick, 2007b). Außerdem weist Frick einen sehr hohen Pearson Koeffizienten ( $r > +0.80$ ) zwischen den kicker-Marktwerten und einer Teilmenge von tatsächlich gezahlten Gehältern nach. Die hier beschriebenen Ergebnisse bezüglich der Einflussgrößen auf den Marktwert von Bundesligaspielern lassen sich daher nicht nur bezüglich der Marktwerte, sondern auch im Hinblick auf die Determinanten der Gehälter interpretieren.

Eine weitere Erkenntnis unserer Studie ist der hochsignifikante Einfluss der kicker-Note auf den Marktwert, was auf die gute methodische Eignung der kicker-Beurteilung zur Darstellung der Leistung auf allen Spielpositionen verweist. Die übrigen Ergebnisse der Modelle stimmen in mehrerlei Hinsicht mit den Befunden älterer Studien zu den Gehaltsdeterminanten von Fußballspielern überein. Der Einfluss verschiedener spieterspezifischer Variablen auf den Marktwert bzw. das Gehalt, wie z.B. der des Alters, der Anzahl an absolvierten Bundesliga- und Länderspielen, der Spielposition sowie der regionalen Herkunft, den wir mit Hilfe unseres Datensatzes zeigen, deckt sich mit den Ergebnissen der eingangs diskutierten Studien.

Da sich die vorliegende Untersuchung auf die deutsche Fußball-Bundesliga beschränkt, ergibt sich eine Vielzahl von denkbaren weiterführenden Arbeiten. Es wäre beispielsweise von Interesse, wie sich der Einfluss der Herkunft, aber auch der letzten Karrierestation auf den Marktwert und somit das Gehalt in den restlichen europäischen Topligen gestaltet. Darüber hinaus könnte durch die Aufnahme weiterer unabhängiger Variablen, die bereits in anderen Studien untersucht wurden, wie beispielsweise die Teamzugehörigkeit (Frick, 2008a) oder die Beidfüßigkeit (Bryson et al., 2009) in die Modellschätzungen eine Verbesserung der Varianzaufklärung erzielt werden.

Bezüglich der hier verwendeten Variablen könnte eine weitere Unterteilung der Einsätze sowohl in der vergangenen Saison als auch in der bisherigen Karriere nach Startelf, Ein- oder Auswechslungen zu einer erhöhten Varianzaufklärung führen. Darüber hinaus sollte neben der Anzahl der absolvierten Partien die Anzahl der Spielminuten erfasst und analysiert werden. Der Einfluss von Länderspielen auf die Marktwerte bzw. auf die Entlohnung könnte zudem noch genauer untersucht werden, indem zwischen Freundschafts-, Qualifikations- und Turnierspielen unterschieden wird. Zudem dürfte allein die Berufung in die Nationalmannschaft für die Teilnahme an einer Europa- oder Weltmeisterschaft einen positiven Einfluss auf den Marktwert

haben und demnach mit einem Gehaltsanstieg verbunden sein, auch wenn es nicht unbedingt zu einem Einsatz bei dem jeweiligen Turnier kam (Deutscher & Simmons, 2010).

Schließlich steht in Anlehnung an die Theorie der Senioritätsentlohnung (Lazear, 1979) die Frage im Raum, ob Spieler, die aus unteren deutschen Ligen in die Bundesliga wechseln, im ersten Bundesligajahr evtl. auf Gehalt verzichten, um in den darauf folgenden Jahren bei guter Leistung ein Gehalt oberhalb ihres Wertgrenzproduktes zu erhalten. Eine Untersuchung der Entwicklung der Marktwerte dieser Spieler über mehrere Jahre hinweg könnte diesbezüglich Aufschluss bringen.

### **III Fire and Hire – Determinanten der Trainerentlassung in der Fußball-Bundesliga**

#### **Zusammenfassung**

Eine übliche Reaktion auf ausbleibenden Erfolg ist in Profifußballligen weltweit die Entlassung des amtierenden Cheftrainers. Diese Maßnahme ist jedoch zumeist ineffektiv und es zeigt sich nur selten eine langfristige Verbesserung der sportlichen Performance. Zum Zweck eines tieferen Einblicks in die Beweggründe der Entlassungsentscheidung prüft diese Studie, welche Rolle die Lage auf dem Arbeitsmarkt für Trainer für die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung spielt. Mittels einer Cox Proportional Hazard Regression werden insgesamt 8206 Vereins-Spieltags-Beobachtungen der Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13 daraufhin überprüft, inwiefern die aktuelle Arbeitsmarktsituation unter Berücksichtigung der sportlichen Performance die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung beeinflusst. Es zeigt sich, dass Vereine ihren Trainer eher entlassen, wenn über mehrere Spieltage hinweg weniger Punkte erzielt werden als auf Basis aktueller Wettquoten erwartet. Die Entlassungswahrscheinlichkeit sinkt hingegen sowohl mit zunehmender Anzahl verfügbarer Trainer auf dem Arbeitsmarkt als auch mit zunehmendem Erfolg des erfolgreichsten aktuell verfügbaren Trainers. Beides lässt sich als Hinweis auf eine risikoaverse Managementstrategie interpretieren, der zufolge für vakante Trainerposten vor allem Kandidaten mit relevanter Berufserfahrung in Frage kommen. Die Ergebnisse lassen sich außerdem anhand des Scapegoat-Ansatzes erklären. Insgesamt kann ein Einfluss der Situation auf dem Arbeitsmarkt auf die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung gezeigt werden. Es werden aber auch verschiedene Ansatzpunkte für weiterführende Forschungsarbeiten deutlich, insbesondere bezüglich der Modellierung des Arbeitsmarktes.

Keywords: Trainerentlassung, Performance, Cox Proportional Hazard Regression

#### **Abstract**

A common reaction to lack of success in professional football leagues worldwide is the dismissal of the current head coach. However, this measure is mostly ineffective and only rarely shows a long-term improvement in sporting performance. In order to gain a deeper insight into the motives for the dismissal decision, this study examines to what extent the situation on the job market for coaches also influences the probability of a dismissal. By the help of a Cox Proportional Hazard Regression, a total of 8206 club matchday observations from the Bundesliga seasons 1998/99 to 2012/13 are examined to determine the extent to which the current labor market situation influences the probability of a coach being dismissed, taking sporting performance into account. It is shown that clubs are more likely to dismiss their coach if, over the course of several matchdays, fewer points are gained than expected on the basis of current betting odds. Furthermore, the probability of dismissal decreases with an increasing number of available coaches on the job market as well as with an increasing success of the most successful coach currently available. Both can be interpreted as an indication of a risk-averse management strategy, according to which candidates with relevant professional experience are primarily considered for vacant head coach positions. The results can also be explained by the Scapegoat approach. Overall, an influence of the situation on the labor market on the probability of a head coach dismissal can be shown. Nevertheless, different starting points for further research become clear, especially concerning the modeling of the labor market.

Keywords: Head Coach Dismissal, Performance, Cox Proportional Hazard Regression



## 1 Einleitung

Bleibt bei einem Verein in der Fußball-Bundesliga im Laufe einer Saison der erhoffte sportliche Erfolg aus, so ist seit ihren Gründungstagen die kurzfristige Entlassung des Trainers eine beliebte Gegenmaßnahme, wie die folgende Beschreibung des Trainerjobs im Jahr 1965 recht passend illustriert:

„In der Bundesliga flogen die Trainer leichter raus als früher. [...] ‚Trainer, deren Teams auf Platz zwölf bis sechzehn rangieren, sitzen auf dem elektrischen Stuhl‘, sagte Kurt Sommerlatt. Ihn hatte gerade der Karlsruher SC gefeuert. Alles war größer in der Bundesliga, auch die Angst und Hektik im Angesicht des Misserfolgs.“ (Reng, 2013, S. 89)

Bei näherer Betrachtung drängt sich jedoch der Verdacht auf, dass diese Strategie zumindest in Teilen einer objektiven Grundlage entbehrt. Zwar lässt sich der Einfluss eines Trainers auf den Erfolg seines Teams mit verschiedenen ökonometrischen Techniken nachweisen, beispielsweise anhand der Berücksichtigung von *trainer fixed effects* (Muehlheusser et al., 2018), allerdings zeigen die meisten Untersuchungen zum Effekt einer Trainerentlassung eine *regression to the mean* als häufig beobachtete Folge der Entlassung auf (u.a. De Paola & Scoppa, 2012): Nach einer kurzen Phase sportlicher Verbesserung pendeln sich die meisten Vereine unter ihrem neuen Trainer auf dem Leistungsniveau ein, welches sie unter ihrem alten Trainer vor dessen Entlassung zeigten. Untersuchungen, welche anhand von Kontrollgruppen von Vereinen, die den Trainer in Phasen sportlicher Erfolglosigkeit nicht entließen, prüfen, ob eine Entlassung einen nachfolgenden Leistungsschub befördert, verneinen dies zumeist ebenfalls (Bruinshoofd & ter Weel, 2003; ter Weel, 2011; Heuer, Müller, Rubner, Hagemann, & Strauss, 2011). Die Daten der vorliegenden Untersuchung, welche sich mit den Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13 befasst, weisen ein ähnliches Muster auf. Mannschaften, die in diesen Saisons ihren Trainer entließen, verbesserten sich im Durchschnitt bis Saisonende lediglich um 1,47 Tabellenplätze im Vergleich zum Zeitpunkt des Trainerwechsels. Die Hälfte verschlechterte sich oder belegte nach dem letzten Spieltag denselben Tabellenplatz wie zum Zeitpunkt des Trainerwechsels.

Bezeichnend ist vor diesem Hintergrund, dass von den drei in der Sportökonomie üblichen Erklärungsansätzen zu den Motiven und Zielen einer Trainerentlassung – der *Common Sense*-Theorie, der *Vicious Circle*-Theorie und der *Scapegoat*-Theorie (Gamson & Scotch, 1964) – lediglich die *Common Sense*-Theorie explizit darauf abzielt, die Entlassung mit dem konkreten Motiv sportlicher Verbesserung zu erklären.

Das Phänomen der *regression to the mean* ist auch für einen weiteren Argumentationsstrang der Untersuchung von Trainerentlassungen relevant, welcher sich darauf fokussiert, dass die tatsächliche Qualität eines Trainers erst *on the job* sichtbar wird. In Anbetracht der Tatsache, dass Vereine in Phasen sportlicher Erfolglosigkeit Gefahr laufen, durch einen etwaig drohenden Abstieg in der Folgesaison enorme Einnahmeeinbußen in Kauf zu nehmen (Cerqua, 2014), ist die Minimierung ebendieses Abstiegsrisikos eine Priorität für das Vereinsmanagement. Dieser Umstand wiederum befördert im Falle einer Trainerentlassung in der laufenden Saison eine risikoaverse Strategie der Nachbesetzung: Man konzentriert sich bei der Neuverpflichtung eines Trainers vorrangig auf mögliche Kandidaten, deren Qualität schon bekannt ist, die also bereits über Erfahrung in der relevanten Liga verfügen. Damit lässt man Kandidaten außen vor, die zwar besser sein könnten, deren tatsächliche Qualität aber mangels bisheriger Engagements noch nicht bekannt ist und deren Verpflichtung somit ein zusätzliches Risiko darstellt (Peeters, Szymanski, & Terviö, 2017). Dies kann in der Folge zu adverser Selektion auf dem Arbeitsmarkt für Trainer führen, indem Trainerposten eher von mittelmäßigen Kandidaten besetzt werden, deren Qualität im Vergleich zu vielleicht besseren, jedoch noch unbekannten Kandidaten keine *hidden information* mehr ist. Ihre Mittelmäßigkeit führt allerdings in der Folge nicht zu einer nennenswerten Performanceverbesserung der von ihnen trainierten Mannschaften.

Die Fragestellung der vorliegenden Untersuchung zu Trainerentlassungen in der Fußball-Bundesliga knüpft an der Hypothese an, dass risikoavers gemanagte Vereine eher Kandidaten mit bekannter Qualität für vakante Trainerposten verpflichten werden. Wenn im Falle einer Trainerentlassung somit mögliche Kandidaten für die Nachbesetzung des vakanten Postens vornehmlich aus einem Pool mit relevanter Arbeitserfahrung kommen, ist dieser Pool, welcher die Angebotsmenge auf dem Arbeitsmarkt für Trainer darstellt, recht klein. So wurde im hier betrachteten 15 Jahre währenden Beobachtungszeitraum der Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13 inklusive Interimstrainern mit 135 Personen eine recht moderate Anzahl verschiedener Trainer in der Bundesliga beschäftigt. Gleichzeitig wurden vakante Trainerposten nach einer kurzfristigen Entlassung in der laufenden Saison in der Regel zügig neu besetzt. Bei rund 60% aller Trainerwechsel trat bereits am nächsten Spieltag ein neuer Trainer seinen Dienst an, die durchschnittliche Dauer bis zur Neubesetzung betrug 1,4 Spieltage. Angesichts dieser Beobachtungen stellt sich die Frage, inwiefern die Entscheidung zur Entlassung eines Trainers in der Fußball-Bundesliga nicht nur von der aktuellen sportlichen Performance, sondern auch von der aktuellen Angebotssituation auf dem Arbeitsmarkt für Trainer abhängt.

Das aktuelle Arbeitsangebot wurde bei Untersuchungen zur Entlassung von Trainern im Profisport bereits verschiedentlich als Kontrollvariable berücksichtigt, beispielsweise in Bezug auf die US-amerikanische National Football League (Foreman & Soebbing, 2015; Salgada & Juravich, 2020). Für die Fußball-Bundesliga hat eine systematische Analyse des Zusammenhangs zwischen dem aktuellen Angebot auf dem Arbeitsmarkt für Trainer und der Entlassungswahrscheinlichkeit bis dato nicht stattgefunden und soll im Folgenden nachgeholt werden. Dabei wird mit Hilfe eines Cox Proportional Hazard Modells die spieltagsbezogene Wahrscheinlichkeit geprüft, ob Trainer in der Fußball-Bundesliga ihr Engagement beenden müssen, und zwar unter Berücksichtigung der sportlichen Performance ihres Vereins sowie der aktuellen Situation auf dem Arbeitsmarkt.

Der Rest dieses Kapitels ist wie folgt gegliedert. Zunächst erfolgt ein Überblick über den aktuellen Forschungsstand zu Trainerentlassungen im Profifußball, auf dessen Basis die Fragestellung für die vorliegende Untersuchung hergeleitet wird. Danach werden die typischen Rahmenbedingungen von Trainerentlassungen in der Fußball-Bundesliga skizziert. Hieraus wird der Datensatz für das im Anschluss erläuterte Modell abgeleitet. Es folgen die Ergebnisse der empirischen Schätzungen sowie deren Diskussion. Die Untersuchung schließt mit einem Fazit und einem Ausblick auf mögliche weiterführende Forschungsarbeiten.

## **2 Literaturüberblick und Herleitung der Fragestellung**

Der Beitrag von Spielern zum Erfolg einer Profi-Fußballmannschaft ist in der sportökonomischen Literatur unbestritten (Kahn, 2000; Rosen & Sanderson, 2001) und wurde bereits umfassend behandelt (z. B. Szymanski & Smith, 1997; Forrest & Simmons, 2002; Hall et al., 2002). Beim Beitrag von Trainern zum Erfolg einer Fußballmannschaft zeigt sich bisweilen ein etwas anderes Bild. Zum Beispiel argumentieren Balduck und Buelens (2007), dass man schon seit 50 Jahren versuche herauszufinden, ob Sporttrainer einen Einfluss auf die Leistung ihres Teams haben oder nicht und eine eindeutige Antwort noch nicht gefunden sei. Aussagen dieser Art stehen allerdings im Widerspruch zur zentralen Rolle, die Trainern in der Organisationsstruktur eines Profi-Fußballvereins zugestanden wird (De Paola & Scoppa, 2012, S. 152): „As top manager in a firm, the coach represents a crucial subject for the management of sports clubs, since he undertakes a number of strategic and operative decisions, which affect the team performance.“ Es ist daher nur folgerichtig, dass im Kanon der relevanten Literatur diejenigen Forschungsbeiträge überwiegen, die konkret den Anteil eines Trainers an der Performance einer Fußballmannschaft aufzeigen.

So nutzen Dawson, Dobson und Gerrard (2000a; 2000b) eine Stochastic Frontier Analysis, um die Effizienz von Trainern in der englischen Premier League in den Saisons 1992/93 bis 1997/98 zu überprüfen. Dabei zeigen sie, dass die effizientesten Trainer nicht diejenigen sind, die die erfolgreichsten Teams trainieren, sondern diejenigen, die mit Teams schlechterer Spielerqualität den Klassenerhalt schaffen oder einen besseren Tabellenplatz erreichen als man eigentlich erwartet hätte.

Ebenfalls auf Basis einer Stochastic Frontier Analysis zeigt sich für die Fußball-Bundesliga im Zeitraum 1981/82 bis 2002/03, dass durch erhöhte Ausgaben für das Gehalt des Trainers, welches die Qualität seiner Arbeit widerspiegelt, die Performance in der Liga gesteigert werden kann (Frick & Simmons, 2008). Die gleiche Methode verwenden Bridgewater et al. (2011) in ihrer Analyse des englischen Fußballs in den Saisons 1994/95 bis 2007/08. Dabei zeigen sie, dass Trainer, die früher selbst hochklassig gespielt haben, insbesondere die Leistung von schwächeren Teams positiv beeinflussen, und zwar in höherem Maße als bei starken Teams.

Muehlheusser et al. (2018) machen sich *manager fixed effects* zunutze, um für die Bundesliga-Saisons 1993/94 bis 2013/14 den Beitrag von Bundesliga-Trainern zur Performance ihrer Teams zu überprüfen. Ihre Ergebnisse deuten darauf hin, dass der Anteil eines Trainers am Spielerfolg im Maximum rund 0,4 Punkte pro Spiel ausmachen kann. Aufsummiert über eine Saison ergibt sich auf diese Weise ein zusätzliches Potenzial erzielbarer Punkte, welches im unteren Bereich der Tabelle häufig den Unterschied zwischen Klassenerhalt und Abstieg ausmachen kann.

Bell, Brooks und Markham (2013) nutzen einen Bootstrapping-Ansatz, um für die Saisons 2004/05 bis 2008/09 der englischen Premier League nicht nur den tatsächlichen Anteil eines Trainers am Spielerfolg aufzuzeigen, sondern gleichzeitig auch den Zeitpunkt zu determinieren, wann ein Trainer aufgrund von ausbleibendem sportlichen Erfolg entlassen werden sollte.

Der kausale Zusammenhang, dass ausbleibender sportlicher Erfolg im Verlauf einer Saison in Profi-Fußballligen weltweit in hoher Regelmäßigkeit zur Entlassung des Trainers führt, konnte in zahlreichen Untersuchungen explizit empirisch bestätigt werden. Dabei werden in den nachfolgend vorgestellten Forschungsarbeiten teilweise unterschiedliche Schwerpunkte gesetzt und die Kriterien zur Messung des sportlichen Erfolgs unterschiedlich definiert.

Frick und Simmons (2008) zeigen für die Bundesliga-Saisons 1981/82 bis 2002/03, dass die Entlassung eines Trainers mit schlechterer Mannschaftsleistung in Verbindung gebracht wer-

den kann, wobei sie die Mannschaftsleistung anhand des Verhältnisses der erreichten zu den erreichbaren Punkten messen.

Für die englische Premier League in den Saisons 2000/01 bis 2003/04 zeigen Bachan et al. (2008) anhand einer logistischen Analyse, dass die Verweildauer von Trainern im Job kürzer ist, wenn ihr Verein eine schlechtere Tabellenposition einnimmt.

Setzt man die Entlohnung von Spielern in Bezug zur Entlassung von Trainern, so kann ebenfalls für die Bundesliga-Saisons 1981/82 bis 2002/03 nachgewiesen werden, dass Trainer von Mannschaften mit hohem Gehaltsniveau eher entlassen werden als Trainer von Mannschaften mit niedrigerem Gehaltsniveau (Frick, Pestana Barros, & Passos, 2009; Frick, Pestana Barros, & Prinz, 2010).

Ähnliche Resultate zeigen sich auch in englischen Ligen, wo für die Saisons 1950/51 bis 2007/08 eine negative Korrelation zwischen der kurz- und langfristigen Leistung einer Mannschaft und der Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung abgeleitet werden kann. Dabei gilt, dass Trainer mit mehr Berufserfahrung seltener Gefahr laufen entlassen zu werden (d'Addona & Kind, 2012). Auch für die österreichische (Wirl & Sagmeister, 2008), die argentinische (Flores, Forrest, & Tena, 2012) und die brasilianische (Tozetto et al., 2019) Liga wurde nachgewiesen, dass eine Entlassung üblicherweise nach einer von sportlichem Misserfolg geprägten Phase stattfindet.

Die Operationalisierung sportlichen Misserfolgs kann methodisch dahingehend geschärft werden, als dass nicht nur die tatsächlich erbrachte Leistung einer Mannschaft herangezogen wird, welche anhand der erreichten Punkte oder des Tabellenplatzes messbar ist, sondern zusätzlich die Erwartungen berücksichtigt werden, die an ein Team bezüglich des Abschneidens in einem Spiel gestellt werden. Auf diese Weise kann dem Umstand Rechnung getragen werden, dass in Spielen gegen stärkere Gegner Niederlagen und damit einhergehende Punktverluste anders zu bewerten sind als in Spielen gegen schwächere Mannschaften. Die entsprechende Wahrscheinlichkeit eines Sieges, eines Unentschiedens oder einer Niederlage lässt sich ex post anhand der Wettquoten für die verschiedenen Spielausgänge ableiten. Eine sich dieses Vorgehens bedienende Analyse der Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2007/08 zeigt, dass Teams, die hohen Erwartungen nicht entsprechen, eher ihren Trainer entlassen als Teams, an die geringe Erwartungen gestellt werden (Pieper, Nüesch, & Franck, 2014). Dass die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung steigt, wenn Teams den durch Wettquoten ausgedrückten Erwartungen nicht gerecht werden, zeigt sich neben der Bundesliga auch in der 2. Bundesliga sowie in den ersten beiden Ligen in Frankreich, Italien und Spanien (Bryson, Buraimo, Farnell, & Simmons, 2021). Auf Basis von Wettquoten kann für die Bundesliga-

Saisons 2000/01 bis 2012/13 außerdem für das weitere Fortkommen nach einer Trainerentlassung gezeigt werden, dass die Erwartung einer Verbesserung der Teamperformance nicht unmittelbar nach der Entlassung eines Trainers, sondern erst vier Spieltage nach Einstellung seines Nachfolgers relevant wird (Soebbing, Wicker, & Weimar, 2015).

Ob die Erwartung berechtigt ist, dass ein Trainerwechsel zur gewünschten Verbesserung der Performance führt, ist allerdings umstritten. So zeigen Bruinshoofd und ter Weel (2003) sowie ter Weel (2011) für den niederländischen Erstligafußball in den Jahren 1998 bis 2000 bzw. 1986 bis 2004 mit Hilfe einer Kontrollgruppe von Vereinen, die in vergleichbarer Lage keine Trainerentlassung vornehmen, dass Trainerentlassungen als Reaktion auf eine Phase sportlichen Misserfolgs in der Regel nicht zur gewünschten Leistungsverbesserung führen. Ein ähnliches Ergebnis zeigt sich unter Heranziehung einer Kontrollgruppe aus den ersten drei belgischen Ligen zwischen 1998 und 2002 (Baldueck & Buelens, 2007), für die italienische Serie A zwischen 2003 und 2007 (De Paola & Scoppa, 2012) sowie für die österreichische Bundesliga in den Saisons 1994/95 bis 2003/04 (Braendle & Wirl, 2005). In England trat in der Football League bzw. der Premier League in den Saisons 1972/73 bis 1999/00 eine Verbesserung der Mannschaftsleistung in der Folge eines Trainerwechsels niemals kurzfristig, sondern – wenn überhaupt – dann frühestens nach ungefähr 16 Spielen ein (Audas et al., 2002).

Es ist jedoch strittig, ob diese zu beobachtende „*regression to the mean*“ (De Paola & Scoppa, 2012, S. 2) wirklich daran liegt, dass ein Trainerwechsel schlicht keine wirksame Maßnahme ist, um Phasen ausbleibenden Erfolgs zu beenden. Auf Basis einer qualitativen Fallstudie eines europäischen Profivereins argumentieren Kattuman, Loch und Kurchian (2019), dass pauschale Aussagen hinsichtlich der Effektivität von Trainerentlassungen auf Basis aggregierter Daten nicht möglich sind, sondern dass es immer eines genauen Blicks darauf bedarf, wie genau sich die Zusammenarbeit eines Trainers mit einer konkreten Mannschaft darstellt. In ihrer auf der Methode der teilnehmenden Beobachtung basierenden Studie kommt insbesondere zum Tragen, dass nach einem Trainerwechsel im beobachteten Verein eine völlig andere Ansprache an das Team erfolgte und vom neuen Trainer andere Motivationstechniken angewandt wurden, was in der Folge zu einer Verbesserung der Leistung in der Liga führte. Derlei teaminterne Vorgänge sind in der Tat anhand quantitativer Daten in Form von Spielergebnissen oder Wettquoten nur unzureichend abbildbar.

Muehlheusser et al. (2016) stellen die Gültigkeit der *regression to the mean* ebenfalls in Frage und argumentieren, dass der Vergleich von Teams, die ihren Trainer entlassen mit jenen, die bei ähnlich schwacher Leistung keine Entlassung vornehmen, nur bedingt zulässig sei. Der

Effekt einer Trainerentlassung würde zumeist unterschätzt, da ohne die Entlassung ein noch stärkerer Leistungsabfall zu erwarten wäre. Sie zeigen weiterhin, dass in solchen Mannschaften, deren Spieler ein homogenes Leistungsniveau aufweisen, ein positiver Effekt eines Trainerwechsels nachgewiesen werden kann.

Eine differenzierte Betrachtung der Motivation einer Trainerentlassung und ihrer Folgen kann dabei helfen, die kontroversen Argumente hinsichtlich ihrer Effektivität besser einzuordnen. Die Literatur unterscheidet drei Ansätze zur Erklärung, warum bei ausbleibendem sportlichem Erfolg häufig eine Trainerentlassung erwogen wird und welche Auswirkungen die Entlassung haben kann. Diese Theorien wurden zunächst für den US-amerikanischen Profi-Baseball ausgearbeitet (Gamson & Scotch, 1964), sind aber inzwischen auch vielfach in Untersuchungen zum Profifußball zum Tragen gekommen.

1. Gemäß der *Common Sense*-Theorie ist es in Anbetracht des großen Einflusses, den ein Trainer auf die Performance hat, nur folgerichtig, ihn für ausbleibenden sportlichen Erfolg verantwortlich zu machen und zu entlassen. Gemäß dieser Theorie ist zu erwarten, dass die Teamperformance nach der Entlassung eine Besserung aufzeigt. Jene Untersuchungen, die den konkreten Einfluss des Trainers auf die Teamperformance nachweisen (u.a. Muehlheusser et al., 2018), deuten auf die Gültigkeit der *Common Sense*-Theorie hin.
2. Die *Vicious Circle*-Theorie argumentiert, dass das Umstellen von Organisationsabläufen, welches häufig mit der Einstellung eines neuen Trainers einhergeht, auch negative Effekte haben kann, wenn die notwendige Gewöhnung an neue Organisationsstrukturen zu einem Abfallen der Performance führt. Ein Teufelskreis beginnt, wenn auf das Abfallen der Performance mit der Entlassung des neuen Trainers reagiert wird und mit seinem Nachfolger wieder Änderungen der Organisationsstrukturen erfolgen, welche sich abermals negativ auf die Performance auswirken können. Diese Theorie ist insbesondere als möglicher Anhaltspunkt zur Erklärung des Ausbleibens einer sportlichen Verbesserung nach der Entlassung des Trainers (u.a. Audas et al., 2002) geeignet.
3. Die *Scapegoat*-Theorie schließlich basiert auf der Annahme, dass eine Trainerentlassung auch erfolgen kann, um verschiedenen Stakeholdern (z. B. Medien, Sponsoren oder Fans) im Fall von ausbleibendem sportlichen Erfolg Handlungsfähigkeit zu demonstrieren. Mit der Übernahme der Rolle eines „Sündenbocks“ dient der entlassene Trainer in diesem Zusammenhang als Signal, dass das Vereinsmanagement in der sportlichen Krise nicht untätig ist. Gemäß der *Scapegoat*-Theorie ist offen, wie eine Trainerentlassung sich auf die künftige sportliche Performance auswirkt. In mehreren

Untersuchungen mit Fokus auf den Profifußball wurde die *Scapegoat*-Theorie als plausibler Erklärungsansatz für die Entlassung des Trainers identifiziert (u.a. Bruins-  
hoofd & ter Weel, 2003; Baldueck & Buelens, 2007; Wirl & Sagmeister, 2008; Flores  
et al., 2012).

Wie hier deutlich wird, ist die *Common Sense*-Theorie der Einzige der drei gängigen Erklä-  
rungsansätze zur Motivation und den Folgen der Trainerentlassung, welcher von einer Steige-  
rung der sportlichen Performance als Folge des Trainerwechsels ausgeht. Allen drei Theorien  
ist hingegen gemein, dass sie etwaige Qualitätsunterschiede zwischen altem und neuem Trai-  
ner als möglichen Grund für das Ausbleiben einer Verbesserung der sportlichen Performance  
nicht dezidiert berücksichtigen. In diese Lücke stößt ein anderer theoretischer Ansatz, welcher  
die generelle Natur der Trainertätigkeit sowie Qualitätsunterschiede zwischen Trainern in den  
Fokus rückt (Terviö, 2009).

Der Job des Trainers im Profifußball gehört zu der Art von Tätigkeiten, bei denen ex ante eine  
Einschätzung der Performance schwierig ist. Trainer können das Niveau ihres Könnens erst  
*on the job* effektiv zeigen, also dann, wenn sie eine Anstellung in einem Verein gefunden ha-  
ben und dort eine Weile tätig sind. Ab dann ist ihr Können im Sinne der Performance ihres  
Teams eine frei zugängliche Information.

Dies bedeutet für Vereine bei der Neuverpflichtung eines Trainers, dass sie die Wahl zwi-  
schen zwei Gruppen von Trainern haben: Jenen, die in der Vergangenheit bereits eine ver-  
gleichbare Anstellung hatten und deren Können bekannt ist und jenen, die zwar die formale  
Qualifikation für das Traineramt besitzen, aber bis dato noch keine vergleichbare Anstellung  
hatten. Nun können sich in der zweiten Gruppe durchaus Trainer befinden, deren Können  
über dem Niveau der ersten Gruppe liegt, worüber allerdings noch keine Informationen ver-  
fügbar sind. Vereine gehen also ein gewisses Risiko ein, wenn sie einen Trainer ohne relevan-  
te Berufserfahrung verpflichten. Im hochkompetitiven Umfeld des Profifußballs, in dem aus-  
bleibender sportlicher Erfolg im schlimmsten Fall mit dem Abstieg und in dessen Folge mit  
hohen finanziellen Verlusten einhergeht (Cerqua, 2014), werden viele Vereine jedoch eher  
risikoavers agieren und einen Trainer der ersten Gruppe engagieren. Gemäß Terviö (2009)  
führt diese Informationsasymmetrie theoretisch zu einem Marktversagen auf dem Trainer-  
markt, da sehr gute Trainer ohne bisheriges Engagement es schwer haben, eher mittelmäßige  
Trainer, die bereits über Arbeitserfahrung verfügen, vom Markt zu verdrängen. Konsequen-  
terweise werden überwiegend ebendiese mittelmäßigen Trainer verpflichtet, was dazu führt,  
dass die Performance vieler Teams unterhalb des eigentlich Möglichen bleibt.



Peeters, Szymanski und Terviö (2017) zeigen am Beispiel der englischen Premier League in den Saisons 1973/74 bis 2010/11 die Plausibilität dieser theoretischen Überlegungen auf. Aufgrund der hohen zu erwartenden Einnahmeeinbußen nach einem möglichen Abstieg aus der Premier League neigen Vereine bei Einstellungsentscheidungen zu Risikoaversion: Sie verpflichten eher erfahrene Trainer als Neulinge, deren tatsächliches Können noch unbekannt ist. Es zeigt sich, dass rund 25% aller neuverpflichteten Trainer der Premier League im Beobachtungszeitraum unterdurchschnittliches Können aufweisen. Es liegt hier also der Fehlanreiz vor, zwecks Risikominimierung anstelle von unerfahrenen Trainern mit möglicherweise überdurchschnittlichem Können bereits bekannte Trainer mit (unter)durchschnittlichem Können zu verpflichten, was das Qualitätsniveau der in der Liga beschäftigten Trainer insgesamt senkt.

Zusammenfassend lässt sich der bis hierhin erörterte Forschungsstand zu Trainerentlassungen im Profifußball wie folgt graphisch darstellen.

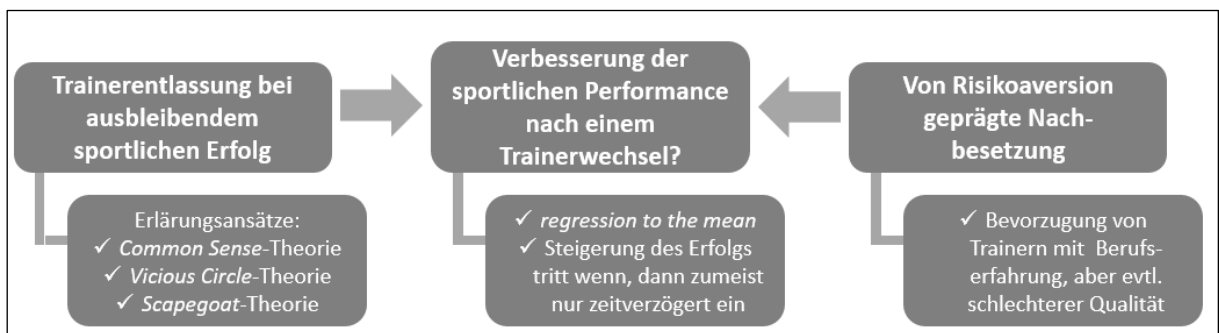


Abbildung 9: Aktueller Forschungsstand zu Trainerentlassungen im Profifußball

Am Beispiel der Fußball-Bundesliga soll im Folgenden der Ansatz aufgegriffen werden, dass bei risikoaversen Vorgehen bevorzugt Trainer mit relevanter Berufserfahrung für kurzfristig vakante Trainerposten ausgewählt werden (Terviö, 2009; Peeters et al., 2017). Der entsprechende Arbeitsmarkt für Bundesliga-Trainer weist Merkmale eines bilateralen Oligopols auf. Es gibt neben 18 Nachfragern nach Trainern eine moderate Anzahl von Anbietern dieser Leistung, zu deren Ausübung es einer erfolgreich abgeschlossenen Ausbildung zum Fußball-Lehrer bedarf (Deutscher Fußball-Bund, 2015a). Wenn Vereine im Sinne eines risikoaversen Vorgehens nach der Entlassung eines Trainers eher einen Kandidaten als Nachfolger verpflichten, der nicht nur über die notwendige Ausbildung, sondern auch bereits über Erfahrung als Profitrainer verfügt, verkleinert sich das verfügbare Kandidatenangebot entsprechend. Kommen mögliche Kandidaten für die Nachbesetzung eines vakanten Trainerpostens vornehmlich aus einem solch überschaubaren Pool mit relevanter Arbeitserfahrung, so stellt sich

die Frage, ob dieses recht kleine Angebot verfügbarer Kandidaten wiederum einen Einfluss auf die Entscheidung hat, ob ein aktuell erfolgloser Trainer überhaupt entlassen wird.

Die Berücksichtigung der aktuellen Angebotssituation auf dem Arbeitsmarkt für Trainer ist auch im Rahmen der drei oben dargestellten Erklärungsansätze für die Entlassung von Trainern von Interesse. Gemäß der *Common Sense*-Theorie und der *Vicious Circle*-Theorie wäre es beispielsweise naheliegend, einen Trainer am ehesten dann zu entlassen, wenn eine adäquate Menge geeigneter alternativer Kandidaten auf dem Arbeitsmarkt verfügbar ist. Gemäß dem *Scapegoat*-Ansatz wäre es auch möglich, dass die Wahrscheinlichkeit für die Entlassung eines Trainers bei einem zunehmenden Angebot verfügbarer Kandidaten auf dem Arbeitsmarkt sinkt. Dies lässt sich dadurch begründen, dass das Angebot verfügbarer Trainer mit relevanter Arbeitserfahrung in der Bundesliga im Verlauf einer Saison insbesondere dann steigt, wenn Vereine in der Bundesliga ihre Trainer entlassen. Stehen solche Entlassungen aktuell bei relevanten Stakeholdern, beispielsweise den Medien, im Fokus, so kann der Druck auf andere Bundesliga-Vereine wiederum geringer sein, auf sportliche Erfolgslosigkeit akut zu reagieren und mit der Entlassung des eigenen Trainers Handlungsfähigkeit in einer Phase des Misserfolgs zu demonstrieren.

Diesen Überlegungen folgend soll im weiteren Verlauf der vorliegenden Untersuchung geprüft werden, inwiefern das jeweils aktuell an einem Spieltag verfügbare Angebot auf dem Arbeitsmarkt für Trainer in der Fußball-Bundesliga die Wahrscheinlichkeit dafür beeinflusst, dass in Vereinen mit schlechter sportlicher Performance eine Entlassung des Trainers erfolgt. Dabei ist die Fragestellung, ob bei der Entlassung eines Trainers im Profisport auch die Verfügbarkeit eines geeigneten Nachfolgers eine Rolle spielt, nicht neu. Für die US-amerikanische NFL konnte beispielsweise gezeigt werden, dass es für die Entlassungsentscheidung unerheblich ist, wie viele Kandidaten aktuell auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind, welche entweder in der laufenden oder vorhergehenden Saison als Head Coach entlassen wurden oder in der aktuellen Saison überdurchschnittlich gute Leistungen als Offensive bzw. Defensive Coordinator zeigen (Foreman & Soebbing, 2015). Für den Profifußball in Deutschland wurde ein möglicher Zusammenhang zwischen dem Angebot möglicher Nachfolger und der Entlassungswahrscheinlichkeit von Trainern bis dato jedoch noch nicht systematisch überprüft.

Eine generelle Schwierigkeit stellt an dieser Stelle die Modellierung des relevanten Arbeitsmarktes dar, da der Prozess der Besetzung einer Führungsposition wie der eines Cheftrainers im professionellen Teamsport selten transparent einsehbar ist. Aus diesem Grund werden hier

verschiedene Parameter zur Beschreibung des relevanten Arbeitsmarktes für Trainer in der Fußball-Bundesliga verwendet. Ein erstes Maß zur Beschreibung ist die Anzahl aktuell verfügbarer Trainer, als zweites Maß wird die Qualität des besten verfügbaren Trainers erfasst. Außerdem wird ein Augenmerk darauf gerichtet, ob auf dem Arbeitsmarkt verfügbare Trainer gemäß ihrer zuletzt gezeigten Performance besonders gut zum Erwartungshorizont eines Vereins passen, wie gut also das Matching zwischen verfügbaren Trainern und Vereinen mit etwaig vakanten Trainerposten ist.

Diese Fragestellung lässt sich wie folgt zusammenfassen.

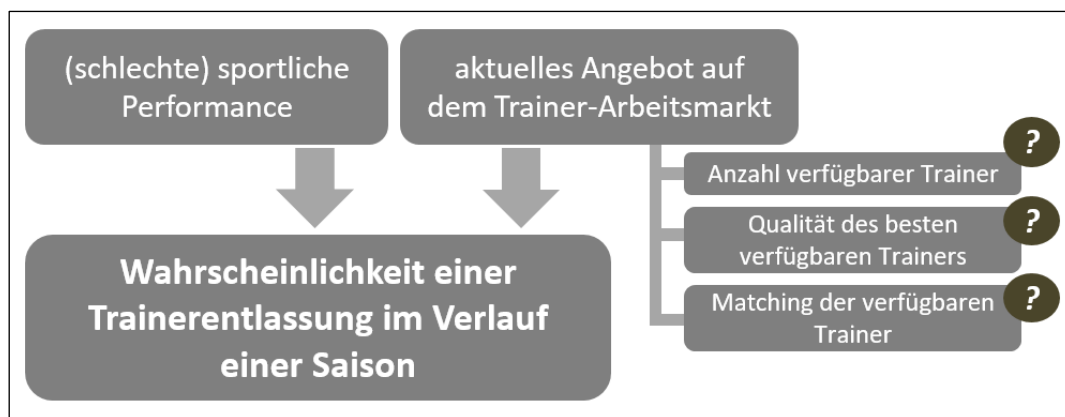


Abbildung 10: Zusammenfassung der Fragestellung

Die Variablen zur Beschreibung des Arbeitsmarktes für Trainer und insbesondere das gewählte Vorgehen zur Eingrenzung des relevanten Personenkreises werden weiter unten im Detail erläutert. Zunächst geht aber der folgende Abschnitt der Frage nach, inwiefern die bis hierhin erörterten Forschungsergebnisse rund um die Entlassung von Trainern im Profifußball sich in der Fußball-Bundesliga wiederfinden.

### 3 Trainerwechsel in der Fußball-Bundesliga

Die vorliegende Untersuchung umfasst als Beobachtungszeitraum die Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13. Über den Beobachtungszeitraum hinweg fanden zwischen dem ersten und letzten Spieltag insgesamt 113 Trainerwechsel statt. Dabei entließ in 94 Fällen der Verein den Trainer, in den übrigen Fällen ging die Trennung vom Trainer aus.<sup>13</sup>

Im Durchschnitt befanden sich Vereine zum Zeitpunkt der Entlassung ihres Trainers auf Tabellenplatz 13, wobei genau die Hälfte aller Trainerentlassungen bei Mannschaften stattfand, die aktuell einen Relegations- oder Abstiegsplatz innehatten. 13,8% der entlassenen Trainer

<sup>13</sup> Als Anhaltspunkt dafür, ob die Trennung vom Verein oder Trainer ausging, dienen entsprechende Zeitungsmeldungen, sowohl aus dem Archiv von [www.kicker.de](http://www.kicker.de) als auch aus dem Online-Archiv verschiedener Tageszeitungen.

waren bei Aufsteigern beschäftigt, 28,2% der aufgestiegenen Vereine entließen ihren Trainer im Laufe der Saison.

Abbildung 11 zeigt den Zeitpunkt sämtlicher Trainerwechsel im Beobachtungszeitraum über den Saisonverlauf hinweg. Es zeigt sich ein Peak zur Winterpause.

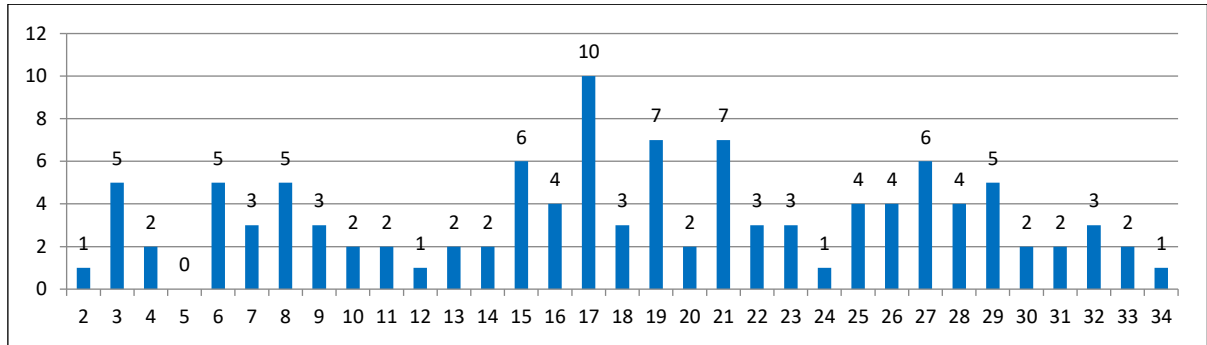


Abbildung 11: Trainerwechsel je Spieltag in den Saisons 1998/99 bis 2012/13

In Übereinstimmung mit der relevanten Literatur legen die vorliegenden Daten nahe, dass ein Trainerwechsel vor allem nach einer mehrere Spieltage andauernden Phase sportlicher Erfolglosigkeit vonstattengeht. Sportlicher Erfolg wird dabei im Folgenden auf Ebene einzelner Bundesligaspiele durch einen Vergleich der erreichten mit der erwarteten Punktzahl der beteiligten Vereine gemessen. Zu diesem Zweck werden die Wettquoten der möglichen Spielausgänge herangezogen, um anhand der Wahrscheinlichkeit eines Sieges, eines Unentschiedens sowie einer Niederlage die erwartete Punktzahl herzuleiten. Die verwendete Datenquelle für die Wettquoten ist [www.betexplorer.de](http://www.betexplorer.de).

Zur Berechnung der erwarteten Punktzahl wird die in der Literatur übliche Methode der Normalisierung kommerzieller Wettquoten angewandt (Strumbelj & Robnik-Sikonja, 2010), um die Wahrscheinlichkeit für einen Punktgewinn je Mannschaft und Spiel zu berechnen. Diese Methode wurde im Zusammenhang mit Trainerentlassungen beispielsweise bereits von Pieper, Nüesch und Franck (2014) verwendet. Im Zuge der Normalisierung werden zunächst die Kehrwerte der Wettquoten für einen Heimsieg ( $WQS$ ), ein Unentschieden ( $WQU$ ) und eine Heimgniederlage ( $WQN$ ) gebildet. Diese Kehrwerte repräsentieren die ex ante vermutete Wahrscheinlichkeit für den jeweiligen Spielausgang. Ihre Summe übersteigt allerdings die Zahl 1 um die Gewinnmarge des Wettanbieters. Per Normalisierung wird die Eliminierung der Gewinnmarge erreicht. Hierbei werden die drei Kehrwerte mit dem Term  $\frac{1}{(WQS^{-1} + WQU^{-1} + WQN^{-1})}$  multipliziert, um die tatsächliche Wahrscheinlichkeit für den entsprechenden Spielausgang zu erhalten. Die erwartete Punktzahl in einem Spiel für das Heimteam,  $P_{EXP\_H}$ , wird demnach basierend auf den Wahrscheinlichkeiten für einen Heimsieg, für den es

drei Punkte gibt, und für ein Unentschieden, welches einen Punkt ergibt, anhand folgender Formel ermittelt:

$$P_{EXP\_H} = \frac{1}{(WQS^{-1} + WQU^{-1} + WQN^{-1})} \cdot (WQS^{-1} \cdot 3 + WQU^{-1} \cdot 1)$$

Die Ermittlung der erwarteten Punktzahl des Auswärtsteams,  $P_{EXP\_A}$ , erfolgt analog, wobei  $WQS^{-1}$  im zweiten Term der Formel durch  $WQN^{-1}$  ersetzt wird, da ein Sieg des Auswärtsteams einer Niederlage der Heimmannschaft entspricht:

$$P_{EXP\_A} = \frac{1}{(WQS^{-1} + WQU^{-1} + WQN^{-1})} \cdot (WQN^{-1} \cdot 3 + WQU^{-1} \cdot 1)$$

Die so ermittelte erwartete Punktzahl je Spieltag,  $P_{EXP}$ , kann in einem nächsten Schritt verglichen werden mit der tatsächlichen Punktzahl  $P$ , die ein Verein an einem Spieltag erreicht hat. Die Differenz der zwei Punktzahlen je Spieltag erlaubt eine Aussage darüber, ob eine Mannschaft

- über oder gemäß der an sie gestellten Erwartungen spielt; dies korrespondiert mit  $P - P_{EXP} \geq 0$ , oder
- unterhalb der Erwartungen spielt und weniger Punkte in einem Spiel erreicht wurden als im Vorhinein erwartet, es gilt also  $P - P_{EXP} < 0$ .

