



universität
uulm

Fakultät für Mathematik und Wirtschaftswissenschaften

Institut für Volkswirtschaftslehre

Auswirkungen von Erwartungen und Strategiewechseln im Profifußball am Beispiel der Fußball-Bundesliga – eine verhaltensökonomische Analyse

Bachelorarbeit an der Universität Ulm

Vorgelegt am 18. September 2021 von:

Luca David Cermak

luca.cermak@uni-ulm.de

Matrikelnummer 981404

Gutachterin:

Prof. Dr. Gerlinde Fellner-Röhling

Betreuer:

Dr. Daniel Würtenberger

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	IV
Tabellenverzeichnis	V
Formelverzeichnis	VI
1 Einleitung	1
2 Theoretischer Hintergrund	3
2.1 Grundlagen der verhaltensökonomischen Forschung	3
2.2 Verhaltensökonomische Forschung im Profifußball	4
2.3 Aktueller Forschungsstand	5
2.4 Fragestellung und Hypothesen	8
3 Methodik	10
3.1 Forschungsdesign	10
3.2 Daten	10
3.2.1 Datenherkunft	10
3.2.2 Datenbeschreibung	11
3.3 Datenanalyse	14
3.3.1 Hypothese 1 [Strategieanpassung bei nicht-erwartungskonformem Ergebnis]	15
3.3.2 Hypothese 2 [Einfluss von stärkeren Strategiewechseln auf das Spiel]	16

4	Ergebnisse	20
4.1	Deskriptive Statistik	20
4.2	Hypothesenprüfung	24
4.2.1	Hypothese 1 [Strategieanpassung bei nicht-erwartungskonformem Ergebnis]	24
4.2.2	Hypothese 2 [Einfluss von stärkeren Strategiewechseln auf das Spiel]	26
4.3	Zusammenfassung	33
5	Diskussion	35
5.1	Schlussfolgerungen	35
5.2	Rückbezug zur Theorie und Einordnung der Ergebnisse	35
5.3	Limitationen	37
5.4	Empfehlungen und Implikationen	39
6	Fazit	41
	Referenzen	42
	Anhang	49
	Anhang A – Paarungen und Erwartungskonformität innerhalb des Datensatzes	49
	Anhang B – Neutrale Wechsel [Hypothese 1]	50
	Anhang C – Testung auf Punkte [Hypothese 2.1 alternativ]	51

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1 Beispielhafte Aufstellung beziehungsweise initiale Strategie _____ 6

Abbildung 4.1 Prozentuale Verteilung der Wechselmöglichkeiten _____ 23

Tabellenverzeichnis

Tabelle 4.1: Deskriptive Statistiken der ordinalskalierten Daten	20
Tabelle 4.2: Deskriptive Statistiken der intervallskalierten Daten	21
Tabelle 4.3: Anzahl und Anteil der Wechsel pro Wechselmöglichkeit	22
Tabelle 4.4: Ergebnisse der Brunner-Munzel-Tests für die stochastische Äquivalenz	25
Tabelle 4.5: Korrelation zwischen der Wechselbewertung und der Tordifferenz	26
Tabelle 4.6: Korrelation zwischen den Wechselarten und der Tordifferenz	27
Tabelle 4.7: Ordinale logistische Regression auf die Tordifferenz	28
Tabelle 4.8: Korrelation zwischen der Wechselbewertung und dem Risikoindex	30
Tabelle 4.9: Korrelation zwischen den Wechselarten und dem Risikoindex	30
Tabelle 4.10: Multiple lineare Regression auf den Risikoindex	32

Formelverzeichnis

Formel 3.1: Berechnung der Gewinnwahrscheinlichkeit für die Heimmannschaft _____	12
Formel 3.2: Berechnung eines Risikoindex _____	13
Formel 3.3: Berechnung der Wechselbewertung _____	14

1 Einleitung

Unternehmen sehen sich vor vielfältige Herausforderungen gestellt. Zu den großen gegenwärtigen Problemen gehören beispielsweise der Klimawandel, die fortschreitende Digitalisierung, demographische Veränderungen oder auch ganz aktuell die COVID-19-Pandemie. Um diese zu meistern, liegt es an der Geschäftsführung, strategische Entscheidungen, beispielsweise Investitionsentscheidungen, zu treffen und Projekte durchzuführen. Die Entschlüsse sind mit Risiko behaftet, es ist unklar, ob sich diese in Zukunft amortisieren werden.

Zahlreiche Analysen zeigen, dass menschliches Verhalten nicht rational ist (Allais, 1953; Ellsberg, 1961; Markowitz, 1952). Auch die Prospekt-Theorie (Kahneman & Tversky, 1973) besagt, dass sich Individuen in solchen Situationen mit Risiko oftmals nicht rational verhalten, sie verhalten sich vielmehr risikoavers. Das Verhalten ist häufig abhängig von einem persönlichen Referenzpunkt, beispielsweise einer erwarteten Erfolgswahrscheinlichkeit oder monetären Größe.

Als Student der Wirtschaftsmathematik und Psychologie der Universität Ulm möchte ich im Rahmen dieser Bachelorarbeit aus verhaltensökonomischer Sicht analysieren, ob sich dieses risikoaverse Verhalten bezüglich eines Referenzpunktes auch bei strategischen Entscheidungen im professionellen Umfeld zeigt und welche Auswirkungen diese auf den Erfolg haben.

Hierfür eignen sich sportökonomische Felddaten, beispielsweise Fußballdaten. Dabei ist nicht nur der große Datenreichtum ein Vorteil. Profisportlerinnen und Profisportler sowie die Trainerstäbe agieren ebenso wie Unternehmen in einem professionellen Kontext. Zudem ist der Sport, beispielsweise der Profifußball, konstant, es gibt kaum Regeländerung (Kleinknecht & Würtenberger, 2019). Zur Analyse der Fragestellung werden beispielhaft Spiele der Fußball-Bundesliga, der höchsten Spielklasse im deutschen Fußball der Männer, untersucht.

Vor einem Spiel wird die gegnerische Mannschaft durch den Trainerstab nach deren Stärken und Schwächen analysiert (Brümmer, 2019). Basierend auf diesen Analysen sowie den Erwartungen an die eigene Mannschaftsleistung und an das Spiel selbst legt der Trainerstab eine Mannschaftsaufstellung und Taktiken, die die Mannschaft umsetzen soll, fest. Je nach

Spielverlauf sind Auswechslungen möglich, um auf bestimmte Spielbegebenheiten zu reagieren. Beispielsweise werden Auswechslungen durchgeführt, wenn ein Spieler¹ der eigenen Mannschaft einen Platzverweis erhält und die Mannschaft von dort an in Unterzahl spielen muss oder das Spielergebnis der Erwartung entgegensteht. Auswechslungen im Fußball können dabei einerseits positionsgetreu sein, aber auch strategisch offensiv oder defensiv. Es wird im Folgenden untersucht, ob diese Auswechslungen im professionellen Fußball rational und im Hinblick auf die Ergebniserwartung getroffen werden oder ob dies nicht der Fall ist.

Es zeigt sich, dass die Wechsel nicht völlig rational geschehen und auch negative Zusammenhänge mit dem Spielergebnis existieren. Mannschaften, deren Halbzeitergebnis nicht den Erwartungen entspricht, wechseln teilweise häufiger. Offensivere Wechsel gehen mit schlechteren Endresultaten einher. Die Arbeit kann partiell einen Zusammenhang von offensiveren Auswechslungen mit einem höheren Risiko nachweisen.

Der theoretische Hintergrund zur verhaltensökonomischen Forschung im Gesamten, in der Fußballökonomik im Konkreten sowie zur genauen Thematik werden in Kapitel 2 eingeführt und die Fragestellung und die Hypothesen werden konkretisiert. In Kapitel 3 wird die Methodik dieser Analyse, das Forschungsdesign, die verwendeten Daten und die Datenanalysemethoden vorgestellt. Anschließend folgt die Präsentation der Ergebnisse, unterteilt in deskriptive Statistiken und Hypothesenprüfung in Kapitel 4. In Kapitel 5 werden die Ergebnisse unter Berücksichtigung der theoretischen Hintergründe diskutiert. Die Bachelorarbeit endet mit einem Fazit.

¹ Diese Arbeit behandelt Spiele der Fußball-Bundesliga der Männer. Daher wurde an diesen Stellen die männliche Form verwendet. Weibliche und anderweitige Geschlechtsidentitäten sind aber eindeutig mitgemeint.

2 Theoretischer Hintergrund

Dieses Kapitel stellt die Grundzüge der allgemeinen Verhaltensökonomik sowie der Verhaltensökonomik im Kontext der Fußballökonomik vor und leitet zur Forschungsfrage dieser Arbeit über.

2.1 Grundlagen der verhaltensökonomischen Forschung

Die aktuell vorherrschende Theorie in der Mikroökonomik ist die neoklassische Wirtschaftstheorie. Das grundlegende Modell dieser Theorie ist der *Homo oeconomicus*, der rational handelnde und nutzenmaximierende Mensch. Eine gute Einführung liefert beispielsweise Varian (2014).

Varian (2014) selbst merkt aber an, dass diese Theorie viele menschliche Entscheidungen nicht erklären oder vorhersagen kann. Etliche Studien zeigen, dass das menschliche Verhalten oftmals nicht rational ist und von dem prognostizierten Verhalten abweicht (Allais, 1953; Ellsberg, 1961; Markowitz, 1952). Der recht junge Forschungszweig der Verhaltensökonomik widmet sich dieser Problematik und versucht, die Vorhersagekraft und Erklärbarkeit mittels psychologischer Ansätze zu verbessern (Camerer et al., 2003; Varian, 2014).

Dabei bedient sich die Verhaltensökonomik grundsätzlich der neoklassischen Wirtschaftstheorie und adaptiert einige Annahmen. Camerer et al. (2003) argumentieren, dass diese Vorgehensweise auch nicht zu radikal ist, da lediglich nicht-zentrale Aspekte des ökonomischen Ansatzes modifiziert werden. Eine beispielhafte Anpassung wäre die Betrachtung beschränkter kognitiver Kapazitäten und der daraus folgenden begrenzten Rationalität der Individuen, eine Folge aus der kognitionspsychologischen Forschung. Weitere Teilgebiete, Querschnittsfelder und verwandte Disziplinen der Verhaltensökonomik sind beispielsweise die (verhaltensorientierte) Spieltheorie sowie die angewandte Psychologie und Sozialpsychologie.

Zentrale Forschung auf diesem Gebiet wurde von Daniel Kahneman und Amos Tversky geleistet. In der Prospekt-Theorie (Kahneman & Tversky, 1973) postulieren diese Autoren, dass das Verhalten von Menschen unter Unsicherheit durch kognitive Verzerrungen beeinflusst wird. Ein zentraler Teil dieser Theorie ist das Konstrukt der Verlustaversion, das besagt, dass Menschen eher danach streben, Verluste zu vermeiden, als Gewinne zu erzielen. In Entschei-

dungssituationen unter Risiko, bei dem wertmäßig höhere Gewinne und geringere Verluste betrachtet werden, wirkt dieser Effekt und führt in vielen Studien zu risikoaverm Verhalten. Ein weiteres wichtiges Prinzip innerhalb dieser Theorie ist die Referenzabhängigkeit, welche besagt, dass Menschen Ergebnisse oder Präferenzen bezüglich eines Referenzpunktes, beispielsweise anhand von Erwartungen, wählen.

Ferner dient auch das kognitionspsychologische Konzept der Urteilsheuristiken in der Verhaltensökonomik als Erklärungsansatz (Tversky & Kahneman, 1974). Eine Heuristik dient dazu, schnell und ohne große kognitive Ressourcen Entscheidungen zu treffen. Die drei klassischen, von den Autoren beschriebenen Urteilsheuristiken, sind die Repräsentativitätsheuristik, die Verfügbarkeitsheuristik sowie die Ankerheuristik. Die Repräsentativitätsheuristik besagt, dass die Eintrittswahrscheinlichkeit von Ereignissen höher angenommen wird, wenn diese Ereignisse die Grundgesamtheit besser repräsentieren. Bei Nutzung der Verfügbarkeitsheuristik gewichtet eine Person die Informationen stärker, die leichter zugänglich oder abrufbar sind. Die Ankerheuristik wiederum sagt aus, dass Menschen sich bei Entscheidungen durch Umgebungsinformationen beeinflussen lassen, diese also als Anker dienen, auch wenn sie für die Entscheidung irrelevant sind.

Das Forschungsfeld der Verhaltensökonomik umfasst also sowohl ökonomische als auch psychologische und für die Modellbildung auch mathematische Komponenten. Die vorliegende Arbeit integriert und beleuchtet die Komponenten im Rahmen dieser angewandten Analyse.

2.2 Verhaltensökonomische Forschung im Profifußball

Auch in der Sportökonomik und dem professionellen Fußball hat die verhaltensökonomische Forschung schon Einzug gehalten. Die Forschung in diesem Bereich ist insbesondere dahingehend begründet, dass sich aus einem Fußballspiel eine enorme Menge an Daten ableiten lassen. Erfasst werden nicht nur Tore, sondern auch Ballbesitz, Schüsse, Laufstrecke, Laufwege und Auswechslungen, um nur einige wenige Beispiele zu nennen. Weiterhin ist das Fußballspiel bis auf wenige Ausnahmen konstant und ohne große Änderungen (Kleinknecht & Würtenberger, 2019). Zwar gibt es kontinuierliche Neuerungen wie die Einführung der Torlinientechnologie oder der Video-Schiedsrichter, das eigentliche Spiel bleibt aber dahingehend dasselbe. Zudem agieren Profifußballer in ihrem gewohnten, natürlichen Umfeld (Bartling et al., 2015). Die Feldforschung in diesem professionellen Kontext bietet einen Vorteil gegenüber der

als künstlich angesehenen Laborforschung (Levitt & List, 2007). Aufgrund dessen eignet sich der Profifußball als Untersuchungsobjekt, er dient im Forschungsrahmen damit als Mittel zum Zweck.