Es zeigt sich, dass Bundesliga-Vereine, die im Verlauf einer Saison ihren Trainer entlassen, am Spieltag der Entlassung sowie an den vorangegangenen Spieltagen im Durchschnitt durchgängig unterhalb der an sie gestellten Erwartungen spielen. Dies verdeutlicht die nachfolgende Graphik, in der die durchschnittliche Differenz von erreichter zu erwarteter Punktzahl für diejenigen Vereine dargestellt wird, die ihren Trainer entlassen.

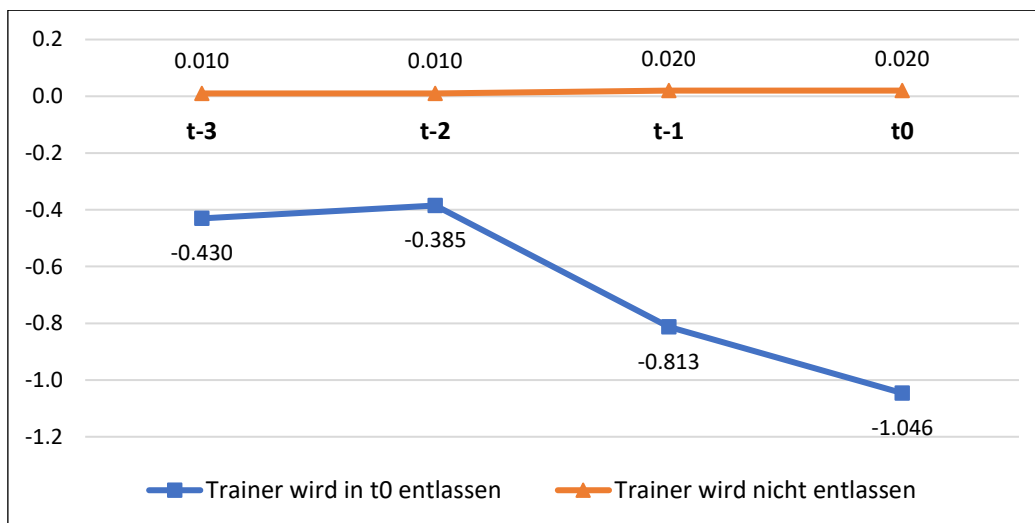


Abbildung 12: Differenz zwischen erreichter und erwarteter Punktzahl auf Spieltagebene

Die Graphik berücksichtigt die durchschnittliche Differenz am Spieltag der Entlassung,  $t_0$ , sowie an den drei vorangegangenen Spieltagen,  $t - 1$  bis  $t - 3$ . Zum Vergleich zeigt sie außerdem die durchschnittliche Differenz zwischen erreichter und erwarteter Punktzahl aller Vereine auf, die ihren Trainer nicht entlassen. Die hier gewählte Eingrenzung des relevanten Beobachtungszeitraums kurzfristiger Leistungsabfälle auf den Tag der Trainerentlassung und drei Spieltage in die Vergangenheit geschieht in Anlehnung an vergleichbare Untersuchungen, in denen sich die Betrachtung eines ähnlich langen Zeitraums bewährt hat (Bruinshoofd & ter Weel, 2003; Flores et al., 2012; van Ours & van Tuijl, 2015).

Neben dem sportlichen Abschneiden im Vorfeld von Entlassungen soll auch ein Blick auf die Neubesetzung vakanter Trainerposten nach erfolgter Entlassung geworfen werden.

Über den 15 Saisons währenden Beobachtungszeitraum hinweg wurden von den Vereinen der Fußball-Bundesliga insgesamt 105 verschiedene Personen als Trainer beschäftigt. Hinzu kommen 30 Personen, die interimsmäßig einen Trainerposten innehatten. Die Neubesetzung eines innerhalb der Saison vakant gewordenen Trainerpostens dauerte durchschnittlich 1,4 Spieltage, wobei in 60% aller Fälle bereits am nächsten Spieltag ein neuer Trainer seinen Dienst antrat. Trotz des eher begrenzten Kandidatenangebots kam es also zu einer recht zügigen Neubesetzung vakanter Trainerposten. Dies ist im internationalen Vergleich nicht unüblich. Ähnlich rasche Neubesetzungen lassen sich beispielsweise auch in den ersten beiden englischen Ligen beobachten (Dobson & Dawson, 2006).

Weiterhin zeigt sich im vorliegenden Datensatz, dass das Gros der neuverpflichteten Trainer zwar aktuell ohne Anstellung, aber nicht ohne Berufserfahrung war. Die Mehrzahl von ihnen konnte auf ein erst kürzlich beendet Engagement im Profifußball zurückblicken. 75% aller neu eingestellten Trainer waren maximal 17 Spieltage ohne Engagement bei einem Proficlub im In- oder Ausland oder bei einer Nationalmannschaft, die Hälfte war sogar nur maximal sechs Spieltage ohne Engagement. Das 95%-Quantil des Zeitraums seit dem letzten Engagement liegt bei 58 Spieltagen, also bei knapp zwei Saisons. Es lässt sich demnach festhalten, dass die große Mehrheit neu eingestellter Trainer in den letzten zwei Jahren vor ihrer neuen Tätigkeit ein Engagement im Profifußball vorweisen konnte.

Welcher Art genau das letzte Engagement der im Saisonverlauf neuverpflichteten Trainer war, schlüsselt Abbildung 13 detailliert auf. Es zeigt sich, dass mit 38% die größte Gruppe der neuen Trainer als letzte Karrierestation ein Engagement bei einem anderen Verein der Bundesliga aufweisen konnte. Für insgesamt 42% aller neuverpflichteten Trainer trifft zudem zu, dass sie ihr letztes Engagement nicht unbedingt bei einem Verein in der Bundesliga hatten, sie

aber zumindest innerhalb der letzten zwei Jahre einen Bundesliga-Verein trainiert hatten. Damit stellen ehemalige Bundesliga-Trainer den größten Anteil der Trainer, die im Laufe einer Bundesliga-Saison auf einen vakant gewordenen Posten rücken.

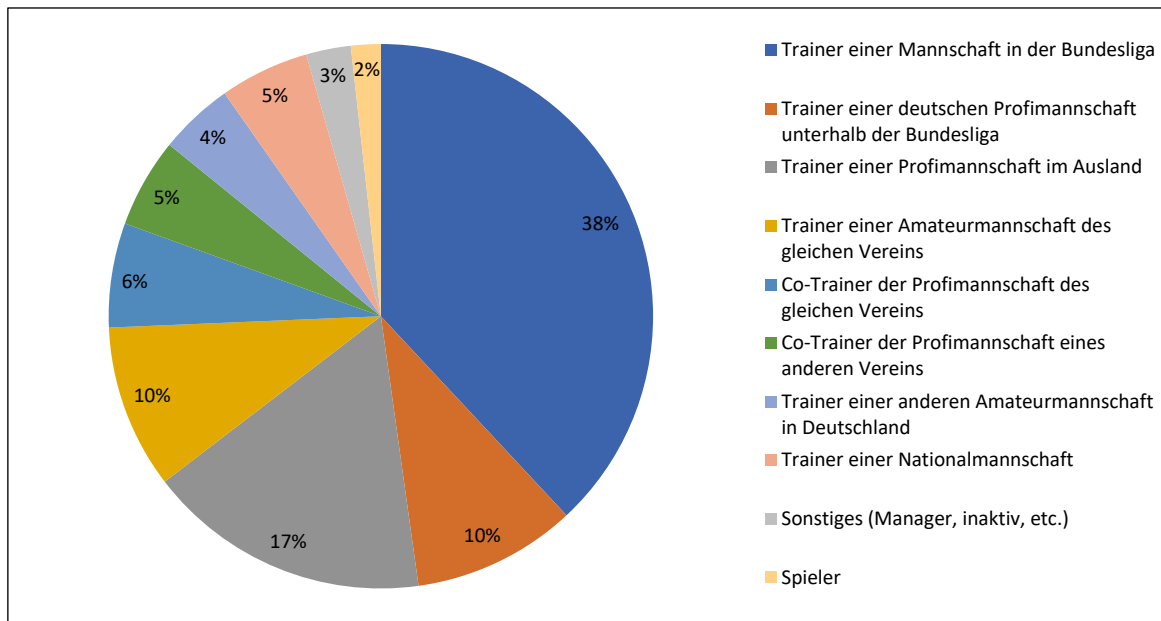


Abbildung 13: Art des letzten Engagements neu verpflichteter Trainer

Wirft man vor dem Hintergrund der zuvor aufgeführten Gründe einer Trainerentlassung einen Blick auf die Performance, die Vereine nach dem Trainerwechsel zeigen, ergibt sich folgendes Bild.

Die durchschnittliche Verbesserung des Tabellenplatzes nach der Entlassung eines Trainers betrug bis Saisonende 1,47 Plätze. Allerdings zeigt sich auch im vorliegenden Datensatz das oben diskutierte Phänomen der *regression to the mean*. Es verbesserte sich nur rund die Hälfte aller Teams, die einen Trainerwechsel vorgenommen hatten, die andere Hälfte verschlechterte sich oder wies am Saisonende denselben Tabellenplatz auf wie zum Zeitpunkt der Trainerentlassung.

Der Zusammenhang zwischen dem Tabellenplatz beim Trainerwechsel und dem Platz am Ende der Saison ist in Abbildung 14 dargestellt. Punkte im rechten unteren Teil des Koordinatensystems stehen hier für Vereine, die sich nach dem Trainerwechsel verbesserten, Punkte auf der Diagonalen stehen für Vereine, die sich am Ende der Saison auf demselben Tabellenplatz wiederfanden wie zum Zeitpunkt des Trainerwechsels und Punkte im linken oberen Teil des Koordinatensystems stehen für Vereine, deren Tabellenposition am Ende der Saison schlechter war als zum Zeitpunkt des Trainerwechsels.

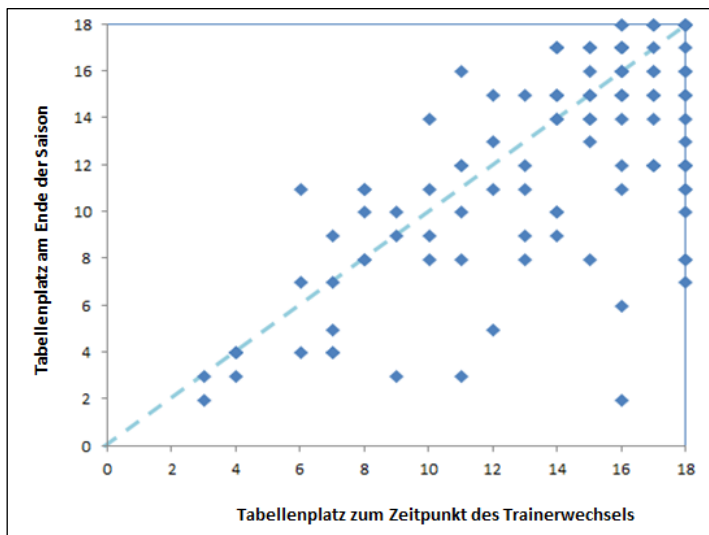


Abbildung 14: Tabellenplatz zum Zeitpunkt der Entlassung und am Ende der Saison

Als Zwischenfazit lässt sich an dieser Stelle festhalten, dass die oben diskutierten Forschungsbefunde zu Trainerentlassungen im Profifußball sich durchweg in der Fußball-Bundesliga wiederfinden: Trainer werden typischerweise nach Phasen des ausbleibenden sportlichen Erfolgs entlassen, ihre Nachfolger werden vielfach aus dem Pool ehemaliger Bundesliga-Trainer ohne aktuelles Engagement ausgewählt und die Erfolgsbilanz der neuen Trainer steht in Einklang mit dem Phänomen der *regression to the mean*.

#### 4 Datensatz und deskriptive Statistiken

Die Frage, inwiefern das aktuelle Arbeitsangebot für Trainer die Entscheidung zur Entlassung eines erfolglosen Trainers beeinflusst, wird für die Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13 untersucht. In diesen Beobachtungszeitraum fallen insgesamt 9180 Vereins-Spieltags-Beobachtungen. Für jeden Bundesliga-Verein und jeden Spieltag der betrachteten Saisons werden folgende Variablen nachgezeichnet: Der aktuelle Trainer, die Vereinszugehörigkeit des Trainers in Spieltagen, die Arbeitserfahrung des Trainers über seine gesamte Karriere hinweg in Spieltagen, der Gegner, das Spielergebnis und die am Spieltag gewonnenen Punkte.

Vergleichbare Studien streichen bei Untersuchungen auf Spieltagebene die Bedeutung des Heimvorteils heraus (Braendle & Wirl, 2005; Yildizparlak, 2018). Dieser Befund wird hier anhand einer Dummy-Variable aufgegriffen, welche für Heimmannschaften den Wert 1 annimmt.

Per Dummy-Variable wird außerdem für jeden Verein und Spieltag erhoben, ob eine Trainerentlassung stattgefunden hat, wobei wie oben beschrieben nur solche Trainerwechsel als Entlassung gewertet werden, die gemäß entsprechender Pressemeldungen vom Verein und nicht



vom Trainer ausgingen. Vereins-Spieltags-Beobachtungen, die einen Interimstrainer aufweisen (als Referenz dient die entsprechende Angabe auf [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de)), werden separat erfasst, die Übergabe des Teams vom Interimstrainer an den regulären neuen Trainer wird nicht als Trainerwechsel gewertet. Trainerentlassungen, die nicht unmittelbar am letzten Spieltag, sondern im Verlauf der Sommerpause stattfinden, bleiben hier außen vor, da außerhalb des laufenden Spielbetriebs weniger kurzfristig ein neuer Trainer engagiert werden muss.

Die Operationalisierung des aktuellen Kandidatenangebots erfolgt auf dreierlei Art und Weise. Im vorhergehenden Abschnitt wurde bereits beschrieben, welche Trainer im Beobachtungszeitraum für die Neubesetzung eines vakanten Trainerpostens herangezogen wurden. Dabei zeigt sich insbesondere, dass mit 42% aller neuen Trainer fast die Hälfte über Erfahrung in der Bundesliga verfügt und mit 95% nahezu alle neuen Trainer maximal zwei Saisons, also maximal 68 Spieltage, ohne Engagement sind.

Diese zwei Aspekte bilden im Folgenden die Basis für die Darstellung der Angebotsseite des Arbeitsmarktes für Trainer. Der Pool möglicher Trainer, die an einem gegebenen Spieltag als Nachfolger für einen entlassenen Trainer in Frage kommen, wird definiert als Menge der Kandidaten, die

- innerhalb der letzten 68 Spieltage einen Bundesliga-Verein trainierten und
- derzeit ohne Anstellung sind.

Dabei werden auch solche Trainer berücksichtigt, die nach ihrem letzten Bundesliga-Engagement eine Nationalmannschaft oder einen Verein in einer anderen Liga trainiert haben, sofern ihr letztes Bundesliga-Engagement maximal 68 Spieltage zurückliegt.

Da eine Vorhersage über den Einfluss der Situation auf dem Arbeitsmarkt wie oben erläutert je nach theoretischem Erklärungsansatz einer Trainerentlassung unterschiedlich ausfällt, wird auf eine gerichtete Hypothese über den Zusammenhang zwischen der Entlassungswahrscheinlichkeit und dem verfügbaren Angebot potenzieller neuer Trainer verzichtet. Um im Sinne einer explorativen Herangehensweise verschiedenen möglichen Argumentationen Raum zu geben, werden mehrere Eigenschaften des Arbeitsmarktes in den Fokus genommen und anhand dreier unterschiedlicher Variablen dargestellt. Diese drei im Folgenden beschriebenen Variablen werden für jeden Verein spieltagsaktuell erfasst.

1. *Arbeitsmarkt\_Anz*: Offenkundig werden vakante Trainerposten recht zügig nachbesetzt, und zwar oftmals mit Trainern, die bereits über Erfahrung in der Bundesliga verfügen. Da im Fall einer Neubesetzung umso größere Wahlmöglichkeiten bestehen, je mehr Trainer auf dem Arbeitsmarkt aktuell verfügbar sind, soll die Anzahl der Trainer

ohne Anstellung an jedem Spieltag ein erster Weg zur Beschreibung des Arbeitsmarktes sein.

2. *Arbeitsmarkt\_Qual*: Die fachliche Qualität eines Trainers in Form vergangener Erfolge soll in einer weiteren Modellvariante berücksichtigt werden. Als Signal für die Qualität eines jeden aktuell auf dem Arbeitsmarkt verfügbaren Trainers wird der Tabellenplatz erhoben, den der zuletzt von ihm trainierte Verein in seiner letzten dortigen Saison erreichte.<sup>14</sup> Der spieltagsaktuell über alle verfügbaren Trainer hinweg beste Tabellenplatz bildet anschließend die Variable *Arbeitsmarkt\_Qual*.
3. *Arbeitsmarkt\_Match*: Schließlich soll dem Umstand Rechnung getragen werden, dass die qualitative Passung eines Trainers vereinspezifisch unterschiedlich sein kann. Ein Verein mit Ambitionen auf den Meistertitel oder einen Tabellenplatz, der Zugang zu einem europäischen Wettbewerb gewährt, wird beispielsweise nach der Entlassung des aktuellen Trainers vermutlich einen Nachfolger suchen, der in jüngerer Vergangenheit bereits Vereine mit ähnlichen Ansprüchen trainiert hat. Auch die Budgetbeschränkung eines Vereins wird bei der Auswahl eines neuen Trainers eine Rolle spielen. Es ist also nicht nur relevant, wie viele Trainer auf dem Arbeitsmarkt aktuell verfügbar sind und wie erfolgreich sie in der Vergangenheit waren, sondern auch, wie gut ihr Matching zu Vereinen ist, die aktuell einen Trainer suchen. Als Proxy für den Grad dieser Passung soll für jeden Trainer der bereits für die Variable *Arbeitsmarkt\_Qual* verwendete Tabellenplatz, den sein letzter Verein am Ende seiner letzten dortigen Saison erreichte, verglichen werden mit dem Tabellenplatz, den die Vereine der Bundesliga jeweils am Ende der vorangegangenen Saison erreichten. Für jeden Verein und jeden Spieltag wird für die aktuell verfügbaren Trainer die Differenz dieser beiden Tabellenplätze erhoben und deren Betrag gebildet. Der vereinspezifische Minimalwert der Beträge bildet die Variable *Arbeitsmarkt\_Match*.

In einem separaten Datensatz sind zum Zweck der Operationalisierung dieser drei Variablen die Karriereverläufe aller 112 Trainer nachgezeichnet worden, die im Beobachtungszeitraum sowie in den zwei vorangegangenen Saisons (1996/97 und 1997/98) bei einem Bundesliga-

---

<sup>14</sup> Zum Vergleich der Tabellenposition ausländischer Vereine mit der Position deutscher Vereine wird die UEFA-5-Jahreswertung desjenigen Jahres herangezogen, welches die Saison erstmals mit einbezieht, in der der Trainer seinen letzten Verein verließ. Der Tabellenplatz des ausländischen Vereins wird mit dem Faktor

$1 - \frac{(\text{Platzierung Deutschlands} - \text{Platzierung des betreffenden Landes})}{(\text{Gesamtplätze in der UEFA-5-Jahreswertung})}$  multipliziert.

Dieser Faktor nimmt Werte >1 an für Länder, deren Ligen in der 5-Jahreswertung schlechter als Deutschland eingestuft werden und Werte <1 für Länder, die besser sind.

Neuverpflichtete Trainer in der Bundesliga waren im Beobachtungszeitraum zuvor nicht in außereuropäischen Vereinen tätig, daher ist ein lückenloser Vergleich des Erfolgs anhand der UEFA-5-Jahreswertung möglich.

Verein beschäftigt waren. Personen, die nur als Interimstrainer tätig wurden, bleiben dabei außen vor. Für jeden Spieltag des Beobachtungszeitraums wird in diesem separaten Datensatz erfasst, ob ein Trainer ohne Engagement und somit auf dem Arbeitsmarkt verfügbar war. Außerdem wird für jeden Trainer der Tabellenplatz erfasst, den sein zuletzt trainierter Verein in seiner letzten dortigen Saison erreichte. Details zum Aufbau dieses Datensatzes können dem Anhang dieses Kapitels entnommen werden.

Durch die Erfassung der Karriereverläufe relevanter Trainer kann für jeden Spieltag des Beobachtungszeitraumes ermittelt werden, wie viele Trainer welcher Qualität auf dem Arbeitsmarkt für Bundesligatrainer aktuell zur Verfügung stehen.

In der nachfolgenden Abbildung ist die Kerndichteschätzung aller drei Variablen zur Beschreibung des Arbeitsmarktes über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg aufgeführt. Dabei ist zu beachten, dass die Variable *Arbeitsmarkt\_Anz* als Anzahl verfügbarer Trainer ausgedrückt wird, die Variablen *Arbeitsmarkt\_Qual* und *Arbeitsmarkt\_Match* basieren auf Tabellenplätzen. Die rechtsschiefe Verteilung der Variable *Arbeitsmarkt\_Qual* lässt sich dadurch erklären, dass nur der beste Tabellenplatz je Spieltag berücksichtigt wird.

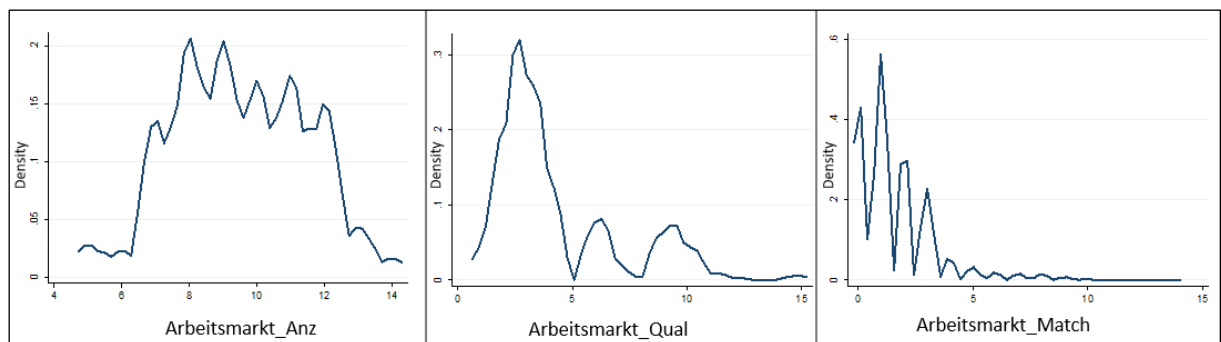


Abbildung 15: Kerndichteschätzung der Variablen zur Beschreibung des Arbeitsmarktes

Wie oben ausgeführt wurde, ist ausbleibender sportlicher Erfolg offenbar maßgeblich für die Entscheidung eines Vereins, den Trainer zu entlassen. Sportlicher Erfolg wird hier auf dreierlei Art gemessen. Für jeden Spieltag wird die Differenz von erreichter und auf Basis der Wettquoten ermittelter erwarteter Punktzahl berechnet. Die Differenz wird zur Erfassung des kurzfristigen Erfolgs für den aktuellen und die vergangenen drei Spieltage aufsummiert. Sie wird außerdem als langfristiges Erfolgsmaß über die gesamte Saison hinweg kumuliert. Schließlich wird als weiteres Maß zur Darstellung des langfristigen sportlichen Erfolgs für jeden Spieltag der aktuelle Tabellenplatz erhoben.

Die Berücksichtigung von zwei verschiedenen langfristigen Erfolgsmaßen erfolgt aus dem Grund, dass beide Maße jeweils unterschiedliche Informationen beinhalten bzw. vermissen

lassen. Der spieltagsaktuelle Tabellenplatz ermöglicht Rückschlüsse auf etwaige Saisonergebnisse wie den Klassenerhalt oder die Qualifikation für einen europäischen Wettbewerb. Er lässt aber außer Acht, ob die aktuelle Platzierung den Erwartungen an die Leistung eines Vereins entspricht. Dies wiederum misst die kumulierte Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl über die Saison hinweg, welche allerdings im Umkehrschluss keine Aussage darüber ermöglicht, inwiefern die Erfüllung von Erwartungen sich auf die Tabellenplatzierung und damit einhergehende Konsequenzen für die nachfolgende Saison auswirkt, beispielsweise in Form des drohenden Abstiegs oder der Teilnahme an einem europäischen Wettbewerb.

Als Kontrollvariable für die Qualität der betrachteten Mannschaften dient der kumulierte Marktwert ihrer Spieler gemäß den Angaben des kicker-Managerspiels jeder Saison, jeweils relativ zum Marktwert der anderen in einer Bundesliga-Saison vertretenen Mannschaften.

Die Betrachtung der Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl für den aktuellen und die letzten drei Spieltage führt dazu, dass Vereins-Spieltags-Beobachtungen der ersten drei Spieltage im weiteren Verlauf der Analyse nicht berücksichtigt werden. Neben dem Wegfall dieser Beobachtungen werden aufgrund des gewählten Vorgehens zur Beschreibung des Arbeitsmarktes Vereins-Spieltags-Beobachtungen von Interimstrainern ebenfalls nicht berücksichtigt. Der für die weitere Analyse relevante Datensatz reduziert sich somit von ursprünglich 9180 auf insgesamt 8206 Vereins-Spieltags-Beobachtungen ab dem 4. Spieltag mit insgesamt 91 Trainerentlassungen.

Die zugehörigen deskriptiven Kennzahlen der relevanten Variablen können der nachfolgenden Tabelle entnommen werden.

Tabelle 5: Übersicht der Variablen und deskriptive Statistiken

Variable	Beschreibung	Anz.	Ø	Std.-Abw.	Min	Max
<b>Vereinszugehörigkeit</b>	Vereinszugehörigkeit eines Trainers in Bundesliga-Spieltagen	8206	72,14	84,74	1	478
<b>Experience</b>	Gesamte Karriereerfahrung des aktuellen Trainers in Spieltagen	8206	232,79	178,96	1	954
<b>Entlassung</b>	Dummy-Variable, die bei einer Trainerentlassung den Wert 1 annimmt	8206	0,01	-	0	1
<b>Heim</b>	Dummy-Variable, die bei Heimspielen den Wert 1 annimmt	8206	0,49	-	0	1
<b>Arbeitsmarkt_Anz</b>	Anzahl der auf dem Arbeitsmarkt verfügbaren Trainer je Spieltag	8206	9,49	1,96	5	14
<b>Arbeitsmarkt_Qual</b>	Tabellenplatz, den der aktuell erfolgreichste auf dem Arbeitsmarkt verfügbare Trainer mit seinem letzten Verein erreichte	8206	4,25	2,74	1	14,82

Variable	Beschreibung	Anz.	Ø	Std.-Abw.	Min	Max
<b>Arbeitsmarkt_Match</b>	Geringste Differenz von dem Tabellenplatz, der vom jeweiligen Verein in der vergangenen Saison erreicht wurde und den Tabellenplätzen, die aktuell auf dem Arbeitsmarkt verfügbare Trainer mit ihrem letzten Verein erreichten	8206	1,59	1,67	0	13,82
<b>Platz</b>	Aktueller Tabellenplatz	8206	9,45	5,18	1	18
<b>P_Differenz</b>	kumulierte Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl am aktuellen Spieltag und den drei vorangegangenen Spieltagen	8206	0,05	2,42	-6,45	7,97
<b>P_Differenz<sub>kum</sub></b>	Über den Saisonverlauf kumulierte Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl	8206	0,21	5,18	-15,31	22,25
<b>Rel_Wert</b>	Relativer kumulierter Marktwert des Kaders	8206	1,00	0,45	0,32	3,07

## 5 Empirische Ergebnisse

Im Folgenden wird der Einfluss des aktuellen sportlichen Erfolgs sowie des aktuellen Arbeitsangebotes auf die Vereinszugehörigkeit von Trainern in der Fußball-Bundesliga überprüft.

Einleitend zeigt ein Kaplan-Meier-Diagramm zur Visualisierung der Vereinszugehörigkeit, dass die Hälfte aller Trainer-Engagements nach maximal 75 Spieltagen, also rund zwei Saisons, endet. Das längste Engagement im Beobachtungszeitraum erstreckt sich über 478 Spieltage.

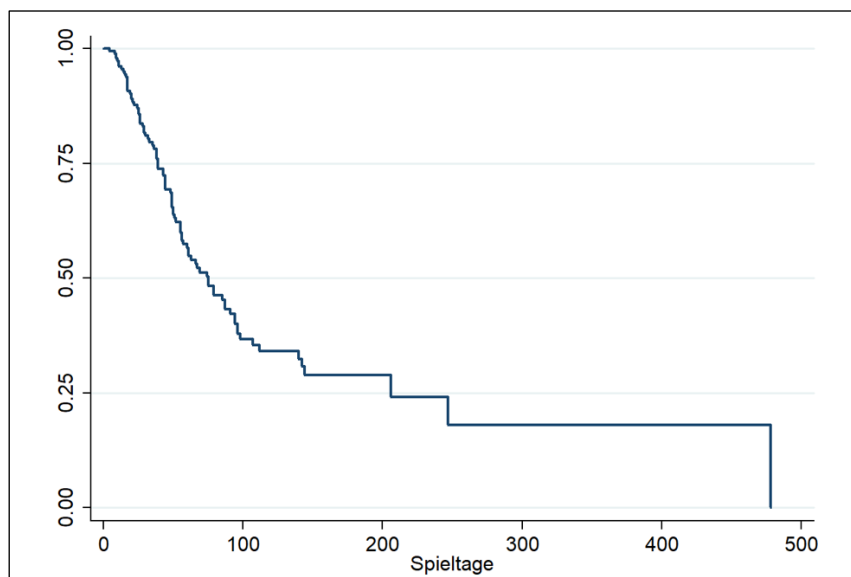


Abbildung 16: Vereinszugehörigkeit von Trainern in der Bundesliga

Zur Schätzung der Wahrscheinlichkeit, ob die Vereinszugehörigkeit eines Trainers jeweils nach Ende eines Spieltags fortgeführt oder mittels Entlassung beendet wird, wird ein Cox Proportional Hazard Modell angewendet (Cox, 1972). Dieses Modell wird der Survival- oder Ereigniszeitanalyse zugeordnet. Die Survivalanalyse dient der Einschätzung des Zeitraums bis zu einem bestimmten Ereignis, dem *Failure Event*, welches in diesem Fall die Entlassung eines Trainers ist. Weiterhin kann mit Modellen der Survivalanalyse überprüft werden, welche Faktoren die Eintrittswahrscheinlichkeit eines *Failure Events* steigern oder senken (Mittag & Schüller, 2020). Das Cox Proportional Hazard Modell als semiparametrischer Ansatz unterscheidet sich dabei insofern von anderen, parametrischen Schätzmethoden der Survivalanalyse, als dass die Form der Schätzfunktion hier nicht vorgegeben ist. Das Modell eignet sich unter anderem gut für die Berücksichtigung von rechtszensierten Daten, wie sie hier vorliegen. Die Rechtszensierung kommt dadurch zustande, dass nur ein Teil der Vereins-Spieltags-Beobachtungen ein *Failure Event* in Form einer Entlassung aufweist, Trainer abgestiegener Vereine nicht weiterverfolgt werden und der Beobachtungszeitraum generell nach der Saison 2012/13 endet.

Das Cox Proportional Hazard Modell hat die allgemeine Form  $\lambda(t|X_i) = \lambda_0(t) \cdot \exp(\beta_i \cdot x_i) + \varepsilon$ .

Dabei ist  $\lambda$  die Hazardrate,  $t$  repräsentiert die Zeitvariable, in diesem Fall die Vereinszugehörigkeit der beobachteten Trainer in Spieltagen. Als *Failure Event* wird die Entlassung eines Trainers definiert.  $x_i$  steht für den Vektor der verwendeten unabhängigen Variablen,  $\beta_i$  steht für den Vektor der zu schätzenden Regressionskoeffizienten.

Der Vektor der unabhängigen Variablen enthält die oben beschriebenen drei Maße zur Erfassung der sportlichen Performance sowie die drei Varianten zur Beschreibung des aktuellen Arbeitsangebotes. Als Kontrollvariablen werden außerdem die Karriereerfahrung eines Trainers in Spieltagen, die Dummy-Variable für Heimspiele sowie der relative Kaderwert der trainierten Mannschaft berücksichtigt. Außerdem fließen Kontrollvariablen in Form von Dummies für die Saison, den Spieltag und den Verein in das Modell mit ein, wobei die Saison 1998/99, der 4. Spieltag und der SV Werder Bremen die zugehörigen Referenzkategorien bilden.

$\varepsilon$  ist der Fehlerterm. Hierbei ist zu beachten, dass das als *Failure Event* definierte Ereignis der Trainerentlassung für jeden Trainer im Datensatz theoretisch mehrfach vorkommen kann, es liegen also *multiple failure data* des gleichen Typs vor (Lee, Wei, Amato, & Leurgans, 1992). Um diesem Umstand Rechnung zu tragen, erfolgen die Modellschätzungen auf Ebene der

Engagements von Trainern in ihren Vereinen mit robusten Standardfehlern, welche wiederum auf Ebene der einzelnen Trainer geclustert werden.

Das Modell wird in einer gepoolten Variante für jede der drei Spezifikationen der Arbeitsmarktvariablen separat geschätzt. Dabei werden die drei Spezifikationen der Arbeitsmarktvariablen zentriert. Die drei Variablen sind in unterschiedlichen Dimensionen ausgewiesen. Während *Arbeitsmarkt\_Anz* die Zahl verfügbarer Trainer misst, sind *Arbeitsmarkt\_Qual* und *Arbeitsmarkt\_Match* jeweils anhand von Tabellenplätzen bzw. deren Differenzen ausgewiesen. Durch die Zentrierung der Variablen wird deren Streuung vergleichbarer.

Zur Überprüfung der Robustheit der gewonnenen Ergebnisse fließt der langfristige Erfolg der Vereine über die Saison hinweg in zwei verschiedenen Varianten in das Modell ein. In einer ersten Variante (Schätzungen 1 bis 3) wird der langfristige Erfolg als kumulierte Differenz der erreichten zu der erwarteten Punktzahl über den Saisonverlauf hinweg dargestellt. Die zweite Variante (Schätzungen 4 bis 6) zieht den spieltagsaktuellen Tabellenplatz heran. In beiden Varianten wird der kurzfristige Erfolg anhand der aufsummierten Differenz von erreichter zu erwarteter Punktzahl am jetzigen und den drei zurückliegenden Spieltagen berücksichtigt.

Die Kontrollvariable des relativen kumulierten Marktwertes fließt aufgrund der Rechtsschiefe ihrer Verteilung in logarithmierter Form, und damit näherungsweise normalverteilt, in das Modell ein.

Bei der nachfolgenden Darstellung der Regressionsergebnisse wird darauf verzichtet, *Hazard Ratios* auszuweisen. Stattdessen wird auf die Koeffizienten der jeweiligen Schätzungen zurückgegriffen, da diese über das Vorzeichen eingängiger zu interpretieren sind. Ein positives Vorzeichen des Koeffizienten steht dabei für eine erhöhte Wahrscheinlichkeit, dass das *Failure Event* in Form der Trainerentlassung bei steigendem Wert der zugehörigen Variablen eintritt, was auch als Erwartung interpretiert werden kann, dass sich die Dauer bis zum Ereignis der Entlassung verkürzt. Ein negatives Vorzeichen des Koeffizienten steht hingegen dafür, dass sich der erwartete Zeitraum bis zu einer möglichen Trainerentlassung mit steigendem Wert der Variablen verlängert, die Wahrscheinlichkeit des Ereigniseintritts an einem gegebenen Spieltag sinkt also.

Die Schätzergebnisse können der nachfolgenden Tabelle entnommen werden.

Tabelle 6: Ergebnisse der Modellschätzungen

<b>Vereinszugehörigkeit</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
<i>Arbeitsmarkt_Anz</i>	-0,257** (-2,09)	-	-	-0,264** (-2,14)	-	-
<i>Arbeitsmarkt_Qual</i>	-	0,229* (1,66)	-	-	0,279* (1,83)	-
<i>Arbeitsmarkt_Match</i>	-	-	0,0291 (0,31)	-	-	0,0802 (0,86)
<i>Experience</i>	-0,00223** (-2,32)	-0,00220** (-2,29)	-0,00212** (-2,16)	-0,00171* (-1,92)	-0,00167* (-1,91)	-0,00158* (-1,76)
<i>P_Differenz<sub>kum</sub></i>	-0,254*** (-8,08)	-0,257*** (-7,88)	-0,259*** (-8,05)	-	-	-
<i>Platz</i>	-	-	-	0,262*** (8,16)	0,269*** (8,18)	0,272*** (8,62)
<i>P_Differenz</i>	-0,461*** (-6,58)	-0,454*** (-6,59)	-0,450*** (-6,78)	-0,516*** (-7,40)	-0,510*** (-7,27)	-0,505*** (-7,60)
<i>Rel_Wert (log.)</i>	0,978 (1,19)	0,941 (1,16)	1,010 (1,20)	1,858** (2,19)	1,832** (2,21)	1,875** (2,21)
<i>Heim</i>	-0,194 (-0,82)	-0,176 (-0,75)	-0,182 (-0,77)	-0,216 (-0,92)	-0,200 (-0,87)	-0,208 (-0,89)
<i>Saison</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Verein</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Spieltag</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
N	8206	8206	8206	8206	8206	8206
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,422	0,421	0,418	0,410	0,410	0,406

t-Werte in Klammern

\* p&lt;0.1, \*\* p&lt;0.05, \*\*\* p&lt;0.01

Die beiden Variablen *Arbeitsmarkt\_Anz* und *Arbeitsmarkt\_Qual* zur Spezifikation der Arbeitsmarktsituation weisen durchgehend signifikante Koeffizienten auf. Dabei gilt anhand des negativen Koeffizienten der Variablen *Arbeitsmarkt\_Anz* die Aussage, dass mit zunehmender Anzahl von verfügbaren Trainern auf dem Arbeitsmarkt die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung sinkt. Der positive Koeffizient der Variable *Arbeitsmarkt\_Qual* lässt sich dahingehend interpretieren, dass die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung sinkt, wenn die Qualität des besten auf dem Arbeitsmarkt verfügbaren Trainers steigt, der Betrag der Variablen also kleiner wird.

Diese Ergebnisse können auch so interpretiert werden, dass im Verlauf einer Saison die Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt für Trainer sinkt (also weniger Trainerposten nach einer Entlassung nachbesetzt werden müssen), wenn das Angebot steigt bzw. wenn das Angebot qualita-



tiv besser wird. Dies ist ein eher ungewöhnliches Marktverhalten. Mögliche theoretische Begründungen für sein Auftreten werden im folgenden Abschnitt diskutiert.

Die Variable *Arbeitsmarkt\_Match* weist positive Koeffizienten auf. Mit zunehmender Passung der auf dem Arbeitsmarkt aktuell verfügbaren Trainer – der Wert der Variablen wird dann kleiner – würde die Entlassungswahrscheinlichkeit demnach sinken. Allerdings sind die Koeffizienten durchweg nicht signifikant.

Zur Überprüfung möglicher Zusammenhänge zwischen Qualität und Anzahl verfügbarer Trainer wurde zusätzlich noch eine Schätzung durchgeführt, welche als Arbeitsmarktvariable eine zentrierte Interaktionsvariable aus beiden Größen enthält. Die Interaktionsvariable hatte jedoch weder in der Modellvariante, welche als langfristiges Erfolgsmaß den aktuellen Tabellenplatz berücksichtigt, noch in der Schätzung, die alternativ die Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl über den Saisonverlauf hinweg berücksichtigt, signifikante Koeffizienten. Die übrigen Koeffizienten änderten sich im Vergleich zur Ausgangsschätzung nur marginal, sodass die Ergebnisse hier nicht ausgewiesen werden.

Der negative Koeffizient der Variable *Experience* ist in allen Schätzungen signifikant und weist darauf hin, dass erfahrenere Trainer mit geringerer Wahrscheinlichkeit entlassen werden.

Die Koeffizienten der Variablen, welche zur Messung der Performance herangezogen werden, weisen durchgängig die erwarteten Vorzeichen auf. Die Koeffizienten der über den Saisonverlauf hinweg kumulierten Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl haben ein negatives Vorzeichen, erfolgreiche Vereine mit entsprechend hohen Werten der Variablen entlassen folglich mit geringerer Wahrscheinlichkeit ihren Trainer. Gleiches gilt für die Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl am aktuellen und den drei zurückliegenden Spieltagen. Die Koeffizienten des Tabellenplatzes haben ein positives Vorzeichen; hierbei ist aber zu beachten, dass schlechtere Tabellenplätze mit einem höheren Wert der Variable einhergehen. Je weiter unten in der Tabelle ein Verein platziert ist, desto eher entlässt er folglich seinen Trainer.

Die Koeffizienten der Variablen *Heim* deuten mit ihrem negativen Vorzeichen durchweg auf eine geringere Entlassungswahrscheinlichkeit nach Heimspielen hin, sind allerdings auch durchweg nicht signifikant. Schließlich zeigt sich anhand der Variable *Rel\_Wert* und dem zugehörigen positiven Koeffizienten, dass Teams mit einem höheren relativen Kaderwert ihren Trainer ceteris paribus eher entlassen als Teams mit geringerem Kaderwert.

## 6 Diskussion

Es zeigt sich in den Schätzergebnissen recht eindeutig, dass über den Saisonverlauf hinweg erfolgreichere Mannschaften ihren Trainer mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit entlassen. Die Koeffizienten der Variable  $P\_Differenz_{kum}$  – welche die kumulierte Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl nachzeichnet – sowie die Koeffizienten der Variable *Platz* – welche den aktuellen Tabellenplatz abbildet – weisen die entsprechenden Vorzeichen auf, welche so auch zu erwarten waren.

Die Variable *P\_Differenz* zur Messung der kurzfristigen Performance am Spieltag der Entlassung und den drei Spieltagen zuvor hat einen erwartungsgemäß negativen Koeffizienten. Je größer der Zahlenwert dieser Variablen, desto eher spielt ein Team gemäß den Erwartungen oder erfolgreicher, was die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung verringert.

Die Ergebnisse früherer Untersuchungen hinsichtlich der Karriereerfahrung von Trainern sowie des Gehaltsniveaus bzw. Marktwertes der Mannschaft lassen sich im vorliegenden Datensatz bestätigen. Je mehr Berufserfahrung ein Trainer in Spieltagen über alle seine Engagements hinweg aufweist, desto geringer ist ceteris paribus die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung. Teams mit einem höheren relativen Kaderwert, welcher auch als Proxy für das Gehaltsniveau der Mannschaft interpretiert werden kann, weisen ebenfalls eine geringere Wahrscheinlichkeit auf, ihren Trainer zu entlassen.

In den Schätzungen, welche die Variable *Arbeitsmarkt\_Anz* berücksichtigen, sinkt ceteris paribus mit steigender Zahl verfügbarer Trainer auf dem Arbeitsmarkt die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung. Eine mögliche Erklärung für dieses eher ungewöhnliche Marktverhalten greift die oben erläuterte risikoaverse Handlungsstrategie bei der Neubesetzung eines vakanten Trainerpostens auf (Peeters et al., 2017). Manager stehen eher dann unter Zugzwang, einen Trainerwechsel in die Wege zu leiten, wenn nur wenige Kandidaten mit Bundesliga-Erfahrung und damit bekannter Qualität auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind. Die Gefahr, dass diese wenigen Kandidaten einen anderen Verein gefunden haben, bevor der Trainerposten im eigenen Verein in einer Phase sportlicher Erfolglosigkeit vakant ist, kann gebannt werden, indem man den aktuellen Trainer zügiger entlässt, um einen geeigneten Nachfolger zu akquirieren. Sind viele Kandidaten mit Erfahrung *on the job* und damit bekannter Qualität auf dem Arbeitsmarkt verfügbar, würde auch dann ein Nachfolger für einen vakanten Trainerposten gefunden, wenn im gleichen Zeitraum noch weitere Vereine nach einer Entlassung einen neuen Trainer engagieren müssen. Die Entlassung des aktuellen Trainers müsste somit nicht unmittelbar erfolgen.

Umgekehrt kann aber auch argumentiert werden, dass das negative Vorzeichen der Koeffizienten für die Variable *Arbeitsmarkt\_Anz* dadurch zustande kommt, dass das Anwachsen des Kandidatenpools seinen Ursprung in vorherigen Entlassungen in der Bundesliga hat. Die Qualität der verfügbaren Trainer ist demnach bekannt, könnte aber ob deren kürzlicher Entlassung als so gering eingeschätzt werden, dass sie von anderen Vereinen nur als bedingt geeignet für den dortigen Posten des Cheftrainers erachtet werden. Außerdem ist die Entlassung eines Trainers nicht gleichbedeutend mit einer Vertragsauflösung, sondern entlassene Trainer verbleiben vielfach bei ihrem letzten Verein unter Vertrag und stehen somit nicht zwangsläufig für kurzfristig anzutretende Engagements zur Verfügung.

Bezüglich der Variable *Arbeitsmarkt\_Qual* lässt sich festhalten, dass über alle Schätzungen hinweg die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung steigt, wenn der beste verfügbare Trainer eine geringere Qualität signalisiert, welche über den Tabellenplatz ausgedrückt wird, den der zuletzt von ihm trainierte Verein mit ihm erreichte. Eine mögliche Erklärung hierfür ist monetärer Natur. Trainer, deren letztes Engagement nicht bei einem Spitzenverein, sondern eher bei einem Vertreter aus dem Tabellenmittelfeld erfolgte, verlangen wahrscheinlich ein geringeres Gehalt. Dies mag für einen Verein, der neben dem Gehalt des neuen Trainers auch das Gehalt des entlassenen Trainers zumindest teilweise weiter tragen müssen, bei der Entscheidung für eine Entlassung von Relevanz sein. Ein solcher Verein wird vielleicht eher von einer Entlassung absehen, wenn erfolgreiche Trainer mit entsprechend hohen Gehaltsvorstellungen auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind. Zudem verfügen vorzeitig entlassene, zuletzt erfolgreiche Trainer in der Regel über recht gut dotierte Verträge ihrer letzten Vereine. Der monetäre Anreiz eine neue Anstellung zu übernehmen ist bei ihnen also kleiner als bei Trainern, die in der Vergangenheit weniger Erfolg vorweisen konnten.

Von Nachteil für die Untersuchung erweist sich an dieser Stelle, dass für den Beobachtungszeitraum leider keine konsistenten, flächendeckenden Angaben zu den Gehältern und Vertragslaufzeiten von Trainern verfügbar sind. Diese beiden eigentlich relevanten Größen müssen also unberücksichtigt bleiben. Das Ergebnis ist außerdem insofern kritisch zu betrachten, als dass die Variable *Arbeitsmarkt\_Qual* nur die Qualität eines einzigen, nämlich des besten Trainers misst. Alle anderen aktuell verfügbaren Trainer fließen in die Schätzung nicht mit ein.

Der oben skizzierte *Scapegoat*-Ansatz kann ebenfalls Anhaltspunkte zur Erklärung der Koeffizienten der Variablen *Arbeitsmarkt\_Anz* und *Arbeitsmarkt\_Qual* bieten. Je mehr Trainer auf dem Arbeitsmarkt an einem bestimmten Spieltag verfügbar sind, desto mehr Entlas-

sungen fanden in Vereinen der Bundesliga in jüngerer Vergangenheit statt und zogen die Aufmerksamkeit von Medien und sonstigen Stakeholdern auf sich. Der Druck auf andere Vereine, auf eine Negativserie mit einer Trainerentlassung zu reagieren, kann daraufhin sinken. Wird zudem ein erfolgreicher Trainer entlassen, dessen Verfügbarkeit auf dem Arbeitsmarkt den Wert der Variablen *Arbeitsmarkt\_Qual* verringert, wird dies eine höhere Medienaufmerksamkeit auf sich ziehen, als wenn ein eher durchschnittlicher Trainer entlassen wird. Dies kann ebenfalls den medialen Druck auf andere Vereine senken, ihrerseits in einer Phase sportlichen Misserfolgs in Aktion zu treten und den Trainer zu entlassen.