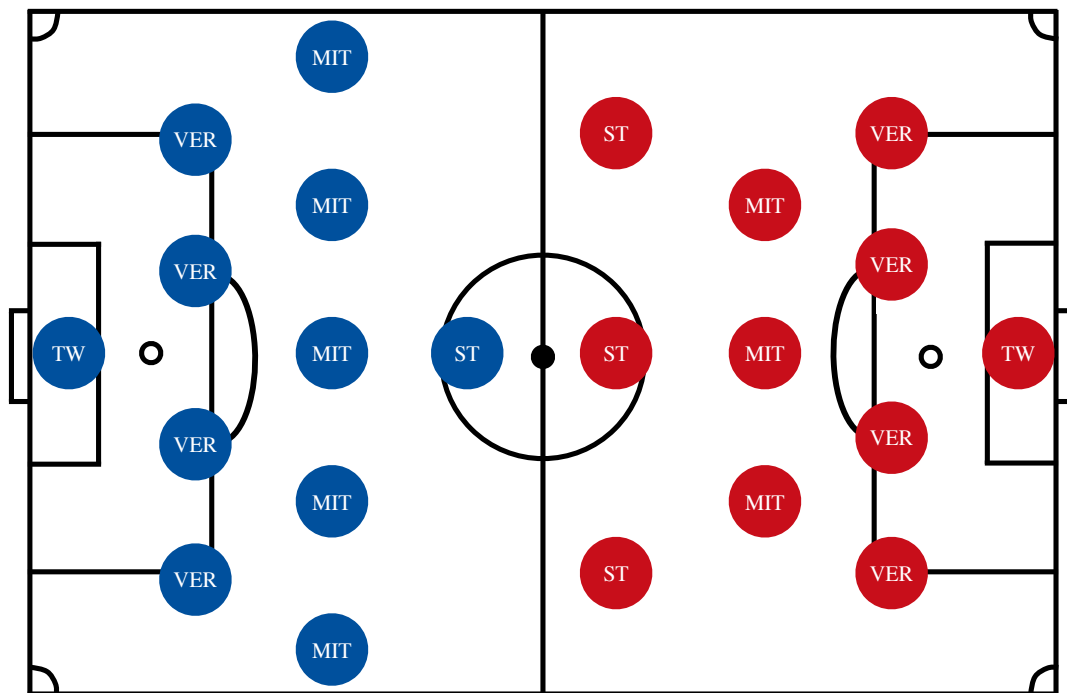
Es gibt bereits etliche Studien innerhalb dieses Feldes. Einige untersuchen die Einflüsse von Zuschauern bei Strafstoßen (Dohmen, 2008), die Strategien bei Elfmeterschießen (Apesteguia & Palacios-Huerta, 2010; Avugos et al., 2020; Bar-Eli et al., 2007) und weitere den Einfluss und die Verzerrung von Schiedsrichterentscheidungen (Garicano et al., 2005; Pope & Pope, 2014; Sutter & Kocher, 2004). Auch die Effekte von Trainerstabwechseln sind Gegenstand der aktuellen Forschung (Kleinknecht & Würtenberger, 2019).

Weiterhin liegt ein Augenmerk auf der Vorhersage von Fußballspielen (Singleton et al., 2020) und auf strategischen Entscheidungen (Bartling et al., 2015; Buccioli et al., 2017). An diese letzten beiden Punkte knüpft die vorliegende Arbeit an, diese werden im folgenden Unterkapitel genauer erläutert.

2.3 Aktueller Forschungsstand

Quitau und Vöpel (2009) postulieren, dass Zufall ein wichtiger Faktor innerhalb des Fußballspiels ist. Unter dem Faktor Zufall verstehen die Autoren einerseits „Glück“ wie zum Beispiel Fehlentscheidungen des Schiedsrichters und Unebenheiten des Platzes, andererseits die Tagesform der Mannschaften. Für die Analyse vergleichen sie im Voraus ermittelte Wettquoten und stellen diese den tatsächlichen Spielergebnissen gegenüber. In der Analyse finden die Autoren für die Fußball-Bundesliga eine Abweichung zwischen den Erwartungen und dem tatsächlichen Ergebnis von knapp über 50 %, welche sie auf Zufall zurückführen.

Neuere Arbeiten sehen die Erklärung mittels Zufalls als zu kurz gegriffen und legen das Augenmerk auf strategische Entscheidungen während des Spiels. Zu Beginn jedes Spiels legt der Trainerstab eine Grundordnung, synonym auch Formation oder Aufstellung genannt, fest. Sie gibt die Position, den Aufgabenbereich, an. Abbildung 2.1 dient der Visualisierung. Zu sehen sind die Mannschaftsaufstellungen der Partie Hertha BSC gegen FC Bayern München. Die Mannschaft von Hertha BSC ist in blau dargestellt, die Mannschaft des FC Bayern München in rot. Diese Fußball-Bundesliga-Partie fand am 18. Spieltag der Saison 2019/20 statt und ist Teil des in dieser Arbeit verwendeten Datensatzes.

Abbildung 2.1*Beispielhafte Aufstellung beziehungsweise initiale Strategie*

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Kicker (2020)

Die Grundordnung wird mit drei Ziffern angegeben, die erste Ziffer steht für die Anzahl an Spielerinnen und Spielern in der Verteidigung², die zweite Ziffer für die Anzahl im Mittelfeld³ und die dritte Ziffer für die Anzahl im Sturm⁴. Die Torwartposition wird nicht mit angegeben. Im Fall des Beispiels bedeutet dies, dass Hertha BSC die Grundordnung 4-5-1 und FC Bayern München die Grundordnung 4-3-3 nutzt. Eine hohe Anzahl in der Verteidigung deutet dabei eher auf eine defensivere, eine hohe Anzahl im Sturm auf eine offensive Ausrichtung hin. Im gewählten Beispiel wäre damit die Formation des FC Bayern München etwas offensiver als die Formation von Hertha BSC. Weitere klassische Formationen sind zum Beispiel das 4-4-2 oder 3-4-3.

² Das umfasst die Außenverteidigung und Innenverteidigung.

³ Dazu gehört das defensive Mittelfeld, zentrale Mittelfeld, offensive Mittelfeld sowie Außenmittelfeld.

⁴ Zum Sturm gehört der Mittelsturm, Sturm und Flügelsturm.

Die Auswechslungen einer Mannschaft können die Formation ändern. Neutrale, positionstreu, Wechsel⁵ ändern nichts an dieser, offensive⁶ und defensive⁷ Auswechslungen führen allerdings zu Anpassungen. Beispielsweise könnte ein Stürmer für einen Verteidiger eingewechselt werden, was zu einer offensiven Adaption der Formation führen würde.

Im Profifußball gibt es hierfür in der Regel⁸ ein Auswechsellkontingent von drei Auswechslungsmöglichkeiten pro Mannschaft und Partie. Die Einflüsse dieser strategischen, also nicht-neutralen, Wechsel sind Gegenstand verhaltensökonomischer Forschungen.