Eine stichprobenhafte Überprüfung von Vereinen, welche aufgrund ihrer geographischen Nähe als Lokalrivalen gelten und eine vergleichbare Beachtung durch regionale Medien erfahren, stützt diese Argumentation. Beispielsweise gab es im Beobachtungszeitraum insgesamt zehn Trainerentlassungen bei Schalke 04 und Borussia Dortmund, die allerdings nie in der gleichen Saison stattfanden. Gleiches gilt für den Hamburger SV und Werder Bremen, welche in Summe neun Entlassungen aufweisen. Bei beiden paarweisen Vergleichen liegen Saisonbeobachtungen vor, welche zeitgleich eine ähnliche negative Diskrepanz aus erreichter und erwarteter Punktzahl aufweisen, das Auftreten zeitgleicher Entlassungen wäre also nicht ausgeschlossen. Um aus den Ergebnissen verlässlich auf die Gültigkeit des *Scapegoat*-Ansatzes zu schließen, müsste allerdings ergänzend geprüft werden, ob die Teamperformance nach der Trainerentlassung typischerweise ein Muster gemäß der *regression to the mean* aufweist.

Die Koeffizienten der Variable *Arbeitsmarkt\_Match* sind in keiner der durchgeführten Schätzungen signifikant. Dies kann darauf hindeuten, dass die Prüfung möglicher Kandidaten für einen Trainerposten hinsichtlich ihrer qualitativen Passung nicht auf Basis von Tabellenplätzen, sondern anhand eines anderen Signals erfolgt.

Hinsichtlich der hier diskutierten Ergebnisse für die Variablen zur Beschreibung des Arbeitsmarktes muss einschränkend erwähnt werden, dass fraglich bleibt, ob die vorgenommene Eingrenzung des Arbeitsmarktes vollständig und korrekt ist. Die Gruppe möglicher neuer Trainer ist insgesamt recht heterogen und ihre Eingrenzung und Operationalisierung für eine quantitative Analyse entsprechend komplex. Mit ehemaligen Bundesliga-Trainern wird in der vorliegenden Untersuchung nur die größte Gruppe möglicher neuer Trainer berücksichtigt. Aus dieser Gruppe wurde im Beobachtungszeitraum in rund 51% aller Entlassungen ein neuer Trainer rekrutiert. Andere Kandidaten, die in den übrigen Fällen vakant gewordene Posten besetzten (beispielsweise Trainer aus dem Ausland oder der 2. Bundesliga, ehemalige Nationaltrainer oder Co- bzw. Amateurtrainer aus den jeweiligen Vereinen), bleiben bei der Ar-

beitsmarktbetrachtung außen vor. Die relevante Frage, inwiefern deren Verfügbarkeit auf dem Arbeitsmarkt Einfluss auf die Entlassungswahrscheinlichkeit hat, kann mit der hier vorgenommenen Eingrenzung also nicht beantwortet werden.

Schließlich soll noch auf die Koeffizienten der Dummies für Vereine, Saisons und Spieltage eingegangen werden, welche teilweise signifikant sind.

Bei den Dummies für Vereine stechen insbesondere die positiven Koeffizienten der TSG 1899 Hoffenheim sowie von Schalke 04 hervor, welche in allen sechs hier aufgeführten Schätzungen einen p-Wert von  $\leq 0,1$  aufweisen. Eintracht Frankfurt weist in vier der sechs Schätzungen einen positiven Koeffizienten mit einem p-Wert von  $\leq 0,1$  auf, der Hamburger SV in einer Schätzung. Der Fall einer Trainerentlassung tritt also in diesen vier Vereinen ceteris paribus mit höherer Wahrscheinlichkeit ein als im Referenzverein Werder Bremen.

Alle vier Vereine haben im Beobachtungszeitraum eine überdurchschnittlich hohe Anzahl an Trainern beschäftigt. Der Hamburger SV und Schalke 04, welche in allen 15 Saisons der Bundesliga angehörten, beschäftigten beide zehn verschiedene Trainer und weisen jeweils sieben vorzeitige Entlassungen auf. Eintracht Frankfurt beschäftigte in elf Saisons ebenfalls zehn Trainer, von denen sechs vorzeitig entlassen wurden. Die TSG 1899 Hoffenheim engagierte in fünf Saisons vier Trainer, von denen drei entlassen wurden.

Die Trainer, welche in diesen vier Vereinen zum Einsatz kamen, verfügten zum größten Teil bereits über Arbeitserfahrung im Profifußball, ihre Qualität war also keine *hidden information* mehr. Die beobachtete Häufung von Entlassungen in einzelnen Vereinen muss also eine andere Ursache haben als die Qualität der verpflichteten Trainer. Es ist auch hier der *Scapegoat*-Ansatz, welcher sich als möglicher Erklärungsansatz anbietet. Demzufolge würde zumindest in einem Teil der Vereine in der Bundesliga die Entlassung des Trainers insbesondere mit dem Ziel vonstattengehen, gegenüber relevanten Stakeholdern in Phasen sportlicher Erfolglosigkeit Handlungsfähigkeit zu demonstrieren, sodass es dort bei wiederholter schlechter Performance zu einer relativen Häufung von Entlassungen käme.

Die Saisondummies sind über alle Schätzungen hinweg bis auf zwei Ausnahmen weitgehend insignifikant. Eine erste Ausnahme bildet die Saison 1999/00, deren negativer Koeffizient in vier der sechs Schätzungen einen p-Wert von  $\leq 0,1$  aufweist. Trainerentlassungen waren in dieser Saison ceteris paribus folglich weniger wahrscheinlich. In diese Zeit fällt ein rasanter Anstieg der Preise für die Übertragungsrechte der Bundesliga und damit verbundene höhere Erlöse für die Vereine (Kurp, 2006). Sollte ein Teil dieser erhöhten Einnahmen in höhere Gehälter von neu verpflichteten Trainern geflossen sein, so würde dies zu erhöhten erwarteten

Kosten einer Entlassung in Form des weiterzuzahlenden Gehalts des entlassenen Trainers führen. Solch höhere erwartete Kosten können den Anreiz dämpfen, bei schlechter sportlicher Performance mit einer Trainerentlassung zu reagieren. Die zweite Ausnahme bildet die Saison 2005/06, die in vier der sechs Schätzungen einen positiven Koeffizienten mit  $p \leq 0,1$  aufweist. Trainerentlassungen waren in dieser Saison *ceteris paribus* folglich wahrscheinlicher. In dieser Saison lagen die Personalaufwendungen für den Spielbetrieb relativ zum Gesamtertrag etwas unter dem Niveau der Vorjahre (Deutsche Fußball Liga, 2006), was die relativen erwarteten Kosten einer Trainerentlassung tendenziell reduziert haben dürfte.

Über alle Schätzungen hinweg sind die positiven Koeffizienten der Dummies für die Spieltage nahezu durchgängig signifikant. Dies ist insofern erklärbar, als dass die Referenz der 4. Spieltag ist und die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung über den Saisonverlauf hinweg zwangsläufig zunimmt.

Zusammenfassend lassen sich hinsichtlich der oben skizzierten Ausgangsfrage dieser Untersuchung verschiedene Kernaussagen festhalten. Die Ergebnisse deuten insgesamt darauf hin, dass neben der sportlichen Performance auch die aktuelle Situation auf dem Arbeitsmarkt ausschlaggebend dafür ist, ob ein Trainer in der Bundesliga entlassen wird. Die Ergebnisse stützen zudem die Vermutung, dass Vereine bei Neuverpflichtungen im Verlauf einer Saison vornehmlich eine risikoaverse Strategie verfolgen, der zufolge Trainern mit Bundesligaerfahrung der Vorzug gegeben wird vor Kandidaten, denen die Erfahrung *on the job* fehlt und bei denen folglich ein Informationsdefizit hinsichtlich ihrer tatsächlichen Qualität besteht.

Schließlich bietet der *Scapegoat*-Ansatz einen möglichen Rahmen für die Interpretation der erhaltenen Resultate. Die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung sinkt, wenn *ceteris paribus* mehr Trainer auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind, und sie sinkt ebenfalls, wenn *ceteris paribus* qualitativ sehr gute Trainer auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind. Eine Vergrößerung des Pools verfügbarer Trainer, so wie er hier definiert ist, kommt im Laufe einer Saison vor allem durch Trainerentlassungen in der Bundesliga zustande, welche dann im Fokus relevanter Stakeholder, beispielsweise der Medien, stehen. Dies gilt insbesondere, wenn Bundesliga-Trainer entlassen werden, die zuletzt sehr erfolgreich waren. Eine Folge kann sein, dass der externe Druck auf das Management anderer aktuell erfolgloser Bundesliga-Vereine vermindert wird, Handlungsfähigkeit in Form einer Trainerentlassung zu demonstrieren. Dies würde dort zu einer sinkenden Entlassungswahrscheinlichkeit führen.

## 7 Fazit und Ausblick

Eine häufige Antwort des Vereinsmanagements auf länger andauernde Phasen des Misserfolgs ist in der Fußball-Bundesliga, wie auch in anderen Fußball-Profiligen, die Entlassung des Trainers. Hierbei könnte man zunächst annehmen, dass diese Maßnahme im Sinne der *win maximization* eine Verbesserung der Performance zum Ziel hat, zumal neben dem Beitrag der Spieler auch der Beitrag des Trainers zum sportlichen Erfolg im Profifußball mittels geeigneter ökonometrischer Techniken eindeutig nachgewiesen werden kann. Es zeigt sich aber vielfach im Zeitraum nach einer Trainerentlassung das Phänomen der *regression to the mean* – nach einer kurzen Phase zunehmenden sportlichen Erfolgs weisen die meisten Vereine auch mit dem neuen Trainer keine nennenswerte Verbesserung ihrer Leistung auf.

Ein möglicher Erklärungsansatz hierfür ist die Tendenz zu risikoaversen Managementverhalten bei der Verpflichtung eines neuen Trainers. Der Trainerjob gehört zu den Positionen, bei denen sich die tatsächliche Qualität eines Kandidaten erst *on the job* zeigt. Verpflichtet man einen Trainer mit Berufserfahrung, umgeht man die Informationsasymmetrie, die sich ergibt, wenn ein vielleicht zwar deutlich besserer, aber unbekannter Trainer ohne Erfahrungswerte *on the job* verpflichtet wird. Folgt man diesem Argument mit Augenmerk auf den eher kleinen Arbeitsmarkt für Trainer, so drängt sich die hier behandelte Frage auf, ob neben der Performance die aktuelle Angebotssituation auf dem Arbeitsmarkt ein weiterer relevanter Faktor bei der Entscheidung ist, einen Trainer zu entlassen.

Anhand einer Survivalanalyse mittels des Cox Proportional Hazard Modells konnte für den Beobachtungszeitraum der Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13 aufgezeigt werden, dass eine mehrere Spieltage andauernde negative Diskrepanz zwischen erreichter und erwarteter Punktzahl die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung erhöht. Berücksichtigt man beim Arbeitsangebot alle Trainer, die bereits über Erfahrung in der Bundesliga verfügen und weniger als zwei Saisons ohne Engagement sind, so können außerdem folgende Ergebnisse festgehalten werden. Die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung sinkt, wenn eine größere Anzahl Trainer auf dem Arbeitsmarkt verfügbar ist, in jüngerer Vergangenheit also vermehrt Trainer in der Bundesliga entlassen wurden. Die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung sinkt außerdem, wenn qualitativ sehr gute Trainer kürzlich entlassen wurden und somit auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind.

Dass die Entlassungswahrscheinlichkeit mit zunehmender Anzahl verfügbarer Trainer auf dem Arbeitsmarkt sinkt, kann auf das verbreitete Verfolgen einer risikoaversen Strategie hindeuten. Gibt es zu einem gegebenen Zeitpunkt nur wenige Kandidaten mit Erfahrung *on the*

*job*, so kann es sich für einen aktuell erfolglosen Verein lohnen, zügig jemanden aus diesem Kandidatenpool neu zu verpflichten, bevor andere Vereine nach einer etwaigen Trainerentlassung schneller zum Zug kommen. Ein kleineres Angebot geeigneter Kandidaten auf dem Arbeitsmarkt für Trainer scheint also in Phasen sportlichen Misserfolgs die Entscheidung für eine Entlassung des aktuellen Trainers und die damit verbundene Verpflichtung eines neuen Trainers zu begünstigen.

Die hier gewonnenen Ergebnisse lassen sich auch anhand des *Scapegoat*-Ansatzes begründen, demzufolge eine Trainerentlassung insbesondere deshalb stattfindet, um dem externen Druck verschiedener Stakeholder, beispielsweise den Medien, zu begegnen. Je mehr Trainer in jüngerer Vergangenheit entlassen wurden, je größer der Pool verfügbarer Trainer also wird, und je prominenter diese Trainer im Sinne ihrer Qualität sind, desto eher liegt der mediale Fokus dort und nicht auf anderen aktuell erfolglosen Vereinen. Bei diesen ist daraufhin der Druck geringer, auf den ausbleibenden sportlichen Erfolg zu reagieren und mittels einer Trainerentlassung Handlungsfähigkeit gegenüber möglichen Stakeholdern zu demonstrieren. Allerdings müsste für eine konkrete Bestätigung der Gültigkeit des *Scapegoat*-Ansatzes eine Betrachtung der sportlichen Performance nach der Entlassung vollzogen werden, um zu überprüfen, inwiefern das Phänomen der *regression to the mean* auftritt.

Neben dieser Einschränkung sollen abschließend noch einige weitere Limitationen der vorliegenden Untersuchung zur Sprache kommen, aus denen sich auch geeignete Ansatzpunkte für weiterführende Forschungsaktivitäten ergeben.

Diskussionswürdig ist sicherlich die Eingrenzung des relevanten Arbeitsmarktes auf solche Trainer, die in jüngerer Vergangenheit einen Bundesliga-Verein trainiert haben. Die Variablen zur Beschreibung des Arbeitsmarktes weisen zwar in den Modellen fast durchgängig einen signifikanten Einfluss auf die Entlassungsentscheidung auf, nichtsdestotrotz wird mit ehemaligen Bundesligatrainern nur die größte Gruppe möglicher neuer Trainer berücksichtigt. Inwiefern die Verfügbarkeit anderer Kandidaten – beispielsweise Trainern aus dem Ausland oder ehemaligen Nationaltrainern – die Entlassungswahrscheinlichkeit beeinflusst, wird nicht beleuchtet. Eine Variation der Darstellung der Angebotsseite des Arbeitsmarktes könnte in weiterführenden Untersuchungen dazu beitragen, die Robustheit der hier erhaltenen Ergebnisse zu überprüfen.

Ein zweiter Optimierungsansatz ist, dass mangels durchgängiger Verfügbarkeit geeigneter Daten weder die Vergütung von Trainern noch ihre Vertragslaufzeit einbezogen wurde. In der Realität ist es bei der Entscheidung über eine Entlassung aber sicherlich nicht unerheblich,



wie lange ein entlassener Trainer noch unter Vertrag steht und in welchem Umfang er eine weitere Vergütung erhält.

Ebenso wird zwar die Karriereerfahrung der betrachteten Trainer sowie der Erfolg ihres zuletzt trainierten Vereins betrachtet, der in vergleichbaren Untersuchungen zu Trainerentlassungen erhobene Anteil gewonnener Spiele über den Karriereverlauf hinweg (u.a. Frick, Pestana Barros, & Passos, 2009) wird hingegen nicht mit einbezogen. Hierzu ist allerdings anzumerken, dass sowohl der Anteil gewonnener Spiele als auch der Tabellenplatz des zuletzt trainierten Vereins die konkrete Qualität eines Trainers nur in Teilen abbilden. Beide Werte hängen nämlich nicht nur von der Qualität des Trainers ab, sondern auch maßgeblich vom Wert des verfügbaren Spielerkaders. An dieser Stelle kommt das oben diskutierte Szenario ins Spiel, dass möglicherweise nicht diejenigen Trainer qualitativ besser sind, die mit guten Kadern gute Tabellenplätze erreichen, sondern diejenigen Trainer, die mit schlechteren Kadern etwas schlechtere, aber in Anbetracht der Ausgangsbedingungen durchaus akzeptable Tabellenplätze erreichen (Dawson, Dobson, & Gerrard, 2000a; Dawson, Dobson, & Gerrard, 2000b). Es wäre daher sicherlich aufschlussreich, die vorliegende Untersuchung durch die Anwendung alternativer Messmethoden bezüglich der Qualität verfügbarer Trainer zu ergänzen.

Weiterführende Forschung könnte sich schließlich generell darauf fokussieren, wie Trainerwechsel im Saisonverlauf ausgestaltet sein sollten, um bezogen auf die Performance die gewünschte Effektivität im Sinne der *win maximization* zu erreichen und darüber hinaus langfristig eine verbesserte Trainerqualität über alle Vereine hinweg zu erzielen.

## Anhang: Die Eingrenzung des Arbeitsmarktes für Trainer

Der Datensatz zur Untersuchung der Determinanten der Entlassungsentscheidung umfasst die Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13. Die Eingrenzung des relevanten Arbeitsmarktes für Trainer basiert auf der Annahme, dass solche Trainer für einen kurzfristig vakanten Posten in Frage kommen, die innerhalb der letzten zwei Saisons einen Bundesliga-Verein trainierten. Zu diesem Zweck beginnt die spieltagsgenaue Erfassung der Biographien sämtlicher Bundesliga-Trainer ab der Saison 1996/97, also zwei Jahre vor dem eigentlichen Beobachtungszeitraum und endet nach der Saison 2012/13. Das resultierende unbalancierte Panel umfasst 112 Trainer, deren jeweilige Laufbahnen wie folgt nachgezeichnet werden:

- Es wird für jeden Spieltag des Beobachtungszeitraumes erfasst, ob ein Trainer aktuell eine Anstellung hat oder ob er auf dem Arbeitsmarkt verfügbar ist.
- Für Trainer, die aktuell ohne Anstellung sind, wird der Tabellenplatz erfasst, den der zuletzt von ihnen trainierte Verein zum Abschluss ihrer letzten dortigen Saison erreicht hat.
- War die letzte Station eines Trainers die Betreuung einer Nationalmannschaft, so wird er im Pool möglicher Trainer für die Variable *Arbeitsmarkt\_Anz* mitgezählt, sofern sein letztes Bundesliga-Engagement nicht mehr als zwei Jahre zurückliegt. Mangels Vergleichbarkeit wird aber kein Signal für seine Qualität erfasst. Solche Trainer werden bei der Erhebung der Variablen *Arbeitsmarkt\_Qual* und *Arbeitsmarkt\_Match* also nicht berücksichtigt.
- Trainer, die länger als zwei Bundesliga-Saisons, also 68 Spieltage, ohne Engagement waren, werden nach Ablauf dieser 68 Spieltage nicht mehr mitgezählt.
- Ebenfalls werden ehemalige Bundesliga-Trainer nicht weiter im Datensatz aufgeführt, wenn sie zwar innerhalb der letzten zwei Jahre ein Engagement aufwiesen, dieses aber nicht in der Bundesliga erfolgte, sondern
  - in einem außereuropäischen Club oder einem innereuropäischen nicht-erstklassigen Club,
  - in einem deutschen Club unterhalb der 2. Bundesliga (aufgrund der Annahme, dass solche Positionen als Signal nicht adäquater Qualität für die Bundesliga verstanden werden können) oder
  - in einem deutschen Club auf einer anderen Position als der des Cheftrainers (da solche Trainer aktuell ein Engagement aufweisen und daher nicht unbedingt dem Arbeitsmarkt für Cheftrainer zur Verfügung stehen).

- Ein neuer Trainer, der zuvor im selben Verein auf anderer Position tätig war (meist handelt es sich im Datensatz hierbei um Co-, Amateur- oder Jugendtrainer), wird vor seiner Ernennung nicht als auf dem Arbeitsmarkt verfügbar angesehen. Dies hat zwei Gründe. Zum einen stehen solche Trainer anderen Vereinen nicht ad hoc zur Verfügung, zum anderen sind sie in ihrem eigenen Verein permanent verfügbar, die Frage der Verfügbarkeit adäquater Kandidaten im Falle einer Entlassung des gegenwärtigen Trainers stellt sich also nicht.
- Beendeten Trainer im Beobachtungszeitraum das 70. Lebensjahr, werden sie ab der ihrem 70. Geburtstag folgenden Saison nicht mehr berücksichtigt, es sei denn, sie waren danach noch bei einem Verein tätig.
- War ein möglicher Trainer nach einem Engagement als Cheftrainer zwischendurch Co-Trainer, so wird als Signal seiner Qualität dennoch der Tabellenplatz erfasst, den der von ihm zuletzt als Cheftrainer trainierte Verein in seiner letzten dortigen Saison erreicht hat.

## IV Arm, aber sexy? Faktoren des Erfolgs in der 3. Liga

### Zusammenfassung

Die 3. Liga ist nach der Bundesliga und der 2. Bundesliga die größte Sportliga Deutschlands. Da die Erlöse aus dem Spielbetrieb in der darüber befindlichen 2. Bundesliga deutlich größer und in den darunter befindlichen Regionalligen deutlich niedriger sind, haben Vereine in der 3. Liga den starken Anreiz, einen Aufstieg anzustreben und einen Abstieg zu vermeiden. Diese Konstellation begünstigt Überinvestitionen und das Auftreten des Phänomens des Rattenrennens. Das Ziel dieser Studie ist es, vor diesem Hintergrund die Einflussfaktoren auf den Erfolg in der 3. Liga zu identifizieren. Hierfür werden für die Saisons 2008/09 bis 2017/18 neben der *contest success function* der Vereine der 3. Liga verschiedene Variablen zur Kaderzusammensetzung hinsichtlich ihres Einflusses auf die Performance untersucht. Anhand einer OLS-Regression in verschiedenen Varianten wird dabei der Einfluss dieser Variablen auf die gewonnenen Punkte und anhand einer logistischen Regression der Einfluss auf die Aufstiegs Wahrscheinlichkeit geprüft. Es zeigt sich, dass der Wert der *contest success function* großen Einfluss auf den Erfolg in der 3. Liga und insbesondere auf die Aufstiegs Wahrscheinlichkeit hat. Die Daten deuten zusätzlich darauf hin, dass es eine geeignete Strategie sein kann, gezielt gute Spieler mit aktuell niedrigem Marktwert zu identifizieren, um entsprechende Erfolge in der 3. Liga mit geringeren finanziellen Mitteln zu erreichen; ein Vorgehen, das in der US-amerikanischen Major League Baseball unter dem Schlagwort „Moneyball“ bekannt geworden ist.

Keywords: Contest Success Function, 3. Liga, Rattenrennen

### Abstract

The 3rd league is the largest sports league in Germany after the Bundesliga and the 2nd Bundesliga. Since the revenues for clubs are significantly higher in the 2nd Bundesliga above and significantly lower in the regional leagues below, clubs in the 3rd division have a strong incentive to strive for promotion and avoid relegation. This constellation favors overinvestment and the occurrence of the rat race phenomenon. The aim of this study is to identify the factors influencing success in the 3rd league against this background. For this purpose, for the seasons 2008/09 to 2017/18, the *contest success function* of the clubs in the 3rd league as well as different variables of squad composition will be investigated regarding their influence on performance. The influence of these variables on points gained is tested by means of an OLS regression in different variants and the influence on the probability of promotion is tested by means of a logistic regression. It is shown that the value of the *contest success function* has a significant influence on the success in the 3rd league and especially on the probability of promotion. In addition, the data suggest that it may be a suitable strategy to identify good players with a currently low market value in order to achieve corresponding success in the 3rd league with less financial means; an approach known as “Moneyball” in the American Major League Baseball.

Keywords: Contest Success Function, 3rd League, Rat Race

# 1 Einleitung

In der Fußball-Saison 2008/09 wurde die 3. Liga aus der Taufe gehoben und fand als nunmehr dritte Profiligen Deutschlands ihren Platz gleich unterhalb der 2. Bundesliga. Diese Liga ist seither nach der Fußball-Bundesliga und der 2. Fußball-Bundesliga sowohl gemessen an der Zuschauerzahl als auch gemessen an den Umsätzen der beteiligten Vereine die größte Sportliga in Deutschland (Deloitte, 2015). Das Zwischenfazit über den Erfolg der 3. Liga fällt nach rund zehn Spielzeiten dennoch durchwachsen aus, was die folgende Aussage recht passend illustriert:

„Ist schon komisch mit der 3. Liga. Die, die drin sind, wollen raus, weil es sich bei dieser Spielklasse angeblich um ein ökonomisches Höllenkommando handelt. Wer indes draußen vor der Tür bleibt, will unbedingt rein, weil eine Klasse tiefer, in der Regionalliga, alles noch viel schlimmer ist.“ (11 Freunde, 2017, S. 167).

Die Vereine in der 3. Liga stehen in der Tat im Spielbetrieb vor ähnlichen Herausforderungen wie Vereine der Bundesliga und der 2. Bundesliga, was beispielsweise die Anforderungen an die Spielstätte, die Dichte des Spielplans oder die räumliche Entfernung zu Auswärtsspielen angeht. Allerdings unterliegen sie einer völlig anderen Budgetbeschränkung, die ihren Ursprung vor allem in deutlich vorteilhafteren Vermarktungsmöglichkeiten sowie einem deutlich höheren Spielervermögen in den beiden Bundesligen hat (Deutsche Fußball Liga, 2016; Deloitte, 2015). Der Anteil von Spielervermögen an der Aktivseite der Bilanz betrug beispielsweise in der Saison 2015/16 in der Bundesliga 23% und in der 2. Bundesliga 14%. In der 3. Liga hingegen war der Posten so gering, dass er nicht ausgewiesen wurde (Deutscher Fußball-Bund, 2016). Zudem wurden seit dem Start der 3. Liga insgesamt elf Mal Verfahren gegen Vereine aufgrund von Verstößen gegen Lizenzauflagen eingeleitet.

Aufgrund der besseren ökonomischen Rahmenbedingungen in den beiden Bundesligen haben Vereine in der 3. Liga den Anreiz, durch die Maximierung ihres sportlichen Erfolgs einen möglichst zügigen Aufstieg in die 2. Bundesliga zu realisieren. Trotz ihrer Bedeutung als größte Sportliga Deutschlands abseits der beiden höchsten Fußballligen sind die Einflussfaktoren auf die Performance der Vereine in der 3. Liga sowie insbesondere die Einflussfaktoren für einen Aufstieg in die 2. Bundesliga bis dato allerdings noch nicht ökonomisch untersucht worden. Hierzu zählt insbesondere die Bedeutung von Investitionen in den Spielerkader, welche bei zu großer Höhe, also im Falle von Überinvestitionen, einer der Hauptrisikofaktoren für wirtschaftliche Probleme der Vereine in der 3. Liga sein können, was im nächsten Schritt Probleme im Lizenzverfahren nach sich zieht.

Die Frage nach den Einflussfaktoren des sportlichen Erfolgs in der 3. Liga soll im Folgenden näher beleuchtet werden. Dazu werden zunächst die ökonomischen und sportlichen Rahmenbedingungen in der 3. Liga beschrieben und mit denen der Bundesliga und der 2. Bundesliga verglichen. Im Anschluss erfolgt eine Diskussion relevanter Literatur und die Herleitung einer *contest success function* für die 3. Liga als Basis für die Messung der Effektivität von Investitionen in den Spielerkader. Es folgt eine empirische Analyse, an die sich die Diskussion der Ergebnisse sowie ein Ausblick auf mögliche weiterführende Fragestellungen und Forschungsansätze anschließen.

## **2 Ökonomische Rahmenbedingungen in der 3. Liga**

Die 3. Liga wurde zur Saison 2008/09 unter Trägerschaft des DFB als dritte Profiligen mit 20 Mannschaften gegründet. Ihre Gründung beendete die seit der Saison 1994/95 währende Phase, in der unterhalb der 2. Bundesliga drei Regionalligen existierten, deren jeweilige Meister am Ende einer Saison direkt in die 2. Bundesliga und damit in den Profifußball aufstiegen (Deutscher Fußball-Bund, 2006).

Von der Gründung einer dritten Profiligen versprach man sich vor allem drei Effekte. Zum einen sollte die Leistungsdichte an der Spitze des deutschen Vereinsfußballs erhöht werden, ein zweites Ziel war eine Verbesserung der Nachwuchsförderung und schließlich hoffte man auf positive wirtschaftliche Effekte der teilnehmenden Vereine durch eine verbesserte mediale Präsenz (Deutscher Fußball-Bund, 2008).

Zunächst wurde auch in der 3. Liga die Regelung beibehalten, dass die Meister der darunter befindlichen Regionalligen direkt in die 3. Liga aufstiegen. Dies änderte sich jedoch mit der Spielklassen-Reform des DFB von 2010, die ab der Saison 2012/13 zu einer Ausweitung der Regionalliga von drei auf fünf Staffeln führte. Die fünf Regionalliga-Meister und die zweitplatzierte Mannschaft der Regionalliga aus derjenigen Region mit den meisten Mannschaften und DFB-Mitgliedern spielten ab dann in einer Play-Off-Runde die drei Aufstiegsplätze in die 3. Liga aus (Deutscher Fußball-Bund, 2010). Damit war die 3. Liga die einzige Liga im deutschen Fußball, für die sich die Meister der darunter befindlichen Ligen nicht automatisch qualifizierten. Ab der Saison 2018/19 wurde diese Regelung modifiziert. Im Rahmen einer Übergangszeit werden drei der vier Aufstiegsplätze an drei der fünf Regionalligameister direkt vergeben (welche dies sind, wurde teils per Beschluss festgelegt, teils gelost), während die beiden übrigen Meister in einer Relegationsrunde um den verbleibenden Aufstiegsplatz spielen. Perspektivisch soll die Anzahl der Regionalligen auf vier reduziert werden, um allen Regionalligameistern den direkten Aufstieg in die 3. Liga zu ermöglichen (Deutscher Fußball-

Bund, 2017b). Bis dahin stellt der geltende Aufstiegsmodus mit einer zwischengeschalteten Relegationsrunde jedoch weiterhin eine zusätzliche Hürde für den Aufstieg aus der Regionalliga in die 3. Liga dar.

Ob die an der 3. Liga teilnehmenden Vereine im ökonomischen Sinne tatsächlich von der Gründung dieser Liga profitieren konnten, ist nicht eindeutig zu beantworten.

Lässt man die Bundesliga und die 2. Bundesliga außen vor, so ist die 3. Liga die umsatzstärkste Sportliga in Deutschland. In der Saison 2014/15 betrug der Umsatz ohne Transfererlöse hier 142,9 Mio. €, während er in der nächstgrößeren Sportliga, der Deutschen Eishockey Liga, mit 107,4 Mio. € deutlich darunter lag. Die Umsatzzahlen der Deutschen Basketball Bundesliga und der Deutschen Handball Liga, den dritt- bzw. viertgrößten Sportligen abseits der beiden Fußball-Bundesligen, waren im gleichen Zeitraum noch niedriger (Deloitte, 2015). Dies resultiert auch in einem höheren durchschnittlichen Umsatz pro Verein in der 3. Liga im Vergleich zu den größtmäßig nachfolgenden Profisportligen, was für die Saisons 2013/14 und 2014/15 in Abbildung 17 dargelegt wird.

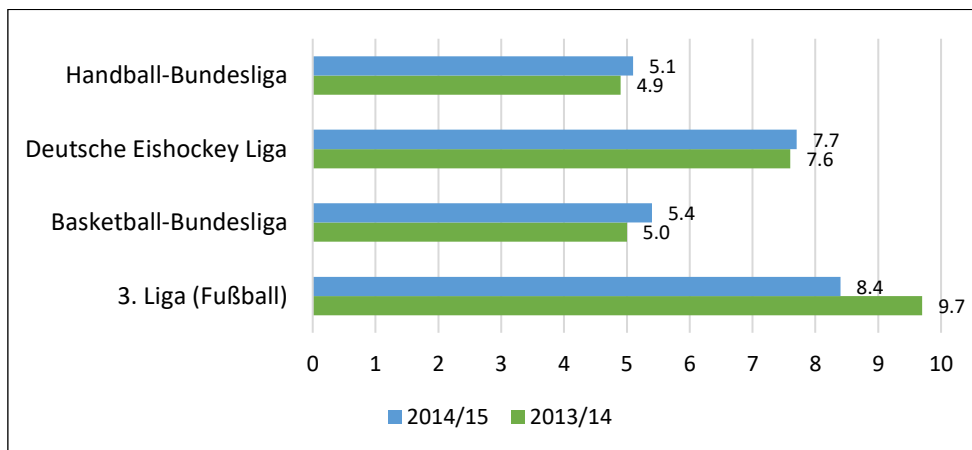


Abbildung 17: Durchschnittlicher Umsatz pro Verein (exkl. Transfererlöse) in Mio. €

Quelle: In Anlehnung an Deloitte, 2015, S. 11.

Andererseits liegen Umsatz und Erlöse in der 3. Liga regelmäßig weit unter denen der Bundesliga und der 2. Bundesliga. Der Spielbetrieb ist für Mannschaften in der 3. Liga mit einem ähnlich hohen Aufwand verbunden wie für Mannschaften der beiden übergeordneten Ligen. So bewegen sich beispielsweise die zurückzulegenden Distanzen zu Auswärtsspielen, die Anforderungen an die eigene Spielstätte sowie die notwendigen Voraussetzungen zur Realisierung professioneller Trainingsbedingungen in den drei Ligen auf vergleichbarem Niveau. Dies wird jedoch begleitet von den deutlich niedrigeren Erlösen in der 3. Liga, was ihre wirtschaftliche Attraktivität im Vergleich zur Bundesliga und der 2. Bundesliga deutlich schmä-

lert. Die nachfolgende Tabelle verdeutlicht dies mit einer Gegenüberstellung der Gesamterlöse sowie der Erlöse einzelner Bereiche für die drei Ligen für die Saisons 2013/14 und 2014/15. Angesichts mindestens doppelt so hoher Erlöse in der 2. Bundesliga und 12- bis 16-fach höherer Erlöse in der Bundesliga ist die Teilnahme an der 3. Liga für Vereine deutlich weniger lukrativ als die Teilnahme an den nächsthöheren Ligen unter dem Dach der DFL.

Tabelle 7: Erlösstruktur der drei ersten Fußballligen in den Saisons 2013/14 und 2014/15 (ohne Transfererlöse, 3. Liga ohne zweite Mannschaften)

<i>Angaben in Mio. €</i>	<b>Saison 2013/14</b>			<b>Saison 2014/15</b>		
	<b>3. Liga</b>	<b>2. BL</b>	<b>BL</b>	<b>3. Liga</b>	<b>2. BL</b>	<b>BL</b>
<b>Erlöse aus Werbung/Sponsoring, Merchandising</b>	<b>79,9</b>	<b>137,6</b>	<b>827,3</b>	<b>60,5</b>	<b>165,6</b>	<b>872,1</b>
% des Gesamterlöses	45,55%	31,87%	36,36%	42,34%	35,77%	36,42%
in % der 3. Liga	-	172,22%	1035,42%	-	273,72%	1441,49%
<b>Erlöse aus Medienrechten</b>	<b>15,9</b>	<b>129,6</b>	<b>716,8</b>	<b>17,3</b>	<b>140,9</b>	<b>731,1</b>
% des Gesamterlöses	9,06%	30,01%	31,50%	12,11%	30,44%	30,53%
in % der 3. Liga	-	815,09%	4508,18%	-	814,45%	4226,01%
<b>Spieltagserlöse</b>	<b>24,6</b>	<b>87,2</b>	<b>482,5</b>	<b>32,2</b>	<b>90,8</b>	<b>520,6</b>
% des Gesamterlöses	14,03%	20,19%	21,21%	22,53%	19,62%	21,74%
in % der 3. Liga	-	354,47%	1961,38%	-	281,99%	1616,77%
<b>Sonstige Erlöse</b>	<b>55</b>	<b>77,4</b>	<b>248,6</b>	<b>32,9</b>	<b>65,6</b>	<b>270,9</b>
% des Gesamterlöses	31,36%	17,92%	10,93%	23,02%	14,17%	11,31%
in % der 3. Liga	-	140,73%	452%	-	199,39%	823,4%
<b>Gesamterlöse</b>	<b>175,4</b>	<b>431,8</b>	<b>2275,2</b>	<b>142,9</b>	<b>462,9</b>	<b>2394,7</b>
in % der 3. Liga	-	246,18%	1297,15%	-	323,93%	1675,79%

Quelle: Deloitte, 2015; Deutsche Fußball Liga, 2016.

Zwar wurde die Fernsehpräsenz der 3. Liga, und damit verbunden auch die entsprechenden Erlöse für die teilnehmenden Vereine, zur Saison 2018/19 gesteigert (kicker-Sportmagazin, 2017), dennoch bleiben die Erlösmöglichkeiten in der 3. Liga weiterhin deutlich hinter denen der 2. Bundesliga zurück.

Für die Betrachtung der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen in der 3. Liga ist weiterhin von Interesse, wie viele Vereine in jeder Saison einen Überschuss erwirtschaften und wie viele Vereine am Saisonende ein Defizit aufweisen. Wie aus Abbildung 18 hervorgeht, beendet seit der Gründung der 3. Liga jedes Jahr eine nicht unerhebliche Anzahl an Vereinen die Saison mit einem Defizit.



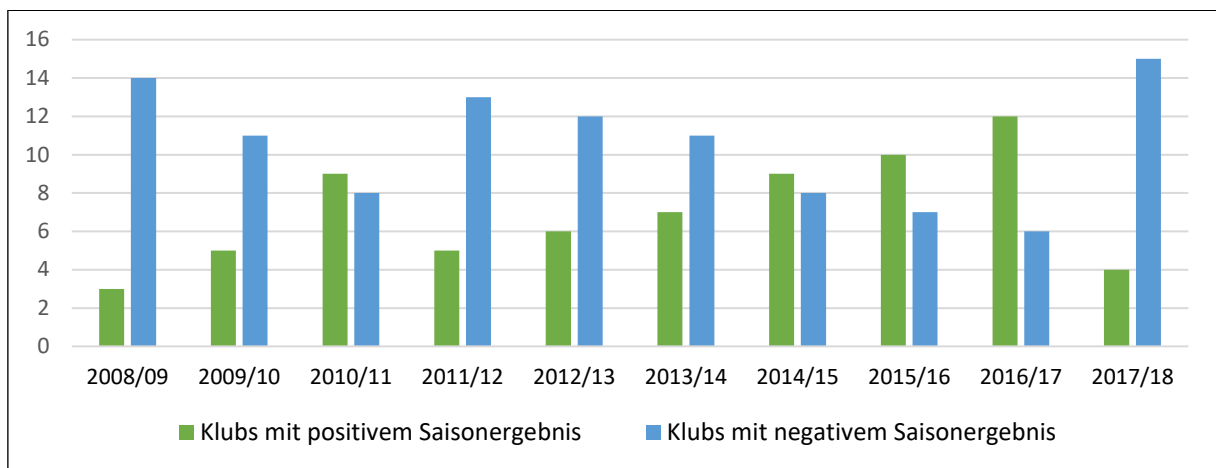


Abbildung 18: Teams mit Saisonüberschüssen resp. -fehlbeträgen in der 3. Liga (ohne zweite Mannschaften, 2016/17 Durchschnittswerte des oberen, mittleren und unteren Tabellendrittels)

Quelle: In Anlehnung an Deutscher Fußball-Bund, 2015b; Deutscher Fußball-Bund, 2016; Deutscher Fußball-Bund, 2017a; Deutscher Fußball-Bund, 2018.

Wiederholte defizitäre Saisonergebnisse haben seit der Gründung der 3. Liga bereits in elf Fällen sportliche Konsequenzen gehabt, die, wie aus Tabelle 8 ersichtlich wird, vielfach zu einem Abstieg in die Regionalliga oder in darunter befindliche Ligen führten. Hierbei gilt zu beachten, dass eine Insolvenz bis zur Saison 2013/14 automatisch mit dem Zwangsabstieg einherging; seit der Saison 2014/15 zieht sie einen Abzug von neun Punkten nach sich.

Tabelle 8: Sportliche Sanktionen für Vereine mit wirtschaftlichen Problemen

Saison	Verein	Ereignis
2008/09	Kickers Emden	Freiwilliger Abstieg aus der 3. Liga wegen fehlender finanzieller Mittel
2008/09	Stuttgarter Kickers	Punktabzug aufgrund einer nicht beglichenen Rückzahlung an den DFB
2010/11	Rot Weiss Ahlen	Eröffnung eines Insolvenzverfahrens, Abstieg in die Regionalliga
2010/11	TuS Koblenz	Es wird mangels geeigneter Investoren kein Lizenzantrag eingereicht
2012/13	Alemannia Aachen	Eröffnung eines Insolvenzverfahrens, Abstieg in die Regionalliga
2012/13	Offenbacher Kickers	Punktabzug nach einem Lizenzüberprüfungsverfahren, Verweigerung der Lizenz für die darauffolgende Saison, Abstieg in die Regionalliga
2014/15	SpVgg Unterhaching	Punktabzug wegen Lizenzverstößen, Abstieg in die Regionalliga
2016/17	FSV Frankfurt	Antrag auf Eröffnung eines Insolvenzverfahrens, Abstieg in die Regionalliga
2016/17	VfR Aalen	Eröffnung eines Insolvenzverfahrens und Punktabzug, jedoch erfolgreiches Halten der Klasse
2017/18	Chemnitzer FC	Eröffnung eines Insolvenzverfahrens und Punktabzug, Abstieg in die Regionalliga
2017/18	Rot-Weiß Erfurt	Eröffnung eines Insolvenzverfahrens und Punktabzug, Abstieg in die Regionalliga

Quelle: kicker-Sportmagazin, 2018.

Im gleichen Zeitraum gab es in der Bundesliga keinen einzigen Fall eines Punktabzugs oder der Lizenzverweigerung aus wirtschaftlichen Gründen, in der 2. Bundesliga gab es sieben Fälle, die insgesamt sechs Vereine betrafen.

Ergebnisse aus dem englischen (Szymanski, 2017) und deutschen (Szymanski & Weimar, 2019) Profifußball zeigen eine typische Kausalkette auf, die zu Liquiditätsproblemen oder der Insolvenz von Fußballvereinen führen kann. Den finanziellen Problemen voraus geht hierbei üblicherweise eine mehrjährige Verschlechterung der sportlichen Leistung, welche häufig zu einem oder mehreren Abstiegen führt. Dies bedeutet in der Konsequenz eine niedrigere Zuschauernachfrage und insgesamt geringere Erlöse. In dem kompetitiven Umfeld des Profifußballs mit recht geringen Gewinnmargen führt dieser Erlösrückgang für Vereine häufig zu Liquiditätsengpässen, die wiederum eine Insolvenz nach sich ziehen können, deren zeitliches Eintreten aufgrund der vorhergegangenen Abstiege typischerweise nicht in der ersten oder zweiten, sondern in einer der darunter befindlichen Ligen beobachtet wird.

Unter den elf in Tabelle 8 gelisteten Vereinen befinden sich neben vier Gründungsmitgliedern der 3. Liga in der Tat sechs Vereine, die in den Jahren vor der genannten Sanktionierung aus der 2. Bundesliga abgestiegen waren, also ebenfalls das Muster einer den wirtschaftlichen Problemen vorangegangenen sportlichen Verschlechterung aufweisen. Eine Ausnahme bildet der FSV Frankfurt, der vor der Beantragung des Insolvenzverfahrens aus der Regionalliga aufgestiegen war.

Die zahlreich auftretenden finanziellen Probleme der Vereine in der 3. Liga werden zunehmend kritisch gesehen. Im Abschlussbericht des DFB für die Drittligasaison 2017/18 findet sich bereits im Vorwort ein Appell an das „Kostenbewusstsein der Klubs. Das Prinzip der wirtschaftlichen Vernunft ist unabdingbar, um sich nachhaltig zu positionieren [...]“ (Deutscher Fußball-Bund, 2018, S. 3). Auch die Problematik eines offenkundigen Rattenrennens (Akerlof, 1976) in der 3. Liga findet sich inzwischen in der medialen Betrachtung der Liga wieder (WDR, 2018; Deutschlandfunk, 2019).

Erhöhte Investitionen in die Qualität der Mannschaft, die den Aufstieg in die 2. Bundesliga herbeiführen sollen, sind für Vereine in der 3. Liga unzweifelhaft mit Risiken verbunden. Hohe Investitionen, die zum Aufstieg führen, können in der nachfolgenden Saison insbesondere durch die deutlich höheren Erlöse der medialen Verwertung in der 2. Bundesliga refinanziert werden. Bleibt der Aufstieg allerdings aus, ist die Refinanzierung fraglich. Es besteht darüber hinaus das zusätzliche Risiko eines Abstiegs in die Regionalliga als Resultat sportlicher Sanktionen aufgrund fehlender finanzieller Mittel (Held, 2018).

Was bis dato noch nicht erörtert wurde, ist der tatsächliche Einfluss des Investitionsniveaus auf den Erfolg von Vereinen in der 3. Liga; insbesondere unter Berücksichtigung möglicher zusätzlicher Einflussfaktoren auf die Performance im Laufe einer Saison. Dieser Fragestellung soll im Folgenden nachgegangen werden.

Hierfür wird zunächst dargelegt, auf welche Weise eine modelltheoretische Verortung von erhöhten Investitionen in den Kader mit dem Ziel eines Aufstiegs in die 2. Bundesliga sowie von den damit einhergehenden Risiken erfolgen kann.

### 3 Theoretischer Hintergrund und Literaturüberblick

„Wenn ein Verein in der 3. Liga ein oder zwei Millionen Euro mehr für den Kader in die Hand nimmt, erhöht er die Chance aufzusteigen gefühlt signifikant. (...) [Damit steigt auch] die Gefahr, Risiken einzugehen, die man nicht eingehen sollte, weil sie vielleicht am Ende unkalkulierbar sind...“ (kicker-Sportmagazin, 2018, S. 70)

Mit diesen Worten wird Michael W. Schwetje, der damalige Geschäftsführer des Drittligisten SC Fortuna Köln, im kicker-Sportmagazin vom 04.06.2018 zitiert. Was hier beschrieben wird, ist die für den professionellen Teamsport typische partielle Zielkonkurrenz zwischen sportlichem und wirtschaftlichem Erfolg: Investitionen in die Spielstärke einer Mannschaft erhöhen die Gewinnwahrscheinlichkeit, welche wiederum die zu erwartenden Erlösströme positiv beeinflusst. Werden jedoch übermäßig hohe Investitionen mit dem Ziel sportlicher Erfolge getätigt, die durch künftige Erlösströme nicht gedeckt werden, spricht man von Überinvestition (Keller, 2012). Dieser Mechanismus kann modelltheoretisch wie folgt verortet werden.

Die Gewinnwahrscheinlichkeit für einen Sportverein in einem Ligawettbewerb wird dabei mit Hilfe der *contest success function* dargestellt. Diese Funktion drückt die Gewinnwahrscheinlichkeit  $p_g$  eines Vereins  $g$  in Abhängigkeit des Efforts  $x_g$  seiner Spieler und in Abhängigkeit des kumulierten Efforts aller Vereine  $x_k$  als  $p_g = \frac{f(x_g)}{\sum_k f_k(x_k)}$  aus (Münster, 2009).

Im Fußball gilt gemeinhin die Annahme, dass höherer Effort besserer Leistung entspricht und bessere Leistung sich in einem höheren Marktwert und einer höheren Entlohnung der Spieler niederschlägt (Forrest & Simmons, 2002; Garcia-del-Barrio & Pujol, 2005). Für Fußballmannschaften kann in Rückgriff auf Tullock (1980) für  $x_g$  in  $f(x_g)$  und für  $x_k$  in  $f_k(x_k)$  also die kumulierte Entlohnung bzw. der kumulierte Marktwert eines Kaders eingesetzt werden (Szymanski, 2003).

Eine typische konkrete Ausgestaltung der *contest success function* hat die Form  $p_g = \frac{x_g^\gamma}{\sum_k x_k^\gamma}$ . Dabei dient der Exponent  $\gamma$  als „‘talent power‘ parameter“ (Fort & Winfree, 2009, S. 72): Je größer  $\gamma$ , desto größer die Steigerung der Gewinnwahrscheinlichkeit auch bei kleinen Steigerungen des Marktwerts – und damit der Leistungsfähigkeit – eines Kaders. Ein hoher Wert von  $\gamma$  erhöht somit den Anreiz, die Investitionen in den Kader zu erhöhen (Szymanski & Valletti, 2010). In vielen Forschungsarbeiten – so auch im Folgenden in diesem Text – wird vereinfachend davon ausgegangen, dass  $\gamma$  den Wert 1 annimmt (Fort & Winfree, 2009).

Die auf der *contest success function* basierende Gewinnwahrscheinlichkeit eines Vereins hängt somit positiv von den eigenen Investitionen und negativ von den Investitionen der konkurrierenden Vereine innerhalb einer Liga ab. Hierauf basierend lassen sich die Investitionsentscheidungen aller Vereine innerhalb einer Liga als nicht-kooperatives Spiel modellieren, in dessen Gleichgewicht ein Gefangenendilemma vorliegt: Es besteht der Anreiz für Vereine, in teurere Spieler zu investieren, um die Leistungsfähigkeit ihrer Mannschaft und damit ihre Gewinnwahrscheinlichkeit zu erhöhen. Liegt symmetrisches Handeln aller Vereine vor, steigt aber nicht nur  $x_g$ , sondern auch  $\sum_k x_k$ , sodass im Nash-Gleichgewicht dieses Spiels trotz höherer Investitionen auf Ebene jedes einzelnen Vereins eine Erhöhung der Gewinnwahrscheinlichkeit  $p_g$  nicht gewährleistet ist. Es kann weiterhin gezeigt werden, dass die Investitionen der einzelnen Vereine in dieser Situation über dem wohlfahrtsmaximierenden Niveau liegen, und somit im Gleichgewicht Überinvestitionen vorliegen, welche ursächlich für das Gefangenendilemma sind (Dietl et al., 2008). Dieses Gefangenendilemma ist der Kern dessen, was auch als Rattenrennen der beteiligten Vereine bezeichnet wird.

Noll (2002) sowie Dietl et al. (2015) zeigen auf, dass der Anreiz einer Erhöhung der Investitionen in den Kader umso höher ist, je größer die Siegprämie des Gewinns einer Liga ist. Die Siegprämie kann dabei entweder die Form einer einmaligen Auszahlung annehmen oder sich in künftigen höheren Erlösen niederschlagen. Dies kann beispielsweise die Teilnahme an lukrativen internationalen Wettbewerben durch das Erreichen eines guten Tabellenplatzes in der nationalen Liga sein, oder in einem System offener Ligen der Aufstieg in die nächsthöhere Liga, in der höhere Erlöse generiert werden. Ist der Aufstieg in eine lukrativere Liga die Siegprämie für den Gewinn einer Liga, so steigt der Investitionsanreiz umso mehr, je größer die Erlösunterschiede zwischen den zwei Ligen sind (Dietl, Grossmann, Hefti, & Lang, 2015). Der Anreiz erhöhter Investitionen steigt außerdem, wenn die Motivation steigt einen Abstieg zu vermeiden, sei es aufgrund erhöhter Abstiegswahrscheinlichkeit durch mehr Abstiegsplät-

ze in einer Liga (Jasina & Rotthoff, 2012) oder durch eine erwartete Erlösminderung in der nächstunteren Liga.

Übertragen auf die 3. Liga heißt dies, dass aufgrund des bestehenden Erlösgefälles nach oben und nach unten eine erhöhte Motivation besteht, in die 2. Bundesliga aufzusteigen sowie einen Abstieg in die Regionalliga nach Möglichkeit zu vermeiden. Dies stellt in doppelter Hinsicht einen Anreiz für die teilnehmenden Vereine dar, ein erhöhtes, wenn nicht gar überhöhtes Investitionsniveau zu wählen.

Für andere Fußballligen wurden die hier dargelegten theoretischen Überlegungen in verschiedenen Zusammenhängen bereits empirisch geprüft. So konnten die grundlegenden Aussagen bezüglich der *contest success function* für den europäischen Profifußball hinlänglich belegt werden: Bereits 1997 wurde mehrfach bestätigt, dass finanzkräftige Vereine, die in der Lage sind, Spieler mit hohem Marktwert zu verpflichten, langfristig erfolgreicher sind als ihre Kontrahenten und dass wiederum ein positiver Zusammenhang zwischen der sportlichen Performance und dem finanziellen Spielraum eines Vereins besteht (Lehmann & Weigand, 1997; Szymanski & Smith, 1997). Aktuellere Daten aus dem Zeitraum 2003 bis 2012 bestätigen den positiven Zusammenhang zwischen Investitionen in den Spielerkader und sportlichem Erfolg (Rohde & Breuer, 2016). Die Grundannahme, dass der relative Marktwert eines Kaders sich positiv auf den Spielerfolg eines Teams auswirkt, wird darüber hinaus von mehreren Studien für die Fußballligen mehrerer europäischer Länder bestätigt (u.a. Szymanski & Smith, 1997; Forrest & Simmons, 2002; Hall et al., 2002; Simmons & Forrest, 2004; Frick, 2005; Szymanski, 2017).

Das beschriebene Gefangenendilemma im Gleichgewicht einer Liga, welche als nicht-kooperatives Spiel modelliert werden kann, entspricht zudem der Argumentation der UEFA zur Einführung der Regelungen zum Financial Fair Play im Jahr 2013. Eine hohe Siegprämie im Sinne der erwarteten Erlöse aus der Teilnahme an UEFA-Wettbewerben stellt für die Vereine der ersten Ligen in Europa den Anreiz dar, unter finanziellen Risiken gute und somit teure Spieler zu verpflichten, die zunächst die Teilnahme und später den Erfolg in europäischen Wettbewerben sichern sollen (Grabar & Sonin, 2018). Dies hat in der Vergangenheit dazu geführt, dass zahlreiche Vereine in Europa, die regelmäßig an den Vereinswettbewerben der UEFA teilnehmen, eigentlich zahlungsunfähig gewesen wären, wenn sich für sie nicht

verschiedene Bail-out-Szenarien ergeben hätten, die für weniger erfolgreiche Vereine üblicherweise nicht zur Verfügung stehen (Franck, 2014; Nielsen & Storm, 2017).<sup>15</sup>

Inwiefern diese Ausführungen auch für die 3. Liga als drittgrößte Sportliga Deutschlands gelten, wurde bis dato noch nicht erörtert. Ein erster Schritt dies nachzuholen soll im Folgenden gemacht werden, indem der Zusammenhang zwischen der *contest success function* und dem Erfolg in der 3. Liga empirisch überprüft wird.

Neben der *contest success function* als Basis zur Erklärung des Erfolgs eines Vereins werden für die nachfolgenden Modellschätzungen noch einige weitere erklärende Variablen herangezogen, deren bisherige Berücksichtigung in der relevanten Literatur hier kurz erläutert werden soll.

Wird der Marktwert eines Spielers *ex ante* gemessen und fließt somit entsprechend seiner Höhe zu Saisonbeginn in die *contest success function* ein, so kann diese keine Leistungsveränderungen über eine Saison hinweg abbilden. Es finden sich jedoch gerade in der 3. Liga Spieler, deren Marktwert nur wenig Konstanz aufweist und wo der Wert zu Saisonbeginn daher nur bedingt auf die während der Saison gezeigte Performance schließen lässt. Dies gilt insbesondere für zwei Fälle:

- Wie bereits beschrieben, ist eine erklärte Intention der 3. Liga die gezielte Förderung von Nachwuchsspielern, was sich u.a. darin niederschlägt, dass von allen in den ersten zehn Saisons zum Einsatz gekommenen Spielern 13% zu Saisonbeginn einen Marktwert von Null aufwiesen.
- Darüber hinaus kommen in der 3. Liga in zweiten Mannschaften von Vereinen, die auch in der Bundesliga oder 2. Bundesliga vertreten sind, immer wieder Spieler aus der ersten Mannschaft zum Einsatz, die zwar zu Beginn der Saison mit einem hohen Marktwert gelistet waren, nun aber nach einer Verletzungspause wieder erste Spielpraxis sammeln oder aus anderen Gründen aktuell keine Berücksichtigung im Kader der ersten Mannschaft finden.

In beiden Fällen spiegelt der Marktwert zu Saisonbeginn nur bedingt die Qualität von Spielern im Laufe einer Saison wider.

---

<sup>15</sup> Nielsen und Storm (2017) argumentieren in diesem Zusammenhang, dass große Vereine mit internationaler Strahlkraft aus Sicht ihrer Stakeholder häufig als „too big to fail“ angesehen werden und für sie in der Folge sogenannte weiche Budgetrestriktionen gelten. Diese schlagen sich beispielsweise nieder in Steuererleichterungen, der günstigen Überlassung öffentlicher Spielstätten, einer intensiven finanziellen Unterstützung durch Sponsoren oder öffentliche Stellen beim Bau neuer Stadien oder der Etablierung „kreativer Buchführung“. Franck und Lang (2014) stützen dieses Vorgehen modelltheoretisch, indem sie zeigen, dass das Bailing Out solch großer Vereine aus wohlfahrtsökonomischer Sicht eine optimale Strategie darstellen kann.

Eine Möglichkeit der Performancemessung über die Saison hinweg, die sich als valide Größe bewährt hat, ist die Bewertung von Spielern durch Fachvertreter der Sportpresse. Diese Bewertung einzelner Spieler erfolgt in der Regel pro Spiel auf Basis von Punkten oder Schulnoten und wurde bereits verschiedentlich als konsistentes Maß der Leistungserfassung in sportökonomischen Analysen verwendet (z. B. Garcia-del-Barrio & Pujol, 2005; Franck & Nüesch, 2010; Bryson et al., 2013). Ein entsprechendes Bewertungsmaß in Form der kicker-Note der in der 3. Liga zum Einsatz gekommenen Spieler soll auch im Folgenden Berücksichtigung finden. Diese Note wird von Journalisten des kicker-Sportmagazins je Spiel nach dem Schulnotenprinzip für alle Spieler vergeben, die mindestens 30 Minuten Spielzeit aufweisen. Ihr Durchschnittswert je Spieler und Saison ist rückwirkend für alle betrachteten Saisons unter [www.kicker.de](http://www.kicker.de) abrufbar.

Weiterhin zeigen mehrere Studien, dass in Ergänzung zu teamimmanenten Leistungsparametern wie dem Marktwert der Spieler eines Kaders, die den Erfolg eines Vereins im Sinne der *win maximization* positiv beeinflussen können, im europäischen Profifußball auch regionale Standortfaktoren relevant sein können. Es wirken sich sowohl die Einwohnerzahl als auch das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen in einer Stadt positiv auf den Erfolg des dort ansässigen Fußballvereins in der UEFA Champions League aus (Castellanos-García, Dopico, & Sánchez Santos, 2007). Der positive Effekt einer hohen Bevölkerungsdichte im Einzugsgebiet eines Vereins wird jedoch gedämpft, wenn in unmittelbarer Nähe direkte Konkurrenten ansässig sind (Buraimo, Forrest, & Simmons, 2007).

Diese Befunde lassen sich durch den Einfluss der Bevölkerungsdichte und der regionalen Konkurrenzsituation auf die Nachfrage nach Eintrittskarten erklären. In einem Ballungsraum mit hoher Einwohnerzahl und hohem Durchschnittseinkommen ist die Nachfrage hoch, was zu entsprechend hohen Erlösen für Vereine führt und es diesen erlaubt, höhere Löhne für bessere Spieler zu zahlen. Verteilt sich die verfügbare Nachfrage innerhalb einer Agglomeration jedoch auf mehrere dort ansässige Vereine, sinken die erwarteten Erlöse je Verein entsprechend.

Diese Sichtweise ist allerdings nicht unumstritten; es findet sich ebenso die alternative Argumentation, dass der eigentliche Wettbewerb zwischen Vereinen um möglichst gute Tabellenplätze nicht auf dem Markt für Eintrittskarten stattfindet, sondern auf dem Spieler- bzw. Transfermarkt, und ihr geographischer Standort somit weniger relevant ist (Szymanski & Smith, 1997). Um diese Kontroverse nicht unberücksichtigt zu lassen, werden in die Betrachtung der 3. Liga auch regionale Standortfaktoren integriert.

## 4 Datensatz und deskriptive Statistiken

Basierend auf der oben vorgestellten theoretischen Argumentation soll im Folgenden der Zusammenhang zwischen der *contest success function* und der sportlichen Performance der Vereine in der 3. Liga untersucht werden. Die für den zugehörigen Beobachtungszeitraum der Saisons 2008/09 bis 2017/18 erhobenen Daten wurden überwiegend online von [www.kicker.de](http://www.kicker.de) sowie [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) zusammengetragen.

Der Datensatz enthält 200 Saison-Vereins-Beobachtungen von insgesamt 52 Vereinen. Variablen auf Vereinsebene, die auf kumulierten Daten der Spieler beruhen, beziehen sich auf insgesamt 5503 Spieler-Vereins-Saison-Beobachtungen von insgesamt 2543 Spielern, die in den genannten Saisons in der 3. Liga zum Einsatz kamen.

Der sportliche Erfolg wird anhand der Anzahl der erzielten Punkte pro Saison gemessen, die später in ihrer logarithmierten Form ins Modell einfließen. Bei der Erfassung der Punkte werden etwaige Punktabzüge aufgrund von Lizenzverstößen nicht berücksichtigt, sondern es wird die den Spielergebnissen der Saison entsprechende Punktzahl jedes Vereins übernommen.

Sportlicher Erfolg im Sinne des Aufstiegs in die 2. Bundesliga wird mittels einer Dummy-Variablen erfasst, die den Wert 1 annimmt, sofern ein Verein am Ende einer Saison einen der ersten drei Tabellenplätze erreicht.

Für die *contest success function* wird die vereinfachte Form herangezogen, in der der ‚talent power parameter‘ den Wert 1 annimmt. Wie oben dargelegt wird als Proxy für den Effort eines Vereins der Marktwert seines Kaders herangezogen. Für die Kaderzusammensetzung sind die Spieler maßgebend, die laut [www.kicker.de](http://www.kicker.de) in der jeweiligen Saison für einen Verein zum Einsatz kamen. Ihre Marktwerte stammen wiederum von [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de), wo der jeweils zu Saisonbeginn ausgewiesene Marktwert herangezogen wird.

Wie das nachfolgende Boxplot-Diagramm zeigt, weisen die Marktwerte der eingesetzten Spieler viele und starke Ausreißerwerte auf. Über alle Saisons hinweg liegt der durchschnittliche Marktwert – gekennzeichnet durch die rote Linie – bei ca. 234.000 Euro. Das 95%-Quantil liegt bei 500.000 Euro. Dem stehen insgesamt 84 Spieler im Datensatz mit einem Marktwert von 1.000.000 Euro und mehr gegenüber, davon fünf Spieler mit einem Marktwert von 10.000.000 Euro und mehr.



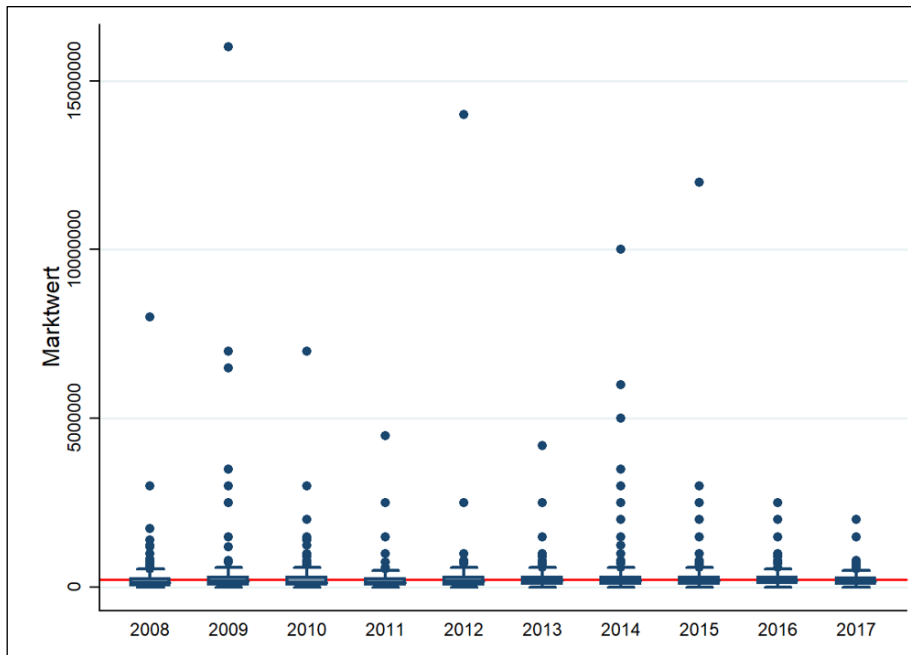


Abbildung 19: Spielermarktwerte nach Saison (in €)

88 % dieser 84 Spieler kamen in zweiten Mannschaften zum Einsatz, mit durchschnittlich vier Einsätzen pro Saison allerdings eher punktuell und nicht kontinuierlich. Fließt der Marktwert dieser Spieler vollständig in die *contest success function* ein, so besteht die Gefahr einer Verzerrung der Variablenwerte nach oben.

Es besteht daneben auch die Gefahr einer Verzerrung der Variablen nach unten. 13% der Spieler-Saison-Beobachtungen weisen zu Saisonbeginn einen Marktwert von Null auf. Diese Spieler haben ebenfalls zumeist nur wenige Spieleinsätze, der Median liegt bei fünf Einsätzen pro Saison. Weiterhin kommen 6% aller Spieler-Saison-Beobachtungen auf einen einzigen Saisoneinsatz, der Median des Marktwertes dieser Spieler liegt mit 50.000 Euro deutlich unter dem durchschnittlichen Marktwert aller Spieler.

Um eine Verzerrung des Kaderwertes, welcher für die *contest success function* ermittelt wird, durch solche Ausreißer nach oben oder unten zu vermeiden, erfolgt eine Gewichtung der Marktwerte anhand der Einsatzhäufigkeit der Spieler. Zur Ermittlung des Gewichtungsfaktors jedes Spielers  $i$  wird die Anzahl seiner Einsätze pro Saison ins Verhältnis gesetzt zur Gesamtzahl der Einsätze aller  $n$  Spieler seiner Mannschaft in dieser Saison. Die Berücksichtigung von Spieleinsätzen erfolgt auf Basis der Angaben von [www.kicker.de](http://www.kicker.de) und ohne Berücksichtigung der Einsatzdauer. Der gewichtete Wert eines Kaders ergibt sich demnach wie folgt:

$$\text{Gewichteter Kaderwert} = \sum_{i=1}^n \frac{\text{Einsätze}_i}{\sum_{i=1}^n \text{Einsätze}_i} \cdot \text{Marktwert}_i$$

Die *contest success function* wird folglich für jeden Verein  $g$  der  $k = 20$  Vereine in einer Saison durch  $p_g = \frac{\text{Gewichteter Kaderwert}_g}{\sum_{k=1}^{20} \text{Gewichteter Kaderwert}_k}$  beschrieben.

Wie aus der nachfolgenden Abbildung hervorgeht, liegt die Verteilung der *contest success function* über den vorliegenden Datensatz hinweg nah an der Normalverteilung. Der Median liegt mit 0,049 nah am Mittelwert von 0,05, die Ausprägungen der Variablen liegen insgesamt im Intervall  $[0,022; 0,085]$ .

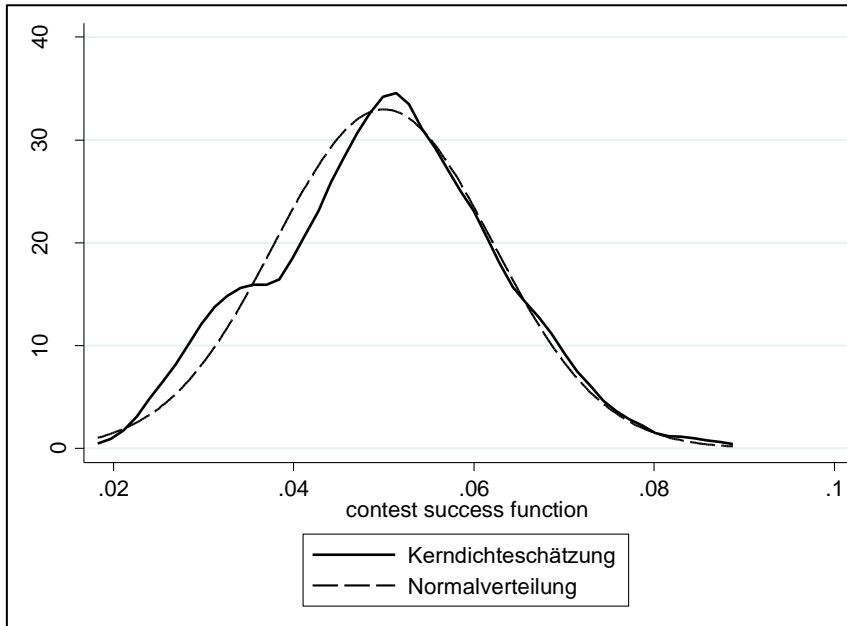


Abbildung 20: Kerndichteschätzung der *contest success function*

Neben dem ex ante gemessenen Marktwert wird zur Erfassung der tatsächlichen Performance die ex post vergebene durchschnittliche Saisonnote des kicker-Sportmagazins für die zum Einsatz gekommenen Spieler berücksichtigt. Ähnlich wie bei der *contest success function* erfolgt auch bei der Ermittlung der Durchschnittsnote jedes Kaders eine Gewichtung der Spielerbewertungen anhand der Einsätze pro Saison. Die individuelle Bewertung jedes Spieler wird zudem zunächst ins Verhältnis zum Durchschnitt aller Spieler auf seiner Position in einer Saison gesetzt, da die kicker-Noten je nach Position recht unterschiedlich ausfallen.<sup>16</sup>

Die durchschnittliche Note des Kaders eines Vereins in einer Saison  $t$ , basierend auf der individuellen kicker-Note jedes Spielers  $i$  der insgesamt  $n$  Spieler im Kader, ergibt sich demnach wie folgt:

$$Note_t = \sum_{i=1}^n \frac{Einsätze_i}{\sum_{i=1}^n Einsätze_i} \cdot \frac{Kickernote_{i,t}}{Durchschnittsnote_{Position\ i, Saison\ t}}$$

<sup>16</sup> Die der Berechnung zugrunde gelegte Position jedes Spielers basiert auf den Angaben von [www.kicker.de](http://www.kicker.de). Über alle Saisons hinweg erhalten Torhüter eine durchschnittliche kicker-Note von 3,0, Abwehrspieler eine 3,4, Mittelfeldspieler eine 3,5 und Stürmer eine 3,6.

Zu dieser Maßzahl ist anzumerken, dass gemäß der vom kicker verwendeten Schulnotensystematik Werte mit einem kleineren Betrag einer besseren Bewertung entsprechen und umgekehrt.

Von den im vorangegangenen Abschnitt theoretisch erläuterten Faktoren ist der Tatbestand von Überinvestitionen sicherlich derjenige, der am schwierigsten zu operationalisieren ist, da entsprechende Daten zu den Budgets der Vereine nicht in ausreichendem Umfang vorliegen. Aufgrund dessen wird ein Proxy herangezogen, das auf zwei Grundannahmen bezüglich der Risikopräferenz des Managements von Vereinen beruht. Zum einen wird angenommen, dass Überinvestitionen eher in Vereinen mit risikofreudigem Management getätigt werden als in Vereinen mit risikoaversen Management, da bei Letzteren der Gefahr möglicher sportlicher Sanktionen aufgrund wirtschaftlicher Probleme eine stärkere Bedeutung zugemessen wird. Zum zweiten wird angenommen, dass Investitionen in neue Spieler umso risikoreicher (und damit umso eher außerhalb des Budgets) sind, je später sie im Laufe der Saisonvorbereitung stattfinden. Mit anderen Worten; ein risikoavers agierendes Vereinsmanagement wird die Kaderplanung für eine Saison frühzeitig abschließen und nur wenige zusätzliche Spieler kurz vor oder gar erst nach Beginn des Spielbetriebs verpflichten. Bei risikofreudig agierendem Vereinsmanagement werden zur kurzfristigen Verbesserung der eigenen Ausgangssituation mit größerer Wahrscheinlichkeit noch Transfers kurz vor oder auch noch nach Beginn des Spielbetriebs realisiert werden.

Um das Agieren des Vereinsmanagements zu approximieren, wird der Kader herangezogen, der vor einer Saison im kicker-Sonderheft für jeden Verein gelistet ist. Da das kicker-Sonderheft immer einige Wochen vor Saisonbeginn erscheint, werden um die ersten Spieltage herum realisierte Transfers hier nicht abgebildet. Für den vorliegenden Datensatz werden für jeden Verein die im Sonderheft genannten Spieler mit den auf [www.kicker.de](http://www.kicker.de) gelisteten, tatsächlich eingesetzten Spielern in einer Saison verglichen. Der Anteil der Spieler am Kader, die im Saisonverlauf eingesetzt werden und bereits im kicker-Sonderheft aufgeführt sind, schwankt über alle Vereins-Saison-Beobachtungen hinweg zwischen 52% und 96%. Je weniger Spieler für den Kader zum Zeitpunkt der Veröffentlichung des kicker-Sonderhefts feststehen, desto mehr Transfers finden folglich kurzfristig statt, was auf risikoreicheres Agieren des Vereinsmanagements hindeuten kann. Die Auswirkungen dieses Handelns sind zunächst unklar. Es kann einerseits positiv sein, wenn durch kurzfristige Verstärkungen die Qualität eines Kaders deutlich erhöht wird. Es kann aber auch schlecht sein, wenn durch eher überhastete Transfers vergeblich versucht wird, einen Kader auf den letzten Metern noch zu verstärken.

Als weiteres Maß zur Beschreibung der Kaderzusammensetzung, welches Rückschlüsse auf das Handeln des Vereinsmanagements erlaubt, wird allgemein der Anteil an Neuzugängen je Verein und Saison aufgeführt. Hierzu zählen alle Spieler, die gemäß [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) ihre erste Saison bei einem Verein absolvieren.

Als Proxy für die Größe des relevanten Marktes als möglicher Standortfaktor wird der Logarithmus der Einwohnerzahl der Städte bzw. Gemeinden herangezogen, in denen Drittligen ansässig sind.

Abschließend sollen noch zwei Besonderheiten der 3. Liga und ihre Abbildung im vorliegenden Datensatz erläutert werden.

Vor dem Hintergrund des propagierten Ziels, mit Hilfe der 3. Liga die Nachwuchsförderung voranzutreiben, wird für jedes Team und jede Saison der prozentuale Anteil der Nachwuchsspieler an den eingesetzten Spielern ermittelt. Als Nachwuchsspieler gelten in diesem Zusammenhang Spieler, die gemäß [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) im ersten Jahr in einer Drittliga-Mannschaft spielen und einen Marktwert von Null haben. Bewusst wird darauf verzichtet, die Definition von „Nachwuchs“ auf U21- oder U23-Spieler anzuwenden, da dies auf die Mehrzahl aller betrachteten Spieler zutrifft: Über die Hälfte aller Spieler im Datensatz sind zum Beobachtungszeitpunkt jünger als 23 Jahre.

Schließlich ist es, wie bereits erwähnt, auch den zweiten Mannschaften von Vereinen aus den beiden Bundesligen möglich, an der 3. Liga teilzunehmen. Diese Mannschaften unterscheiden sich in mehrerlei Hinsicht von den anderen Vereinen in der 3. Liga. Ihnen ist der Aufstieg in die 2. Bundesliga verwehrt, sie können ihr Drittliga-Team punktuell durch etatmäßige Spieler aus der ersten Mannschaft verstärken (wodurch es u.a. zu den oben erläuterten Ausreißern der Marktwerte kommt) und sie weisen üblicherweise eine niedrigere Zuschauerzahl auf, welche im Durchschnitt über alle Saisons hinweg nur 20% des Zuschauerschnitts der übrigen Vereine beträgt. Zur Abbildung dieser Unterschiede wird eine Dummy-Variable erhoben, die für zweite Mannschaften den Wert 1 annimmt.

Die deskriptiven Kennzahlen der hier vorgestellten Variablen für die Vereins-Saison-Beobachtungen über alle Saisons hinweg gehen aus der folgenden Tabelle hervor.

Tabelle 9: Übersicht der Variablen und deskriptive Statistiken

Variable	Beschreibung	Anz.	Ø	Std.-Abw.	Min	Max
<b>lnPunkte</b>	Erzielte Punkte pro Saison - im Modell logarithmiert, hier absolut aufgeführt	200	51,665	11,848	22	85
<b>Marktwert</b>	Kumulierter Marktwert des Kaders (unter Berücksichtigung aller in einer Saison eingesetzten Spieler)	200	6.429.425	4.084.920	2.425.000	31.200.000
<b>CSF</b>	Wert der <i>contest success function</i> , basierend auf dem gewichteten kumulierten Marktwert des Kaders	200	0,05	0,012	0,022	0,085
<b>Note</b>	Durchschnittliche Bewertung des Kaders anhand der gewichteten kicker-Note	200	0,967	0,046	0,77	1,071
<b>Kader<sub>kicker</sub></b>	Anteil der eingesetzten Spieler eines Kaders, die zu Saisonbeginn im kicker-Sonderheft gelistet sind	200	0,793	0,087	0,513	0,963
<b>Neu</b>	Anteil aller Neuzugänge am Kader eines Vereins	200	0,533	0,143	0,231	0,92
<b>lnEinwohner</b>	Einwohner der Stadt/Gemeinde eines Vereins - im Modell logarithmiert, hier absolut aufgeführt	200	295.807,6	340.837,4	7950	3.469.849
<b>Nachwuchs</b>	Anteil von Nachwuchsspielern am Kader eines Vereins	200	0,122	0,092	0	0,375
<b>ZM</b>	Dummy-Variable, die bei zweiten Mannschaften den Wert 1 annimmt	200	0,125	-	0	1

## 5 Empirische Ergebnisse

Es kommen zwei Modelle zur Anwendung, eines zur Überprüfung des Zusammenhangs zwischen *contest success function* und sportlicher Performance in der 3. Liga und eines zur Überprüfung des Einflusses der *contest success function* auf die Aufstiegswahrscheinlichkeit.

Im ersten Modell wird die sportliche Performance in der 3. Liga anhand der logarithmierten Punktzahl gemessen, welche von den Vereinen am Ende der Saison erreicht wird. Das Modell hat die folgende allgemeine Form:

$$\ln\text{Punkte} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{CSF} + \alpha_2 \cdot \text{Note} + \alpha_3 \cdot \ln\text{Einwohner} + \alpha_4 \cdot \text{ZM} + \alpha_5 \cdot \text{Saison} + \alpha_i \cdot \mu_i + \varepsilon$$

Die Variable *CSF* dient der Messung des relativen Investitionsniveaus jedes Vereins auf Basis der *contest success function*. *Note* misst die tatsächliche Performance auf Team-Ebene. Anhand der Variable *lnEinwohner* wird die Größe des regionalen Marktes erfasst, die Dummy-Variable *ZM* kontrolliert für Besonderheiten zweiter Mannschaften von Vereinen, die auch in den beiden Bundesligen vertreten sind. Der Vektor  $\mu_i$  umfasst verschiedene Kontrollvariablen zur Zusammensetzung der Kader. Hierzu gehört der Anteil neuer Spieler, der Anteil an Spielern, die zu Saisonbeginn im kicker-Sonderheft aufgeführt sind und der Anteil an Nachwuchs-

spielen. Schließlich werden zur Kontrolle seasonspezifischer Einflüsse Dummy-Variablen für die betrachteten Saisons 2008/09 bis 2017/18 berücksichtigt.

Das Modell wird mittels einer gepoolten OLS-Regression mit robusten Standardfehlern geschätzt, wobei die einzelnen Kontrollvariablen zur Kaderzusammensetzung getrennt berücksichtigt werden (OLS1 bis OLS4). Außerdem wird es als Paneldatenmodell geschätzt, wobei der Hausman-Test für den vorliegenden Datensatz mit  $\chi^2 = 16,95$  und  $p = 0,1093$  die Verwendung eines Modells mit Random Effects empfiehlt. In Anbetracht der Tatsache, dass bestimmte Vereins-Charakteristika, beispielsweise Führungsstrukturen oder der Einfluss von Sponsoren oder Mäzenen, über den Beobachtungszeitraum hinweg konstant sein können, werden hier auch die Ergebnisse des Paneldatenmodells mit Fixed Effects aufgeführt.

Die Ergebnisse der Schätzungen sind in der nachfolgenden Tabelle aufgeführt.

Tabelle 10: Ergebnisse der Modellschätzungen (I)

<i>lnPunkte</i>	<b>OLS1</b>	<b>OLS2</b>	<b>OLS3</b>	<b>OLS4</b>	<b>RE</b>	<b>FE</b>
<i>CSF</i>	5,096*** (5,80)	5,090*** (5,84)	5,353*** (-6,11)	4,755*** (5,24)	5,096*** (5,91)	3,032** (2,60)
<i>Note</i>	-3,460*** (-12,63)	-3,288*** (-11,38)	-3,331*** (-12,11)	-3,314*** (-12,26)	-3,459*** (-12,37)	-3,871*** (-13,09)
<i>lnEinwohner</i>	0,0134 (1,64)	0,0135* (1,67)	0,0129 (1,61)	0,0136* (1,66)	0,0134 (1,32)	-
<i>ZM</i>	-0,183*** (-4,62)	-0,169*** (-3,82)	-0,178*** (-4,57)	-0,155*** (-3,76)	-0,183*** (-4,07)	-
<i>Kader<sub>kicker</sub></i>	-	0,251 (1,65)	-	-	-	-
<i>Neu</i>	-	-	-0,123 (-1,48)	-	-	-
<i>Nachwuchs</i>	-	-	-	-0,275* (-1,83)	-	-
<i>Saison</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Konstante</i>	6,845*** (-22,83)	6,482*** (-17,35)	6,781*** (-23,50)	6,769*** (-23,34)	6,845*** (23,60)	7,480*** (24,13)
N	200	200	200	200	200	200
R <sup>2</sup>	0,6504	0,6568	0,6550	0,6573	within: 0,6200 between: 0,7713 overall: 0,6504	within: 0,6391 between: 0,6495 overall: 0,5711

t-Werte in Klammern

\* p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\* p<0.01

Aufgrund der Funktionsform des Modells können die Koeffizienten aller Variablen, mit Ausnahme der logarithmierten Einwohnerzahl, als Semi-Elastizität interpretiert werden (von Auer, 2007). Sie geben an, um wieviel Prozent die erreichte Punktzahl steigt bzw. sinkt, wenn sich die zugehörige Variable um eine Einheit erhöht bzw. senkt. Der Koeffizient der Variable *lnEinwohner* ist als Elastizität interpretierbar und zeigt die prozentuale Veränderung der Punktzahl bei einer einprozentigen Veränderung der Einwohnerzahl an.

Alle Schätzungen können ca. zwei Drittel der Streuung der erreichten Punktzahl erklären und weisen ähnliche Koeffizienten auf, was für die Robustheit der Ergebnisse spricht.

Über alle Schätzungen hinweg zeigt sich ein positiver, signifikanter Einfluss des relativen Kaderwertes in Form der Variable *CSF* auf den Erfolg. Aufgrund der vorgenommenen Gewichtung der *contest success function* anhand der Einsätze der erfassten Spieler ist dieser Einfluss jedoch leider nicht exakt quantifizierbar.

Ähnliches gilt für die durchschnittliche Bewertung des Spielerkaders anhand der kicker-Note. Auch hier zeigt sich ein signifikanter Einfluss; bessere Bewertungen und sportlicher Erfolg hängen positiv zusammen. Das negative Vorzeichen des Koeffizienten liegt in der Schulnotensystematik der Variable begründet, kleinere Beträge stehen für bessere Leistung und umgekehrt.

Die Koeffizienten der Kontrollvariablen, welche die Zusammensetzung des Kaders beschreiben, sind teilweise signifikant. Für den Koeffizienten der Variable *Kader<sub>kicker</sub>* in Schätzung OLS2 gilt  $p = 0,102$ , er ist somit nur knapp nicht signifikant. Es scheint also einen schwach positiven Einfluss auf die erzielten Punkte zu haben, wenn der Kader mit Veröffentlichung des kicker-Sonderheftes einige Zeit vor dem ersten Spieltag bereits weitgehend feststeht, was im vorliegenden Kontext als Vorteilhaftigkeit risikoaversen Managements interpretiert werden kann. Schätzung OLS3 legt den Schluss nahe, dass es für den sportlichen Erfolg irrelevant ist, wie viele Spieler insgesamt neu bei einem Verein sind. Der Anteil an Nachwuchsspielern weist in Schätzung OLS4 einen signifikanten Koeffizienten auf. Dessen negatives Vorzeichen deutet darauf hin, dass die Maximierung sportlichen Erfolgs im Gegensatz zum erklärten Ziel der 3. Liga steht, die Nachwuchsförderung voranzutreiben, denn je höher der Anteil an Nachwuchsspielern am Kader eines Vereins ist, desto schlechter ist ceteris paribus das sportliche Abschneiden.

Eine gepoolte OLS-Regression mit robusten Standardfehlern, welche alle drei Parameter zur Beschreibung der Kaderzusammensetzung inkludiert, weist bei keinem der drei Parameter einen signifikanten Koeffizienten auf. Die übrigen Koeffizienten unterscheiden sich nur kaum

von denen der anderen Schätzungen, sodass die Ergebnisse dieser Regression hier nicht aufgeführt werden.

Die Koeffizienten der Einwohnerzahl der jeweiligen Heimatstadt der Vereine, welche als Proxy für die Größe des relevanten regionalen Marktes dienen, sind durchgängig nahe null und nicht durchgängig signifikant. Dies – in Kombination mit den deutlich größeren und durchgängig signifikanten Koeffizienten der Variable *CSF* – deutet darauf hin, dass die Größe des unmittelbaren Marktes vor Ort, welche hier als Beschreibungskriterium des Ticketmarkts der Vereine in der 3. Liga herangezogen wird, irrelevant ist. Offenkundig ist der Transfermarkt entscheidend für die sportliche Performance.

Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wurde Modellvariante OLS1 zusätzlich mit auf Vereinsebene geclusterten Standardfehlern geschätzt. Die Ergebnisse sind vergleichbar mit den hier dargestellten und werden daher nicht gesondert aufgeführt.

Einschränkend muss erwähnt werden, dass in den hier erläuterten Schätzungen Heteroskedastizität vorliegt. Es liegt zudem die Vermutung nahe, dass der Einfluss von zusätzlichen Investitionen in den Kader bei Vereinen an der Tabellenspitze nicht unbedingt den gleichen Einfluss auf die erreichte Punktzahl hat wie im Mittelfeld oder im unteren Bereich der Tabelle. Dies beides sind Gründe, die für eine ergänzende Quantilsregression zur Prüfung der Robustheit der gewonnenen Ergebnisse sprechen. Diese erlaubt die Untersuchung des Einflusses der *contest success function* auf das sportliche Abschneiden für verschiedene Level der erreichten Punktzahl und vermeidet zudem noch Annahmen über die parametrische Verteilung des Störterms (Koenker, 2005).

Da die Kontrollvariablen zur Kaderzusammensetzung in den obigen Schätzungen nur wenig Erklärungskraft haben, werden in der Quantilsregression nur die Variablen gemäß der Variante OLS1 verwendet. Bei der Schätzung der in der folgenden Tabelle aufgeführten Ergebnisse wurde Bootstrapping mit 20 Wiederholungen verwendet.



Tabelle 11: Ergebnisse der Modellschätzungen (II)

<i>lnPunkte</i>	<b>0.2</b>	<b>0.4</b>	<b>0.6</b>	<b>0.8</b>
<i>CSF</i>	5,205*** (-3,42)	4,879*** (3,33)	5,288*** (4,01)	4,428*** (4,92)
<i>Note</i>	-3,968*** (-6,64)	-3,217*** (-9,25)	-3,310*** (-10,05)	-3,204*** (-12,22)
<i>ZM</i>	-0,172*** (-2,62)	-0,172*** (-4,88)	-0,195*** (-3,86)	-0,158*** (-3,47)
<i>lnEinwohner</i>	-0,00411 (-0,49)	0,0168 (1,59)	0,0236* (1,88)	0,0282** (2,27)
<i>Saison</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Konstante</i>	7,544*** (12,98)	6,636*** (16,11)	6,675*** (17,95)	6,623*** (20,56)
N	200	200	200	200
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,4105	0,4018	0,4134	0,4860

t-Werte in Klammern

\* p&lt;0.10, \*\*p&lt;0.05, \*\*\* p&lt;0.01

Grundsätzlich zeigen sich keine sehr großen Abweichungen der Koeffizienten zu den zuvor durchgeführten Schätzungen. Es sind jedoch einige Variablen hervorzuheben, deren Koeffizienten über die Quantile hinweg deutliche Veränderungen aufweisen.

Der Koeffizient der Variable *CSF* ist im untersten Quantil recht hoch und im obersten Quantil am niedrigsten. Dies deutet darauf hin, dass über alle Saisons hinweg der Einfluss von zusätzlichen Investitionen auf die Performance am oberen Ende der Tabelle etwas geringer ist als am unteren Ende der Tabelle. Der Koeffizient der Variable *Note* wird über die Quantile hinweg durchgängig kleiner, was darauf hindeutet, dass eine Veränderung der durchschnittlichen Bewertung ceteris paribus bei weniger erfolgreichen Vereinen einen stärkeren Einfluss auf die Punktzahl hat als bei erfolgreicheren Vereinen. Die Koeffizienten der Variable *lnEinwohner* sind wieder recht klein, steigen aber über die Quantile hinweg stetig an. Es zeigt sich demnach eine leichte Tendenz, dass recht erfolgreiche Vereine in der 3. Liga vorrangig in Ballungsräumen mit großer Einwohnerzahl ansässig sind.

Inwiefern die bisher diskutierten Faktoren nicht nur das allgemeine Abschneiden in der 3. Liga, sondern insbesondere den Gewinn der Liga in Form des Erreichens eines Aufstiegsplatzes in die 2. Bundesliga beeinflussen, soll im Folgenden noch einmal genauer überprüft werden. Hierfür wird ein logistisches Modell angewandt, dessen abhängige Variable *Aufstieg* den Wert 1 annimmt, sofern ein Verein am Ende der Saison einen der Tabellenplätze 1 bis 3 erreicht, und den Wert 0 bei allen anderen Tabellenplätzen.

Das Modell hat folgende allgemeine Form:

$$\begin{aligned} \text{Aufstieg} = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{CSF} + \alpha_2 \cdot \text{Note} + \alpha_3 \cdot \ln \text{Einwohner} + \alpha_4 \cdot \text{Ligazugehörigkeit} \\ & + \alpha_5 \cdot \text{Saison} + \alpha_i \cdot \mu_i + \varepsilon \end{aligned}$$

Das Modell wird ohne zweite Mannschaften geschätzt, da diese nicht in die 2. Bundesliga aufsteigen können.  $\mu_i$  steht wieder für einen Vektor, welcher die verschiedenen Kontrollvariablen zur Zusammensetzung der Kader umfasst. Es wird zudem mit der Ligazugehörigkeit (in Saisons) eine neue Variable aufgenommen, welche prüft, ob die Wahrscheinlichkeit eines Aufstieges sich verändert, wenn ein Verein längere Zeit in der 3. Liga spielt.

Das Modell wird in einer gepoolten Variante geschätzt, wobei die einzelnen Kontrollvariablen zur Kaderzusammensetzung erneut getrennt berücksichtigt werden (Schätzungen L1 bis L4). Ergänzend erfolgt die Schätzung eines Panelmodells mit Random Effects. Für alle Varianten wird eine Logit-Schätzung durchgeführt, die nachfolgende Übersicht der Schätzergebnisse führt also Koeffizienten und keine *Odds Ratios* auf.

Tabelle 12: Ergebnisse der Modellschätzungen (III)

<b>Aufstieg</b>	<b>L1</b>	<b>L2</b>	<b>L3</b>	<b>L4</b>	<b>RE</b>
<i>CSF</i>	134,1*** (4,31)	134,41*** (4,22)	140,86*** (3,90)	136,04*** (3,87)	149,25*** (2,95)
<i>Note</i>	-51,07*** (-3,41)	-50,19*** (-3,24)	-49,44*** (-3,07)	-47,35*** (-3,03)	-52,38*** (-3,32)
<i>lnEinwohner</i>	0,469 (1,59)	0,471 (1,55)	0,449 (1,47)	0,547* (1,83)	0,667 (1,64)
<i>Ligazugehörigkeit</i>	-0,635*** (-2,78)	-0,651** (-2,49)	-0,677*** (-2,60)	-0,640*** (-2,64)	-0,446 (-1,51)
<i>Kader<sub>kicker</sub></i>	-	2,199 (0,35)	-	-	-
<i>Neu</i>	-	-	-1,26 (-0,52)	-	-
<i>Nachwuchs</i>	-	-	-	-7,488 (-1,19)	-
<i>Saison</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Konstante</i>	34,19*** (2,69)	31,59** (2,08)	33,22** (2,52)	30,628** (2,29)	32,94*** (2,93)
N	175	175	175	175	175
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,5211	0,5224	0,5229	0,5331	-

t-Werte in Klammern

\* p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\* p<0.01

Die Vorzeichen und Signifikanzniveaus der Variablen entsprechen weitgehend denen der Schätzungen zum generellen sportlichen Abschneiden in der 3. Liga. Die Variable *CSF* weist in allen Schätzungen hochsignifikante Koeffizienten auf, was bedeutet, dass Investitionen in den Kader ein relevanter Faktor für den Aufstieg sind. Auffällig ist der sehr große Betrag des Koeffizienten. Die Ausprägungen der Variable *CSF* sind sehr klein und liegen im Intervall  $[0,022; 0,085]$ . Kleine Änderungen der Variablenwerte haben also recht großen Einfluss auf die Aufstiegswahrscheinlichkeit. Die eingangs zitierte Vermutung, erhöhte Investitionen in den Kader würden die Aufstiegswahrscheinlichkeit von Vereinen „gefühlte signifikant“ steigern, kann anhand der Ergebnisse demnach insofern konkretisiert werden, als dass die Aufstiegswahrscheinlichkeit nicht nur gefühlt, sondern nachweislich signifikant steigt, wenn der relative Wert eines Kaders steigt.

Auch die Bewertung durch den Kicker hat einen hochsignifikanten Einfluss auf die Aufstiegswahrscheinlichkeit. Gut bewertete Teams spielen demnach erfolgreicher und erreichen mit größerer Wahrscheinlichkeit Tabellenplätze, die den Aufstieg in die 2. Bundesliga ermöglichen.

Die Größe des lokalen Marktes, für den die Einwohnerzahl der jeweiligen Stadt als Proxy dient, ist wieder nahezu irrelevant. Zwar ist der Koeffizient in Schätzung L4 signifikant, er ist aber insbesondere im Vergleich zu den übrigen Koeffizienten recht klein. Offenbar hat der Transfermarkt auch für die Aufstiegswahrscheinlichkeit eine größere Bedeutung als der Ticketmarkt.