Palacios-Huerta (2014) untersucht den Zusammenhang zwischen der Art des Wechsels und dem aktuellen Spielstand in der höchsten spanischen Herren-Fußballliga, der Primera División. Er findet das Ergebnis, dass der Trainerstab häufiger Verteidiger einwechselt, wenn die eigene Mannschaft in Führung liegt und dass dieser Zusammenhang monoton mit steigender Tordifferenz steigt. Analog zeigt sich, dass häufiger Stürmer eingewechselt werden, wenn die Mannschaft in Rückstand gerät und dieser Zusammenhang ebenfalls monoton mit der Tordifferenz zusammenhängt.

Auch Bartling et al. (2015) zeigen auf, dass sich Auswechslungen deutlich auf das Spiel auswirken. Die Autoren untersuchen, ob diese Wechsel basierend auf den Ergebniserwartungen rational sind oder nicht. Sie finden das Ergebnis, dass stärkere Auswechslungen nicht davon abhängig sind, ob eine Mannschaft zurückliegt oder nicht. Vielmehr sind diese auf Abweichungen zwischen den Erwartungen an das Spiel und dem tatsächlichen Spielergebnis zurückzuführen. Eine Mannschaft, die entgegen den Erwartungen zurückliegt, wechselt um acht Mal stärker offensiv als eine Mannschaft, deren Ergebnis erwartungskonform ist.

⁵ Genauer gesagt die Wechselarten „Verteidiger für Verteidiger“, „Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler“ und „Stürmer für Stürmer“.

⁶ Den offensiven Wechseln sind die Wechselarten „Mittelfeldspieler für Verteidiger“, „Stürmer für Verteidiger“ sowie „Stürmer für Mittelfeldspieler“ zuzuordnen.

⁷ Defensive Wechsel sind „Verteidiger für Mittelfeldspieler“, „Verteidiger für Stürmer“ und „Mittelfeldspieler für Stürmer“.

⁸ Aufgrund der COVID-19-Pandemie hat das für die Fußballregeln verantwortliche International Football Association Board entschieden, das Auswechsellkontingent vorübergehend auf fünf Wechsel pro Mannschaft zu erhöhen. Auch die DFL Deutsche Fußball Liga e.V. hat diese temporäre Regeländerung für die Bundesliga übernommen (DFL Deutsche Fußball Liga GmbH, 2020). Die Arbeit basiert auf Spielen mit einem Auswechsellkontingent von drei Personen vor der COVID-19-Pandemie.

Insbesondere erhalten diese Mannschaften 14 % häufiger Karten⁹ als die Mannschaften mit erwartungskonformem Ergebnis. Die Autoren folgern, dass diese Ergebnisse nicht rational zu erklären sind. Sie stünden im Einklang mit dem Modell referenzabhängiger Präferenzen aus der Prospekt-Theorie (Kahneman & Tversky, 1979), wobei die Erwartungen den Referenzpunkt angeben. Sie führen dies beispielsweise auf den Druck zurück, dem die Mannschaften bei nicht-erwartungskonformem Ergebnis ausgesetzt sind.

2.4 Fragestellung und Hypothesen

Diese Bachelorarbeit knüpft an der Analyse von Bartling et al. (2015) an und prüft, ob die strategischen Anpassungen im Fußball basierend auf den Erwartungen rational geschehen und welche Auswirkungen diese auf das Spiel haben. Im Gegensatz zu Bartling et al. (2015) sollen die einzelnen Auswechslungsmöglichkeiten näher beleuchtet und die Ergebnisse auf diese zurückgeführt werden, um eine bessere Interpretationsmöglichkeit zu liefern.

Eine Hypothese leitet sich aus der Arbeit von Bartling et al. (2015) ab. Danach wechselt der Trainerstab stärker, wenn es eine Diskrepanz zwischen Erwartungen und dem tatsächlichen Ergebnis gibt. Dies kann durch den Druck auf der Mannschaft erklärt werden, immer das bestmögliche Ergebnis zu erzielen, sowie durch Nervosität oder Frustration. Folglich könnte dies zu einem verminderten Urteilsvermögen führen und dazu, dass nicht der bestmögliche Spielverlauf gewählt wird. Da die Wechsel fast ausschließlich nach der Halbzeit geschehen, einige direkt nach der Halbzeitpause (Bartling et al., 2015), lässt sich vermuten, dass diese Wechsel auf dem Halbzeitergebnis basieren. Daraus lässt sich folgende Hypothese ableiten.

Hypothese 1: Mannschaften, deren Halbzeitergebnis nicht erwartungskonform ist, führen stärkere strategische Anpassungen durch als Mannschaften mit erwartungskonformem Halbzeitergebnis.

⁹ Dies schließt gelbe, gelb-rote und rote Karten mit ein. Eine gelbe Karte entspricht einer Verwarnung aufgrund eines Fouls, eine rote Karte einem Platzverweis bei grob unsportlichem Verhalten. Eine gelb-rote Karte entspricht ebenfalls einem Platzverweis und wird mit der zweiten Verwarnung in einem Spiel ausgesprochen. Die Karten geben somit Anzahl und Härte der Fouls an.

Eine weitere Hypothese lässt sich aus Annahmen der verhaltensorientierten Spieltheorie entwickeln. Die Formation kann im verhaltensökonomisch-spieltheoretischen Kontext als Strategie gesehen werden (eine mögliche Sicht liefern Dobson & Goddard, 2010 oder Gambarelli et al., 2019). In der klassischen Spieltheorie versteht man unter einer Strategie einen vollständigen Aktionsplan, der das Verhalten einer Person in jeder möglichen Spielsituation angibt (Gibbons, 1992). In dieser Arbeit wird unter Strategie die Formation zu Spielbeginn verstanden. Die durch den Trainerstab zu Beginn festgelegte Grundordnung basiert auf den Einschätzungen und Analysen des Gegners. Um zu gewinnen, ist diese Strategie möglichst optimal und rational gewählt. Laut der spieltheoretischen Rationalitätshypothese wählt auch der Gegner eine rationale, auf diese Mannschaft angepasste Strategie aus. Das Abweichen aus einer optimalen Strategie innerhalb eines Spiels führt für den Abweichenden zu schlechteren Ergebnissen (Gibbons, 1992). Es liegt nahe, diese Zusammenhänge auch in diesem Rahmen zu untersuchen. Psychologisch wird diese Hypothese gestützt durch psychischen Druck (Maurer, 2007) und einen möglichen Kontrollverlust (Card & Dahl, 2011). Der Verlust der Kontrolle kann zu Überreaktion und Aggression der Mannschaft und damit zu einem weniger erfolgreichen Spiel führen (Bartling et al., 2015). Daraus folgt die Hypothese 2.

Hypothese 2: Stärkere Strategieanpassungen gehen mit einem schlechteren Spiel einher.

Das nachteilige Spiel kann sich in einem schlechteren Endresultat äußern, nach der Prospekt-Theorie aber auch in einem höheren Risiko (Kahneman & Tversky, 1979)¹⁰, welchem sich die abweichende Mannschaft aussetzt. Dies führt zu den folgenden Subhypothesen:

Hypothese 2.1: Stärkere Strategieanpassungen gehen mit einem schlechteren Endresultat einher.