Die Kontrollvariablen zur Spezifikation der Kaderzusammensetzung haben keinen signifikanten Einfluss auf die Aufstiegswahrscheinlichkeit. Der signifikante Koeffizient der Variable *Ligazugehörigkeit* deutet darauf hin, dass am ehesten diejenigen Vereine in die 2. Bundesliga aufsteigen, die nur kurz der 3. Liga angehört haben. Ein Blick in die deskriptiven Daten zeigt, dass es sich hierbei hauptsächlich um Absteiger aus der 2. Bundesliga handelt. 30% aller Vereine, die einen Aufstiegsplatz erreichten, schafften damit den direkten Wiederaufstieg, nachdem sie in der Saison zuvor aus der 2. Bundesliga abgestiegen waren.

## 6 Diskussion

Die Koeffizienten der Variablen *CSF* sind in allen Schätzungen positiv und signifikant. Es zeigt sich somit, dass in der 3. Liga Investitionen in den Kader durchaus eine rationale Strategie darstellen, um den sportlichen Erfolg zu gewährleisten. Dies gilt insbesondere, wenn sportlicher Erfolg nicht nur in Form der erreichten Punkte, sondern auch durch das Erreichen eines Aufstiegsplatzes definiert wird. Hier ist der relative Marktwert des Kaders eine maßgebende Größe, welche die Aufstiegswahrscheinlichkeit positiv beeinflusst.

In einem effizienten Spielermarkt sollte der Marktwert zu Beginn der Saison, auf dessen Basis die *contest success function* hier berechnet wurde, eigentlich eine zuverlässige Vorhersage über die in der Saison erwartete Performance ermöglichen. Vor diesem Hintergrund ist bemerkenswert, dass in allen Schätzungen nicht nur die Variable *CSF*, sondern auch die Koeffizienten der Bewertung anhand der kicker-Note durchgängig signifikant sind. Die beiden Variablen korrelieren nur schwach miteinander. Betrachtet man auf Spielerebene das 99%-Perzentil des Marktwertes mit  $n=5448$  Spielern<sup>17</sup>, so ist die Korrelation zwischen dem Marktwert und der durchschnittlichen kicker-Note mit  $-0,1429$  nicht stark ausgeprägt.

Die Ergebnisse deuten somit darauf hin, dass der über die *contest success function* abgebildete kumulierte Marktwert eines Kaders zu Beginn der Saison nur eingeschränkt als Prädiktor für die über die kicker-Bewertung erfasste, tatsächlich gezeigte Leistung einer Mannschaft über die Saison hinweg geeignet ist.

Neben dem technischen Erklärungsansatz, dass die Skala der kicker-Note auf das Spektrum der verfügbaren Schulnoten beschränkt ist und die Skala des Marktwertes hingegen nach oben offen ist, bieten sich noch vier weitere, inhaltliche Erklärungsansätze für die schwache Korrelation beider Variablen an.

1. Insbesondere in zweiten Mannschaften werden punktuell Spieler aus dem Kader der ersten Mannschaft eingesetzt, die einen sehr hohen Marktwert aufweisen, aufgrund von kürzlich erlittenen Verletzungen oder aus anderen Gründen aktuell aber nicht die Leistung erbringen, die man auf Basis ihres Marktwertes zu Saisonbeginn vorhergesagt hatte. Gleichzeitig ist zu erwarten, dass diese Spieler von den Journalisten des kicker, welche die Benotung ihrer Leistung vornehmen, besonders kritisch bewertet werden. Es zeigt sich entsprechend, dass über alle Saisons hinweg Spieler mit einem

---

<sup>17</sup> Das 99%-Perzentil liegt bei einem Marktwert von 1,25 Mio. €. Spieler mit größeren Marktwerten bis hin zum maximalen Marktwert von 16 Mio. € fallen also aus der Betrachtung heraus.

Marktwert oberhalb des 95%-Quantils eine gewichtete Note aufweisen, welche etwas schlechter als der Durchschnittswert aller Spieler ist.

2. Insbesondere Nachwuchsspieler haben zu Beginn einer Saison einen Marktwert von Null oder nur leicht darüber, können aber im Laufe einer Saison eine sehr positive Entwicklung durchlaufen. Es zeigt sich, dass über alle Saisons hinweg 26% aller Nachwuchsspieler gemäß der oben erläuterten Definition überdurchschnittlich gut bewertet werden. Ebenso erhalten 25% aller Spieler, die zu Beginn der Saison einen Marktwert von maximal 50.000 Euro aufweisen, überdurchschnittlich gute kicker-Noten.
3. Nach einer eher schlecht verlaufenen vergangenen Saison können Spieler, die nicht unter die Definition von Nachwuchsspielern fallen, eine Korrektur ihres Marktwertes nach unten erfahren. Schaffen sie es in der neuen Saison an ihr früheres Leistungsniveau anzuknüpfen, so ist ihre kicker-Bewertung besser als es ihr Marktwert zu Beginn der Saison erwarten lässt.
4. Umgekehrt können nach einer oder mehreren guten Saisons Spieler eine Anpassung ihres Marktwertes nach oben erfahren, die allerdings nicht nachhaltig ihre anschließende Performance reflektiert, sodass ihre kicker-Bewertung schlechter ist als ihr Marktwert zu Beginn der Saison es erwarten lässt.

Unter Beachtung der eng gesteckten wirtschaftlichen Rahmenbedingungen für Vereine in der 3. Liga zeigt sich in diesen Erklärungsansätzen eine mögliche Strategie der *win maximization* bei gleichzeitiger Eindämmung der Gefahr von Überinvestitionen. Hierbei können im Zuge der Kaderplanung während der Vorbereitung einer Saison gezielt Spieler identifiziert werden, deren Profil von den Erklärungsansätzen 2 und 3 widerspiegelt wird, bei denen also die über eine Saison hinweg gezeigte Leistung wahrscheinlich besser sein wird als ihr Marktwert zu Beginn der Saison vermuten lässt.

Eine ähnliche Strategie ist Anfang des Jahrtausends im US-amerikanischen Baseball unter dem Namen „Moneyball“ bekannt geworden. Der Kern dieser Strategie, die erstmals von den Oakland Athletics verfolgt wurde, lag darin, mittels statistischer Methoden Baseballspieler zu identifizieren, bei denen bestimmte Fertigkeiten vom Markt systematisch unterbewertet wurden und deren erwartete und auch gezeigte Leistung in der Folge höher war als ihr Marktwert es eingangs suggerierte. Auf diese Weise konnten die Oakland Athletics mit einem begrenzten Budget für die Kaderplanung beachtliche sportliche Erfolge erzielen. Als sich diese Strategie in der Branche verbreitete, indem für das Scouting verantwortliche Akteure der Oakland Ath-

letics von anderen Baseball-Clubs abgeworben wurden, verschwand die systematische Unterbewertung von Spielern nach und nach (Hakes & Sauer, 2006).

Es wurde bereits mehrfach gezeigt, dass die „Moneyball“-Strategie auch im Profifußball von Relevanz ist. Beispielsweise werden bestimmte Fähigkeiten von Spielern in der Fußball-Bundesliga nur unzureichend von ihrem Marktwert widerspiegelt (Weimar & Wicker, 2017). In der englischen Premier League stellt die Möglichkeit der Identifikation und Ausbildung (noch) unterbewerteter Spieler ein dezidiertes alternatives Geschäftsmodell für Vereine mit schlechterer finanzieller Ausstattung dar (Quansah, Frick, Lang, & Maguire, 2020; Gerrard, 2007).

Es liegt für die 3. Liga nahe, eine vergleichbare Strategie zu praktizieren, insbesondere da ein Fokus der Liga auf der Ausbildung junger Spieler liegt. Folglich sollte man hier Ähnliches wie in der US-amerikanischen Major League Baseball beobachten: Für das Scouting verantwortliche Akteure würden dann wegen der hohen Qualität ihrer Arbeit vermehrt von anderen Vereinen, insbesondere aus höheren Ligen, abgeworben. Es gibt in der Tat beispielhaft verschiedene Fälle in der noch jungen Historie der 3. Liga, in denen Vereine über eine Saison hinweg eine deutlich bessere Leistung zeigten als der Wert ihrer *contest success function* zu Saisonbeginn vermuten ließ und wo die für das Scouting verantwortlichen Personen in der Folgezeit eine Position in einer der beiden Bundesligen antraten. Diese Personen wechselten dabei teilweise den Verein, teilweise stiegen sie mit ihrem Drittligaverein in die 2. Bundesliga oder darauffolgend sogar in die Bundesliga auf. Eine Auswahl dieser Fälle soll hier beispielhaft skizziert werden.

- Im Jahr 2014 stieg RB Leipzig nach nur einem Jahr in der 3. Liga als Tabellenerster mit sieben Punkten Vorsprung auf das zweitplatzierte Team in die 2. Bundesliga auf. Gemäß der *contest success function* war der Leipziger Kader lediglich der fünftwertvollste, erreichte aber die beste durchschnittliche kicker-Bewertung in der Saison 2013/14. Der für das Scouting verantwortliche Sportdirektor Ralf Rangnick, der ab der Saison 2015/16 auch das Amt des Trainers bekleidete, stieg mit Leipzig im darauffolgenden Jahr auch in die Bundesliga auf (Wikipedia, 2019).
- Nach dem Aufstieg in die 3. Liga im Jahr 2014 wies der SC Fortuna Köln regelmäßig einen Wert der *contest success function* auf, der deutlich unterhalb des Durchschnitts lag und im ersten Drittligajahr mit 0,029 den niedrigsten Wert jener Saison annahm. Dennoch hielt der Verein vier Jahre lang erfolgreich die Klasse. In der Saison 2018/19 wurde der fürs Scouting maßgeblich mitverantwortliche Trainer Uwe Koschinat vom

Zweitligisten SV Sandhausen verpflichtet (liga-drei.de, 2019). Fortuna Köln stieg zum Ende der Saison in die Regionalliga ab.

- Der SC Paderborn schloss die Saison 2017/18 als Tabellenzweiter ab und stieg in die 2. Bundesliga auf. Vom Marktwert her war der Kader dieser Saison mit dem zwölft-höchsten Wert der *contest success function* lediglich mittelmäßig, wurde aber vom k-icker als durchschnittlich vierbestes Team bewertet. Nach dem Aufstieg in die 2. Bundesliga realisierte Paderborn in der darauffolgenden Saison den erneuten Aufstieg in die Bundesliga. Der Paderborner Sport-Geschäftsführer Markus Krösche wechselte zur Saison 2019/20 innerhalb der Bundesliga zu RB Leipzig. Dass in seiner Paderbor-ner Amtszeit eine „Moneyball“-Strategie verfolgt wurde, bestätigte er in einem Inter-view zu seinem Wechsel nach Leipzig:

„So lange ich hier war, haben wir den Pfad nicht verlassen, junge, entwick-lungsfähige Spieler, die wir für wenig Geld oder ablösefrei bekommen können, zu verpflichten. Das ist für den SC Paderborn auch die richtige Strategie. [...] Man hat [...] in den letzten Jahren gesehen, dass es unheimlich viele gute ablö-sefreie Spieler gibt, die sich weiterentwickeln. Wenn du viel Geld ausgibst, ist die Wahrscheinlichkeit nicht immer höher, dass du erfolgreich bist.“ (Neue Westfälische, 2019)

- Der 1. FC Magdeburg erreichte 2015, im zweiten Jahr des an der Kaderplanung maß-geblich beteiligten Trainers Jens Härtel (liga3-online.de, 2019), den 4. Tabellenplatz. Der Kader wies in dieser Saison den geringsten Wert der *contest success function* auf, die kicker-Bewertung hingegen war die viertbeste. Zwei Jahre später stieg Magdeburg als Tabellenerster mit Jens Härtel als Trainer in die 2. Bundesliga auf.

Die statistische Auswertung von Spielerdaten zur Identifikation von Spielern mit einem güns-tigen Verhältnis von erwarteter Performance und Marktwert ist inzwischen ein übliches Vor-gehen im Profifußball und wird im Kreis der hier genannten Vereine u.a. von Magdeburg in-tensiv genutzt (Holscher, 2018). Dies wirft die Frage auf, inwiefern durch eine verbreitete Nutzung der Möglichkeiten dieser „Moneyball“-Strategie die ihr zugrundeliegenden systema-tischen Bewertungsungleichgewichte über die Zeit hinweg in der 3. Liga – ähnlich wie im Baseball beobachtet – verschwinden werden.

Einschränkend muss erwähnt werden, dass die Diskrepanz zwischen Marktwerten zu Beginn einer Saison und der kicker-Bewertung im Saisonverlauf nicht ausschließlich auf gutes Scou-ting im Sinne der „Moneyball“-Strategie hinweisen muss. Möglich ist auch, dass in einem Teil der Vereine in der 3. Liga der oben an vierter Stelle aufgeführte Erklärungsansatz gilt. Dies würde für eher schlechtes Agieren des Vereinsmanagements sprechen, da man offen-

kundig nicht in der Lage wäre, temporär überbewertete Spieler zu erkennen und von deren Verpflichtung abzusehen.

Die Erörterung möglicher Erkennungsmerkmale und Parameter für die Qualität des Scoutings in der 3. Liga stellt einen Ansatzpunkt für weiterführende Forschungsaktivitäten dar. Weitere Möglichkeiten zur Fortführung der hier unternommenen Untersuchung sollen im nächsten Abschnitt skizziert werden.

## **7 Fazit und Ausblick**

In der etwas mehr als 10 Jahre währenden Historie der 3. Liga gab es eine recht große Häufung von Fällen, in denen Vereine aufgrund wirtschaftlicher Probleme eine sportliche Sanktionierung in Form eines Zwangsabstiegs oder eines Punktabzugs erfahren mussten. Aus diesen Gegebenheiten erwuchs die Diskussion, ob sich in der 3. Liga ein klassisches Rattenrennen beobachten lässt, indem Vereine mit dem Ziel eines Aufstiegs in die deutlich höher dotierte 2. Bundesliga Investitionen in ihre Spielerkader vornehmen, die über dem wohlfahrtsoptimalen Niveau liegen.

Vor diesem Hintergrund wurde hier grundlegend überprüft, inwiefern der Kaderwert überhaupt mit dem sportlichen Erfolg zusammenhängt. Diese Untersuchung wurde theoretisch auf der *contest success function* basiert, welche den Ausgang eines Ligawettbewerbs anhand der Stärke der jeweiligen Teilnehmer ermittelt. Hierbei hat sich ein klar signifikanter, positiver Zusammenhang zwischen der Stärke der jeweiligen Vereine, die sich im relativen Marktwert ihres Kaders zu Saisonbeginn ausdrückt, und ihrer Performance in der 3. Liga gezeigt. Dabei steigt mit steigendem relativem Kaderwert nicht nur die erreichte Punktzahl in einer Saison, sondern auch die Wahrscheinlichkeit, in die 2. Bundesliga aufzusteigen. Investitionen in den Spielerkader stellen sich also zunächst als rationale Strategie heraus. Nichtsdestotrotz ist die Problematik eines Rattenrennens weiterhin präsent, denn über den Aufstieg in die 2. Bundesliga als sehr lukrative Siegprämie der 3. Liga ist ein Anreiz für Drittligen gegeben, Investitionen über dem optimalen Niveau zu tätigen.

Es zeigt sich allerdings, dass die Performance der angetretenen Mannschaften über den Saisonverlauf hinweg sich nicht ausschließlich durch den Marktwert zu Beginn der Saison vorhersagen lässt. Es finden sich im Gegenteil Hinweise darauf, dass Vereine auch unter sparsamerem Einsatz finanzieller Mittel in der 3. Liga erfolgreich sein können, indem sie gezielt Spieler für ihren Kader identifizieren, deren Marktwert zu Saisonbeginn unterhalb dessen liegt, was für ihre erwartete Performance eigentlich angemessen wäre. Eine solche, im US-



amerikanischen Baseball unter dem Schlagwort „Moneyball“ bekannt gewordene Scouting-Strategie scheint zwar nicht für den Aufstieg in die 2. Bundesliga, wohl aber für den Klassenerhalt in der 3. Liga eine Alternative zu hohen Investitionen zu sein. Auf diese Weise können Vereine nicht nur wirtschaftliche Probleme vermeiden, sondern können im nächsten Schritt auch etwaige Probleme bei der Lizenzierung umgehen, die aus einer zu großzügigen Kaderplanung in der Vergangenheit resultieren.

Ein besseres Verständnis eines etwaigen „Moneyball“-Mechanismus in der 3. Liga als Fokus weiterführender Forschung kann dabei helfen, das Spannungsfeld zwischen maximalem sportlichen Erfolg und einem Investitionsniveau aufzulösen, welches auch bei Ausbleiben des Aufstiegs in die 2. Bundesliga das wirtschaftliche Überleben von Drittligavereinen gewährleistet. Zur trennschärferen Identifikation eines „Moneyball“-Effektes kann daher eine Analyse dienlich sein, inwiefern bestimmte Fähigkeiten von Drittligaspielern in ihren Marktwerten nicht widerspiegelt werden. Weiterführende Forschung kann zudem eine detaillierte Betrachtung erfolgreicher Scouting-Strategien in der 3. Liga beinhalten, beispielsweise anhand einer geeigneten Clusteranalyse. Eine solche Analyse kann gleichzeitig auch der grundsätzlichen Frage auf den Grund gehen, ob das Auseinanderdriften von Marktwerten im Vorfeld einer Saison und der Performance im Laufe einer Saison seine Ursache ausschließlich in einer Variante der „Moneyball“-Strategie hat oder ob es zumindest bei einem Teil der Vereine nicht eher das Symptom schlechten Managements in Form von überbewerteten Kadern mit schlechterer Performance ist.

Darüber hinaus zeigte sich im US-amerikanischen Baseball, dass eine „Moneyball“-Strategie nur so lange effektiv ist, wie der Markt systematische Bewertungsabweichungen von Spielern nicht korrigiert. Hier bleibt es zunächst fraglich und bedürfte einer weiteren Untersuchung, inwiefern dies für die 3. Liga – sofern entsprechendes strategisches Verhalten keine *hidden information* ist – schon jetzt relevant ist.

An die hier diskutierten Ergebnisse knüpfen noch zwei weitere Ansatzpunkte für fortführende Analysen an.

Basis für das Gefangenendilemma im Nash-Gleichgewicht einer nicht-kooperativen Liga, welches die Grundlage eines Rattenrennen ist, sind Investitionen oberhalb des optimalen Niveaus. Wie oben diskutiert, ist es allerdings schwierig, das optimale Investitionsniveau für die Vereine in der 3. Liga zu quantifizieren. Das hier gewählte Vorgehen, die Wahrscheinlichkeit für Überinvestitionen auf den Risikopräferenzen des Vereinsmanagements zu basieren und die Risikofreude vom Zeitpunkt getätigter Transfers abzuleiten, hat nicht zu durchgängig sig-

nifikanten Ergebnissen geführt. Somit ergibt sich die Notwendigkeit, alternative Maße für die Herleitung des optimalen Investitionsniveaus zu entwickeln und zu überprüfen.

Schließlich argumentieren Fort und Winfree (2009), dass die Annahme, der Exponent der *contest success function* nehme standardmäßig den Wert 1 an, eine unzulässige Vereinfachung sein kann. Weiterführende Analysen können daher das Ziel verfolgen, den tatsächlichen Wert des Exponenten für die 3. Liga zu ermitteln, um die hier vorgestellten Ergebnisse zu verfeinern und die daraus gezogenen Schlüsse besser zu untermauern.

## V „Elf Freunde müsst ihr sein“?! Zusammensetzung und Performance von Nationalmannschaften

### Zusammenfassung

Die Kaderzusammenstellung für internationale Fußballturniere wie die Europameisterschaft stellt Entscheider vor andere Herausforderungen als die Zusammenstellung eines Kaders für den Ligabetrieb. So gibt es keine Budgetbeschränkung, jedoch die Beschränkung auf Spieler der entsprechenden Nationalität sowie die Notwendigkeit ein Team zu bilden, welches während des kurzen Turnierzeitraums maximale Leistung zeigt. Vor diesem Hintergrund ist es das Ziel dieser Studie, Einflussfaktoren der optimalen Teamzusammenstellung für die Fußball-Europameisterschaften 2000 bis 2012 zu identifizieren. Dabei wird durch den Fokus auf den Erfolg, den Nationalspieler in ihrer jeweiligen Vereinsmannschaft vorweisen können eine Forschungslücke geschlossen, da bisherige Studien nur die Qualität ihrer Ligen, nicht aber der Vereine von Nationalspielern in Betracht ziehen. Es wird anhand einer logistischen Regression geprüft, welche Faktoren der Kaderzusammenstellung das Erreichen des Viertelfinales begünstigen, ein Poisson-Modell zeigt relevante Faktoren für das Fortkommen im Turnier bis zum Finale. Dabei zeigt sich, dass Erfolg im Verein den Erfolg bei einer Europameisterschaft begünstigt. Je größer die Heterogenität des Vereinserfolgs, desto größer ist zudem die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Turnierverlaufs bei einer Europameisterschaft. Dies kann als Hinweis interpretiert werden, dass das Hierarchiefüge innerhalb einer Mannschaft Einfluss auf die Performance hat. Die Untersuchung bietet abschließend einige Hinweise auf eine Optimierung der Operationalisierung relevanter Variablen.

Keywords: Nationalmannschaft, Europameisterschaften, Zusammensetzung von Teams

### Abstract

The composition of squads for prestigious international soccer tournaments such as the European Football Championship poses different challenges to decision-makers than the composition of a squad for a league. For example, there are no budget restrictions, but the restriction to players of the respective nationality and the necessity to form a team that shows maximum performance during the few weeks of a tournament. Against this background, the goal of this study is to identify factors influencing the optimal team composition for the European Football Championships 2000 to 2012. The focus on the success that national players have shown in their club teams closes a research gap, since previous studies have only considered the quality of the respective leagues, but not the clubs of national players. For the named European Championships, a logistic regression is used to examine which factors of squad composition favor the achievement of the quarter final. A Poisson model shows relevant factors for all rounds until the final. It is shown that success at the club favors success at a European Championship. The greater the heterogeneity of club success, the greater the probability of a successful tournament. This can be interpreted as an indication that the hierarchical structure within a team has an influence on performance. Finally, the study offers some indications for optimizing the operationalization of relevant variables.

Keywords: National Squad, European Championships, Composition of Teams

# 1 Einleitung

Die von der UEFA alle vier Jahre ausgerichtete Fußball-Europameisterschaft (EM) gehörte in den letzten Jahrzehnten zu den bedeutendsten Sportereignissen der Welt (Forbes, 2010). Dies gilt nicht nur in sportlicher, sondern auch in wirtschaftlicher Hinsicht. Je Mitgliedsverband konnten während der vergangenen EMs regelmäßig höhere Erlöse erwirtschaftet werden als während der jeweils zwei Jahre versetzt stattfindenden Weltmeisterschaften: Gemessen an der Anzahl der Mitgliedsverbände ist die UEFA nur ein Viertel so groß wie die FIFA, erzielte aber bei den letzten EMs über 50% der Erlöse, die während der unmittelbar vorher bzw. nachher stattfindenden Weltmeisterschaften erzielt wurden (Statista, 2019a; Statista, 2019b).

In Anbetracht der Bedeutung des Turniers ist es für europäische Nationalmannschaften von hoher Attraktivität, sich zunächst für die Teilnahme an einer EM zu qualifizieren und im Anschluss daran beim Turnier selbst einen möglichst guten Platz zu erzielen. Auf den Erfolg dieses Vorhabens üben verschiedene Faktoren Einfluss aus, wobei die Zusammenstellung des Nationalmannschaftskaders sicherlich einer der bedeutendsten Parameter ist. Dieser Umstand soll im Folgenden aufgegriffen werden, indem der Zusammenhang zwischen der Zusammensetzung des Mannschaftskaders und dem Erfolg bei einer EM näher untersucht wird.

Die Frage, wie ein Team am besten zusammengestellt wird, damit es eine ihm gestellte Aufgabe möglichst erfolgreich bewältigt, beschäftigt Ökonomen nicht nur in Bezug auf Mannschaftssportarten, sondern mit Hinblick auf Teams in vielfältigen professionellen Kontexten bereits seit langem. Entsprechende empirische Untersuchungen zur optimalen Zusammenstellung von Teams stoßen allerdings immer dann an ihre Grenzen, wenn die Quantifizierung des Beitrags einzelner Teammitglieder zum Gesamtoutput eines Teams oder gar die Quantifizierung des Gesamtoutputs selbst problematisch sind. Solche Messprobleme finden sich in zahlreichen Kontexten wirtschaftlicher Aktivität. Im Mannschaftssport hingegen ist die messbare Quantifizierung des Outputs von Teamarbeit elementarer Bestandteil des Regelwerks einer jeden Sportart (Kahn, 2000), was für eine entsprechende Untersuchung einen Vorteil darstellt.

So kommt es, dass verschiedene Aspekte der optimalen Zusammenstellung von Sportmannschaften in der Sportökonomie, und dort wiederum im Speziellen für den Profifußball, bereits hinlänglich beleuchtet wurden, wobei allerdings die Ergebnisse dieser Untersuchungen nicht immer eindeutig sind.

Unbestritten ist, dass der kumulierte Marktwert eines Kaders eine zentrale Einflussgröße für den Erfolg eines Fußballteams in nationalen Ligen ist. Kader mit hohem Gesamtmarktwert

erreichen üblicherweise bessere Tabellenplätze als Kader, deren Spieler in der Summe einen geringeren Marktwert aufweisen (Hall et al., 2002).

Schließt man gemäß der neoklassischen Theorie von der Bewertung eines Profifußballspielers anhand des Marktwertes auf sein Gehalt, welches seinem Wertgrenzprodukt entsprechen sollte, so führt ein Gefälle der Marktwerte innerhalb eines Teams automatisch auch zu einem Gehaltsgefälle. Eine heterogene Leistungsfähigkeit in einer Fußballmannschaft, die somit einhergeht mit einer ungleichen Gehaltsverteilung, kann sich wiederum negativ auf die Leistung einzelner Spieler auswirken (Torgler & Schmidt, 2007).

Solch konkrete Zusammenhänge zwischen der Zusammensetzung eines Teams und der Leistung der Teammitglieder wurden im Bereich des Fußballs bisher hauptsächlich für Vereinsmannschaften untersucht. Die Übertragbarkeit der gewonnenen Erkenntnisse auf Nationalmannschaften ist allerdings nur bedingt möglich, da insbesondere bei internationalen Turnieren völlig andere Voraussetzungen der Mannschaftszusammensetzung gelten.

Das Management einer europäischen Profifußballmannschaft unterliegt im Ligabetrieb üblicherweise nur wenigen Beschränkungen hinsichtlich der Nationalität möglicher Spieler und kann auf ein weltweites Angebot an Spielern zugreifen, die Budgetbeschränkung des Vereins deckelt die Kaderplanung allerdings aus finanzieller Sicht. Zeitlich kann die Kaderplanung für einen Ligawettbewerb über die Saison hinweg noch optimiert werden. Beispielsweise können üblicherweise noch nach Absolvieren der ersten Spieltage, wenn der Transferzeitraum vor Saisonbeginn noch nicht geendet hat, oder auch in der Winterpause Spieler in eine Vereinsmannschaft neu aufgenommen oder an andere Vereine abgegeben werden.

Der Trainer eines Nationalteams unterliegt hingegen ganz anderen Restriktionen der Mannschaftszusammenstellung für ein internationales Turnier. Einerseits ist er an die Nationalität der Spieler gebunden und kann keinen Spieler berücksichtigen, der eine andere Staatsangehörigkeit besitzt. Andererseits werden Spieler sich in der Regel nicht dagegen entscheiden, bei einem internationalen Turnier für ihr Nationalteam aufzulaufen, ein Nationaltrainer unterliegt also bei der Kaderplanung keinen monetären Beschränkungen. Darüber hinaus werden Nationalspieler für ein Turnier üblicherweise einheitlich entlohnt, ein etwaiges Gehaltsgefälle innerhalb einer Nationalmannschaft ergibt sich also lediglich indirekt aus den Gehaltszahlungen der Vereine der einzelnen Spieler. Schließlich unterliegen Nationaltrainer vor internationalen Turnieren der zeitlichen Beschränkung, in kurzer Zeit ein kaum bis gar nicht mehr veränderbares Team zusammenzustellen, welches während des Turniers in nur wenigen Spielen die maximal mögliche Leistung abrufen soll.

All dies kann dazu führen, dass Erkenntnisse zu Teameffekten in Vereinsmannschaften nicht automatisch auch für Nationalmannschaften gelten. In Anbetracht der hohen Attraktivität und Reichweite internationaler Fußballturniere ist es jedoch sicherlich von Nutzen, zu Erkenntnissen hinsichtlich der optimalen Teamzusammensetzung für die Mannschaftskader der dortigen Teilnehmer zu gelangen.

Der Frage nach dem Zusammenhang zwischen der Zusammensetzung von Nationalmannschaftskadern und dem Abschneiden bei einer EM wird in der vorliegenden Untersuchung insbesondere mit einem Fokus auf Unterschiede der Leistungstärke der einzelnen Spieler nachgegangen. Hierfür werden die Teilnehmer der Fußball-EMs der Jahre 2000 bis 2012 hinsichtlich ihrer Kaderzusammensetzung und ihrer Performance bei den jeweiligen Turnieren überprüft.

Im Folgenden wird zunächst der Forschungsstand anhand der relevanten Literatur zur Zusammensetzung von Teams im Allgemeinen und im Mannschaftssport bzw. Profifußball im Speziellen erörtert. Es schließt sich eine Erläuterung des Datensatzes und der zu schätzenden Modelle zur Überprüfung des Zusammenhangs zwischen Teamzusammensetzung und Erfolg bei EMs an. Danach erfolgen die Vorstellung und die Diskussion der Ergebnisse. Den Abschluss bildet ein Ausblick auf eine mögliche Fortführung der Forschung in diesem Bereich.

## **2 Literaturüberblick**

Nicht nur die Ökonomie, sondern auch verschiedene weitere Disziplinen der Sozialwissenschaften setzen sich regelmäßig damit auseinander, welche Faktoren eine gute Zielerreichung von Projekten begünstigen, die in Teamarbeit angegangen werden. Dabei spielt neben den zeitlichen Rahmenbedingungen der Zusammenarbeit – handelt es sich um dauerhaft etablierte oder auf Projektbasis nur temporär zusammengestellte Teams (Cohen & Bailey, 1997) – sowie der Koordination der Arbeit im Team (Collins & Durand-Bush, 2015) auch die Zusammensetzung von Teams eine Rolle.

Die Frage nach der optimalen Zusammensetzung von Teams ist geprägt vom Spannungsfeld zwischen der Kombination möglichst heterogener Wissens- und Erfahrungsschätze zur Steigerung der Produktivität und der Notwendigkeit, etwaige Reibungsverluste zwischen Teammitgliedern in heterogenen Teams gering zu halten, um negative Auswirkungen auf den Output zu vermeiden. In der Literatur schlägt sich dies in zwei divergierenden Perspektiven bezüglich der optimalen Teamzusammensetzung nieder. Es finden sich einerseits positive Belege für die *Cognitive Diversity Hypothesis*, nach der die Unterschiedlichkeit von Vorerfahrun-

gen und Wissensständen einzelner Mitarbeiter durch die Zusammenführung in einem Team produktivitätssteigernd wirken kann. Es lassen sich jedoch genau so Hinweise für die Gültigkeit der *Similarity-Attraction Hypothesis* finden, die einen möglichen negativen Effekt solcher Heterogenität der Teammitglieder auf den Output herausstreicht (Horwitz & Horwitz, 2007). Lazear (1999) argumentiert in diesem Zusammenhang, dass heterogene Teams dann von Vorteil sein können, wenn die einzelnen Teammitglieder unterschiedliches Können oder Wissen mitbringen, welches für die anderen Teammitglieder jeweils von Relevanz ist und von diesen mit geringem Aufwand erfasst werden kann. Er streicht dabei für den Kontext international agierender Unternehmen heraus, dass heterogene Teams insbesondere bei der Bewältigung von solchen Aufgaben produktiver sind, bei denen es nicht um das Absolvieren standardisierter Arbeitsschritte, sondern um die Identifikation optimaler Lösungswege für komplexere Probleme geht.

Allgemeingültige Aussagen zur Auswirkung der Teamzusammensetzung auf die Produktivität sind kaum möglich. Teamarbeit ist in vielen unterschiedlichen Kontexten relevant, in denen variierende Maßzahlen für den Input der Teammitglieder und den Output im Sinne der Zielerreichung zum Einsatz kommen, sodass ein aussagefähiger Vergleich schwierig ist. Angesichts dieser Problematik bietet die Betrachtung von Sportmannschaften mehrere Vorteile (Kahn, 2000). Zum einen findet Teamarbeit im Sport unter den kontrollierten Bedingungen des Regelwerks der jeweiligen Sportart statt. Des Weiteren ist der Output von Teams im Sinne des sportlichen Erfolgs konkret messbar. Gleiches gilt in vielen Mannschaftssportarten auch für den Input, also die sportliche Leistung der einzelnen Teammitglieder.

Entsprechend findet sich in der sportökonomischen Literatur ein umfangreicher Kanon an Arbeiten, die sich mit der Zusammensetzung und dem Erfolg von Sportmannschaften auseinandersetzen. Die für die vorliegende Untersuchung wichtigsten Ergebnisse aus diesem Bereich werden im Folgenden vorgestellt. Dabei wird zunächst auf generelle Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen Zusammensetzung und Performance von Sport- und insbesondere Fußballmannschaften eingegangen und im Anschluss der Forschungsstand hinsichtlich der Zusammensetzung und der Performance von Nationalmannschaften erörtert.

## **2.1 Zusammensetzung und Leistung von Fußball- und weiteren Sportmannschaften**

In der Sportökonomie stößt man bezüglich der möglichst guten Zusammensetzung von Teams auf Ergebnisse aus unterschiedlichen Sportarten, wobei sowohl demographische als auch leistungsbezogene Unterscheidungsmerkmale der Teammitglieder relevant sind.

Ein demographisches Merkmal, welches hier beispielhaft genannt werden soll, ist die Frage nationaler Diversität. Quantifiziert man den Grad der Diversität in Basketball-Mannschaften mit Hilfe des Herfindahl-Hirschman-Index, so lässt sich für die NBA-Saisons 2005/06 bis 2007/08 weder ein positiver noch ein negativer Effekt nationaler Diversität auf die Teamperformance nachweisen (Weiss & Sommers, 2009). Auch in den Fußball-Bundesliga-Saisons 2001/02 bis 2005/06 lässt sich zeigen, dass die Anzahl verschiedener Nationalitäten in einer Mannschaft den Tabellenplatz am Ende der Saison nicht beeinflusst (Brandes et al., 2009).

Ein weiteres beispielhaftes Merkmal ist kulturelle Diversität, welche von Ingersoll, Malesky und Saiegh (2017) für Mannschaften aus den Top-5-Ligen Europas betrachtet wird, die an der Fußball-Champions League in den Jahren 2003 bis 2013 teilgenommen haben. Als Maß für kulturelle Unterschiede wird die linguistische Distanz zwischen den Muttersprachen innerhalb einer Mannschaft verwendet und es zeigt sich, dass eine größere durchschnittliche Distanz der in einem Team vertretenen Muttersprachen sich positiv auf die Tordifferenz in der Champions League auswirkt. Als Argument für die Vorteilhaftigkeit von Diversität führen die Autoren an, dass Mannschaften im Fußball sich durch einen hohen Grad an Interdependenz der Teammitglieder auszeichnen und umso erfolgreicher sind, je variantenreicher sie agieren können. Ein größerer Grad an Diversität erhöht demnach die Anzahl möglicher Lösungswege, mit denen verschiedenen Spielsituationen begegnet werden kann und wirkt sich damit positiv auf die Mannschaftsperformance aus.

Hinsichtlich leistungsbezogener Parameter und ihres Einflusses auf den Erfolg von Sportteams sind verschiedene Forschungsarbeiten von Relevanz.

Bezogen auf die individuelle Leistungsfähigkeit von Teammitgliedern zeigt sich bei Staffelläufen der US-amerikanischen National Collegiate Athletic Association über 4x400 m, dass Staffelteams mit einem hohen Leistungsgefälle eher schlechter abschneiden. Eine insgesamt bessere Durchschnittsqualität über alle Läufer hinweg wirkt sich hingegen positiv auf das Ergebnis aus (Depken & Haglund, 2007). Dieser Befund ist allerdings nur bedingt auf klassische Mannschaftssportarten übertragbar, da die Mitglieder eines Staffelteams ihre Leistung sequentiell und nicht simultan erbringen.



Kendall (2003) entwickelt ein generelles Modell zum Zusammenwirken von Teammitgliedern im Mannschaftssport, welches die Produktionsfunktion eines Teammitglieds in Abhängigkeit von Spillover-Effekten mit anderen Teammitgliedern darstellt. Er stellt dabei die Frage, ob Arbeitnehmer in homogenen Teams insgesamt produktiver sind oder ob die Produktivität in heterogenen Teams höher ist. Anhand von Daten aus den NBA-Saisons 1988/89 bis 2000/01 wird empirisch gezeigt, dass Spillover-Effekte in Teams tatsächlich existieren und die Produktivität eines Spielers mit der Qualität seiner Mitspieler steigt.

Franck und Nüesch (2010) vertiefen die Frage nach möglichen Spillover-Effekten für den Fußball dahingehend, dass sie zunächst grundlegend analysieren, ob die Mitglieder einer Fußballmannschaft in komplementärer oder substitutionaler Beziehung zueinanderstehen. In einer komplementären Beziehung wäre eine große Spannweite der verfügbaren Spielerqualität eher schlecht, da bei dieser Art der Zusammenarbeit das gesamte Team nur so gut ist wie sein schwächstes Mitglied. Besteht hingegen ein substitutionaler Zusammenhang, wäre ein gewisses Qualitätsgefälle gut, da die Mitglieder eines Teams individuelle Schwächen gegenseitig ausgleichen können. Für die Teams der Fußball-Bundesliga in den Saisons 2001/02 bis 2006/07 zeigt sich, dass auf Ebene eines Spiels große Unterschiede zwischen den Fähigkeiten einzelner Spieler einen negativen Einfluss auf das Ergebnis haben, diese also in komplementärer Beziehung zueinanderstehen. Betrachtet man hingegen die gesamte Saison und nicht nur den Kader eines einzelnen Spieltages, sondern den gesamten Kader, so hat eine große Spreizung des verfügbaren Talents im Sinne einer substitutionalen Beziehung der Mitglieder einer Mannschaft zueinander eine positive Auswirkung auf den Mannschaftserfolg (Franck & Nüesch, 2010).

Aufgrund der hohen Korrelation zwischen Leistung und Bezahlung im Profifußball (Frick, 2007a; Hall et al., 2002) kann unterstellt werden, dass Mannschaften mit hohem Leistungsgefälle auch ein hohes Gehaltsgefälle aufweisen. Es gibt zwei diametrale Ansatzpunkte für die theoretische Argumentation, wie eine heterogene Gehaltsstruktur sich in Teams, insbesondere im Sport, auf die Leistung auswirkt. Die Turniertheorie (Lazear & Rosen, 1981) geht davon aus, dass unterschiedliche Lohnniveaus für unterschiedliche Leistungen motivationssteigernd sind, da Teammitglieder bei einer Steigerung ihrer Leistung erwarten können, eine höhere Stufe der Entlohnung zu erreichen. Es lässt sich aber auch argumentieren, dass hohe Lohnunterschiede von Teammitgliedern als unfair empfunden werden können und dadurch leistungsmindernd wirken. Für den Fußball ist es eher die zweite Argumentationslinie, die empirisch bestätigt werden kann. So zeigt sich beispielsweise in der Fußball-Bundesliga, dass die

individuelle Leistungsbereitschaft eines Spielers geringer ist, wenn sein Gehalt im Vergleich mit seinen Teamkollegen gering ist (Schmidt et al., 2009). Für die Teams der US-amerikanischen MLS von 2005 bis 2013 kann gezeigt werden, dass ein höherer Gini-Koeffizient sowie ein höherer Variationskoeffizient der Gehälter eines Teams sich negativ auf die erzielten Punkte in einer Saison auswirken (Coates, Frick, & Jewell, 2016).

Yamamura (2015) schlägt in diesem Themenbereich den Bogen zu Nationalmannschaften und legt anhand der japanischen J-League dar, dass in Nationalmannschaften mit eher hohem Entwicklungspotenzial eine ungleiche Gehaltsverteilung innerhalb des Teams zu einer Leistungssenkung führen kann, während die Gehaltsverteilung in Nationalmannschaften, die ihr Entwicklungspotenzial bereits voll ausschöpfen, nicht mehr relevant ist. Dies ist die einzige Untersuchung, die sich mit dem Thema der Entlohnung auf Ebene von Nationalmannschaften auseinandersetzt. Sie beschränkt sich allerdings auf die japanische Auswahl und nimmt keinen Vergleich zwischen verschiedenen Nationalmannschaften vor.

## **2.2 Einflussfaktoren auf die Leistung von Fußball-Nationalmannschaften**

Es gibt eine Reihe von Untersuchungen, die sich mit den verschiedenen Parametern der Leistung von Fußball-Nationalmannschaften auseinandersetzen. Dabei kann als übereinstimmendes Ergebnis die Korrelation zwischen dem Leistungsniveau in der heimischen Liga und dem Erfolg der Nationalmannschaft festgehalten werden (Halicioglu, 2009; Leeds & Leeds, 2009). Halicioglu (2009) identifiziert in Bezug auf die EM 2008 eine ausgeglichene *Competitive Balance* in der Heimatliga als Erfolgsfaktor für ein Turnier, wobei die *Competitive Balance* anhand des Variationskoeffizienten der Punkte zu Saisonende in den jeweiligen europäischen Ligen gemessen wird. Leeds und Leeds (2009) messen die Leistung einer Nationalmannschaft anhand des FIFA-Rankings und zeigen, dass dieses positiv beeinflusst wird durch die Stärke der heimischen Liga im Sinne des Erfolgs ihrer Vereinsmannschaften in internationalen Wettbewerben, z. B. der Champions League.

Das FIFA-Ranking selbst kann der Vorhersage des Erfolgs bei internationalen Turnieren dienen, wie sich anhand von Daten der Weltmeisterschaft von 2002 zeigen lässt (Torgler, 2004). Dieser Befund lässt sich dahingehend interpretieren, dass gute Leistung in der Vergangenheit ein Prädiktor für gute Leistung in der Gegenwart ist.

Es zeigt sich außerdem, dass auch eine stabile und lange Fußballtradition eines Landes positiven Einfluss auf den Turniererfolg hat (Torgler, 2006). Dabei führen verschiedene Arten der Operationalisierung dieser Fußballtradition zu vergleichbaren Ergebnissen. Üblich ist die Messung der Tradition anhand der Dauer der FIFA-Mitgliedschaft (Gelade & Dobson, 2007;

Gásquez & Royuela, 2016) und der Tatsache, ob das Land bereits einen FIFA-Präsidenten stellte oder als Gastgeber einer WM fungierte (Gásquez & Royuela, 2016).

Hoffmann, Ging und Ramasamy (2002) zeigen den Einfluss von sozioökonomischen Faktoren auf die Leistung von Fußball-Nationalmannschaften auf, welche anhand des FIFA-Ranglistenplatzes im Januar 2001 gemessen wird. Ihnen zufolge haben sowohl die Durchschnittstemperatur als auch das Pro-Kopf-Einkommen in einem Land einen umgekehrt u-förmigen Einfluss auf den Platz im FIFA-Ranking. Der positive Einfluss des durchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommens auf den Erfolg der Fußball-Nationalmannschaft lässt sich auch dann zeigen, wenn der Erfolg anhand des Elo-Ratings gemessen wird (Gásquez & Royuela, 2016).

### **2.3 Die Zusammensetzung von Fußball-Nationalmannschaften**

Die Zusammenstellung des Kaders einer Fußball-Nationalmannschaft für einzelne Spiele oder für ein Turnier unterliegt wie oben bereits beschrieben in mehrerlei Hinsicht anderen Rahmenbedingungen als die Zusammenstellung des Kaders einer Vereinsmannschaft. Die Auswahl der Spieler für eine Nationalmannschaft ist in der Regel an keine Budgetbeschränkung gebunden. Andererseits ist die Beschränkung der Auswahl auf Spieler einer bestimmten Nationalität unausweichlich. Schließlich haben Nationaltrainer zwar einerseits eine höhere Flexibilität bei der Zusammenstellung des Kaders für einzelne unterjährige Spiele und können für den laufenden Spielbetrieb der Nationalmannschaft eher Spieler aus dem Kader nehmen und andere hinzufügen, als dies der Saisonbetrieb im Vereinsfußball mit seinen fixen Transferzeiträumen zulässt. Andererseits ist die Zusammenstellung des Kaders einer Nationalmannschaft für ein bestimmtes Turnier, beispielsweise eine EM, von der Notwendigkeit geprägt, ein Team aufzubauen, welches innerhalb der kurzen Phase der Zusammenarbeit von nur drei bis sechs Spielen zuverlässig eine hohe Leistung abrufen kann (Ruigrok, Engeler, & Greve, 2011).

Inwiefern bei der Kaderzusammenstellung für Nationalspiele auf Spieler zurückgegriffen wird, die auch im Ausland spielen, ist seit dem Bosman-Urteil von 1995 und der nachfolgend beobachteten steigenden internationalen Mobilität von Fußballspielern (Frick, 2009) von zunehmender Relevanz. Beispielsweise wurden im Jahr 2015 in allen Spielen der 50 besten Nationalmannschaften der Welt 50% der Spielminuten von Spielern bestritten, die in einer der fünf Topligen Europas spielen (Poli et al., 2016). Verschiedentlich und mit unterschiedlichen Ergebnissen wurde bereits untersucht, wie sich solche grenzüberschreitenden Spielertransfers im Vereinsfußball auf die Leistung von Nationalmannschaften auswirken.

Baur und Lehmann (2007) prüfen für die Teilnehmer der Weltmeisterschaft 2006, inwieweit der Anteil der Nationalspieler, die im Ausland spielen (also die Exportrate heimischer Spieler) und der Anteil ausländischer Nationalspieler, die in der jeweiligen heimischen Liga spielen (also die Importrate ausländischer Spieler) sich auf das Abschneiden beim Turnier auswirken. Sie zeigen, dass eine gesteigerte Import- und Exportrate den Erfolg von Nationalmannschaften erhöht.

Diese gesteigerten Import- und Exportraten entsprechen einer insgesamt erhöhten Spielermobilität. Falls steigender Import und Export von Spielern im Ligabetrieb sich positiv auf den Erfolg einzelner Nationalmannschaften auswirkt, so wäre eigentlich zu erwarten, dass die erhöhte Spielermobilität insgesamt zu einer Angleichung der Leistung von Nationalmannschaften auf höherem Niveau führt. Dies kann jedoch empirisch nicht eindeutig bestätigt werden. Einerseits lässt sich für die Zeit von 1976 bis 2006 weder bei Europa- noch bei Weltmeisterschaften eine Steigerung der *Competitive Balance* aufgrund erhöhter Spielermobilität beobachten (Frick, 2009). Andererseits kommen Berlinschi, Schokkaert und Swinnen (2013) anhand eines Modells mit zwei unterschiedlich großen Ländern mit unterschiedlich starken Ligen, welches mittels der FIFA-Rangliste empirisch getestet wird, zu einem abweichenden Ergebnis. Ihnen zufolge hat Migration insbesondere dann einen positiven Effekt auf die Leistung einer Nationalmannschaft, wenn Spieler in Ligen migrieren, deren Spielstärke über der ihrer Heimatliga liegt. Ein ähnliches Ergebnis zeigen auch Gelade und Dobson (2007) auf, denen zufolge Nationalmannschaften aus einkommensschwachen Ländern ein umso besseres durchschnittliches FIFA-Ranking für die Jahre 2000 bis 2005 aufweisen, je mehr Spieler im reicheren Ausland spielen. Mit Fokus auf Europa analysieren Binder und Findlay (2012) die Auswirkungen erhöhter Spielermobilität als Folge des Bosman-Urteils auf die Leistung von Nationalmannschaften. Sie zeigen, dass der kurzfristige Effekt für die meisten Nationalmannschaften positiv ist, wohingegen es langfristig in den meisten Ländern zu geringen Leistungseinbußen aufgrund erhöhter Spielermobilität kam.