Hypothese 2.2: Stärkere Strategieanpassungen gehen mit einem höheren Risiko einher.

Diese Hypothesen werden im folgenden Teil der Arbeit operationalisiert und geprüft.

¹⁰ Dies lässt sich durch die Status-Quo-Verzerrung als Teil der Theorie erklären. Menschen sind dazu bereit, höhere Risiken einzugehen, um den Status quo, in diesem Fall ein erwartungskonformes Ergebnis, zu behalten oder wieder zu erreichen (Kahneman & Tversky, 1979).

3 Methodik

Das folgende Kapitel behandelt die methodische Vorgehensweise dieser Arbeit.

3.1 Forschungsdesign

Das Forschungsdesign dieser Arbeit ist eine Panel-Untersuchung innerhalb einer Ex-post-facto-Datenerhebung. Ex-Post-facto-Datenerhebungen zeichnen sich dadurch aus, dass keine aktive experimentelle Manipulation und keine Randomisierung stattfindet und die Aufteilung in verschiedene Bedingungen ex post aufgrund der beobachteten Daten erfolgt (Döring et al., 2015). In der vorliegenden Arbeit ist dies der Fall, es wurden Felddaten von bereits absolvierten Fußballspielen zusammengetragen, für die Testung der Hypothese 1 nach der Erwartungskonformität gruppiert und analysiert. Diese Art der Datenerhebung eignet sich aufgrund der Testökonomie sehr gut, da die Daten von Fußballspielen bereits von kommerziellen Daten-Anbietern wie Stats Perform (Perform Media Deutschland GmbH) erhoben und aufbereitet wurden und über Dritte, beispielsweise Zeitschriften oder Internetportale, öffentlich zugänglich gemacht werden.

Da dieselbe Stichprobe, die Mannschaften der Fußball-Bundesliga, zu mehreren Zeitpunkten, genauer an vier Spieltagen, untersucht und dieselben Daten erhoben wurden, liegt eine Panel-Untersuchung vor (Döring et al., 2015).

3.2 Daten

Der folgende Abschnitt gibt die genaue Herkunft und Beschreibung dieser Daten an.

3.2.1 Datenherkunft

Da die Fußball-Bundesliga in einem Ligasystem mit 18 Mannschaften ausgespielt wird, bei dem jeder Verein zweimal gegen jeden anderen Verein antritt, und nicht beispielsweise im K.-o.-System, eignet sie sich gut für die Analyse. Die relevanten Spieldaten wurden mit Aus-

nahme der Wettquoten von kicker.de, dem Onlineangebot der Sportzeitschrift *kicker* der Olympia-Verlag GmbH, entnommen. Auch die einzelnen Positionen, die für die Analyse der Grundordnung und Wechselbewertung notwendig ist, wurden von kicker ausgelesen (Kicker, 2020). Die Zeitschrift gilt unter Fußballanhängern als bekannt und angesehen.

Die Wettquoten entstammen der Plattform <http://www.football-data.co.uk/germanym.php> (Football-Data.co.uk, n.d.). Für die Analysen wurden die korrespondierenden Interwetten-Wettquoten ausgewählt. Interwetten ist ein maltesischer Anbieter von Sportwetten und gilt als renommierter Buchmacher.

3.2.2 Datenbeschreibung

Der Datensatz enthält Informationen von vier Spieltagen der deutschen Fußball-Bundesliga der Saison 2019/20, genauer der Spieltage 17, 18, 19 und 20. Er umfasst alle 36 Spiele dieser Spieltage. Die Spiele fanden zwischen dem 20.12.2019 und dem 02.02.2020¹¹ statt.

Für jedes Spiel wurden die Tore zur Halbzeit und nach Spielende, die Passquote, die Ballbesitzquote und die Foulquote, die Anzahl sowie die genaue Art der Wechsel und die Wettquote für das entsprechende Spiel erfasst. Die Foulquote, also die Anzahl an Fouls einer Mannschaft dividiert durch die gesamte Anzahl an Fouls in einem Spiel, umfasst neben körperlichem Foulspiel auch weiteres regelwidriges Verhalten wie Handspiel oder unsportliche verbale Äußerungen. Für die Art der Wechsel wurde die Position des ausgewechselten Spielers und des eingewechselten Spielers ermittelt und den neun verschiedenen Auswechslungsmöglichkeiten der Feldspieler zugeordnet. Diese wurden pro Mannschaft und Spiel aufsummiert. Da Torwartwechsel sehr selten und strategisch neutral sind, wurden diese im Folgenden nicht weiter berücksichtigt.

Die Wettquoten, in dieser Arbeit fixe und vor dem Spiel festgelegte Wettquoten, spiegeln Gewinnerwartungen des Buchmachers an das Spiel wider. Etliche Untersuchungen unterstreichen, dass sich diese zur effizienten Vorhersage eignen (Gandar et al., 1998; Pope & Peel, 1989). Die Wettquoten basieren auf statistischen Daten früherer Spiele und Experteneinschätzungen (Pope & Peel, 1989) sowie weiteren vorhandenen Informationen um das Spiel. Berück-

¹¹ Die Spiele fanden alle vor der COVID-19-Pandemie statt.

sichtigt werden die Tabellenstände, die aktuelle Form der Mannschaften, die Ergebnisse früherer Spiele, verletzte oder gesperrte Spieler sowie mögliche weitere Faktoren wie das Heimrecht. Diese Daten werden aggregiert und in einer Wettquote ausgedrückt. In Deutschland stehen die einzelnen Zahlen für die Faktoren, mit dem der Einsatz des Wettenden im Gewinnfall multipliziert wird. Dies ergibt den Auszahlungsbetrag, den der Wettende erhält. Die Quoten des Anbieters Interwetten für das Spiel Hertha BSC gegen FC Bayern München am 18. Spieltag der Bundesligasaison 2019/20 lauten 7,2 - 5 - 1,4. Bei einem Einsatz von 10 Euro erhält man 72 Euro zurück, man erzielt einen Bruttogewinn von 62 Euro, sollte man auf einen Sieg der Heimmannschaft, Hertha BSC, setzen. Analog gilt dies für Wetten auf ein Unentschieden und auf einen Sieg der Auswärtsmannschaft, FC Bayern München.

Zur Vereinfachung der Interpretation werden die Wettquoten in dieser Arbeit in Wahrscheinlichkeiten transformiert. Die gängigste Methode ist die Umrechnung der Wettquoten in Wahrscheinlichkeiten durch Bildung des Kehrwerts. Dieses Vorgehen überschätzt allerdings die prognostizierte Wahrscheinlichkeit. Aufgrund der Gewinnerzielungsabsicht der Buchmacher sind die Wettquoten zugunsten des Wettanbieters verzerrt (Štrumbelj, 2016), die Buchsumme, die Summe der Kehrwerte der Quoten, ist größer als 100 %. Um eine Transformation dieser Quotienten in Wahrscheinlichkeiten sicherzustellen, ist zusätzlich eine Normalisierung notwendig.¹² Hierfür werden die Kehrwerte durch die Buchsumme dividiert (Štrumbelj, 2016). Für die Berechnung der Gewinnwahrscheinlichkeit der Heimmannschaft wird die Quote für den Sieg der Heimmannschaft durch die Buchsumme dividiert (Formel 3.1).