Allan und Moffat (2014) vertiefen die Erkenntnisse zum Einfluss von Spielerexporten auf die Leistung einer Nationalmannschaft in Form ihres FIFA-Ranglistenplatzes in zweierlei Hinsicht. Sie erheben nicht nur den Anteil von Spielern einer Nationalmannschaft, die im Ausland spielen, sondern setzen die Leistungsstärke ihrer jeweiligen ausländischen Liga ins Verhältnis zur Stärke der heimischen Liga. Außerdem untersuchen sie, welchen Effekt die Verpflichtung ausländischer Trainer auf die Leistung einer Nationalmannschaft hat. Es kann ein positiver Effekt von Nationalspielern in besseren ausländischen Ligen nachgewiesen werden,

die Verpflichtung eines ausländischen Trainers wirkt sich hingegen negativ auf die Leistung einer Nationalmannschaft aus.

Acheampong, Akwaa-Sekyi und Bouhaouala (2019) verfolgen einen ähnlichen Ansatz bei ihrer Untersuchung, wie die Zusammensetzung von Nationalmannschaften den Erfolg bei den afrikanischen Nationenmeisterschaften beeinflusst. Dabei prüfen sie insbesondere, inwiefern sich die Berücksichtigung junger Talente sowie erfahrener Spieler, die in ausländischen Elitevereinen spielen, auf den Turniererfolg auswirken. Bei ihrer Analyse zeigt sich ein positiver Effekt des Anteils von Elitespielern auf das Abschneiden bei afrikanischen Nationenmeisterschaften.

Barthel und Wellbrock (2010) zeigen auf, dass hinsichtlich des Erfolgs von Nationalmannschaften aus geographisch nahe beieinander liegenden Ländern Spillover-Effekte existieren, die zu einem guten Teil durch grenzüberschreitende Spielertransfers erklärt werden können.

Unterschiedliche Voraussetzungen von Spielern einer Nationalmannschaft wurden in einem etwas anderen Zusammenhang von Miklós-Thal und Ullrich (2015) überprüft. Sie konzentrieren sich auf die Nominierungsphase im Vorfeld des Turniers und weisen nach, dass Spieler einer für ein internationales Turnier qualifizierten Nation, deren Nominierung möglich, aber noch ungewiss ist, in der Phase der Kaderzusammenstellung für das Turnier tendenziell eine bessere Leistung zeigen als Spieler, deren Nominierungschancen hoch sind oder deren Nation sich nicht für das Turnier qualifiziert hat.

Ruigrok, Greve und Engeler (2011) greifen einen verwandten Aspekt der Zusammensetzung von Nationalmannschaften auf, indem sie untersuchen, welchen Einfluss unterschiedliche Level von Erfahrung der Spieler einer Nationalmannschaft auf das Abschneiden bei der WM 2006 haben. Dabei zeigen sie, dass eine höhere durchschnittliche Anzahl vor dem Turnier absolvierter Nationalspiele sich negativ auf den Turniererfolg auswirkt. Je mehr Erfahrung in ausländischen Vereinen die Spieler hingegen mitbringen, desto besser schneiden ihre Nationalmannschaften ab. Allerdings kehrt sich dieser Effekt um, wenn Spieler zu vieler verschiedener Ligen in einer Nationalmannschaft vertreten sind.

Insgesamt greifen die hier genannten Untersuchungen einen bestimmten Aspekt der Zusammensetzung von Nationalmannschaften nicht auf. Sie erfassen zwar flächendeckend, ob Nationalspieler in einem Verein im Ausland spielen und verfeinern diese Betrachtung teilweise, indem sie prüfen, ob die jeweilige Liga im Ausland stärker oder schwächer als die heimische Liga ist. Es bleibt aber in allen genannten Untersuchungen offen, wie erfolgreich Nationalspieler mit ihrem Verein konkret sind, ob sie beispielsweise um die Meisterschaft mitspielen

und diese vielleicht gar gewonnen haben oder ganz im Gegenteil zuletzt im Kader eines Abstiegskandidaten standen. Entsprechend ist bisher auch offen, ob ein solches Leistungsgefälle in den Vereinen von Nationalspielern sich auf das Abschneiden bei internationalen Turnieren auswirkt.

Eine solche Betrachtung soll im Folgenden nachgeholt werden. Anhand des Erfolgs der Spieler einer Nationalmannschaft in ihrem Verein soll eine Variable zur Messung der Varianz ihrer Leistungsstärke gebildet werden, deren Einfluss auf den Erfolg von Nationalmannschaften bei EMs anschließend überprüft wird. Die hier beschriebenen bisherigen Ergebnisse zur Relevanz der Erfahrung von Nationalspielern werden anhand einer zusätzlichen Kontrollvariable zur Messung der Karrieredauer in der Nationalmannschaft berücksichtigt. Zudem soll der oben erläuterte Befund aufgegriffen werden, dass Spieler eine bessere Performance im Ligabetrieb zeigen, wenn ihre Nominierung für ein anstehendes Turnier möglich, aber noch ungewiss ist (Miklós-Thal & Ullrich, 2015). Falls während eines Turniers vergleichbare Anreize für Spieler existieren, so wäre zu erwarten, dass Spieler, welche in ihrer Nationalmannschaft bisher noch keinen Stammsplatz innehaben, im Verlauf eines Turniers eine bessere Performance zeigen, um sich für ebendiesen zu empfehlen. Zu diesem Zweck wird erhoben, wie viele Spieler eines Kaders bereits das letzte Qualifikationsspiel vor einer EM bestritten haben und somit mit größerer Wahrscheinlichkeit etablierte Stammkräfte ihrer Nationalmannschaft sind. Der Anteil der Spieler, die bereits am letzten Qualifikationsspiel teilgenommen haben, spiegelt dabei auch die Beständigkeit der Kaderzusammensetzung wider.

Abbildung 21 fasst die konkrete Fragestellung inklusive der genannten Kontrollvariablen zusammen.

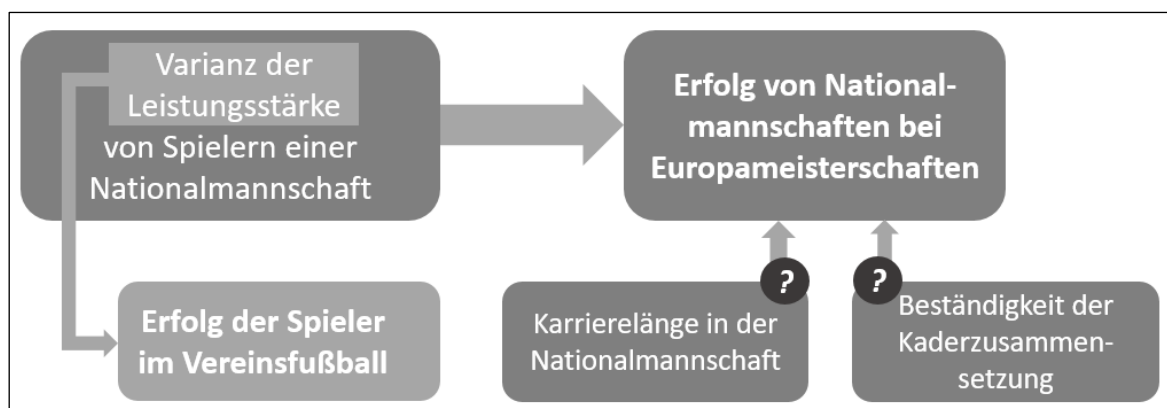


Abbildung 21: Zusammenfassung der Fragestellung

### 3 Datensatz und deskriptive Statistiken

Die Grundgesamtheit des verwendeten Datensatzes umfasst die Teilnehmer der Fußball-EMs von 2000 bis 2012. Für diese werden verschiedene Variablen erhoben. Als Anhaltspunkt für deren Relevanz dienen dabei in erster Linie in bestehenden Forschungsarbeiten bereits identifizierte Einflussfaktoren auf die Leistung von Fußballnationalmannschaften, wobei neben sportbezogenen Parametern auch makroökonomische Bedingungen berücksichtigt werden.

Datenquellen sind zumeist die Webseiten [www.kicker.de](http://www.kicker.de) und [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) sowie die Homepages der UEFA und der FIFA.

Die vier EMs zwischen 2000 und 2012 gingen nach demselben Muster vonstatten. Im Vorfeld wurden die 16 teilnehmenden Mannschaften in vier Gruppen zu je vier Teams gelost, in denen jede Mannschaft insgesamt drei Vorrundenspiele absolvierte. Die beiden erstplatzierten Teams jeder Gruppe qualifizierten sich für das Viertelfinale, welches das erste K.-O.-Spiel auf dem Weg ins Finale war. Jede Mannschaft absolvierte somit mindestens drei Spiele (bei Ausscheiden in der Vorrunde) und maximal sechs Spiele (bei Erreichen des Finales).

Als abhängige Variable dient der Erfolg der Nationalmannschaften bei den jeweiligen EMs, welcher auf zweierlei Weise dargestellt wird. Per Dummy-Variable wird dokumentiert, ob eine Mannschaft die Vorrunde erfolgreich abschließt. Bei Erreichen des Viertelfinales nimmt sie den Wert 1 an, beim Ausscheiden nach der Vorrunde den Wert 0. Außerdem wird eine ordinale Variable eingeführt, die das Fortkommen im Turnierverlauf darstellt und misst, ob eine Mannschaft in der Vorrunde ausscheidet oder das Viertel-, Halb- oder Finale erreicht.

Es wäre naheliegend, die Leistungsstärke der Spieler einer Nationalmannschaft und somit auch Qualitätsunterschiede innerhalb der Nationalmannschaftskader über die Marktwerte der Spieler zum Zeitpunkt der jeweiligen EM abzubilden. Allerdings gibt es keine über alle EMs hinweg konsistenten Marktwertangaben. Auf [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) erfolgt die Dokumentation von Marktwerten zwar für einen längeren Zeitraum, allerdings beginnt die Aufzeichnung der Werte erst im Oktober 2004 und damit nach zweien der betrachteten vier EMs. Somit muss ein anderer Weg gefunden werden, die Leistungsstärke einzelner Spieler und daraus folgend das Leistungsgefälle innerhalb der Nationalmannschaften darzustellen.

Das gewählte Vorgehen beruht auf folgenden Annahmen. Auf dem Arbeitsmarkt für Fußballspieler herrscht nahezu vollständige Konkurrenz, somit entspricht die Entlohnung eines Spielers im Gleichgewicht seinem Wertgrenzprodukt. Unterstellt man für den europäischen Arbeitsmarkt für Profi-Fußballspieler außerdem vollkommene Mobilität, so wird es ein Mat-

ching dahingehend geben, dass jeder Spieler in Europa bei dem Verein spielt, der ihm ein Gehalt gemäß seines Wertgrenzproduktes gewährt. In Anbetracht des positiven Zusammenhangs zwischen den Gehaltskosten von Fußballteams und ihrem Abschneiden in der Liga (vgl. beispielhaft Forrest & Simmons (2002) für die italienische Serie A sowie Hall et al. (2002) für die ersten vier englischen Ligen) führen größere fußballerische Fähigkeiten zu einem höheren Marktwert bzw. Gehalt, sowie einer Anstellung bei einem im europäischen Vergleich recht erfolgreichen Verein aus einer vergleichsweise starken Liga. Die mit seinem Verein in der Saison vor der EM erreichte Tabellenplatzierung kann für einen Spieler demnach sowohl als Signal für seine aktuelle fußballerische Leistungsstärke als auch als Signal für die ungefähre Höhe seines Marktwertes bzw. Gehaltes interpretiert werden. Des Weiteren deutet ein großes Gefälle dieser Platzierungen über alle Spieler einer Nationalmannschaft hinweg sowohl auf ein hohes Leistungsgefälle als auch auf große Differenzen zwischen den Gehältern der Spieler in ihren Heimatvereinen hin.

Auf Basis dieser Argumentation wird für alle Spieler der betrachteten EMs erfasst, in welchem Verein sie zuletzt gespielt haben und welchen Tabellenplatz der Verein in seiner Liga bei Saisonabschluss vor der EM erreichte. Bei Vereinen aus Ligen, deren Spielplan sich über das Kalenderjahr erstreckt, wird der Tabellenplatz am Ende der Saison, also im Dezember nach der jeweiligen EM, erfasst. Die Tabellenplätze werden anhand des aktuellen Rangs der Liga in der UEFA-5-Jahreswertung gewichtet, um die unterschiedliche Stärke der verschiedenen Ligen abzubilden. Die Gewichtung der Tabellenplätze erfolgt anhand der Formel

$$\text{Gewichteter Tabellenplatz} = \frac{\text{Rang der Liga in der aktuellen 5-Jahreswertung}}{\text{Anzahl der Ligen in der aktuellen 5-Jahreswertung}} \cdot \text{Tabellenplatz}.$$

Wie der Durchschnitt der gewichteten Tabellenplätze aller Spieler einer Nationalmannschaft über alle EMs hinweg mit dem Turniererfolg korreliert, wird in Abbildung 22 deutlich.

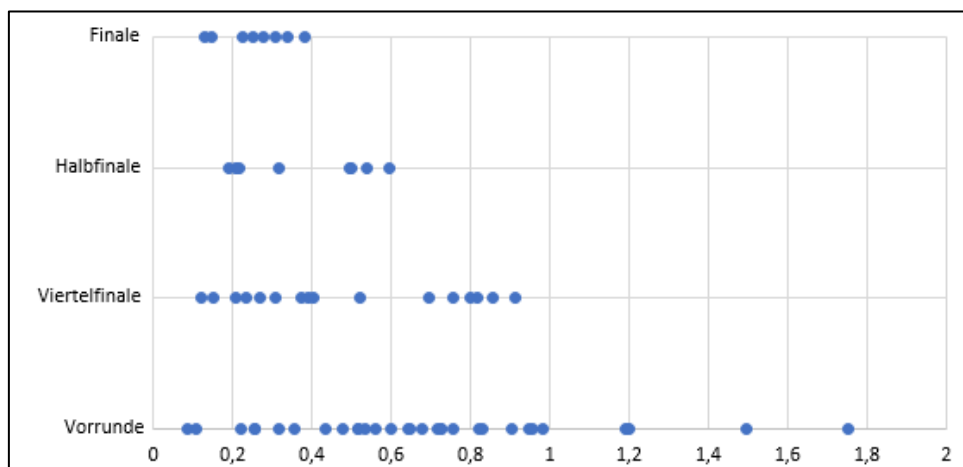


Abbildung 22: Erfolg bei der EM und Durchschnitt der gewichteten Tabellenplätze



Zur Abbildung von Qualitätsunterschieden innerhalb eines Nationalmannschaftskaders wird außerdem der Variationskoeffizient der gewichteten Tabellenplätze berechnet. Dieser zeigt auf, wie stark die Tabellenplätze der Spieler einer Nationalmannschaft um den Durchschnitt streuen und dient als Proxy für das Leistungsgefälle innerhalb der Mannschaften.

Dass der gewichtete durchschnittliche Tabellenplatz sowie sein Variationskoeffizient als Maß für die durchschnittliche Leistungsstärke und ihr Gefälle innerhalb einer Nationalmannschaft gut geeignet sind, lässt sich zusätzlich zur oben beschriebenen konzeptionellen Herleitung der Variable wie folgt begründen. Nimmt man für den europäischen Arbeitsmarkt für Profifußballspieler neben vollkommener Mobilität auch die Gleichverteilung spielerischen Talents über die einzelnen Länder hinweg an, so werden gute Spieler, deren Heimatliga im europäischen Vergleich eher schwach ist, mit größerer Wahrscheinlichkeit in ausländischen starken Ligen spielen, da dortige Vereine eher in der Lage sind, sie gemäß ihres Wertgrenzproduktes mit einem höheren Gehalt zu entlohnen (Berlinschi et al., 2013). Starke Spieler, die in ihrem Heimatland eine starke Liga vorfinden, werden hingegen mit geringerer Wahrscheinlichkeit bei einem ausländischen Verein spielen (Poli et al., 2016), sondern eher in ihrer heimischen Liga. Abbildung 23 zeigt die Gültigkeit dieser Argumentation für den vorliegenden Datensatz. Hier wird die aktuelle UEFA-5-Jahreswertung der betrachteten EM-Teilnehmer ins Verhältnis gesetzt zu der Anzahl der verschiedenen Ligen, die in den jeweiligen Nationalmannschaften über die Vereinszugehörigkeit ihrer Spieler vertreten waren. Es zeigt sich ein deutlicher Zusammenhang zwischen der UEFA-5-Jahreswertung, welche die Stärke der heimischen Liga widerspiegelt, und der Anzahl der in einer Nationalmannschaft vertretenen Ligen: Je schlechter das Ranking der Heimatliga, in umso mehr verschiedenen Ländern Europas spielen die Spieler einer Nationalmannschaft. Der entsprechende Korrelationskoeffizient liegt bei 0,74.

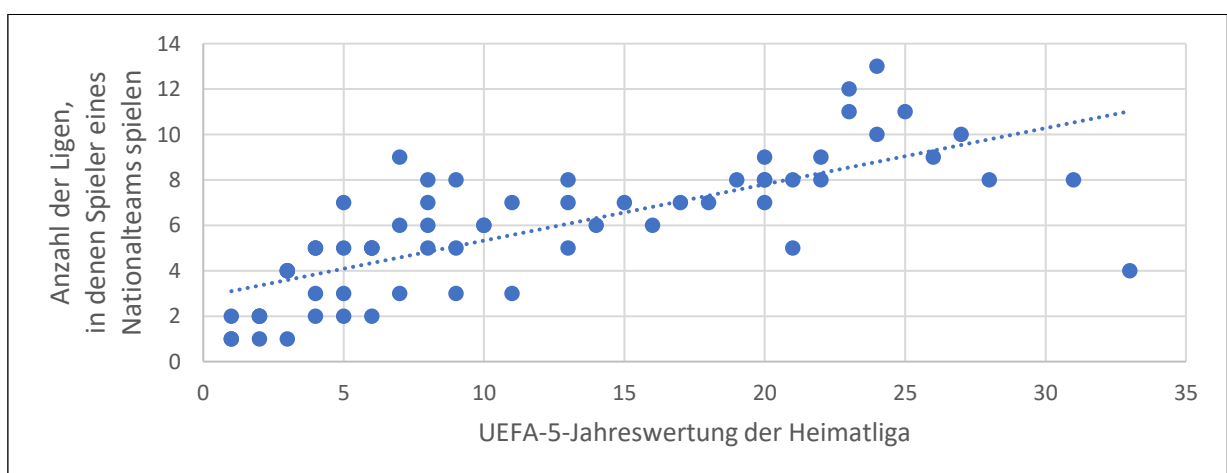


Abbildung 23: UEFA-5-Jahreswertung der Heimatliga und Anzahl der in einer Nationalmannschaft vertretenen Ligen

Dass der durchschnittliche erreichte Tabellenplatz ein adäquates Maß für die Leistungsstärke einer Nationalmannschaft ist, zeigt sich auch beim Vergleich dieser Größe mit einer weiteren Variante zur Messung der Leistungsstärke in Form der Wettquoten für einzelne Spelausgänge. Anhand von Wettquoten lässt sich auf Ebene eines Spiels die Gewinnwahrscheinlichkeit der teilnehmenden Mannschaften herleiten. Diese Möglichkeit der Vorhersage eines Spielausgangs hat sich in verschiedenen Untersuchungen als recht zuverlässig erwiesen (Deutscher, Frick, & Ötting, 2018; Strumbelj & Robnik-Sikonja, 2010). Die auf Basis normalisierter Wettquoten (Strumbelj & Robnik-Sikonja, 2010) errechnete durchschnittliche erwartete Punktzahl in der Vorrunde der EM weist für die Mannschaften im vorliegenden Datensatz eine hohe Korrelation von -0,69 mit dem durchschnittlichen erreichten Tabellenplatz ihrer Spieler auf.

Zusätzlich zur aktuellen Leistungsstärke der beobachteten Nationalspieler wird ihre Erfahrung in ihrem Nationalteam abgebildet. Dies geschieht anhand der durchschnittlichen Anzahl bisher absolvierter Länderspiele. Als Maß für die Beständigkeit der Kaderzusammensetzung wird erfasst, welcher Anteil der Spieler eines Teams bereits dem Kader des letzten Qualifikationsspiels für die jeweilige EM angehörte. Wie oben erläutert liegt die Vermutung nahe, dass Spieler, die noch nicht lange Teil einer Nationalmannschaft sind, ihre Zugehörigkeit zur Auswahl durch besonders gute Leistung rechtfertigen und sichern möchten. Mit der Erfassung des Anteils der Spieler, die am letzten Qualifikationsspiel teilnahmen, soll für solch einen möglichen Effekt kontrolliert werden.

Neben diesen für die Fragestellung zentralen Variablen werden außerdem noch verschiedene Kontrollvariablen berücksichtigt.

#### *FIFA-Ranking*

Als Proxy für die Stärke der Nationalmannschaft in der Vergangenheit, welche den gegenwärtigen Turniererfolg beeinflussen kann (Torgler, 2004) dient die Platzierung der EM-Teilnehmer im FIFA-Ranking von Anfang Juni des jeweiligen Jahres, also unmittelbar vor Beginn der EM. Im Jahr 2000 nahm Jugoslawien als Land zwar noch an der EM teil, wurde allerdings im Juni nicht mehr im FIFA-Ranking gelistet, sodass stattdessen der FIFA-Ranglistenplatz von Serbien in den Datensatz aufgenommen wurde.

#### *Durchschnittliche kicker-Bewertung der Nationalmannschaften*

Die bisher beschriebenen Variablen, welche die Leistungsstärke der einzelnen Spieler und der Teams in ihrer Gesamtheit abbilden, beziehen sich auf Leistungen vor Beginn des Turniers. Es bedarf idealerweise noch eines weiteren Maßes, welches die konkrete während der EM

gezeigte Leistung einer Nationalmannschaft abbildet. In der Vergangenheit hat es sich bei der Herleitung vergleichbarer Modelle bewährt, für die Messung während eines Spiels gezeigter Leistung auf Spielerbewertungen durch Experten – üblicherweise handelt es sich hierbei um Sportjournalisten – zurückzugreifen, die auf Basis einer Beurteilung der Gesamt-Performance eine Bewertung anhand einer vorgegebenen Skala vornehmen (u.a. Garcia-del-Barrio & Pujol, 2005; Franck & Nüesch, 2010; Deutscher & Büschemann, 2016). Hieran angelehnt wird im Rahmen der vorliegenden Untersuchung auf die Bewertungen durch das kicker-Sportmagazin zurückgegriffen, welche anhand von Schulnoten erfolgen.

Für jeden Nationalspieler, der während einer EM mindestens 30 Minuten gespielt hat, kann auf [www.kicker.de](http://www.kicker.de) eine Durchschnittsnote für seine Performance abgerufen werden. Wie aus Abbildung 24 deutlich wird, unterscheiden sich die kicker-Noten für die verschiedenen Positionen während aller EMs deutlich voneinander, sodass zur besseren Vergleichbarkeit eine Normalisierung der Bewertungen erforderlich ist.



Abbildung 24: Durchschnittliche kicker-Note nach Position und EM

Im Zuge der Normalisierung wird für jeden Spieler die für die jeweilige EM ermittelte Durchschnittsnote auf seiner Position geteilt durch seine eigene kicker-Durchschnittsnote. Bei Spielern, die bei der EM auf ihrer Position besser spielten als der Durchschnitt, nimmt die normalisierte Note Werte größer als eins an, für Spieler, die unterdurchschnittlich gut spielten, Werte kleiner als eins. Mit der Normalisierung kehrt sich also auch die Interpretation des Notenwertes um. Anders als bei den vom kicker vergebenen Schulnoten deutet bei den normalisierten Bewertungen ein höherer Zahlenwert auf eine bessere Leistung hin und umgekehrt.

Anhand der normalisierten kicker-Noten auf Spielerebene wird für jede EM die durchschnittliche Note der teilnehmenden Nationalmannschaften berechnet, die als Proxy für die Mannschaftsperformance dienen soll.

### *Gastgeber*

Aus mehreren Gründen macht es Sinn, Gastgeber einer EM gesondert zu kennzeichnen. Die Durchführung eines EM-Turniers ist mit einem hohen organisatorischen Aufwand verbunden. Dieser lässt sich eher in Ländern legitimieren, in denen der Fußball einen großen gesellschaftlichen Stellenwert besitzt (Hoffmann, Ging, & Ramasamy, 2002). Die Gastgeberrolle kann als Proxy für einen solchen besonderen Stellenwert des Fußballs dienen, der sich wiederum positiv auf die Leistung einer Nationalmannschaft auswirken kann. Andererseits müssen sich die gastgebenden Nationen nicht für eine EM qualifizieren, sondern stehen von vornherein als Teilnehmer fest. Dies ermöglicht auch tendenziell schwachen Nationen eine Teilnahme, die die reguläre Qualifikation kaum erfolgreich abschließen würden.<sup>18</sup> Die Nationalmannschaften aus solchen Ländern werden vermutlich mit größerer Wahrscheinlichkeit in der Vorrunde des Turniers ausscheiden. Weiterhin bestreiten die Gastgeber der EM die Qualifikation nicht, so dass die Variable für die Beständigkeit der Kaderplanung, welche sich auf das letzte Qualifikationsspiel bezieht, nicht erhoben werden kann. Auch hierfür soll mithilfe der Dummy-Variable *Gastgeber* kontrolliert werden.

### *Bruttoinlandsprodukt (BIP)*

Zur Kontrolle des Einflusses sozioökonomischer Faktoren auf den Turniererfolg wird abschließend das durchschnittliche Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf für alle EM-Teilnehmer erhoben (Hoffmann et al., 2002). Als Basis dienen Angaben der Weltbank zum BIP pro Kopf, ausgedrückt in konstanten US-\$ von 2005. Für England wird das BIP pro Kopf von Großbritannien angegeben, für Jugoslawien das von Serbien.

Eine Übersicht der hier beschriebenen Variablen sowie der zugehörigen deskriptiven Kennzahlen ist in der nachfolgenden Tabelle aufgeführt.

---

<sup>18</sup> Kurz nach der Jahrtausendwende war es die erklärte Absicht der UEFA, die Austragung von EMs bewusst an kleinere Verbände zu vergeben, die bisher noch bei keinem Turnier die Gastgeberrolle übernommen hatten (Hart, 2007). Diese Art der Vergabep Praxis wurde für die 2020 geplante EM unterbrochen, welche anlässlich des 60jährigen Bestehens des Wettbewerbs nicht in einzelnen Ländern, sondern europaweit in insgesamt 12 verschiedenen Städten stattfinden sollte.

Insgesamt lag der durchschnittliche FIFA-Ranglistenplatz sämtlicher Teilnehmerländer der EMs 2000 bis 2012 im Juni des jeweiligen Jahres bei 18,45. Wie der nachfolgenden Tabelle zu entnehmen ist, waren alle Gastgeber unterdurchschnittlich gerankt und schieden zum überwiegenden Teil in der Vorrunde des Turniers aus.

<b>Jahr</b>	<b>Gastgeber</b>	<b>FIFA-Ranking</b>	<b>Erreichte Turnierrunde</b>
2000	Belgien	30	Ausscheiden in der Vorrunde
2000	Niederlande	21	Halbfinale
2004	Portugal	22	Finale
2008	Österreich	92	Ausscheiden in der Vorrunde
2008	Schweiz	44	Ausscheiden in der Vorrunde
2012	Polen	62	Ausscheiden in der Vorrunde
2012	Ukraine	52	Ausscheiden in der Vorrunde

Tabelle 13: Übersicht der Variablen und deskriptive Statistiken

	EM 2000 (N=16)				EM 2004 (N=16)				EM 2008 (N=16)				EM 2012 (N=16)			
<i>Variable und Beschreibung</i>	Ø	Std.- Abw.	Min	Max	Ø	Std.- Abw.	Min	Max	Ø	Std.- Abw.	Min	Max	Ø	Std.- Abw.	Min	Max
<i>DurchschnittTabelle</i> Durchschnittlicher gewichteter Tabellenplatz der Vereine der Nationalspieler eines Teams	0,59	0,41	0,15	1,75	0,55	0,4	0,09	1,49	0,6	0,32	0,11	1,2	0,46	0,26	0,12	0,98
<i>CVTabelle</i> Variationskoeffizient der gewichteten Tabel- lenplätze	0,95	0,21	0,57	1,38	0,93	0,25	0,53	1,55	0,87	0,17	0,62	1,11	0,94	0,17	0,53	1,20
<i>Länderspiele</i> Durchschnittliche Länderspielerfahrung der Spieler eines Teams	26,84	6,16	18,05	39,41	27,74	7,28	15,17	41,7	28,77	6,85	17,39	44,74	30,1	7,18	19,3	42,74
<i>Beständigkeit</i> Anteil der Spieler eines Teams, die das letzte Qualifikationsspiel für die EM bestritten ha- ben	0,47	0,21	0	0,73	0,50	0,16	0	0,70	0,47	0,21	0	0,70	0,51	0,22	0	0,70
<i>FIFA</i> FIFA-Ranking der EM-Teilnehmer	15,31	12,26	2	46	20,81	15,91	2	53	20,75	25,19	3	105	16,94	17,01	1	62
<i>Note</i> Durchschnittliche normalisierte kicker-Note der Spieler eines Teams	1,03	0,1	0,84	1,19	1,03	0,1	0,86	1,18	1,04	0,13	0,88	1,41	1,05	0,1	0,86	1,25
<i>BIP</i> BIP pro Kopf der Teilnehmerländer (in konst. US-\$ von 2005, in 1000)	27,22	16,68	2,58	61,66	26,77	16,04	3,55	53,52	26,52	16,52	6,02	59,04	27,23	15,69	2,09	47,65
<i>Gastgeber</i>	Gastgeber=1				Gastgeber=1				Gastgeber=1				Gastgeber=1			
<i>Vorrunde</i>	Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn eine Mannschaft das Viertelfinale einer EM erreicht															
<i>K. – O. – Phase</i>	Ordinale Variable, die folgende Ausprägungen annimmt: 0=Ausscheiden in der Vorrunde, 1=Erreichen des Viertelfinales, 2= Erreichen des Halbfinals, 3=Erreichen des Finales															

## 4 Empirische Ergebnisse

Der Einfluss der Teamzusammensetzung auf die Performance einer Nationalmannschaft bei EMs wird zunächst anhand eines logistischen Modells überprüft. Als abhängige Variable wird dabei die binäre Variable *Vorrunde* verwendet, die den Wert 1 für Mannschaften annimmt, die das Viertelfinale erreichen und den Wert 0 für Mannschaften, die in der Vorrunde ausscheiden.

Das Modell hat die folgende Form:

$$\begin{aligned} \text{Vorrunde} = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{DurchschnittTabelle} + \alpha_2 \cdot \text{CVTabelle} + \alpha_3 \cdot \text{Länderspiele} \\ & + \alpha_4 \cdot \text{Beständigkeit} + \alpha_i \cdot \mu_i + \varepsilon \end{aligned}$$

$\mu_i$  ist ein Vektor der Kontrollvariablen *FIFA*, *Note*, *Gastgeber*, *BIP* und *EM*.

Auf die in anderen Untersuchungen übliche Berücksichtigung von Klimadaten und Bevölkerungszahlen (Gelade & Dobson, 2007; Hoffmann et al., 2002). wird hier verzichtet. Untersuchungen, die klimatische Daten mit aufnehmen, haben üblicherweise eine globale Perspektive und untersuchen Einflussdeterminanten des FIFA-Rankings, in dem Länder klimazonen- und kontinentübergreifend Berücksichtigung finden. Im vorliegenden Fall werden ausschließlich europäische Länder betrachtet, zwischen denen es zwar auch klimatische Unterschiede gibt, die aber weniger ausgeprägt sind. Bezüglich der Bevölkerungszahl weisen sowohl das Akaike Information Criterion als auch das Bayesian Information Criterion für das vorliegende Modell darauf hin, dass die Modellvariante ohne Berücksichtigung der Bevölkerungszahl eine bessere Modellgüte aufweist als eine Variante, welche diese Variable einschließt.

Das Modell wird in einer gepoolten Variante mit robusten Standardfehlern zunächst in einer Basisversion (1) geschätzt, die sich auf die Variablen *DurchschnittTabelle* und *CVTabelle* fokussiert. Es erfolgt anschließend eine Ergänzung der Variablen *Note*, *Länderspiele* und *Beständigkeit* (Schätzungen 2, 3 und 4). Zur Prüfung der Robustheit der Ergebnisse und um mögliche Wechselwirkungen zwischen dem durchschnittlichen Tabellenplatz und der Streuung der erreichten Tabellenplätze abzubilden, wird das Modell außerdem mit einem zusätzlichen Interaktionsterm von *DurchschnittTabelle* und *CVTabelle* geschätzt (5). Die Basisversion des Modells wird schließlich auch als Paneldatenmodell geschätzt (6), wobei gemäß dem Ergebnis eines Hausman-Tests ( $\chi^2 = 5,82, p = 0,2126$ ) eine Schätzung mit Random Effects vorgenommen wird.

Tabelle 14 weist die Schätzergebnisse in Form der Regressionskoeffizienten aus.

Tabelle 14: Ergebnisse der Modellschätzungen (I)

Vorrunde	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DurchschnittTabelle</i>	-5,111*** (-2,91)	-5,053*** (-2,98)	-5,023*** (-2,92)	-5,213*** (-2,96)	-6,512 (-0,95)	-5,112*** (-3,08)
<i>CVTabelle</i>	4,731*** (2,96)	5,292*** (3,07)	4,770*** (2,95)	5,208*** (2,88)	4,001 (1,08)	4,732*** (2,59)
<i>Durchschn.Tab.</i> × <i>CVTab.</i>					1,482 (0,22)	
<i>Länderspiele</i>			-0,0239 (-0,56)			
<i>Beständigkeit</i>				3,708 (0,86)		
<i>FIFA</i>	0,0302 (1,03)	0,0560* (1,78)	0,0248 (0,84)	0,0240 (0,78)	0,0308 (1,04)	0,0302 (0,86)
<i>Note</i>		8,585* (1,89)				
<i>Gastgeber</i>	-1,601 (-1,12)	-2,788* (-1,86)	-1,432 (-1,02)	-0,647 (-0,22)	-1,579 (-1,10)	-1,602 (-1,02)
<i>BIP</i>	-0,000030* (-1,69)	-0,000032* (-1,71)	-0,000028** (-1,58)	-0,000035* (-1,77)	-0,000031* (-1,75)	-0,000030 (-1,44)
<i>EM</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Konstante</i>	-1,134 (-0,77)	-10,77** (-2,07)	-0,578 (-0,33)	-3,368 (-1,10)	-0,485 (-0,16)	-1,134 (-0,67)
N	64	64	64	64	64	64
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,2704	0,3394	0,2728	0,2806	0,2710	-

t-Werte in Klammern

\*p&lt;0,1, \*\*p&lt;0,05, \*\*\*p&lt;0,01

Beide Variablen, die den Erfolg von Spielern in ihren Vereinen messen - *DurchschnittTabelle* und *CVTabelle* -, haben über die verschiedenen Modellvarianten hinweg zumeist hochsignifikante Koeffizienten. Dabei zeigt sich, dass das Viertelfinale umso wahrscheinlicher erreicht wird, je besser die Spieler einer Nationalmannschaft mit ihren Vereinen in der gerade abgeschlossenen Saison durchschnittlich abgeschnitten haben. Das Vorzeichen des Koeffizienten für die Variable *DurchschnittTabelle* ist negativ, da der Zahlenwert der Variable bei besseren Tabellenplätzen kleiner und bei schlechteren Tabellenplätzen größer wird. Die positiven Koeffizienten der Variable *CVTabelle* weisen darauf hin, dass eine größere Streuung der erreichten Platzierungen in den Vereinen ceteris paribus die Wahrscheinlichkeit des erfolgreichen Überstehens der Vorrunde erhöht. Dieser Effekt zeigt sich grundsätzlich auch in der Schätzung, die die Interaktion zwischen den beiden Variablen be-

rücksichtigt und wird auch in der Panelschätzung durch einen signifikanten Koeffizienten abgebildet. Der Interaktionsterm selbst erweist sich in Schätzung (5) als nicht signifikant.

Die oben angeführte Literatur zeigt vornehmlich die Existenz von Spillover-Effekten in Teams auf, ein heterogenes Leistungsgefüge wäre dementsprechend nicht unbedingt von Vorteil für die Teamperformance. Die hier erhaltenen Schätzergebnisse für die Variable *CVTabelle* stehen im Gegensatz dazu. Mögliche Begründungen für diesen abweichenden Befund werden im nachfolgenden Abschnitt diskutiert.

Anders als man erwarten würde erreichen Teams mit schlechterem FIFA-Ranking (der Betrag der Platzierung ist dann größer) ceteris paribus mit leicht geringerer Wahrscheinlichkeit die K.-O.-Phase. Allerdings ist der Koeffizient des FIFA-Rankings nur in Schätzung (2) signifikant.

Der Koeffizient der kicker-Note als Proxy für die tatsächlich gezeigte Leistung zeigt das erwartete Vorzeichen. Je besser Teams vom kicker im Durchschnitt bewertet werden, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, die K.-O.-Phase zu erreichen.

Der Wert des Koeffizienten für das BIP ist über alle Schätzungen hinweg signifikant, aber nur marginal verschieden von null, sodass der direkte Einfluss des Bruttoinlandsproduktes auf den Turniererfolg vernachlässigbar ist.

In den Schätzungen (3) und (4), welche die Variablen *Länderspiele* und *Beständigkeit* zusätzlich berücksichtigen, sind die Koeffizienten der Variablen *DurchschnittTabelle* und *CVTabelle* sowohl vom Wert als auch vom Signifikanzniveau vergleichbar mit den Ergebnissen von Schätzung (1). Die ergänzten Variablen *Länderspiele* und *Beständigkeit* weisen beide nicht-signifikante Koeffizienten auf. Für diese Modellschätzungen soll ein Likelihood-Ratio-Test Aufschluss darüber geben, ob die beiden Variablen einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Streuung der Variable *Vorrunde* leisten. Die Ergebnisse des Tests verneinen dies sowohl für *Länderspiele* als auch für *Beständigkeit*.<sup>19</sup> Auch für eine Modellvariante, in der statt der Länderspielerfahrung das Durchschnittsalter des Kaders zur Erfassung der Erfahrung herangezogen wird, zeigt der Likelihood-Ratio-Test an, dass diese zusätzliche Variable keinen signifikanten Effekt aufweist.

In einem zweiten Schritt soll geprüft werden, ob die Variablen *DurchschnittTabelle* und *CVTabelle* auch über das erfolgreiche Abschließen der Vorrunde hinaus signifikanten Ein-

---

<sup>19</sup> Für die Variable *Länderspiele* weist der Likelihood-Ratio-Test ein Ergebnis von  $\chi^2 = 0,21, p = 0,6468$  auf, für die Variable *Beständigkeit* gilt  $\chi^2 = 0,91, p = 0,3413$ .



fluss auf den Turniererfolg haben. Ein Poisson-Modell mit der ordinalskalierten abhängigen Variable *K.-O.-Phase* kann hierüber Aufschluss geben und wird in der folgenden Form spezifiziert:

$$K.O.-Phase = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot DurchschnittTabelle + \alpha_2 \cdot CVTabelle + \alpha_i \cdot \mu_i + \varepsilon$$

$\mu_i$  ist auch hier wieder ein Vektor der Kontrollvariablen *FIFA*, *Note*, *Gastgeber*, *BIP* und *EM*. Die beiden Variablen *Länderspiele* und *Beständigkeit* werden im Poisson-Modell nicht berücksichtigt, da sie im logistischen Modell keinen Erklärungsbeitrag leisten.

Aus Tabelle 15 gehen die Regressionskoeffizienten der Schätzung des Poisson-Modells in einer gepoolten Variante mit robusten Standardfehlern (7 und 8) sowie einer Paneldatenschätzung mit Random Effects (9) hervor.

Tabelle 15: Ergebnisse der Modellschätzungen (II)

<b>K.-O.-Phase</b>	<b>(7)</b>	<b>(8)</b>	<b>(9)</b>
<i>DurchschnittTabelle</i>	-3,149*** (-3,87)	-2,976*** (-4,07)	-3,149*** (-3,71)
<i>CVTabelle</i>	1,386* (1,91)	1,856*** (2,96)	1,386* (1,78)
<i>FIFA</i>	0,0109 (0,61)	0,0242* (1,70)	0,0109 (0,60)
<i>Note</i>		3,899*** (3,51)	
<i>BIP</i>	-0,0000144* (-1,69)	-0,0000137* (-1,67)	-0,0000144 (-1,37)
<i>Gastgeber</i>	-0,298 (-0,56)	-0,724* (-1,64)	-0,298 (-0,47)
<i>EM</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Konstante</i>	0,245 (0,31)	-4,493*** (-3,02)	-0,245 (0,29)
N	64	64	64
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,1678	0,2221	-

t-Werte in Klammern

\*p<0,1, \*\*p<0,05, \*\*\*p<0,01

Die Schätzergebnisse stehen in Einklang mit den Ergebnissen des logistischen Modells, was deren Robustheit untermauert. Eine bessere durchschnittliche Tabellenplatzierung der Spieler einer Nationalmannschaft im Vereinsfußball erhöht die Wahrscheinlichkeit, in der K.-O.-Phase weiterzukommen. Auch der Variationskoeffizient der Tabellenplätze zeigt wieder den positiven signifikanten Einfluss auf den Turniererfolg, was – wie schon für das logistische Modell erläutert – ein eher unerwartetes Ergebnis ist.

Bemerkenswert ist an dieser Stelle, dass sich bei beiden Modellen die Koeffizienten der gepoolten Schätzungen (1 und 7) und der jeweiligen Schätzungen mit Random Effects lediglich in nachgeordneten Nachkommastellen sowie hinsichtlich der zugehörigen t-Werte unterscheiden. Die Deckungsgleichheit der Koeffizienten tritt auch in einer – hier nicht aufgeführten – Schätzung der Modellvarianten (1) und (7) mit geclusterten Standardfehlern auf. Die nahezu gleichen Werte der Koeffizienten können ihre Ursache darin haben, dass mit vier EMs verhältnismäßig wenige verschiedene Zeitpunkte betrachtet werden, sodass die gepoolten Modelle den Paneldatenmodellen mit Random Effects recht ähnlich sind.

## 5 Diskussion

Die Schätzergebnisse lassen verschiedene Schlussfolgerungen zur Teamzusammensetzung bei Fußball-Europameisterschaften zu. Erwartungsgemäß führt Erfolg im Verein, der auf die generelle Leistungsfähigkeit der Spieler einer Nationalmannschaft schließen lässt und über die Variable *DurchschnittTabelle* abgebildet wird, zu besserem Turniererfolg. Je besser die Spieler eines Teams mit ihren Vereinsmannschaften vor der EM in den jeweiligen Ligawettbewerben abgeschnitten haben, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, die Vorrunde erfolgreich abzuschließen und desto höher ist auch die Wahrscheinlichkeit, in der K.-O.-Runde erst spät oder gar nicht auszuscheiden.

Der positive und signifikante Koeffizient der Variable *CVTabelle*, die die Streuung der Tabellenplätze innerhalb des Teams abbildet, lässt sich dahingehend interpretieren, dass Teams mit größerer Streuung der Tabellenplätze *ceteris paribus* erfolgreicher sind als – bezüglich der Ergebnisse im Vereinsfußball – homogene Teams. Bisherige Untersuchungen, die einen positiven Einfluss einer heterogenen Teamzusammensetzung auf die Performance im Profifußball feststellen, fokussieren sich zumeist nicht auf konkrete Leistungsparameter, sondern auf andere Faktoren, beispielsweise den Grad an kultureller Diversität in Vereinsmannschaften (Ingersoll, Malesky, & Saiegh, 2017) oder die Anzahl verschiedener Ligen in einer Nationalmannschaft (Baur & Lehmann, 2007). Einem hohen Leistungsgefälle innerhalb eines Teams wird hingegen typischerweise eher ein negativer Einfluss auf die Teamperformance attestiert (Franck & Nüesch, 2010), was im Gegensatz zu den hier erhaltenen Ergebnissen steht. Inwiefern der hier aufgezeigte positive Zusammenhang zwischen einer erhöhten Streuung der Tabellenplätze und der Teamperformance in Nationalmannschaften theoretisch verortet werden kann, soll im Folgenden erläutert werden.

Wird von Unterschieden des Erfolgs im Verein nicht nur auf ein Leistungsgefälle, sondern auch auf eine mögliche Hierarchiestruktur innerhalb des Kaders einer Nationalmannschaft

geschlossen, der zufolge im Verein erfolgreiche Spieler eine stärkere Position innerhalb des Mannschaftsgefüges haben als Spieler, die in ihrem Verein kürzlich weniger erfolgreich waren, so stützt der positive Koeffizient der Variable *CVTabelle* die funktionalistische Idee von Teamarbeit. Diesem aus der Sozialpsychologie stammenden Konzept zufolge kann sich eine klare Hierarchie innerhalb eines Teams positiv auf die Koordination der Teamarbeit und die Interaktion innerhalb des Teams auswirken (Greer, De Jong, Schouten, & Dannals, 2018). Der positive Zusammenhang zwischen der hierarchischen Ausdifferenzierung der Mitglieder eines Teams und dessen Erfolg liegt dabei insbesondere für Teams nahe, in denen eine hohe Interdependenz der einzelnen Aufgaben vorliegt und der Gesamtoutput in großem Maße davon abhängt, wie gut die Teammitglieder miteinander kooperieren (Halevy, Chou, & Galinsky, 2011). Derlei Teams sind vor allem im Mannschaftssport anzutreffen, wo es durchaus von Vorteil sein kann, wenn schwächere Teammitglieder die Führungsrolle von Leistungsträgern unterstützen und im Sinne des Erfolgs des gesamten Teams verstärkt mit ihnen kooperieren (Halevy, Chou, Galinsky, & Murnighan, 2012). Bezogen auf die eingangs erwähnte Herausforderung, dass Nationalmannschaftskader für EMs dergestalt zusammengestellt werden müssen, dass sie in verhältnismäßig wenigen Spielen maximale Leistung zeigen, kann das Ergebnis für die Variable *CVTabelle* im Sinne einer funktionalistischen Sichtweise auf Teamarbeit folglich dahingehend interpretiert werden, dass eine klare Hierarchie in einer Nationalmannschaft ihrem Erfolg dienlich ist.

Interpretiert man Unterschiede des Erfolgs im Verein in einem vollkommenen Markt, wie oben beschrieben, auch als mögliche Unterschiede in der Entlohnung von Spielern in ihren Vereinen, so kann festgehalten werden, dass eine ungleiche Struktur der Gehälter im Vereinsfußball sich nicht negativ auf die Leistungsstärke von Nationalmannschaften auswirkt. Dass ein negativer Effekt größerer Einkommensunterschiede nicht nachweisbar ist, kann ebenfalls darin begründet liegen, dass schwächere Spieler die Führungsrolle der Leistungsträger in ihren Mannschaften unterstützen und zum Wohle des Teamerfolgs mit ihnen kooperieren.