Formel 3.1

Berechnung der Gewinnwahrscheinlichkeit für die Heimmannschaft

$$\text{Gewinnwahrscheinlichkeit}_{\text{Heim}} = \frac{\frac{1}{\text{Wettquote}_{\text{Heim}}}}{\frac{1}{\text{Wettquote}_{\text{Heim}}} + \frac{1}{\text{Wettquote}_{\text{Remis}}} + \frac{1}{\text{Wettquote}_{\text{Gast}}}}$$

¹² Ohne Berücksichtigung der Normalisierung ergeben sich folgende Quotienten:

$$\text{Gewinnquotient}_{\text{Hertha BSC}} = \frac{1}{7,2} = 13,89 \%, \text{Remisquotient} = \frac{1}{5} = 20,00 \%,$$

$$\text{Gewinnquotient}_{\text{FC Bayern München}} = \frac{1}{1,4} = 71,43 \%. \text{ Also ergibt sich eine Buchsumme von } 105,32 \%.$$

Analog errechnen sich die Wahrscheinlichkeiten für ein Unentschieden und die Gewinnwahrscheinlichkeit der Gastmannschaft. Mit Berücksichtigung dieser Normalisierung erreicht man nun, dass die Quotienten als Wahrscheinlichkeit ausgedrückt werden können.¹³

Eine Mannschaft wurde der erwartungskonformen Gruppe zugeteilt, wenn das Ergebnis zur Halbzeit mit dem prognostizierten Ergebnis übereinstimmt. Eine Mannschaft, deren Gewinnwahrscheinlichkeit jeweils die Remiswahrscheinlichkeit und die Verlustwahrscheinlichkeit überwiegt, ist also der erwartungskonformen Gruppe zuzuteilen. Bartling et al. (2015) berücksichtigen zudem, dass mindestens ein Tor im Spiel geschossen worden ist. Dies eignet sich für kontinuierliche Daten. Da in der vorliegenden Analyse allerdings nur zwei Messpunkte pro Spiel betrachtet werden, wurde diese Voraussetzung hier verworfen.

Zudem soll das Risiko angegeben werden, welches jede Mannschaft im Spiel eingeht. Da Risiko im Fußball kein objektiv erfassbares Kriterium ist, soll es indirekt anhand von messbaren Korrelaten operationalisiert werden. Hohes Risiko kann beispielsweise über eine hohe Fehlpassquote ausgedrückt werden. Mannschaften spielen riskanter, wenn sie viele lange Pässe spielen und damit Druck ausüben möchten. Da diese häufiger abgefangen werden als Kurzpässe, steigt die Fehlpassquote. Mannschaften mit einem höheren Ballbesitz spielen üblicherweise sicherer, da sie das Spiel kontrollieren und so weniger Fehler begehen. Zudem kann die Foulquote als ein Risikoindikator gesehen werden. Die hohe Foulquote einer Mannschaft deutet auf eine riskantere und aggressivere Spielweise hin (Bartling et al., 2015).

Diese Überlegungen führen dazu, einen Risikoindex aus diesen drei Indikatoren zu berechnen. Sie sollen gleichgewichtet in die Berechnung eingehen und ein hoher Risikoindex soll ein höheres Risiko angeben. Das führt zu folgender Formel für einen Risikoindex (Formel 3.2).

Formel 3.2

Berechnung eines Risikoindex

$$\text{Risikoindex} = \frac{1}{3} \cdot (1 - \text{Passquote}) + \frac{1}{3} \cdot (1 - \text{Ballbesitzquote}) + \frac{1}{3} \cdot \text{Foulquote}$$

¹³ Durch die Normalisierung ergeben sich nun die folgenden Wahrscheinlichkeiten:

$$\text{Gewinnwahrscheinlichkeit}_{\text{Hertha BSC}} = \frac{\frac{1}{7,2}}{\frac{1}{7,2} + \frac{1}{5} + \frac{1}{1,4}} = 13,19 \%, \text{ Remiswahrscheinlichkeit} = \frac{\frac{1}{5}}{\frac{1}{7,2} + \frac{1}{5} + \frac{1}{1,4}} = 18,99 \%,$$

$$\text{Gewinnwahrscheinlichkeit}_{\text{FC Bayern München}} = \frac{\frac{1}{1,4}}{\frac{1}{7,2} + \frac{1}{5} + \frac{1}{1,4}} = 67,82 \%.$$

Der berechnete Risikoindex wird in prozentualen Risikoeinheiten angegeben. 0 % entspricht keinem Risiko, 100 % entspricht vollem Risiko.

Aus strategischer Sicht ist die Auswechslung eines Stürmers für einen Verteidiger beziehungsweise die Auswechslung eines Verteidigers für einen Stürmer eine stärkere Anpassung als die anderen Auswechslungsmöglichkeiten. Dies berücksichtigt das *strategy adjustment measure* von Bartling et al. (2015). In Anlehnung daran wird in dieser Arbeit die Variable *Wechselbewertung* errechnet, die die gesamten Wechsel pro Mannschaft und Spiel bewertet und als Linearkombination aggregiert. Die Auswechslungen eines Stürmers für einen Verteidiger beziehungsweise die Auswechslungen eines Verteidigers für einen Stürmer werden dabei doppelt gewichtet, defensive Wechsel werden von den offensiven Wechseln subtrahiert. Formel 3.3 gibt die Berechnung an.

Formel 3.3

Berechnung der Wechselbewertung

$$\text{Wechselbewertung} = (-2) \cdot \text{VerFürSt} - \text{VerFürMit} - \text{MitFürSt} + \text{MitFürVer} + \text{StFürMit} + 2 \cdot \text{StFürVer}$$

Dabei steht die Variable *VerFürSt* zum Beispiel für die Anzahl an Einwechslungen von Verteidigern für Stürmer pro Mannschaft und Partie. Eine Mannschaft verändert ihre Strategie in einem Spiel offensiv genau dann, wenn die Wechselbewertung strikt positiv ist und defensiv genau dann, wenn die Wechselbewertung strikt negativ ist. Je höher die Wechselbewertung betragsmäßig ist, desto stärker sind die gesamten Auswechslungen einer Mannschaft pro Spiel zu bewerten.

3.3 Datenanalyse

Die Datenanalyse erfolgt mit der statistischen Programmiersprache R (R Core Team, 2020) in der Version 4.0.2. Für die Analysen wurden neben den R-Basisfunktionalitäten noch weitere Pakete und deren Funktionen verwendet. Zu nennen sind hierbei die Pakete *brunnermunzel* (Ara, 2020) in der Paket-Version 1.4.1, *RVAideMemoire* (Hervé, 2021) in der Paket-Version 0.9-79, *MASS* (Venables & Ripley, 2002) in der Paket-Version 7.3-53.1 und *generalhoslem* (Jay, 2019) in der Paket-Version 1.3.4.