Es gibt mehrere Einschränkungen bei der Interpretation der gewonnenen Ergebnisse als Hinweis auf die Gültigkeit dieser funktionalistischen Sichtweise. Es muss zum einen erwähnt werden, dass Spieler aus erfolgreichen Vereinen nicht unbedingt und ausschließlich auch die Leistungsträger in ihrer Nationalmannschaft sind. Der Grad der Korrelation zwischen Erfolg im Verein und der Hierarchie in einer Nationalmannschaft kann auf Basis der vorliegenden Daten nicht exakt erfasst werden. Dies gilt umso mehr, als dass über den erreichten Tabellenplatz relevante Leistungsmerkmale im Verein, beispielsweise die Anzahl absolvierter Spiel-

minuten in einer Saison, nicht erfasst wird. Darüber hinaus sind für die Qualität der Kooperation in einer Nationalmannschaft auch andere Parameter relevant, welche über den Erfolg im Verein nicht erfasst werden, beispielsweise die Verträglichkeit der beteiligten Spieler.

Diesen Einschränkungen kann zumindest teilweise durch eine Betrachtung des weiteren Karriereverlaufs der beobachteten Nationalspieler begegnet werden. Hierfür wird die Annahme in den Fokus genommen, dass hierarchisch untergeordnete Spieler sich insbesondere durch ihre Kooperationsbereitschaft mit den Leistungsträgern ihres Teams auszeichnen, welche sie während einer EM zur Schau stellen. Diese offenbarte Qualität auf prominenter Bühne kann dazu führen, dass diese Spieler im Nachgang einer EM eine gestiegene Nachfrage auf dem Transfermarkt erfahren. Als Konsequenz würden hierarchisch untergeordnete Spieler mit einer größeren Wahrscheinlichkeit nach einer EM einen Vereinswechsel realisieren als die Leistungsträger ihrer Nationalmannschaften. Dabei wird unterstellt, dass Spieler bei einem Vereinswechsel rational agieren und diesen nur realisieren, wenn sie sich dadurch besserstellen.

Wenn man von den Tabellenplätzen, die Nationalspieler mit ihren Vereinen vor einer EM erzielt haben, auf die Hierarchiestruktur innerhalb einer Nationalmannschaft schließen kann, so hieße dies im Umkehrschluss, dass Nationalspieler mit schlechteren Tabellenplätzen nach einer EM mit größerer Wahrscheinlichkeit einen Vereinswechsel realisieren. Diese Hypothese soll im Folgenden ökonometrisch überprüft werden.

Hierfür werden insgesamt 1060 Spieler-EM-Beobachtungen all jener Spieler herangezogen, die während der betrachteten EMs mindestens 30 Minuten gespielt haben und somit eine Bewertung durch das kicker-Sportmagazin erhielten. Für diesen Spielerdatensatz wird ein logistisches Modell geschätzt, dessen abhängige Variable *Wechsel* den Wert 1 annimmt, wenn ein Spieler nach einer EM den Verein wechselt und erste Pressemeldungen zu diesem Vereinswechsel erst während oder nach der EM veröffentlicht wurden. In diesen Fällen wird angenommen, dass der Wechsel auch erst während oder nach der EM vereinbart wurde. Bei 17% der Beobachtungen nimmt die Variable *Wechsel* den Wert 1 an.

Das Modell wird in drei Stufen geschätzt. Als unabhängige Variablen werden in einer ersten Modellschätzung (10) der anhand der UEFA-5-Jahreswertung gewichtete Tabellenplatz (*Platz\_gew*) der beobachteten Spieler sowie die individuelle kicker-Note (*Note<sub>i</sub>*) für die jeweilige EM (wie oben beschrieben für die Position standardisiert) herangezogen. Hierbei ist anzumerken, dass der Korrelationskoeffizient der kicker-Note und des gewichteten Tabellenplatzes mit 0,12 recht niedrig ist, im Verein erfolgreiche Spieler werden also nicht systematisch besser bewertet. Das Modell wird komplettiert durch Dummies, die für die Spielposition

(mit dem Torwart als Referenzkategorie) und die EM (mit der EM 2000 als Referenzkategorie) kontrollieren. In einer weiteren Schätzung (11) werden außerdem Parameter der Nationalmannschaftskarriere in Form der Länderspiele im Vorfeld der EM (*LS*) sowie der Tore während der EM (*Tore*) herangezogen. Schließlich werden in Schätzung (12) außerdem vereinspezifische Parameter zusätzlich mit aufgenommen, und zwar die Dauer der Vereinszugehörigkeit der beobachteten Spieler in Saisons (*TZG*) sowie eine Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn Spieler vor einer EM entweder die Champions League oder die Europa League bzw. den UEFA-Pokal gewonnen haben (*Europapokal*).<sup>20</sup>

Alle drei Modellschätzungen werden gepoolt und mit robusten Standardfehlern durchgeführt. Die Regressionskoeffizienten der Schätzungen sind in der nachfolgenden Tabelle ersichtlich.

Tabelle 16: Ergebnisse der Modellschätzungen zu Vereinswechseln nach einer EM

<b>Wechsel</b>	<b>(10)</b>	<b>(11)</b>	<b>(12)</b>
<i>Platz_gew</i>	0,380*** (3,18)	0,400*** (3,36)	0,370*** (3,06)
<i>Note<sub>i</sub></i>	0,704** (2,16)	0,545 (1,61)	0,608* (1,77)
<i>Tore</i>		0,132 (1,11)	0,120 (1,00)
<i>LS</i>		0,00384 (1,28)	0,00432 (1,42)
<i>TZG</i>			-0,0499* (-1,85)
<i>Europapokal</i>			0,244 (0,59)
<i>Position</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>EM</i>	Inkl.	Inkl.	Inkl.
<i>Konstante</i>	-3,239*** (-5,81)	-3,240*** (-5,61)	-3,133*** (-5,40)
N	1060	1060	1060
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,027	0,030	0,033

t-Werte in Klammern

\*p<0,1, \*\*p<0,05, \*\*\*p<0,01

<sup>20</sup> Die deskriptiven Statistiken der hier verwendeten Variablen lauten wie folgt:

<b>Variable</b>	<b>Anzahl</b>	<b>Ø</b>	<b>Std.-Abw.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<i>Wechsel</i>	1060	0,173	-	0	1
<i>Platz_gew</i>	1060	0,477	0,59	0,02	5,25
<i>Note<sub>i</sub></i>	1060	1,04	0,23	0,55	3,54
<i>Tore</i>	1060	0,29	0,71	0	5
<i>LS</i>	1060	33,62	27,03	0	146
<i>TZG</i>	1060	3,36	3,00	0	20
<i>Europapokal</i>	1060	0,04	-	0	1

In allen drei Schätzungen werden rund 82% der Beobachtungen korrekt der jeweiligen Ausprägung der abhängigen Variable zugeordnet. Es zeigt sich, dass die Tabellenplatzierung im Vorfeld der EM einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Vereinswechsels während oder nach der EM hat. Das positive Vorzeichen der Koeffizienten der Variable *Platz\_gew* deutet darauf hin, dass schlechtere Tabellenplatzierungen – und demnach höhere Zahlenwerte der Variable –, mit einer größeren Wahrscheinlichkeit für einen Vereinswechsel einhergehen. Die kicker-Bewertung hat ebenfalls Einfluss auf die Wechselwahrscheinlichkeit, besser bewertete Spieler wechseln mit höherer Wahrscheinlichkeit nach einer EM den Verein.

Insgesamt unterstützt die Untersuchung der Determinanten eines Vereinswechsels nach einer EM die oben angeführte Argumentation, welche von den Tabellenplätzen der betrachteten Spieler Rückschlüsse auf ihre Einordnung in der Teamhierarchie ihrer Nationalmannschaft zieht. Schlechter platzierte, also annahmegemäß hierarchisch niedriger eingeordnete Spieler empfehlen sich *ceteris paribus* durch die während einer EM gezeigte Performance – wozu in diesem Zusammenhang insbesondere ihre Kooperationsbereitschaft innerhalb des Mannschaftsgefüges zählt – eher für einen Vereinswechsel als die in ihren jeweiligen Vereinen erfolgreicheren Leistungsträger der beteiligten Nationalmannschaften.

Bei der Interpretation der bis hierhin diskutierten Ergebnisse gilt es allerdings zu bedenken, dass die Rangliste der UEFA-5-Jahreswertung, welche bei der Bildung der Variablen *DurchschnittTabelle*, *CVTabelle* und *Platz\_gew* für die Gewichtung der Tabellenplätze herangezogen wurde, ordinal skaliert ist. Die Ligen in Europa werden hier zwar in eine Reihenfolge hinsichtlich ihrer Stärke gebracht, allerdings wird nicht abgebildet, wie groß das tatsächliche Leistungsgefälle zwischen zwei Ligen ist und wie stark sich auch Gehaltsniveaus zwischen Ligen tatsächlich unterscheiden. Beispielsweise ist es für die UEFA-5-Jahreswertung zunächst einmal unerheblich, ob für eine Liga besonders vorteilhafte Verträge für die mediale Verwertung der Ligaspiele abgeschlossen wurden, welche die durchschnittlichen Gehälter in dieser Liga im europäischen Vergleich deutlich anheben.

In den obigen Modellschätzungen zeigt sich darüber hinaus, dass die Erfahrung der beteiligten Spieler in der Nationalmannschaft von nachrangiger Bedeutung für das Erreichen des Viertelfinales ist. Eine mögliche Erklärung dafür, dass sowohl die Variable *Länderspiele* als auch die Variable *Beständigkeit*, welche die Teilnahme am letzten Qualifikationsspiel markiert, keine signifikanten Koeffizienten aufweisen, kann darin begründet liegen, dass erfolgreiche Vereinsspieler tendenziell mehr Länderspiele aufweisen, die Länderspielerfahrung einer Nationalmannschaft somit also teilweise auch über die Variable *DurchschnittTabelle* abgebildet

wird. Das Ergebnis lässt aber auch gleichzeitig die Vermutung zu, dass für die Zusammenstellung des Kaders für ein internationales Turnier aktueller Erfolg der Spieler in ihren Vereinen ein besserer Prädiktor für den Erfolg bei dem Turnier ist als bereits vorhandene, aber in der Vergangenheit liegende Spielerfahrung in der Nationalmannschaft.

Hinsichtlich der Variable *Beständigkeit* gilt zudem, dass es unerheblich ist, wie sehr der Kader für das Turnier dem des letzten Qualifikationsspiels ähnelt. Ein Muster dahingehend, dass Spieler, die das letzte Qualifikationsspiel nicht mit bestritten haben und somit tendenziell noch keine Stammkräfte in der Nationalmannschaft sind, einen Anreiz hätten, während einer EM besonders gute Leistung zu zeigen, die das Fortkommen ihrer Mannschaft entsprechend positiv beeinflusst, lässt sich im Gegensatz zu entsprechenden Beobachtungen in der Phase der Kaderzusammenstellung für das Turnier (Miklós-Thal & Ullrich, 2015) während des Turnierverlaufs selbst nicht nachweisen.

Es ist bemerkenswert, dass die Platzierung im FIFA-Ranking einen negativen Einfluss auf das Fortkommen beim Turnier hat. Dies kann unter anderem darin begründet liegen, dass jedes absolvierte Länderspiel ins FIFA-Ranking einfließt (FIFA, 2016) und Mannschaften mit mehr Spielen also mit höherer Wahrscheinlichkeit einen besseren Ranglistenplatz erreichen können. Vor EMs sind es eher schlechtere Mannschaften, die in der Relegation fürs Turnier gezwungenermaßen mehr Spiele absolvieren als direkt qualifizierte Teams und somit ihre Chancen auf ein besseres FIFA-Ranking erhöhen. Es ist darüber hinaus unklar, inwiefern das kontraintuitive Vorzeichen dadurch erklärt werden kann, dass innerhalb des Beobachtungszeitraums die Berechnungsmethode des FIFA-Rankings verändert wurde und ab 2006 nicht mehr die Performance der letzten acht, sondern nur noch der letzten vier Jahre für die Bewertung eines Landes herangezogen wurde (FIFA, 2006).

Dass der Koeffizient des FIFA-Rankings zumeist nicht signifikant ist, kann mit der hohen Leistungsdichte während der EM begründet werden. Bei allen EMs waren mindestens 14 der 16 Teilnehmer gemäß der dann aktuellen FIFA-Rangliste unter den 40 besten Mannschaften der Welt. Diese schon recht hohe Leistungsdichte stieg in allen Turniere nach der Vorrunde noch an. Von den Mannschaften, die das Viertelfinale erreichten, befanden sich zum jeweiligen Zeitpunkt alle unter den besten 40 Teams der Welt, 81,25% wiesen sogar einen FIFA-Ranglistenplatz unter den ersten 20 auf.

Über alle Schätzungen hinweg hat die Dummy-Variable *Gastgeber* einen negativen Einfluss auf den Turniererfolg. Zieht man die oben diskutierten Ausgangsbedingungen der Gastgeber der letzten EMs hinsichtlich ihres FIFA-Ranglistenplatzes in Betracht, ist dies nicht unerwar-

tet. Die Gastgebermannschaften wiesen nahezu durchweg von vornherein eine Qualität auf, mit der sie sich auf regulärem Weg vermutlich nicht für das Turnier qualifiziert hätten. Mit einem Ausscheiden in der Vorrunde war also zu rechnen.

Dass die Variable *BIP* zwar signifikant, aber kaum verschieden von Null ist, kann darin begründet liegen, dass das Pro-Kopf-Einkommen im Teilnehmerfeld eines auf Europa beschränkten Turniers weniger stark schwankt als bei weltweiten Turnieren.

## **6 Ergebniszusammenfassung und Ansatzpunkte für zukünftige Forschung**

Zahlreiche Untersuchungen haben sich bereits mit der Frage der optimalen Teamzusammensetzung im Profifußball beschäftigt. Dabei haben sich Arbeiten mit Fokus auf Nationalmannschaften insbesondere mit der Frage beschäftigt, inwiefern Legionäre, also Spieler, die in einem ausländischen Verein spielen, die Performance ihrer Nationalmannschaft beeinflussen. Unterschiedliche Leistungsniveaus im In- und Ausland wurden dabei in der Regel recht allgemein erfasst, beispielsweise anhand des Anteils von Spielern, die in erfolgreicheren Ligen im Ausland spielen.

Die hier vorliegende Untersuchung legt ihren Fokus auf die Beantwortung der Frage, welchen Einfluss die durchschnittliche Leistungsstärke sowie das Leistungsgefälle innerhalb eines Teams auf den Erfolg bei einem Fußballturnier haben. Dabei erweitert sie bestehende Befunde insofern, als dass nicht nur die Ligen betrachtet werden, in denen Spieler einer Nationalmannschaft vor einem Turnier spielen, sondern auch die Tabellenplätze, die sie mit ihren jeweiligen Vereinen erreicht haben. Hierbei wird der Tabellenplatz als Signal für die aktuelle Leistungsfähigkeit von Nationalspielern interpretiert und es wurde überprüft, inwiefern die erreichten Tabellenplätze der Spieler einer Nationalmannschaft den Turniererfolg im Sinne des erfolgreichen Abschlusses der Vorrunde sowie des möglichst weiten Fortkommens im Gesamtturnier beeinflussen.

Es zeigt sich, dass eine gute durchschnittliche Tabellenplatzierung der Spieler eines Nationalteams die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass dieses Team die Vorrunde einer EM übersteht und das Viertelfinale erreicht. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, dass Mannschaften mit einem höheren Variationskoeffizienten der zuvor im Vereinsfußball erreichten Tabellenplätze *ceteris paribus* mit höherer Wahrscheinlichkeit das Viertelfinale einer EM erreichen. Beide Befunde gelten auch für das Fortkommen im Turnier bis zum Finale, hier zeigt sich ebenfalls ein positiver Zusammenhang zwischen Erfolg im Verein und Erfolg bei der EM sowie der positive Einfluss des Variationskoeffizienten auf den Erfolg bei der EM.



Wird der erreichte Tabellenplatz als Signal für die aktuelle Leistungsfähigkeit von Nationalspielern interpretiert, so deutet das Ergebnis hinsichtlich des Variationskoeffizienten der Tabellenplätze darauf hin, dass Teams mit einem größeren Leistungsgefälle *ceteris paribus* erfolgreicher sind. Eine mögliche theoretische Erklärung für diesen Befund findet sich in der funktionalistischen Sichtweise auf Teamarbeit, welche der Sozialpsychologie entlehnt ist und der zufolge eine klare Hierarchie innerhalb eines Teams sich unter bestimmten Bedingungen positiv auf die Performance auswirken kann. Interpretiert man das Leistungsgefälle im Team als Hinweis auf eine mögliche Hierarchiestruktur in einer Nationalmannschaft, der zufolge erfolgreichere Spieler weniger erfolgreichen Spielern hierarchisch übergeordnet sind, so deuten die Ergebnisse darauf hin, dass nicht nur die individuelle Leistungsstärke der Spieler einer Nationalmannschaft ausschlaggebend ist für deren Erfolg bei einer EM, sondern auch die Gestaltung der Hierarchiestruktur innerhalb der Mannschaft.

Eine klare Hierarchiestruktur erfordert die Kooperationsbereitschaft insbesondere derjenigen Spieler, welche eine untergeordnete Rolle einnehmen. Es zeigt sich für die vorliegenden Beobachtungen, dass Spieler mit einer schlechteren Tabellenplatzierung im Nachgang einer EM mit größerer Wahrscheinlichkeit den Verein wechseln. Unter der Annahme, dass diese Spieler sich gerade wegen ihrer offenbarten Kooperationsbereitschaft während des Turniers für einen Vereinswechsel empfohlen haben, kann dieses Ergebnis zur Untermauerung der Interpretation herangezogen werden, dass von der Tabellenplatzierung nicht nur auf die Leistungsfähigkeit von Spielern, sondern auch auf eine etwaige Hierarchie in einer Nationalmannschaft geschlossen werden kann.

Im Gegensatz zum aktuellen Erfolg von Spielern in ihren Vereinen hat ihre bisherige Erfahrung in der Nationalmannschaft – gemessen anhand der durchschnittlichen Anzahl der absolvierten Länderspiele sowie anhand des Anteils der Spieler, die bereits das letzte Qualifikationsspiel für die jeweilige EM mitbestritten haben – keinen Einfluss auf den Turniererfolg. Ein Effekt dahingehend, dass Spieler, die noch nicht fest in einer Nationalmannschaft etabliert sind, eine bessere Performance zeigen – so wie es sich in ähnlicher Form für die Nominierungsphase für ein internationales Turnier beobachten lässt –, ist für das Turnier selbst nicht ersichtlich.

Die vorliegende Untersuchung weist an mehreren Stellen Verbesserungspotenzial und Ansatzpunkte für weitere Analysen auf.

Die verwendete Methodik in Form der Erfassung erreichter Tabellenplätze als Proxy für die Leistungsfähigkeit von Nationalspielern berücksichtigt nicht, dass es auch innerhalb von Ver-

einsmannschaften Leistungsgefälle gibt. Die Variable des erreichten Tabellenplatzes ermöglicht keine exakte Darstellung der Rolle eines Nationalspielers in seinem Verein, unterscheidet also beispielsweise nicht zwischen Führungsspielern mit vielen und langen Spieleinsätzen oder Ergänzungsspielern, die zwar Teil eines Vereinskaders sind, über eine Saison hinweg aber nur zu punktuellen Einsätzen gekommen sind. Eine Erfassung der Spielminuten im Verein könnte hier Abhilfe schaffen.

Anhand des Erfolgs im Verein kann außerdem nur teilweise auf eine mögliche Hierarchiestruktur in einer Nationalmannschaft geschlossen werden. Die Überprüfung der Faktoren, die einen Vereinswechsel nach einer EM begünstigen, deutet zwar darauf hin, dass die gewählte Operationalisierung Sinn macht, das Leistungsgefälle in einer Nationalmannschaft anhand der Tabellenplätze ihrer Teammitglieder zu approximieren. Allerdings wird in der zugehörigen Modellschätzung pauschal angenommen, dass ein Vereinswechsel nur dann vollzogen wird, wenn ein Spieler sich dadurch besserstellt. Ob durch einen Wechsel tatsächlich eine Verbesserung stattfindet, wird nicht überprüft und wäre ein Ansatzpunkt für weitere Untersuchungen.

Trotz der hier erörterten Einschränkungen steht keine mindestens gleichwertige alternative Variable zur Erfassung der Leistungsfähigkeit von Spielern zur Verfügung, die über alle betrachteten EMs hinweg vergleichbare Werte liefert. Flächendeckend vorhandene und intertemporär vergleichbare Schätzungen für die Marktwerte aus einer einheitlichen Quelle stehen beispielsweise erst für die Zeit nach der EM 2004 zur Verfügung.

Weiterhin wird in der vorliegenden Untersuchung nicht erfasst, inwiefern sich die Ligen, in denen Nationalspieler vor einer EM gespielt haben, bezüglich ihrer *Competitive Balance* unterscheiden. Ein guter Tabellenplatz in einer Liga mit einer sehr hohen Leistungsdichte liefert sicherlich andere Rückschlüsse auf die Leistungsfähigkeit eines Spielers als ein guter Tabellenplatz bei einem Top-Club in einer Liga mit starkem Leistungsgefälle zwischen den einzelnen Vereinen. Eine Erweiterung der hier vorliegenden Untersuchung, die ein solches Maß integriert, würde vermutlich zu einer Schärfung der gewonnenen Ergebnisse führen. Gleiches gilt für methodische Ansätze, die Unterschiede bei der erfolgreichen Integration von Legionären in Nationalteams während eines Turniers aufzeigen können.

Schließlich wird nicht aufgeschlüsselt, wie viele Einsätze einzelne Spieler bei einer EM hatten, sondern der gesamte Kader wird ungeachtet individueller Einsatzzeiten zusammengefasst. Eine Aufschlüsselung nach Spielzeit bietet sicherlich das Potenzial, die hier erarbeiteten Ergebnisse noch weiter zu verfeinern.

Hinsichtlich des Datensatzes ist anzumerken, dass er, abzüglich der EM-Gastgeber, ausschließlich Mannschaften umfasst, die sich für EMs qualifiziert haben. Bei diesen Mannschaften zeigt sich eine recht hohe Leistungsdichte. Würde man nicht nur die Endrunde einer EM, sondern bereits die Qualifikationsrunden untersuchen, wäre aufgrund einer stärkeren Leistungsheterogenität der dann auch größeren Grundgesamtheit zu erwarten, dass die Ergebnisse aussagekräftiger und die gefundenen Effekte deutlicher wären. Interessant wäre sicherlich auch eine Ausweitung der Untersuchung auf Weltmeisterschaften, wo sowohl hinsichtlich der Migration von Spielern in ausländische Ligen als auch hinsichtlich ihrer dortigen Erfolge eine stärkere Streuung zu erwarten ist als dies bei Europameisterschaften der Fall ist.

Insgesamt erweitert die vorliegende Untersuchung trotz des hier dargelegten Optimierungspotenzials den Erkenntnisstand dahingehend, dass es für die Performance von Nationalmannschaften nicht nur relevant ist, ob ihre Spieler in der heimischen ersten Liga oder im Ausland spielen, sondern auch, welchen Erfolg sie in ihrer Liga vor einer EM jeweils vorweisen konnten.

## **VI Fazit und Ausblick**

Der Betrachtungszeitraum der hier getätigten vier Untersuchungen umfasst insgesamt mehr als zwanzig Jahre, von der Mitte der 1990er Jahre bis ins Jahr 2018. Während dieser Zeit lassen sich im Profifußball in Deutschland und auch in anderen europäischen Ländern zunehmend Bestrebungen zur Professionalisierung des Managements beobachten (Campa & Kalembe, 2017). Diese Entwicklung ist unter anderem getrieben durch die wachsende wirtschaftliche Bedeutung des Profifußballs, welche sich nicht zuletzt in den Umsatzzuwächsen europäischer Profiligen in den vergangenen Jahren zeigt. Steigende Umsätze haben nicht unwesentlich zu einer steigenden Anzahl an Stakeholdern in diesem Bereich beigetragen, was wiederum zu einer erhöhten Komplexität des Managements von Profi-Fußballvereinen geführt hat (Zülch & Palme, 2017).

Dass der Profifußball als Wirtschaftszeug überdies recht sensibel auf externe Schocks reagiert, zeigte sich exemplarisch während der COVID-19-Pandemie der Jahre 2020/21. Das temporäre Aussetzen des Spielbetriebs in den meisten europäischen Profiligen im Frühjahr 2020 (Quansah et al., 2020) führte in zahlreichen Vereinen zu hohen Umsatzeinbußen.

Um in solch einem komplexen Umfeld angemessene Managemententscheidungen treffen zu können, sind umfassende Informationen über ökonomische Mechanismen der Performance der beteiligten Akteure ein wesentlicher Faktor. An dieser Stelle möchte die vorliegende Arbeit ansetzen, indem verschiedene Aspekte der Performance der Akteure im Profifußball näher betrachtet und analysiert wurden.

Die gewonnenen Ergebnisse zur Performance der vier betrachteten Akteure werden im Folgenden zusammengefasst. Außerdem werden für jede der diskutierten Fragestellungen Ansätze für weitere Forschungstätigkeiten eruiert. Abschließend erfolgt ein übergreifender Ausblick darauf, welche anknüpfenden Forschungsprojekte dazu dienen können, die gewonnenen Ergebnisse zu vertiefen und zu verfeinern.

Die Untersuchung der Akteursgruppe der Spieler zeigt als zentralen Befund den Einfluss der letzten Karrierestation auf den Marktwert von Spielern auf, welche neu in die Bundesliga wechseln. Hier konnte erstmals gezeigt werden, dass die letzte Karrierestation der Spieler einen großen Beitrag zur Erklärung der Unterschiede von Marktwerten in der Bundesliga in den Saisons 1995/96 bis 2009/10 leistet. Dabei dient die bisherige Liga von Spielern, die aus anderen Ligen im In- und Ausland neu in die Fußball-Bundesliga wechseln, als Signal für die zu erwartende Performance, da mangels bisheriger Bundesliga-Erfahrung nicht von dort bislang gezeigter Leistung auf künftige Leistung rückgeschlossen werden kann. Von Spielern

aus vergleichsweise starken Ligen (den anderen europäischen Top-5-Ligen) wird eine hohe Leistung erwartet, was sich in ihrem Marktwert widerspiegelt, während Spieler aus vergleichsweise schwachen Ligen (beispielsweise der 3. Liga oder schwächeren ausländischen Ligen) auch eine entsprechend niedrigere Einschätzung erfahren. Die hier gewonnenen Ergebnisse zu verschiedenen Kontrollvariablen auf den Marktwert, wie beispielsweise dem Alter oder der Länderspielerfahrung, decken sich mit den Ergebnissen vergleichbarer Untersuchungen.

Aus den gewonnenen Erkenntnissen lassen sich aus mehreren Gründen auch Rückschlüsse auf die Determinanten der Gehaltshöhe von Profi-Fußballspielern ziehen, welche folglich ebenfalls durch die letzte Karrierestation beeinflusst wird.

Hervorzuheben ist an dieser Stelle die in der Einleitung diskutierte methodische Eignung der kicker-Note zur Beurteilung aktueller Performance, welche in der Untersuchung zu den Determinanten des Marktwertes einen hochsignifikanten Einfluss aufweist.

Arbeiten, die sich nach der Veröffentlichung dieser Untersuchung von Spielermarktwerten mit ähnlichen Fragestellungen beschäftigt haben, fokussieren sich vor allem auf Online-Plattformen, die in diesem Zusammenhang relevant sind. In den letzten Jahren hat beispielsweise die Bedeutung der Plattform [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) für die Schätzung von Spielermarktwerten enorm an Bedeutung gewonnen. Relevante sportökonomische Untersuchungen hierzu befassten sich vor allem damit, welche Charakteristika von Fußballspielern die dort geschätzten Marktwerte beeinflussen (Felipe et al., 2020) oder wie akkurat diese Marktwerte tatsächliche Ablösesummen widerspiegeln (Prockl & Frick, 2018; Müller et al., 2017). Online-Plattformen haben ebenfalls Relevanz für die Untersuchung von Superstar-Effekten als Erklärung für das Zustandekommen extrem hoher Marktwerte. Der Faktor der Popularität von Fußballspielern wird zunehmend anhand ihrer Onlinepräsenz gemessen, beispielsweise anhand der Seitenaufrufe ihrer Wikipedia-Seite (Scarfe et al., 2021) oder der Anzahl der Treffer einer Suchanfrage nach ihnen bei Google (Carrieri et al., 2018).

In Anbetracht der hier dargelegten Erkenntnisse zur Akteursgruppe der Spieler sowie des aktuellen Forschungsstandes zu Profi-Fußballspielern bieten sich die folgenden konkreten Ansatzpunkte für weiterführende Untersuchungen an. Es wäre von Interesse, inwiefern die letzte Karrierestation auch in anderen Topligen in Europa zur Erklärung von Spielermarktwerten beiträgt. Weiterhin können weitere Kontrollvariablen, beispielsweise die Dauer der Teamzugehörigkeit, die konkrete Spieldauer je Saison in Minuten oder die Fähigkeit zur Beidfüßigkeit die Varianzaufklärung der Modellschätzungen noch erhöhen. Schließlich könnte eine

Wiederholung der Untersuchung mit Marktwerten von [www.transfermarkt.de](http://www.transfermarkt.de) dazu dienen, deren Eignung als Proxy für tatsächliche Marktwerte weiter zu fundieren.

Die Untersuchung der Akteursgruppe der Trainer setzte am häufig zu beobachtenden Phänomen an, dass auf länger andauernde Phasen schlechter sportlicher Performance in der Fußball-Bundesliga, wie auch in anderen Profi-Fußballligen, vielfach die Entlassung des Trainers erfolgt. Die Annahme, dass diese Maßnahme im Sinne der *win maximization* getroffen wird, erfährt insofern eine Einschränkung, als dass sich im Zeitraum nach einer Trainerentlassung in vielen Fällen eine *regression to the mean* zeigt: Nach einer kurzen Phase der sportlichen Verbesserung erfolgt auch mit dem neuen Trainer keine nennenswerte Verbesserung der Mannschaftsleistung.

Dieses zunächst kontraintuitive Muster kann möglicherweise durch die Tendenz zu risikoaversen Verhalten bei der Verpflichtung eines neuen Trainers erklärt werden. Der Trainerjob gehört zu den Positionen, bei denen sich die tatsächliche Qualität eines Kandidaten erst *on the job* zeigt. Verpflichten Vereine der Fußball-Bundesliga nach einer Trainerentlassung einen Nachfolger, der mittelmäßiger Qualität sein mag, aber bereits über Erfahrung in der Bundesliga verfügt, vermeiden sie die Informationsasymmetrie, die sich ergibt, wenn ein vielleicht zwar deutlich besserer, aber unerfahrener Trainer ohne Erfahrungswerte *on the job* verpflichtet wird. Da der Arbeitsmarkt für Bundesligatrainer eher klein ist, kann somit neben der aktuellen Performance auch das Arbeitsangebot auf ebendiesem Arbeitsmarkt die Entscheidung zur Entlassung eines Trainers beeinflussen.

In der Untersuchung zeigt sich für die Bundesliga-Saisons 1998/99 bis 2012/13, dass eine mehrere Spieltage andauernde negative Diskrepanz zwischen erreichter und erwarteter Punktzahl die Wahrscheinlichkeit einer Trainerentlassung erhöht. Wird der Pool aktuell verfügbarer Trainer dergestalt modelliert, dass er alle Trainer umfasst, die bereits über Erfahrung in der Bundesliga verfügen und weniger als zwei Saisons ohne Engagement sind, so können außerdem folgende Ergebnisse festgehalten werden. Die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung sinkt, wenn eine größere Anzahl Trainer auf dem Arbeitsmarkt verfügbar ist, in jüngerer Vergangenheit also vermehrt Trainer in der Bundesliga entlassen wurden. Die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung sinkt außerdem, wenn qualitativ sehr gute Trainer - gemessen an dem Tabellenplatz, den der zuletzt von ihnen trainierte Verein in der letzten gemeinsamen Saison erreichte - kürzlich entlassen wurden und somit auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind.

Unterstellt man, dass zur Vermeidung von Informationsasymmetrien mit größerer Wahrscheinlichkeit Trainer mit Erfahrung in der relevanten Liga verpflichtet werden, kann das Er-

gebnis wie folgt interpretiert werden: Sind nur wenige Trainer mit bekannter Qualität auf dem Arbeitsmarkt verfügbar, besteht das Risiko, bei einer Verzögerung der vermeintlich notwendigen Entlassung des aktuellen Trainers keinen geeigneten Nachfolger zu finden, weshalb die Entlassung zügig vonstattengeht, solange noch Kandidaten verfügbar sind. Je mehr Kandidaten auf dem Arbeitsmarkt verfügbar sind, desto geringer wird dieses Risiko und desto eher kann ceteris paribus eine Entlassung im Falle eines Leistungseinbruchs noch verschoben werden. Der *Scapegoat*-Ansatz bietet ebenfalls eine Argumentationsgrundlage zur Erklärung der erhaltenen Ergebnisse. Diesem zufolge findet eine Trainerentlassung insbesondere deshalb statt, um dem externen Druck von Stakeholdern, beispielsweise Medien, nachzugeben. Je mehr Trainer in jüngerer Vergangenheit entlassen wurden, desto größer der Pool verfügbarer Trainer also wird, und je prominenter diese Trainer im Sinne ihrer Qualität sind, desto eher liegt der mediale Fokus dort und nicht auf anderen aktuell erfolglosen Vereinen. Dies mindert wiederum bei diesen den Druck, auf ausbleibenden sportlichen Erfolg akut zu reagieren und mittels einer Trainerentlassung die Handlungsfähigkeit des Vereinsmanagements zu demonstrieren.

Im Zuge der Analyse der Trainerentlassungen in der Bundesliga zeigt sich insbesondere die in der Einleitung diskutierte gute Eignung von Wettquoten zur Messung der erwarteten Leistung bei der Begegnung zweier gegnerischer Mannschaften. Über alle 8206 Vereins-Spieltags-Beobachtungen hinweg liegt die Differenz zwischen erreichter und erwarteter Punktzahl mit einem Durchschnittswert von 0,01 nahezu bei null. Wettquoten eignen sich in diesem Kontext also sehr gut als Prädiktor für tatsächliche Spielausgänge.

Ein zentraler Ansatzpunkt für die Optimierung der Untersuchung von Trainerentlassungen ist die Eingrenzung des relevanten Arbeitsmarktes. Hier wird mit vormaligen Bundesliga-Trainern nur die größte Gruppe möglicher Kandidaten für vakante Posten betrachtet. Die Beschränkung auf diese Gruppe ist unter anderem der Komplexität einer quantitativen Operationalisierung der sehr heterogenen Gruppe möglicher neuer Trainer geschuldet. Die Robustheit der erhaltenen Ergebnisse kann in Folgeuntersuchungen dahingehend überprüft werden, dass die Eingrenzung des relevanten Arbeitsmarktes variiert wird und weitere Kandidaten, beispielsweise aus der 2. Bundesliga oder aus ausländischen Ligen, miteinbezogen werden.

Mangels übergreifend vorhandener Daten wurde außerdem das in anderen Untersuchungen als relevant für die Entlassungswahrscheinlichkeit identifizierte Gehalt von Trainern (Frick & Simmons, 2008) hier nicht berücksichtigt. Sollten entsprechende Daten vorliegen, könnte dies die Ergebnisgüte sicherlich steigern. Auch die bisherige Leistung der hier betrachteten Trainer

über ihre gesamte Karriere hinweg in Form ihres durchschnittlichen *win ratios* wurde hier nicht berücksichtigt. Dieses könnte eine Alternative zum hier verwendeten Tabellenplatz des zuletzt trainierten Vereins als Signal der Qualität eines Trainers darstellen. Sowohl das *win ratio* als auch der erreichte Tabellenplatz hängen allerdings maßgeblich vom Wert des Spielerkaders ab. Da nicht unbedingt diejenigen Trainer die Besten sind, die mit guten Kadern gute Tabellenplätze erreichen, sondern vor allem jene, die mit schlechteren Kadern durchaus akzeptable Tabellenplätze erreichen (Dawson, Dobson, & Gerrard, 2000a; Dawson, Dobson, & Gerrard, 2000b), könnte die Identifikation und Verwendung eines alternativen Maßes zur Messung von Trainerqualität die gewonnenen Ergebnisse schärfen. Außerdem muss einschränkend darauf hingewiesen werden, dass für eine abschließende Bestätigung der Anwendbarkeit des *Scapegoat*-Ansatzes im vorliegenden Zusammenhang eine weiterführende Betrachtung der Teamperformance über den Zeitpunkt einer Entlassung hinaus notwendig wäre. Dies wird hier nicht angegangen, kann aber ein Startpunkt weiterführender Untersuchungen sein.

Die Analyse der Performance von Vereinen konzentriert sich auf die Teams in der 3. Liga. Ihr Ausgangspunkt ist die Diskussion, ob sich in der 3. Liga angesichts einer großen Häufung finanzieller Probleme der beteiligten Vereine ein klassisches Rattenrennen beobachten lässt, da mit hohen Investitionen in den Spielerkader in vielen Vereinen ein Aufstieg in die finanziell lukrativere 2. Bundesliga erreicht werden soll. Vor diesem Hintergrund wird hier grundlegend untersucht, inwiefern der Kaderwert in der 3. Liga überhaupt mit der sportlichen Performance zusammenhängt. Bei der empirischen Überprüfung dieser Frage wird auf das Konzept der *contest success function* zurückgegriffen. Hierbei zeigt sich für die 3. Liga ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen dem relativen Kaderwert und dem sportlichen Abschneiden. Mit steigendem relativem Kaderwert steigt nicht nur die erreichte Punktzahl in einer Saison, sondern auch die Wahrscheinlichkeit, in die 2. Bundesliga aufzusteigen. Investitionen in den Spielerkader stellen sich also zunächst als rationale Strategie im Sinne der *win maximization* heraus.

Es zeigt sich darüber hinaus, dass Investitionen in den Kader nicht die einzige erklärende Größe für die gezeigte Leistung über den Saisonverlauf hinweg sind. Es finden sich im Gegenteil Hinweise darauf, dass Vereine auch unter sparsamerem Einsatz finanzieller Mittel in der 3. Liga erfolgreich sein können, indem sie gezielt Spieler identifizieren und verpflichten, deren Marktwert zu Saisonbeginn unterhalb dessen liegt, was für ihre zu erwartende Performance eigentlich angemessen wäre. Eine solche „Moneyball“-Strategie scheint zwar nicht für



den Aufstieg in die 2. Bundesliga, aber durchaus für den Klassenerhalt in der 3. Liga eine Alternative zu hohen Investitionen zu sein.

Für die Betrachtung der Performance von Vereinen am Beispiel der 3. Liga ergeben sich aus der vorliegenden Untersuchung einige konkrete Anknüpfungspunkte für weiterführende Forschungsprojekte. Eine Analyse der Determinanten der Marktwerte von Spielern in der 3. Liga kann die für eine „Moneyball“-Strategie relevante Frage beantworten, inwiefern einige ihrer Fähigkeiten tatsächlich nicht im Marktwert widerspiegelt werden. Zudem kann eine systematische Analyse der Scouting-Strategien in der 3. Liga, beispielsweise anhand einer geeigneten Clusteranalyse, helfen, besonders gutes von eher schlechtem Scouting abzugrenzen sowie einen möglichen „Moneyball“-Effekt näher zu beleuchten. Gleichzeitig zeigte sich im US-amerikanischen Baseball, dass eine „Moneyball“-Strategie nur so lange effektiv ist, wie der Markt systematische Bewertungsabweichungen von Spielern nicht korrigiert. Es bleibt hier zunächst fraglich und bedürfte einer weiteren Untersuchung, inwiefern dies für die 3. Liga schon jetzt zutreffend ist.

Weiterhin wurde das Konzept von Überinvestitionen in der 3. Liga zwar diskutiert, mangels Daten aber über den Umweg des Transferverhaltens von Vereinen lediglich approximiert. Es wäre daher von Interesse, weitere Maße für die Herleitung eines optimalen Investitionsniveaus zu entwickeln und zu überprüfen. Schließlich wurde der Exponent der *contest success function* in der vorliegenden Untersuchung auf den Wert 1 fixiert, was in der relevanten Literatur teils als unzulässige Vereinfachung angesehen wird (Fort & Winfree, 2009). Die Ermittlung des tatsächlichen Wertes des Exponenten für die 3. Liga könnte zu robusteren Ergebnissen führen.

Schließlich wurde die Performance von Nationalmannschaften einer näheren Betrachtung unterzogen. Dabei wurde ein Augenmerk auf die optimale Teamzusammensetzung zur Maximierung des sportlichen Erfolgs bei Europameisterschaften gelegt. In der Vergangenheit haben sich Untersuchungen mit Fokus auf Nationalmannschaften insbesondere mit der Frage beschäftigt, inwiefern Legionäre, also Spieler, die in einer Liga im Ausland spielen, zum Erfolg ihrer Nationalmannschaft beitragen. Unterschiedliche Leistungsniveaus im In- und Ausland wurden dabei aber in der Regel recht allgemein gemessen, beispielsweise anhand des Anteils von Spielern, die in erfolgreicheren Ligen im Ausland spielen. Die hier durchgeführte Untersuchung behandelt die Frage, welchen Einfluss auf den Erfolg einer Nationalmannschaft nicht nur die Ligen haben, in denen Spieler einer Nationalmannschaft vor einem Turnier spielen, sondern insbesondere auch die Tabellenplätze, die sie mit ihren Vereinen erreicht haben.

Hierbei wird der erreichte Tabellenplatz als Signal für die aktuelle Leistungsfähigkeit von Nationalspielern interpretiert und es wird überprüft, inwiefern die erreichten Tabellenplätze der Spieler einer Nationalmannschaft den Turniererfolg im Sinne des erfolgreichen Abschlusses der Vorrunde sowie des möglichst weiten Fortkommens im Gesamtturnier beeinflussen.

Es zeigt sich, dass eine aktuell hohe durchschnittliche Tabellenplatzierung der Spieler eines Nationalteams in ihren Vereinen die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass dieses Team die Vorrunde einer EM erfolgreich absolviert und das Viertelfinale erreicht. Weiterhin zeigen die Ergebnisse auf, dass Mannschaften mit einem höheren Variationskoeffizienten der zuvor im Vereinsfußball erreichten Tabellenplätze *ceteris paribus* mit höherer Wahrscheinlichkeit das Viertelfinale einer EM erreichen. Im Sinne der Interpretation des erreichten Tabellenplatzes als Signal für die aktuelle Leistungsstärke von Nationalspielern sind Teams mit größerem Leistungsgefälle folglich erfolgreicher.

Vergleichbare Ergebnisse hinsichtlich des durchschnittlichen Tabellenplatzes und des zugehörigen Variationskoeffizienten zeigen sich auch bei einer Betrachtung des kompletten Turnierverlaufs bis hin zum Finale.

Interpretiert man unterschiedliche Level aktueller Leistungsfähigkeit innerhalb eines Teams als Hinweis auf eine mögliche Hierarchiestruktur in einer Nationalmannschaft, der zufolge in ihrem Verein erfolgreichere Spieler weniger erfolgreichen Spielern hierarchisch übergeordnet sind, so lassen die Ergebnisse die Vermutung zu, dass für den Erfolg bei einer EM nicht nur die individuelle Leistungsstärke der Spieler einer Nationalmannschaft ausschlaggebend ist, sondern auch die hierarchische Ausdifferenzierung des Kaders.

Dass die Tabellenplatzierung eines Spielers vor einer EM ein zulässiges Proxy für seine hierarchische Stellung innerhalb eines Nationalteams ist, zeigt sich in einer ergänzenden Modell-schätzung zur Wahrscheinlichkeit eines Vereinswechsels nach einer EM. Die Ergebnisse dieser Schätzung deuten darauf hin, dass Spieler mit schlechteren Tabellenplätzen, welche hier als hierarchisch untergeordnet angesehen werden, mit größerer Wahrscheinlichkeit im Nachgang einer EM den Verein wechseln. Es kann angenommen werden, dass es insbesondere ihre während einer EM offenbarte Kooperationsbereitschaft mit den Leistungsträgern ihres Teams ist, welche sie für einen Vereinswechsel empfiehlt. Allerdings lässt sich nicht mit völliger Sicherheit von erreichten Tabellenplätzen auf die Hierarchiestruktur einer Nationalmannschaft schließen, da für die Hierarchie auch andere Merkmale relevant sind, welche nicht von Tabellenplätzen erfasst werden, beispielsweise die Verträglichkeit der beteiligten Spieler.

Es ergeben sich verschiedene konkrete Ansatzpunkte, die gewonnenen Erkenntnisse zur Zusammensetzung von Nationalmannschaften in Folgeuntersuchungen zu vertiefen.

Die Darstellung der Leistungsfähigkeit von Nationalspielern anhand ihres im Verein erreichten Tabellenplatzes berücksichtigt nicht das Leistungsgefälle innerhalb eines Vereins. Leistungsträger mit vielen Einsätzen werden also beispielsweise gleichgestellt mit Ergänzungsspielern. Eine Erfassung der Spielminuten im Verein könnte solche Unterschiede sichtbar machen.

Marktwerte zur Messung der Leistungsfähigkeit standen für die vorliegende Analyse leider nicht für den gesamten Beobachtungszeitraum zur Verfügung und wurden daher ausgeklammert. Eine Wiederholung der Untersuchung mit Marktwerten als Proxy für die Leistungsfähigkeit könnte für die Überprüfung der gewonnenen Ergebnisse sicherlich hilfreich sein. Dies würde auch dem Umstand Rechnung tragen, dass die erfassten Tabellenplätze idealerweise durch ein Maß für die *Competitive Balance* in den verschiedenen Ligen ergänzt werden sollten, was hier nicht erfolgt ist. Außerdem wäre noch interessant, Spieler innerhalb ihrer Nationalmannschaftskader nach ihrer Einsatzdauer zu klassifizieren, um auch hier ihrer Bedeutung für das Abschneiden ihres Teams gerecht zu werden.

Schließlich bezieht die vorliegende Untersuchung sich auf die Endrunde der EM, wo traditionell eine recht hohe Leistungsdichte vorzufinden ist. Eine Übertragung der Betrachtung auf andere internationale Wettbewerbe könnte ebenfalls zu einer Schärfung der Ergebnisse beitragen. Hierfür bietet sich beispielsweise die Qualifikation für eine EM an, wo das Leistungsgefälle zwischen den beteiligten Nationalmannschaften größer ist; oder auch eine Weltmeisterschaft, wo die Streuung der Anteile von Legionären über die teilnehmenden Nationalmannschaften hinweg teilweise auch deutlich höher ist als bei EMs.

Den hier getätigten vier Untersuchungen der Akteure im Profifußball ist gemein, dass sie die Relevanz der in der Einleitung diskutierten methodischen Konzepte zur ökonomischen Analyse der Performance im Profifußball unterstreichen.

Insbesondere im Kapitel zur 3. Liga zeigt sich eine Interdependenz von *win maximization* und *profit maximization*, da für die Vereine in der 3. Liga die Maximierung sportlichen Erfolgs mit dem Ziel eines Aufstiegs in die 2. Bundesliga aufgrund der damit verbundenen Steigerung ihrer Einnahmen von hoher Relevanz ist. Der hoch signifikante Einfluss der *contest success function* auf die tatsächliche Performance stimmt zudem überein mit dem umfangreichen Bestand an Forschungsarbeiten, welche die Eignung dieses Konzepts für sportökonomische Analysen bestätigen.