3.3.1 Hypothese 1 [*Strategieanpassung bei nicht-erwartungskonformem Ergebnis*]

Um zu überprüfen, ob Mannschaften, deren Halbzeitergebnis nicht erwartungskonform ist, stärkere strategische Anpassungen durchführen als Mannschaften mit erwartungskonformem Halbzeitergebnis, soll eine Analyse hinsichtlich der Unterschiede in der zentralen Tendenz zwischen den korrespondierenden, nicht-neutralen Wechselmöglichkeiten der beiden Gruppen gemacht werden. Da es sich dabei jeweils um zwei unabhängige Gruppen handelt, eignen sich hierfür zum Beispiel der t -Test für unabhängige Stichproben als parametrischer Test beziehungsweise der Mann-Whitney- U -Test als nicht-parametrische Alternative. Der t -Test für unabhängige Stichproben hat sehr starke Voraussetzungen. Es wird gefordert, dass die abhängige Variable intervallskaliert ist, dass in beiden Gruppen eine Normalverteilung sowie Varianzhomogenität vorliegt (Sedlmeier & Renkewitz, 2013).

Die abhängige Variable ist hier die Anzahl der Auswechslungen. Da aus der Anzahl der Wechsel zwar eine natürliche Rangordnung abgeleitet, die Intervallskalierung allerdings nicht nachgewiesen werden kann, wird für die Hypothesentestung ein nicht-parametrischer Test verwendet. Der Mann-Whitney- U -Test als möglicher Test kann bei Bindungen allerdings falsche Ergebnisse liefern. Karch (2021) argumentiert, dass bei ordinalen Daten davon auszugehen ist, dass Bindungen vorliegen und schlägt für die Analyse deshalb den Brunner-Munzel-Test (Brunner & Munzel, 2000) vor. Dies ist ein Test ähnlich dem Mann-Whitney- U -Test mit dem Vorteil, dass auch bei Bindungen valide Ergebnisse erzielt werden. Zudem adjustiert dieser Test ungleiche Varianzen, weshalb die Annahme gleicher Varianzen zwischen den Gruppen nicht benötigt wird (Karch, 2021). Der Test ist robust gegenüber Heteroskedastizität (Fagerland, 2012) und stellt für große Stichproben einen approximativ validen Test dar (Lin, 2013). Der Brunner-Munzel-Test ist ein nicht-parametrischer Test für die stochastische Äquivalenz¹⁴ zweier Stichproben und nutzt eine t -Verteilung mit Welch-Satterthwaite-Approximation für die Anzahl an Freiheitsgraden (Brunner & Munzel, 2000). Anhand des Tests lässt sich prüfen, ob die Wahrscheinlichkeit, dass eine Beobachtung einer Population größer ist als eine Beobachtung einer anderen, von der zufälligen Erwartung abweicht (Karch, 2021), in anderen Worten, ob die Populationen annähernd denselben Anteil größerer Werte aufweisen.

¹⁴ **Definition:** Zwei Zufallsvariablen X und Y heißen stochastisch äquivalent, falls $\mathbb{P}(X < Y) = \mathbb{P}(X > Y)$ gilt (Karch, 2021).

Aufgrund der theoretischen Fundierung wird geprüft, ob die Anzahl der nicht-neutralen Wechsel in der nicht-erwartungskonformen Gruppe die der erwartungskonformen Gruppe überwiegt, es liegt also ein einseitiger Test vor. Es werden die folgenden statistischen Hypothesen getestet (*brunnermunzel*; Ara, 2020; Brunner & Munzel, 2000):

$$H_0: \mathbb{P}(X_{\text{erwartungskonform}} < Y_{\text{nicht erwartungskonform}}) - \mathbb{P}(X_{\text{erwartungskonform}} > Y_{\text{nicht erwartungskonform}}) \geq 0$$

$$H_1: \mathbb{P}(X_{\text{erwartungskonform}} < Y_{\text{nicht erwartungskonform}}) - \mathbb{P}(X_{\text{erwartungskonform}} > Y_{\text{nicht erwartungskonform}}) < 0$$

Zudem wird die Effektstärke Cliffs δ (Cliff, 1993) berechnet, welche im Falle statistisch signifikanter Ergebnisse Rückschlüsse auf die Stärke des Effekts ermöglicht. Sie ist ein Maß dafür, wie oft die Werte einer Verteilung größer sind als die Werte einer anderen Verteilung (Karch, 2021). Hier und im Folgenden wird ein Signifikanzniveau von $\alpha = 0,05$ genutzt.

3.3.2 Hypothese 2 [Einfluss von stärkeren Strategiewechseln auf das Spiel]

Als Maßstab für die Messung von Ergebnissen im Fußball können sowohl die erzielten Punkte¹⁵ als auch die Tordifferenz zwischen den Mannschaften genutzt werden (Kleinknecht & Würtenberger, 2019). Diese Autoren nutzen zum Beispiel die erzielten Punkte. Die Tordifferenz berücksichtigt dagegen auch die Dimension der Knappheit des Ergebnisses. Eine Mannschaft, die 1:0 gegen eine andere gewinnt, erhält genauso viele Punkte wie ein Verein, der 6:2 gewinnt. In letzterem Fall ist das Ergebnis aber deutlicher. Kleinknecht und Würtenberger (2019) weisen darauf hin, dass eine hohe Tordifferenz auch auf einen Entmutigungseffekt zurückgeführt werden kann. Diese Arbeit nutzt aufgrund des Aspekts der Knappheit die Tordifferenz als Maßstab des Ergebnisses. Zu Vergleichszwecken finden sich in Anhang C dieselben Analysen für die erzielten Punkte.

Die Tordifferenz als auch die erzielten Punkte werden wie die Anzahl der Auswechslungen ebenfalls konservativ als ordinalskaliert eingestuft. Aufgrund der Datenbeschaffenheit werden nur korrelative Aussagen getroffen. Zuerst soll der Zusammenhang zwischen der ag-

¹⁵ Eine Mannschaft erhält drei Punkte, wenn sie das Spiel gewinnt, einen Punkt im Falle eines Unentschiedens und keinen Punkt bei einer Niederlage.

gregierten Wechselbewertung als Gesamtkonstrukt der Strategieanpassung und der Tordifferenz mittels Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman erfolgen (Sedlmeier & Renkewitz, 2013). Hier soll geprüft werden, ob offensivere Wechsel mit einer geringeren Tordifferenz einhergehen. Im Anschluss sollen diese Rangkorrelationskoeffizienten für den Zusammenhang zwischen der Tordifferenz und den einzelnen Wechselarten berechnet und auf diese zurückgeführt werden. Für den Rangkorrelationstest werden die folgenden statistischen Hypothesen getestet:

$$H_0: \quad \rho = 0$$

$$H_1: \quad \rho \neq 0$$

Zur besseren Einordnung des Korrelationskoeffizienten werden korrespondierende 95 %-Konfidenzintervalle errechnet. Die Bootstrapping-Methode eignet sich hierfür, da keine Annahmen an die Verteilungen getroffen werden müssen (Sedlmeier & Renkewitz, 2013). Errechnet werden 95 %-Bootstrap-Konfidenzintervalle mit 1.000 Bootstrap-Zufallsstichproben (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021). Für die Beurteilung des Gesamtmodells wird eine multiple Regressionsanalyse gerechnet, die alle Wechselmöglichkeiten einschließt. Multiple Regressionsanalysen dienen dazu, die Vorhersage der abhängigen Variable durch mehrere Prädiktoren zu verbessern (Sedlmeier & Renkewitz, 2013). In dieser Arbeit können dadurch die Einflüsse aller Wechsel einer Mannschaft besser modelliert und erklärt werden.