Im Kapitel zum Einfluss der letzten Karrierestation auf den Marktwert kann gezeigt werden, dass ein großer Anteil der Streuung von Marktwerten durch performancerelevante Kennwerte erklärt werden kann. Im Einklang mit diesem Ergebnis bilden die Marktwerte von Spielern als Signal ihrer aktuellen Performance eine relevante Kontrollvariable bei der Analyse von Trainerentlassungen. Zudem bilden sie die Basis für die Herleitung der *contest success function* im Kapitel zur 3. Liga. Die hier verwendeten Marktwerte sind jedoch allesamt die Werte zum Beginn einer jeweiligen Saison und damit lediglich Momentaufnahmen, die keine Leistungsschwankungen im Verlauf einer Saison abbilden. Hier hilft in Form der kicker-Bewertung ein anderes Maß weiter, dessen Bedeutung oben bereits für das Kapitel zum Einfluss der letzten Karrierestation auf den Marktwert hervorgehoben wurde, und welches sich insgesamt in drei der vier getätigten Untersuchungen als zuverlässige Methode der Erfassung aktueller Performance erwiesen hat. Die kicker-Bewertung trägt zur Erklärung der Streuung von Marktwerten in hoch signifikantem Maße bei und erweist sich auch bei der Analyse des Erfolgs in der 3. Liga als sinnvolle Modellvariable.

Die hier unternommenen Untersuchungen streichen auch die gute Eignung von Wettquoten als Methode zur spieltagsgenauen Bestimmung der erwarteten Performance eines Teams heraus. Wettquoten zeigen dabei den Vorteil, dass sie aktuelle Entwicklungen der Performance über den Saisonverlauf hinweg implizit miterfassen, beispielsweise außergewöhnlich lange Phasen ohne Punktverluste oder -gewinne. Dass dies zu einer guten Abbildung spieltagsaktueller Erwartungen führt, zeigt sich recht eindrucksvoll in der Analyse der Determinanten einer Trainerentlassung, wo der Mittelwert der Differenz von erreichter und erwarteter Punktzahl über alle Beobachtungen hinweg wie oben geschildert nur wenig größer als null ist.

Schließlich sind allen vier Untersuchungen zudem zwei generelle Ansatzpunkte für weiterführende Forschung gemein.

Ein erster Ansatzpunkt betrifft die Aktualität der verwendeten Daten. Die ältesten hier einfließenden Beobachtungen, im Kapitel zur Rolle der letzten Karrierestation für die Bestimmung des Marktwertes, reichen bis in die Bundesliga-Saison 1995/96 zurück. Die jüngsten Beobachtungen finden sich in der Analyse der 3. Liga und umfassen die Saison 2017/18. In diesen über 20 Jahren hat sich der Profifußball in ganz Europa stark gewandelt. Der Umsatz in europäischen Profiligen ist deutlich gewachsen, die Komplexität der Branche ist durch Veränderungen der geltenden Rahmenbedingungen – beispielsweise der Öffnung des europäischen Spielermarktes nach dem Bosman-Urteil (Frick, 2009), dem steigenden Investitionsspielraum für Vereine aufgrund einer lukrativeren Vermarktung der medialen Verwertungs-

rechte und damit einhergehenden steigenden Ablösesummen für Spieler (Poli, Ravenel, & Besson, 2020), der Erweiterung der Teilnehmerfelder bei internationalen Turnieren oder der Reglementierung finanzieller Spielräume durch die europaweite Einführung des Financial Fair Play (Franck, 2014) – gestiegen und es gibt zunehmend Bestrebungen zur Professionalisierung des Managements von Vereinen (Zülch & Palme, 2017).

Wie oben erörtert tragen die hier getätigten Analysen dazu bei, die im Profifußball relevanten ökonomischen Mechanismen der Performance der beteiligten Akteure besser zu beschreiben und zu verstehen. Vor dem Hintergrund der Dynamik dieses Bereichs über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg wäre es sicherlich interessant, die vorgenommenen Untersuchungen für alle vier Akteure mit aktuellen Daten zu replizieren und zu prüfen, inwiefern die gewonnenen Ergebnisse über den Zeitverlauf hinweg stabil bleiben.

Ein zweiter genereller Ansatzpunkt für weiterführende Forschung betrifft die eingenommene Perspektive auf die vier Akteursgruppen. Zwar wurden in allen vier Kapiteln auch Panelmodelle verwendet, um der Betrachtung aufeinanderfolgender Saisons bzw. Turniere Rechnung zu tragen, die Analysen haben aber letztlich alle den Charakter einer Querschnittsstudie, welche die jeweiligen Akteure zu bestimmten Zeitpunkten betrachtet. Für alle vier Akteursgruppen bietet es sich aber auch an, die Ergebnisse der hier erörterten Fragestellungen durch zusätzliche geeignete Längsschnittstudien zu ergänzen.

So könnte basierend auf den hier gewonnenen Ergebnissen für die Determinanten der Marktwerte von Spielern in Anlehnung an die Theorie der Senioritätsentlohnung (Lazear, 1979) mittels einer Betrachtung von Spielern über mehrere Saisons hinweg überprüft werden, ob sie zu Beginn ihrer Laufbahn in der Bundesliga auf Gehalt verzichten, um in der Folgezeit bei guter Leistung ein Gehalt oberhalb ihres Wertgrenzproduktes zu erhalten.

In Bezug auf Trainer könnte ein Augenmerk auf die Erwerbsbiographien der Trainer und die Signaling-Funktion (Spence, 1973) ihrer ersten Engagements gelegt werden. Dies könnte der Erklärung dienen, warum einige Trainer dauerhaft Vereine auf hohem Level trainieren und andere Trainer nach ersten Engagements in der Bundesliga vermehrt bei Vereinen in unteren Ligen zum Einsatz kommen.

Für Vereine in der 3. Liga könnte angelehnt an die oben dargelegten Überlegungen zu einer möglichen „Moneyball“-Strategie eine über mehrere Saisons hinweg angelegte Analyse verschiedener Strategien der Kaderzusammenstellung auf Vereinsebene dazu dienen, Handlungsoptionen für die Spielerrekrutierung zu identifizieren, welche an die wirtschaftlichen

Rahmenbedingungen in der 3. Liga angepasst sind. Anhand dessen könnten Möglichkeiten zur Verbesserung der Managementqualität in Drittligavereinen aufgezeigt werden.

Für Nationalmannschaften schließlich beschränkt sich die Forschung bislang weitgehend auf punktuelle Analysen der Leistungsfähigkeit bei einzelnen Turnieren. Erfahrungsgemäß schwankt die Performance von Nationalmannschaften aber recht stark und nicht selten passiert es bei internationalen Turnieren, dass der Titelträger des letzten Turniers bei der nächsten Endrunde ein frühes Ausscheiden hinnehmen muss. Eine Paneluntersuchung, die sich den langfristigen Erfolgsfaktoren von Nationalmannschaften widmet, könnte helfen, die Determinanten solcher Entwicklungen zu bestimmen.

Schlussendlich ist anzumerken, dass sämtliche hier analysierten Akteursgruppen sich in dem institutionellen Rahmen bewegen, welcher von den relevanten nationalen und internationalen Verbänden vorgegeben ist. Wie dieser institutionelle Rahmen auf die vier Akteursgruppen wirkt und welche Wechselwirkungen hinsichtlich ihrer Performance hier relevant sind, wurde in der vorliegenden Arbeit bestenfalls nur angeschnitten und liefert ebenfalls ein reichhaltiges Portfolio an Ansatzpunkten für weiterführende Forschungsaktivitäten.

## Literaturverzeichnis

- 11 Freunde (2017). *Bundesliga Planer, Kader, Spiele, Stadien. Die ganze Saison 2017/18 auf einen Blick*. Berlin.
- Acheampong, E., Akwaa-Sekyi, E., & Bouhaouala, M. (2019). How does team composition affect performance in continental tournaments? *Cogent Social Sciences*, 5(1). doi: <https://doi.org/10.1080/23311886.2019.1606133>
- Adler, M. (1985). Stardom and Talent. *American Economic Review*, 75(1), S. 208-212.
- Ahtiainen, S., & Jarva, H. (2020). Has UEFA's financial fair play regulation increased football clubs' profitability? *European Sport Management Quarterly*. doi: 10.1080/16184742.2020.1820062
- Akerlof, G. (1976). The Economics of Caste and of the Rat Race and Other Woeful Tales. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4), S. 599-617.
- Allan, G., & Moffat, J. (2014). Muscle drain versus brain gain in association football: technology transfer through player emigration and manager immigration. *Applied Economics Letters*, 21(7), S. 490-493.
- Antonioni, P., & Cubbin, J. (2000). The Bosman Ruling and the Emergence of a Single Market in Soccer Talent. *European Journal of Law and Economics*, 9(2), S. 157-173.
- Audas, R., Dobson, S., & Goddard, J. (2002). The impact of managerial change on team performance in professional sports. *Journal of Economics and Business*, 54, S. 633-650.
- Bachan, R., Reilly, B., & Witt, R. (2008). The hazard of being an English football league manager: empirical estimates for three recent league seasons. *Journal of the Operational Research Society*, 59, S. 884–891.
- Baldueck, A., & Buelens, M. (2007). Does sacking the coach help or hinder the team in the short term? Evidence from Belgian soccer. *Working Papers der wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät, Paper Nr. 07/430*. Universität Ghent.
- Barthel, F., & Wellbrock, C.-M. (2010). *Regional Competition and Knowledge Spillovers - Spatial Dependence in International Football Success*. SSRN Electronic Journal. doi: 10.2139/ssrn.1635008
- Battré, M., Deutscher, C., & Frick, B. (2009). Salary Determination in the German Bundesliga: A Panel Study. *mimeo*: University of Paderborn.

- Baur, D., & Lehmann, S. (2007). *Does the Mobility of Football Players Influence the Success of the National Team?* SSRN Electronic Journal. doi: 10.2139/ssrn.980936
- Bell, A., Brooks, C., & Markham, T. (2013). The performance of football club managers: skill or luck? *Economics & Finance Research*, 1(1), S. 19-30.
- Berlinschi, R., Schokkaert, J., & Swinnen, J. (2013). When drains and gains coincide: Migration and international football performance. *Labour Economics*, 21, S. 1-14.
- Berri, D. J., & Simmons, R. (2009). Race and the Evaluation of Signal Callers in the National Football League. *Journal of Sports Economics*, 10(1), S. 23-43.
- Berthold, N., & Neumann, M. (2005). Globalisierte Spielermärkte: Ein Problem für den deutschen Profifußball? *List Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik*, 31, S. 231- 249.
- Biermann, C. (2009). *Die Fußball-Matrix: Auf der Suche nach dem perfekten Spiel* (1. Aufl.). Köln: Kiepenheuer & Witsch Verlag.
- Binder, J., & Findlay, M. (2012). The effects of the Bosman ruling on national and club teams in Europe. *Journal of Sports Economics*, 13(2), S. 107-129.
- Braendle, U., & Wirl, F. (2005). *Exchanging Bosses – Lessons from Soccer Coaches for CEOs*. SSRN Electronic Journal. doi: 10.2139/ssrn.720001
- Brandes, L., Franck, E., & Theiler, P. (2009). The Effect from National Diversity on Team Production - Empirical Evidence from the Sports Industry. *Schmalenbach Business Review*, 61, S. 225-246.
- Bridgewater, S., Kahn, L., & Goodall, A. (2011). Substitution between Managers and Subordinates: Evidence from British Football. *Labour Economics*, 18(3), S. 275-286.
- Bruinshoofd, A., & ter Weel, B. (2003). Manager to go? Performance dips reconsidered with evidence from Dutch football. *European Journal of Operational Research*, 148, S. 233-246.
- Bryson, A., Buraimo, B., Farnell, A., & Simmons, R. (2021). Time To Go? Head Coach Quits and Dismissals in Professional Football. *De Economist*, 169, S. 81-105.
- Bryson, A., Frick, B., & Simmons, R. (2009). *The Returns to Scarce Talent: Footedness and Player Remuneration in European Soccer*. London: Centre for Economic Performance Discussion Paper No. 948.



- Bryson, A., Frick, B., & Simmons, R. (2013). The Returns to Scarce Talent: Footedness and Player Remuneration in European Soccer. *Journal of Sports Economics*, 14(6), S. 606-628.
- Buraimo, B., Forrest, D., & Simmons, R. (2007). Freedom of Entry, Market Size, and Competitive Outcome: Evidence from English Soccer. *Southern Economic Journal*, 74(1), S. 204-213.
- Buraimo, B., Frick, B., Hickfang, M., & Simmons, R. (2015). The Economics of Long-term Contracts in the Footballers' Labour Market. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(1), S. 8-24.
- Cachay, K., & Riedl, L. (2002). *Bosman-Urteil und Nachwuchsförderung: Auswirkungen der Veränderung von Ausländerklauseln und Transferregelungen auf die Sportspiele*. Schorndorf: Hofmann Verlag.
- Campa, F., & Kalembe, N. (2017). Managing sporting success and economic efficiency in the professional football: Identification of determinant factors through the academic literature. *European Accounting and Management Review*, 3(2), S. 45-64.
- Carrieri, V., Principe, F., & Raitano, M. (2018). What makes you 'super-rich'? New evidence from an analysis of football players' wages. *Oxford Economic Papers*, 70(4), S. 950-973.
- Castellanos-García, P., Dopico, J., & Sánchez Santos, J. (2007). The economic geography of football success: empirical evidence from european cities. *Rivista di Diritto ed Economia dello Sport, Centro di diritto e business dello Sport*, 3(2), S. 67-88.
- Cerqua, A. (2014). If You Get Knocked Down, How Long Before You Get up Again? *International Journal of Sport Finance*, 9(4), S. 284-304.
- Coates, D., Frick, B., & Jewell, T. (2016). Superstar Salaries and Soccer Success: The Impact of Designated Players in Major League Soccer. *Journal of Sports Economics*, 17(7), S. 716-735.
- Cohen, S., & Bailey, D. (1997). What Makes Teams Work: Group Effectiveness Research from the Shop Floor to the Executive Suite. *Journal of Management*, 23(3), S. 239-290.

- Collins, J., & Durand-Bush, N. (2015). Frameworks of Team Processes in Sport: A Critical Review with Implications for Practitioners. *International Journal of Human Movement and Sports Sciences*, 3(3), S. 46-59.
- Cox, D. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), S. 187-202.
- D'Agostino, R. B., Belanger, A., & D'Agostino Jr., R. B. (1990). A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *American Statistician*, 44(4), S. 316-321.
- d'Addona, S., & Kind, A. (2012). Forced Manager Turnovers in English Soccer Leagues: A Long-Term Perspective. *Journal of Sports Economics*, 15(2), S. 150-179.
- Dawson, P., Dobson, S., & Gerrard, B. (2000a). Stochastic Frontiers and the Temporal Structure of Managerial Efficiency in English Soccer. *Journal of Sports Economics*, 1(4), S. 241-362.
- Dawson, P., Dobson, S., & Gerrard, B. (2000b). Estimating Coaching Efficiency in Professional Team Sports: Evidence from English Association Football. *Scottish Journal of Political Economy*, 47(4), S. 399-421.
- de Dios Tena, J., & Forrest, D. (2007). Within-season dismissal of football coaches: Statistical analysis of causes and consequences. *European Journal of Operational Research*, 181, S. 362-373.
- De Paola, M., & Scoppa, V. (2012). The Effects of Managerial Turnover: Evidence from Coach Dismissals in Italian Soccer Teams. *Journal of Sports Economics*, 13(2), S. 152-168.
- Deloitte (2015). *Finanzreport deutscher Profisportligen 2015*. Düsseldorf/Koblenz.
- Deloitte Sports Business Group (2020). *Eye on the prize. Football Money League*. London.
- Depken, C., & Haglund, L. (2007). *Peer Effects in Team Sports: Empirical Evidence from NCAA Relay Teams*. Working Paper 0729, North American Association of Sports Economists.
- Deutsche Fußball Liga (2006). *Bundesliga Report 2006*. Frankfurt/Main.
- Deutsche Fussball-Liga (2011). *Bundesliga Report 2011*. Frankfurt/Main.
- Deutsche Fußball Liga (2016). *Bundesliga Report 2016*. Frankfurt/Main.
- Deutsche Fußball Liga (2020). *Wirtschaftsreport 2020*. Frankfurt/Main.

- Deutscher Fußball-Bund (2006). *Offizielle Mitteilungen Nr. 9 vom 30. September 2006*. Frankfurt/Main.
- Deutscher Fußball-Bund (2008). *Hermann Korfmacher: "Die Weichen sind optimal gestellt"*. Abgerufen am 04. Oktober 2020 von <https://www.dfb.de/3-liga/news-detail/hermann-korfmacher-die-weichen-sind-optimal-gestellt-14648/>
- Deutscher Fußball-Bund (2010). *DFB-Bundestag beschließt Reform der Spielklassen*. Abgerufen am 14. November 2017 von <https://www.dfb.de/news/detail/dfb-bundestag-beschliesst-reform-der-spielklassen-25239/>
- Deutscher Fußball-Bund (2015a). *Qualifizierung*. Abgerufen am 17. Juli 2016 von <http://www.dfb.de/sportliche-strukturen/trainerausbildung/qualifizierung/>
- Deutscher Fußball-Bund (2015b). *3. Liga Saisonreport 2014/15*. Frankfurt/Main.
- Deutscher Fußball-Bund (2016). *3. Liga Saisonreport 2015/16*. Frankfurt/Main.
- Deutscher Fußball-Bund (2017a). *3. Liga Saisonreport 2016/17*. Frankfurt/Main.
- Deutscher Fußball-Bund (2017b). *Änderung der Aufstiegsregelung in der Regionalliga beschlossen*. Abgerufen am 04. Juni 2019 von <https://www.dfb.de/news/detail/aenderung-der-aufstiegsregelung-in-der-regionalliga-beschlossen-179343/>
- Deutscher Fußball-Bund (2018). *3. Liga Saisonreport 2017/18*. Frankfurt/Main.
- Deutscher, C., & Büschemann, A. (2016). Does Performance Consistency Pay Off Financially for Players? Evidence From the Bundesliga. *Journal of Sports Economics*, 17(1), S. 27-43.
- Deutscher, C., & Frick, B. (2010). Entlohnung von Führungsqualitäten im professionellen Teamsport - Eine empirische Untersuchung anhand der 1. Fußball-Bundesliga: A Panel Study. *mimeo*: University of Paderborn.
- Deutscher, C., Frick, B., & Ötting, M. (2018). Betting market inefficiencies are short-lived in German professional football. *Applied Economics*, 50(30), S. 3240-3246.
- Deutscher, C., & Simmons, R. (2010). The Economics of the World Cup. In L. H. Kahane & S. Shmanske (Hrsg.), *The Oxford Handbook of Sports Economics* (Vol. I and II). Oxford: Oxford University Press.

- Deutschlandfunk (2019). *Rattenrennen in der 3. Liga*. Abgerufen am 27. Juli 2019 von [https://www.deutschlandfunk.de/unterhaching-und-der-boersengang-rattenrennen-in-der-3-liga.1346.de.html?dram:article\\_id=453230](https://www.deutschlandfunk.de/unterhaching-und-der-boersengang-rattenrennen-in-der-3-liga.1346.de.html?dram:article_id=453230)
- Dietl, H., Franck, E., & Lang, M. (2008). Overinvestment in Team Sports Leagues: A Contest Theory Model. *Scottish Journal of Political Economy*, 55(3), S. 353-368.
- Dietl, H., Grossmann, M., Hefti, A., & Lang, M. (2015). Spillovers in Sports Leagues with Promotion and Relegation. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(1), S. 59-74.
- Dobson, S., & Dawson, P. (2006). Managerial displacement and the re-employment process in professional team sports: the case of English professional football. In C. Jeanrenaud, & S. Kesenne (Hrsg.), *Economics applied to sports: five case studies* (S. 27-43). Neuchâtel: Centre International D'Étude du Sports, Université de Neuchâtel.
- Efron, B. (1979). Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1), S. 1-26.
- Efron, B. (1982). *The Jackknife, the Bootstrap, and Other Resampling Plans*. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Eschweiler, M., & Vieth, M. (2004). Preisdeterminanten bei Spielertransfers in der Fußball-Bundesliga - Eine empirische Analyse. *Die Betriebswirtschaft*, 64, S. 671-692.
- Feess, E., Frick, B., & Muehlheusser, G. (2004). *Legal restrictions on outside trade clauses - Theory and Evidence from German Soccer*. IZA Discussion Paper No. 1180.
- Felipe, J., Fernandez-Luna, A., Burillo, P., de la Riva, L., Sanchez-Sanchez, J., & Garcia-Unanue, J. (2020). Money Talks: Team Variables and Player Positions that Most Influence the Market Value of Professional Male Footballers in Europe. *Sustainability*, 12(9). doi: <https://doi.org/10.3390/su12093709>
- FIFA (2006). *Revised FIFA/Coca-Cola World Ranking*. Abgerufen am 06. Januar 2021 von <https://web.archive.org/web/20080612172351/http://www.fifa.com/worldfootball/releases/newsid%3D104405.html>
- FIFA (2016). *FIFA/Coca-Cola-Weltrangliste. Verfahren Männer-Rangliste*. Abgerufen am 29. April 2016 von <http://de.fifa.com/fifa-world-ranking/procedure/men.html>
- Flores, R., Forrest, D., & Tena, J. (2012). Decision taking under pressure: Evidence on football manager dismissals in Argentina and their consequences. *European Journal of Operational Research*, 222(3), S. 653-662.

- Forbes (2010). *The World's Top Sports Events*. Abgerufen am 28. Dezember 2019 von <https://www.forbes.com/global/2010/0315/companies-olympics-superbowl-daytona-worlds-top-sports-events.html?sh=d6682f06c708>
- Foreman, J., & Soebbing, B. (2015). The Role of Candidate Availability in CEO Dismissals: An Examination of the National Football League. *Journal of Management Policy and Practice*, 16(2), S. 11-25.
- Forrest, R., & Simmons, D. (2002). Team salaries and playing success in sports: A comparative perspective. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 62(4), S. 69-80.
- Fort, R. (2015). Managerial Objectives: A Retrospective on Utility Maximization in Pro Team Sports. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(1), S. 75-89.
- Fort, R., & Winfree, J. (2009). Sports Really are Different: The Contest Success Function and the Supply of Talent. *Review of Industrial Organization*, 34, S. 69-80.
- Franck, E. (2014). *Financial Fair Play in European Club Football - What is it All About?* UZH Business Working Paper No. 328, University of Zurich, Department of Business Administration.
- Franck, E., & Lang, M. (2014). A Theoretical Analysis of the Influence of Money Injections on Risk Taking in Football Clubs. *Scottish Journal of Political Economy*, 61(4), S. 430-454.
- Franck, E., & Nüesch, S. (2008a). *The Effect of Talent Disparity on Team Performance in Soccer*. Working Papers: University of Zurich, Institute for Strategy and Business Economics (ISU).
- Franck, E., & Nüesch, S. (2008b). Mechanisms of Superstar Formation in German Soccer: Empirical Evidence. *European Sport Management Quarterly*, 8, S. 145-164.
- Franck, E., & Nüesch, S. (2010). The effect of talent disparity on team productivity in soccer. *Journal of Economic Psychology*, 31(2), S. 218-229.
- Frick, B. (1998). Management abilities, player salaries, and team performance. *European Journal for Sport Management*, 4, S. 6-22.
- Frick, B. (2005). „... und Geld schießt eben doch Tore“: Die Voraussetzungen sportlichen und wirtschaftlichen Erfolges in der Fußball-Bundesliga. *Sportwissenschaft*, 35(3), S. 250-270.

- Frick, B. (2007a). The Football Players' Labor Market: Empirical Evidence From the Major European Leagues. *Scottish Journal of Political Economy*, 54(3), S. 422-446.
- Frick, B. (2007b). Salary Determination and the Pay-Performance Relationship in Professional Soccer: Evidence from Germany. In P. Rodriguez, S. Kesenne, & J. Garcia (Hrsg.), *Sports Economics After Fifty Years: Essays in Honour of Simon Rottenberg* (S. 125-146). Oviedo: Ediciones de la Universidad de Oviedo 2007.
- Frick, B. (2008a). Die Entlohnung von Fußball-Profis: Ist die vielfach kritisierte „Gehaltsexplosion“ ökonomisch erklärbar? *Arbeitskreis Sportökonomie – Diskussionspapier Nr. 19/2008*.
- Frick, B. (2008b). Globalisierung und Faktormobilität: Der Einfluss des „Bosman-Urteils“ auf die Internationalisierung des Arbeitsmarktes für Fußball-Profis. *Wirtschaftspolitische Blätter*, 55, S. 113-127.
- Frick, B. (2009). Globalization and Factor Mobility. The Impact of the "Bosman-Ruling" on Player Migration in Professional Soccer. *Journal of Sports Economics*, 10(1), S. 88-106.
- Frick, B., & Simmons, R. (2008). The Impact of Managerial Quality on Organizational Performance: Evidence from German Soccer. *Managerial and Decision Economics*, 29, S. 593-600.
- Frick, B., Pestana Barros, C., & Passos, J. (2009). Coaching for survival: the hazards of head coach careers in the German 'Bundesliga'. *Applied Economics*, 41(25), S. 3303-3311.
- Frick, B., Pestana Barros, C., & Prinz, J. (2010). Analysing head coach dismissals in the German "Bundesliga" with a mixed logit approach. *European Journal of Operational Research*, 200, S. 151-159.
- Frick, B., & Wagner, G. (1996). Bosman und die Folgen: Das Fußball-Urteil des Europäischen Gerichtshofes aus ökonomischer Sicht. *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 25, S. 611-615.
- Gamson, W., & Scotch, N. (1964). Scapegoating in Baseball. *American Journal of Sociology*, 70(1), S. 69-72.
- Garcia-del-Barrio, P., & Pujol, F. (2005). *Pay and Performance in the Spanish Soccer League: Who Gets the Expected Monopsony Rents?* Faculty Working Paper 05/04, Universidad de Navarra, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.

- Garcia-del-Barrio, P., & Szymanski, S. (2009). Goal! Profit Maximization Versus Win Maximization in Soccer. *Review of Industrial Organization*, 34(1), S. 45-68.
- Gásquez, R., & Royuela, V. (2016). The Determinants of International Football Success: A Panel Data Analysis of the Elo Rating. *Social Science Quarterly*, 97(2), S. 125-141.
- Gelade, G., & Dobson, P. (2007). Predicting the Comparative Strengths of National Football Teams. *Social Science Quarterly*, 88(1), S. 244–258.
- Gerrard, B. (2007). Is the Moneyball Approach Transferable to Complex Invasion Team Sports? *International Journal of Sport Finance*, 2, S. 214–230.
- Grabar, V., & Sonin, K. (2018). *Financial Restrictions and Competitive Balance in Sports Leagues*. CEPR Discussion Paper No. DP13154.
- Greer, L., De Jong, B., Schouten, M., & Dannals, J. (2018). Why and when hierarchy impacts team effectiveness: A meta-analytic examination. *Journal of Applied Psychology*, 103, S. 591-613.
- Hakes, J., & Sauer, R. (2006). An Economic Evaluation of the Moneyball Hypothesis. *The Journal of Economic Perspectives*, 20(3), S. 173-186.
- Halevy, N., Chou, E., & Galinsky, A. (2011). A functional model of hierarchy: Why, how, and when vertical differentiation enhances group performance. *Organizational Psychology Review*, 1(1), S. 32-52.
- Halevy, N., Chou, E., Galinsky, A., & Murnighan, K. (2012). When Hierarchy Wins: Evidence From the National Basketball Association. *Social Psychological and Personality Science*, 3(4), S. 398-406.
- Halicioglu, F. (2009). Research on the Prediction of the likely Winners of the Euro 2008 Football Tournament. *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 5(3). doi: <https://doi.org/10.2202/1559-0410.1137>
- Hall, S., Szymanski, S., & Zimbalist, A. (2002). Testing Causality Between Team Performance and Payroll: The Cases of Major League Baseball and English Soccer. *Journal of Sports Economics*, 3(2), S. 149-168.
- Hart, S. (2007). *Portugal the standard for 2012 hosts*. Abgerufen am 01. Februar 2017 von <https://www.uefa.com/uefaeuro-2020/news/0254-0d7b9f123a77-0c1a9c881c9a-1000--portugal-the-standard-for-2012-hosts/?referrer=%2Fuefaeuro%2Fnews%2Fnewsid%3D529239>

- Held, F. (2018). *Profispieler, Amateurverdiener - Überlebensstrategien der Drittligen*. Abgerufen am 29. Dezember 2019 von <https://www.spiegel.de/sport/fussball/3-bundesliga-mit-welchen-strategien-die-klubs-ihr-ueberleben-sichern-a-1194612.html>
- Heuer, A., Müller, C., Rubner, O., Hagemann, N., & Strauss, B. (2011). Usefulness of Dismissing and Changing the Coach in Professional Soccer. *PLoS ONE*, 6(3). doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0017664>
- Hoffmann, R., Ging, L., & Ramasamy, B. (2002). The Socio-Economic Determinants of International Soccer Performance. *Journal of Applied Economics*, 5(2), S. 253-272.
- Holscher, M. (2018). *FCM und der gläserne Profi*. Abgerufen am 11. Oktober 2019 von <https://www.volksstimme.de/1fcm/fussball--fcm-und-der-glaeserne-profi>
- Horwitz, S., & Horwitz, I. (2007). The Effects of Team Diversity on Team Outcomes: A Meta-Analytic Review of Team Demography. *Journal of Management*, 33(6), S. 987-1015.
- Huebl, L., & Swieter, D. (2002a). Der Spielermarkt in der Fußball-Bundesliga. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft – Ergänzungsheft 4/2002*, S. 105-125.
- Huebl, L., & Swieter, D. (2002b). Fußball-Bundesliga: Märkte und Produktionsbesonderheiten. In L. Huebl, H. Peters, & D. Swieter (Hrsg.), *Ligasport aus ökonomischer Sicht (Edition Sport & Freizeit, Band 11)* (S. 13-71). Aachen: Meyer & Meyer Verlag.
- Ingersoll, K., Malesky, E., & Saiegh, S. M. (2017). Heterogeneity and team performance: Evaluating the effect of cultural diversity in the world's top soccer league. *Journal of Sports Analytics*, 3(2), S. 67-92.
- Jasina, J., & Rotthoff, K. (2012). A model of promotion and relegation in league sports. *Journal of Economics and Finance*, 36, S. 303-318.
- Kahn, L. (2000). The Sports Business as a Labor Market Laboratory. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), S. 75-94.
- Kalter, F. (1999). Ethnische Kundenpräferenzen im professionellen Sport? Der Fall der Fußballbundesliga. *Zeitschrift für Soziologie*, 28(3), S. 219-234.
- Kattuman, P., Loch, C., & Kurchian, C. (2019). Management succession and success in a professional soccer team. *PLoS ONE*, 14(3). doi: 10.1371/journal.pone.0212634



- Keller, C. (2012). Strategisches Management im Sport. In G. Nufer, & A. Bühler (Hrsg.), *Management im Sport: Betriebswirtschaftliche Grundlagen und Anwendungen der modernen Sportökonomie* (S. 117-149). Berlin: Erich Schmidt Verlag.
- Kendall, T. (2003). Spillovers, Complementarities, and Sorting in Labor Markets with an Application to Professional Sports. *Southern Economic Journal*, 70(2), S. 389-402.
- Kesenne, S. (2006). Competitive Balance in Team Sports and the Impact of Revenue Sharing. *Journal of Sport Management*, 20(1), S. 39-51.
- kicker-Sportmagazin (1995-2017). *Sonderhefte „Bundesliga“*. Nürnberg.
- kicker-Sportmagazin (2017). *Telekom zahlt 16 Millionen Euro pro Saison für 3. Liga*. Abgerufen am 25. Mai 2019 von unter [https://www.kicker.de/news/fussball/3liga/startseite/669715/artikel\\_telekom-zahlt-16-millionen-euro-pro-saison-fuer-3-liga.html](https://www.kicker.de/news/fussball/3liga/startseite/669715/artikel_telekom-zahlt-16-millionen-euro-pro-saison-fuer-3-liga.html)
- kicker-Sportmagazin (04. Juni 2018). Die Roulette-Liga. *kicker-Sportmagazin*, 46/2018, S. 70-74.
- Kipker, I. (2002). Sind Salary Caps im europäischen Fußball umsetzbar und sinnvoll? Ökonomische Analyse und empirische Erfahrungswerte der amerikanischen Major Leagues. *Sportökonomie aktuell* Nr. 05/2002.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge: University Press .
- Kurp, M. (2006). Exklusivität wird immer teurer: Arena-Preiskampf und Pay-TV-Premiere. *medienforum-magazin*, 1/2006, S. 34-35.
- Lazear, E. (1979). Why is there Mandatory Retirement? *Journal of Political Economy*, 87(6), S. 1261-1284.
- Lazear, E. (1999). Globalisation and the Market for Team-Mates. *The Economic Journal*, 109(454), S. C15-C40.
- Lazear, E., & Rosen, S. (1981). Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts. *The Journal of Political Economy*, 89(5), S. 841-864.
- Leach, S., & Szymanski, S. (2015). Making Money out of Football. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(1), S. 25-50.

- Lee, E., Wei, L., Amato, D., & Leurgans, S. (1992). Cox-Type Regression Analysis for Large Numbers of Small Groups of Correlated Failure Time Observations. In J. Klein, & P. Goel (Hrsg.), *Survival Analysis: State of the Art* (S. 237-247). Dordrecht: Springer.
- Leeds, M., & Leeds, E. (2009). International Soccer Success and National Institutions. *Journal of Sports Economics*, 10(4), S. 369-390.
- Lehmann, E. (2000). Verdienen Fußballspieler was sie verdienen? In H. Schellhaaß (Hrsg.), *Sportveranstaltungen zwischen Liga- und Medieninteresse* (S. 97-121). Schorndorf: Hofmann.
- Lehmann, E., & Schulze, G. (2008). What does it take to be a star? The role of performance and the media for German soccer players. *Applied Economics Quarterly*, 54(1), S. 59-70.
- Lehmann, E., & Weigand, J. (1997). Fußball als ökonomisches Phänomen: Money Makes the Ball Go Round. *Ifo-Studien - Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung*, 43, S. 381-409.
- Lehmann, E., & Weigand, J. (1999). Determinanten der Entlohnung von Profi-Fußballspielern – Eine empirische Analyse für die deutsche Bundesliga. *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 51, S. 124-135.
- Leitner, C., Zeileis, A., & Hornik, K. (2010). Forecasting sports tournaments by ratings of (prob)abilities: A comparison for the EURO 2008. *International Journal of Forecasting*, 26(3), S. 471-481.
- liga3-online.de (2019). *Jens Härtel, der geradlinige Akribiker*. Abgerufen am 01. Oktober 2019 von <https://www.liga3-online.de/jens-haertel-der-geradlinige-akribiker/>
- liga-drei.de (2019). *Fortuna-Coach Uwe Koschinat: Vertrag aufgelöst*. Abgerufen am 01. Oktober 2019 von <https://www.liga-drei.de/fortuna-coach-uwe-koschinat-nach-sandhausen/>
- Littkemann, J., & Kleist, S. (2002). Sportlicher Erfolg in der Fußball-Bundesliga: Eine Frage der Auf- und Einstellung? *Zeitschrift für Betriebswirtschaft: Ergänzungsheft Sportökonomie*, S. 181-201.
- Luciforna, C., & Simmons, R. (2003). Superstar Effects in Sport: Evidence From Italian Soccer. *Journal of Sports Economics*, 4(1), S. 35-55.

- McKinsey & Company (2020). *Unternehmen Bundesliga. Die ökonomische Bedeutung des Profifußballs in Deutschland*. Abgerufen am 29. Dezember 2020 von [https://media.dfl.de/sites/2/2020/09/2020\\_Bundesliga\\_Studie\\_Deutsch.pdf](https://media.dfl.de/sites/2/2020/09/2020_Bundesliga_Studie_Deutsch.pdf)
- Memmert, D., & Raabe, D. (2018). *Data Analytics in Football. Positional Data Collection, Modelling and Analysis*. London: Routledge.
- Milanovic, B. (2005). Globalization and Goals: Does Soccer show the Way? *Review of International Political Economy*, 12, S. 829-850.
- Miklós-Thal, J., & Ullrich, H. (2015). Career Prospects and Effort Incentives: Evidence from Professional Soccer. *Management Science*, 62(6), S. 1645–1667.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Mittag, H.-J., & Schüller, K. (2020). *Statistik* (6. Aufl.). Berlin, Heidelberg: Springer Spektrum.
- Muehlheusser, G., Schneemann, S., & Sliwka, D. (2016). The Impact of Managerial Change on Performance: The Role of Team Heterogeneity. *Economic Inquiry*, 54(2), S. 1128-1149.
- Muehlheusser, G., Schneemann, S., Sliwka, D., & Wallmeier, N. (2018). The Contribution of Managers to Organizational Success: Evidence from German Soccer. *Journal of Sports Economics*, 19(6), S. 786-819.
- Müller, O., Simons, A., & Weinmann, M. (2017). Beyond crowd judgments: Data-driven estimation of market value in association football. *European Journal of Operational Research*, 263, S. 611–624.
- Münster, J. (2009). Group contest success functions. *Economic Theory*, 41, S. 345-357.
- Neue Westfälische (2019). *SCP-Ikone Markus Krösche im Abschiedsinterview*. Abgerufen am 01. Oktober 2019 von [https://www.nw.de/sport/sc\\_paderborn\\_07/22482335\\_SCP-Ikone-Markus-Kroesche-im-Abschiedsinterview.html](https://www.nw.de/sport/sc_paderborn_07/22482335_SCP-Ikone-Markus-Kroesche-im-Abschiedsinterview.html)
- Nielsen, K., & Storm, R. (2017). Profit maximization, win optimization and soft budget constraints in professional team sports. In K. Nielsen, U. Wagner, & R. Storm (Hrsg.), *When Sport Meets Business: Capabilities, Challenges, Critiques* (S. 153-166). London: Sage.

- Noll, R. (2002). The Economics of Promotion and Relegation in Sports Leagues. The Case of English Football. *Journal of Sports Economics*, 3(2), S. 169-203.
- Pedace, R. (2008). Earnings, Performance, and Nationality Discrimination in a Highly Competitive Labor Market as an Analysis of the English Professional Soccer League. *Journal of Sports Economics*, 9(2), S. 115-140.
- Peeters, T., Szymanski, S., & Terviö, M. (2017). *The inefficient advantage of experience in the market for football managers*. SSRN Electronic Journal. doi: 10.2139/ssrn.3084635.
- Pieper, J., Nüesch, S., & Franck, E. (2014). How Performance Expectations Affect Managerial Replacement Decisions. *Schmalenbach Business Review*, 66, S. 5-23.
- Poli, R., Ravenel, L., & Besson, R. (2016). *Squad profile of the best performing national A-teams*. CIES Football Observatory Monthly Report No. 11 - January 2016. Abgerufen am 28. Dezember 2019 von <https://football-observatory.com/IMG/sites/mr/mr11/en/>
- Poli, R., Ravenel, L., & Besson, R. (2020). *The real impact of COVID on the football players' transfer market*. CIES Football Observatory Monthly Report No. 58 - October 2020. Abgerufen am 03. Februar 2021 von <https://football-observatory.com/IMG/sites/mr/mr58/en/>
- Porter, P. K., & Scully, G. W. (1996). The distribution of earnings and the rules of the game. *Southern Economic Journal*, 63(1), S. 149-162.
- Prockl, F., & Frick, B. (2018). Information Precision in Online Communities: Player Valuations on [www.Transfermarkt.De](http://www.Transfermarkt.De). *International Journal of Sport Finance*, 13(4), S. 319-335.
- Quansah, T., Frick, B., Lang, M., & Maguire, K. (2020). *The Impact of the Coronavirus Outbreak (COVID-19) on Player Salaries, Transfer Fees, and Net Transfer Expenses in the English Premier League*. SSRN Electronic Journal. doi: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3689563>
- Reng, R. (2013). *Spieltage. Die andere Geschichte der Bundesliga*. München: Piper.
- Rohde, M., & Breuer, C. (2016). Europe's Elite Football: Financial Growth, Sporting Success, Transfer Investment, and Private Majority Investors. *International Journal of Financial Studies*, 4(2). doi: <https://doi.org/10.3390/ijfs4020012>

- Rosen, S. (1981). The Economics of Superstars. *American Economic Review*, 71(5), S. 845-858.
- Rosen, S. (1983). The Economics of Superstars: Reply. *American Economic Review*, 73(3), S. 460-462.
- Rosen, S., & Sanderson, A. (2001). Labor Markets in Professional Sports. *Economic Journal*, 111(469), S. 47-68.
- Ruigrok, W., Engeler, M., & Greve, P. (2011). International experiential diversity and performance at project organizations: The case of national football teams. *Sport, Business and Management*, 1(3), S. 267-283.
- Salgada, S., & Juravich, M. (2020). National Football League head coach race, performance, retention, and dismissal. *Sport Management Review*, 23(5), S. 978-991.
- Scarfe, R., Singleton, C., & Telemo, P. (2021). Extreme Wages, Performance, and Superstars in a Market for Footballers. *Industrial Relations*, 60(1), S. 84-118.
- Schmidt, S., Torgler, B., & Frey, B. (2009). Die Auswirkung von Neid auf individuelle Leistungen: Ergebnisse einer Panelanalyse. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 79(3), S. 303-334.
- Simmons, R. (1997). Implications of the Bosman ruling for football transfer markets. *Economic Affairs*, 17(3), S. 13-18.
- Simmons, R., & Forrest, D. (2004). Buying Success: Team Performance and Wage Bills in U.S. and European Sports Leagues. In R. Fort, & J. Fizel (Hrsg.), *International Sports Comparisons, Studies of Sports Economics* (S. 123-140). Westport: Greenwood Publishing Group.
- Sloane, P. (1971). The Economics of Professional Football: The Football Club as a Utility Maximiser. *Scottish Journal of Political Economy*, 18(2), S. 121-146.
- Sloane, P. (2006). *Rottenberg and the Economics of Sport after 50 Years: An Evaluation*. IZA Discussion Paper No. 2175.
- Sloane, P. (2015). The Economics of Professional Football Revisited. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(1), S. 1-7.
- Soebbing, B., Wicker, P., & Weimar, D. (2015). The Impact of Leadership Changes on Expectations of Organizational Performance. *Journal of Sport Management*, 29(5), S. 485-497.

- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), S. 355-374.
- Statista (2019a). *UEFA European Championships revenue from 1992 to 2016*. Abgerufen am 29. Dezember 2019 von <https://www.statista.com/statistics/279103/uefa-euro-revenue/>
- Statista (2019b). *Einnahmen der FIFA durch die Fußball-Weltmeisterschaften der Jahre 2002 bis 2026*. Abgerufen am 29. Dezember 2019 von <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/872296/umfrage/einnahmen-der-fifa-fussball-weltmeisterschaften/>
- Statista (2020). *Umsätze der DAX-Konzerne im Jahr 2019*. Abgerufen am 07. Dezember 2020 von <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/75495/umfrage/umsaetze-der-dax-konzerne/>
- Strumbelj, E., & Robnik-Sikonja, M. (2010). Online bookmakers' odds as forecasts: The case of European soccer leagues. *International Journal of Forecasting*, 26(3), S. 482-488.
- Swieter, D. (2002). *Eine ökonomische Analyse der Fußball-Bundesliga*. Berlin: Duncker & Humboldt.
- Szymanski, S. (2003). The Economic Design of Sporting Contests. *Journal of Economic Literature*, 41(4), S. 1137-1187.
- Szymanski, S. (2017). Entry into Exit: Insolvency in English Professional Football. *Scottish Journal of Political Economy*, 64(4), S. 419-444.
- Szymanski, S., & Smith, R. (1997). The English Football Industry: profit, performance and industrial structure. *International Review of Applied Economics*, 11(1), S. 135-153.
- Szymanski, S., & Valletti, T. (2010). Promotion and Relegation in Sporting Contests. In S. Szymanski (Hrsg.), *The Comparative Economics of Sport*. London: Palgrave Macmillan.
- Szymanski, S., & Weimar, D. (2019). Insolvencies in Professional Football: A German Sonderweg? *International Journal of Sports Finance*, 14(1), S. 54-68.
- ter Weel, B. (2011). Does Manager Turnover Improve Firm Performance? Evidence from Dutch Soccer 1986 – 2004. *De Economist*, 159, S. 279-303.
- Terviö, M. (2009). Superstars and Mediocrities: Market Failures and The Discovery of Talent. *Review of Economic Studies*, 72(2), S. 829-850.

- Thrane, C. (2019). Performance and Actual Pay in Norwegian Soccer. *Journal of Sports Economics*, 20(8), S. 1051-1065.
- Torgler, B. (2004). The Economics of the FIFA Football Worldcup. *KYKLOS International Review for Social Sciences*, 57(2), S. 287-300.
- Torgler, B. (2006). Historical Excellence' in Soccer World Cup Tournaments: Empirical Evidence with Data from 1930 to 2002. *Rivista di Diritto ed Economia dello Sport*, 2(1), S. 101-117.
- Torgler, B., & Schmidt, S. (2007). What shapes player performance in soccer? Empirical findings from a panel analysis. *Applied Economics*, 39(18), S. 2355-2369.
- Tozetto, A., Carvalho, H., Rosa, R., Mendes, F., Silva, W., Nascimento, J., & Milistetd, M. (2019). Coach Turnover in Top Professional Brazilian Football Championship: A Multilevel Survival Analysis. *Frontiers in Psychology*, 10. doi: 10.3389/fpsyg.2019.01246
- Tullock, G. (1980). Efficient Rent Seeking. In J. Buchanan, R. Tollison, & G. Tullock, *Toward a Theory of the Rent Seeking Society* (S. 97-112). College Station: Texas A&M University Press.
- van Ours, J., & van Tuijl, M. (2015). In-Season Head-Coach Dismissals and the Performance of Professional Football Teams. *Economic Inquiry*, 54(1), S. 591-604.
- von Auer, L. (2007). *Ökonometrie* (4. Aufl.). Berlin, Heidelberg: Springer.
- WDR (2018). *Anreiz zum Rattenrennen - Insolvenzen in der 3. Liga*. Abgerufen am 27. Juli 2019 von <https://www1.wdr.de/mediathek/video/sendungen/sport-inside/video-anreiz-zum-rattenrennen---insolvenzen-in-der--liga-100.html>
- Weimar, D., & Wicker, P. (2017). Moneyball Revisited: Effort and Team Performance in Professional Soccer. *Journal of Sports Economics*, 18(2), S. 140-161.
- Weiss, J., & Sommers, P. (2009). Does Team Racial Composition Affect Team Performance in the NBA? *Atlantic Economic Journal*, 37(1), S. 119-120.
- Wikipedia (2019). *Ralf Rangnick*. Abgerufen am 01. Oktober 2019 von [https://de.wikipedia.org/wiki/Ralf\\_Rangnick](https://de.wikipedia.org/wiki/Ralf_Rangnick)
- Wirl, F., & Sagmeister, S. (2008). Changing of the guards: New coaches in Austria's premier football league. *Empirica*, 35(3), S. 267-278.

- Wunderlich, F., & Memmert, D. (2018). The Betting Odds Rating System: Using soccer forecasts to forecast soccer. *PloS ONE*, 16(6). doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0198668>
- Yamamura, E. (2015). Wage Disparity and Team Performance in the Process of Industry Development: Evidence From Japan's Professional Football League. *Journal of Sports Economics*, 16(2), S. 214-223.
- Yildizparlak, A. (2018). An Application of Contest Success Functions for Draws on European Soccer. *Journal of Sports Economics*, 19(8), S. 1191-1212.
- Zülch, H., & Palme, M. (2017). *Management Quality of German Football Clubs: The Football Management (FoMa) Q-Score 2017*. HHL Working Paper No. 167, Handelshochschule Leipzig. doi: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3014714>