Aufgrund des Skalenniveaus wird eine ordinale logistische Regression, genauer das *proportional odds*-Modell nach McCullagh (1980) verwendet und dieses inklusive den Odds Ratios (*OR*), den *p*-Werten und dem Informationskriterium nach Akaike errechnet (*MASS*; Venables & Ripley, 2002). Das *proportional odds*-Modell ist eine Erweiterung der binär-logistischen Regression für ordinale Daten. Es hat den Vorteil, dass es auch bei wenig besetzten Kategorien sinnvoll angewendet werden kann und keine α -Fehler-Kumulierung wie bei multiplen Hypothesentests erfolgt.

Dieses Modell ist daher das derzeit am meisten etablierte Modell für ordinale Regressionsanalysen (Schlarman & Galatsch, 2014).¹⁶

Um die Anpassungsgüte des Modells zu beurteilen, wird der Lipsitz-Likelihood-Quotienten-Test mit einer Gruppengröße von $g = 9$ herangezogen (*generalhoslem*; Jay, 2019)¹⁷. Der Test ist passend für ordinale Regressionsmodelle (Fagerland & Hosmer, 2017).

Dieselbe Vorgehensweise wird für die Testung im Hinblick auf den Risikoindex verwendet. Zuerst wird der Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman zwischen der aggregierten Wechselbewertung und dem Risikoindex errechnet und im Anschluss zwischen der Anzahl der einzelnen Wechsel und dem Risikoindex. Ebenfalls errechnet werden die 95 %-Bootstrap-Konfidenzintervalle mit 1.000 Bootstrap-Zufallsstichproben (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021). In diesem Zusammenhang soll zudem ein Regressionsmodell für die gesamten Wechsel verwendet werden. Eine Möglichkeit wäre in diesem Fall eine multiple lineare Regression. Diese hat die Gauß-Markov-Voraussetzungen und fordert, dass die Kriteriumsvariable intervallskaliert ist. Das Kriterium ist der Risikoindex, welcher als Linearkombination dreier intervallskalierter Variablen wiederum intervallskaliert ist. Das postulierte Modell ist zudem linear. In Abschnitt 4.1 wird man sehen, dass der Risikoindex keine größeren Ausreißer aufweist. Die Stichprobe ist zufällig gewählt worden und die Werte der Prädiktorvariablen sind nicht-konstant. Die Fehlerterme werden als unabhängig, mit derselben Varianz und dem Erwartungswert 0 angenommen (Sedlmeier & Renkewitz, 2013).

¹⁶ Dieses Modell baut auf der Grundannahme auf, dass die Beziehung zwischen jeden denkbaren zwei Stufenpaaren der ordinalen Zielvariablen statistisch gleich ist. Dies kann mithilfe von χ^2 -Tests überprüft werden (Agresti, 2010). Diese Tests haben im Vergleich keine große Teststärke und das Risiko eines β -Fehlers ist hoch (Schlarman & Galatsch, 2014). Dieses Risiko steigt ebenfalls mit kleiner Stichprobengröße (Döring et al., 2015). Aufgrund jener Problematik wurde auf diese Analyse verzichtet und es wird davon ausgegangen, dass diese Annahme im Rahmen dieser Arbeit zutrifft.

¹⁷ Standardmäßig wird eine Gruppengröße von $g = 10$ verwendet. Aufgrund der Beschaffenheit der Daten führte diese Berechnung zu Fehlern, weshalb die Gruppengröße auf $g = 9$ reduziert wurde.

Eine generelle Annahme für die Berechnung der Regressionsanalysen in dieser Arbeit ist zudem, dass die Prädiktoren unabhängig voneinander sind, also keine Multikollinearität vorliegt (Sedlmeier & Renkewitz, 2013).¹⁸

Deshalb ist es gerechtfertigt, ein multiples lineares Regressionsmodell für den Risikoindex zu nutzen. Mit er rechnet wird das Informationskriterium nach Akaike, das multiple Bestimmtheitsmaß R^2 , das adjustierte Bestimmtheitsmaß R^2 sowie ein F -Test für die Anpassungsgüte des Modells.

¹⁸ Dies ist eine starke Annahme. Bezogen auf das Fußballspiel bedeutet das, dass die Strategien und Auswechslungen der beiden Mannschaften unabhängig voneinander festgelegt werden und die Prädiktoren innerhalb und zwischen den Spielen voneinander unabhängig sind. Das würde bedeuten, dass jede Mannschaft für jedes Spiel eine eigene Strategie und Auswechslungen festlegt und auch die Wechsel während der Partie voneinander unabhängig sind.

Dies lässt sich aus theoretischer Sicht durch die bereits vorgestellte spieltheoretische Rationalitätshypothese (Gibbons, 1992) durchaus rechtfertigen. Im Feld zeigt sich außerdem, dass Mannschaften dies teils tatsächlich umsetzen. Beispielsweise schonen Trainer ihre erste Mannschaft gegen vermeintlich schwächere Gegner häufiger (Kicker, 2020).

4 Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Untersuchung vorgestellt.

4.1 Deskriptive Statistik

Die deskriptiven Statistiken sind getrennt nach ordinalskalierten Daten und intervallskalierten Daten angegeben. Tabelle 4.1 liefert einen Überblick über die erhobenen ordinalskalierten Daten.

Tabelle 4.1

Deskriptive Statistiken der ordinalskalierten Daten

		Median	Interquartils- abstand	Minimum	Maximum
Tore	Halbzeit	0	1	0	3
	Spielende	1	1,25	0	5
Punkte		1	3	0	3
Anzahl der Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	0	0	0	1
	Verteidiger für Mittelfeldspieler	0	0	0	1
	Verteidiger für Stürmer	0	0	0	1
	Mittelfeldspieler für Verteidiger	0	0	0	2
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	1	1	0	2
	Mittelfeldspieler für Stürmer	0	1	0	2
	Stürmer für Verteidiger	0	0	0	1
	Stürmer für Mittelfeldspieler	0	1	0	2
	Stürmer für Stürmer	0	1	0	2
Wechselbewertung		0	2	-3	4

Quelle: Eigene Darstellung

Hervorzuheben ist, dass eine Mannschaft zur Halbzeit drei Tore und zu Spielende fünf Tore erzielt hatte. Im Fußball entspricht dies einer hohen Toranzahl. Der Median aller Tore pro Mannschaft ist mit null zur Halbzeit und eins zu Spielende deutlich geringer. Bei den Auswechslungen zeigt sich, dass eine Mannschaft maximal zwei Wechsel pro Wechselmöglichkeit wahrnimmt. Im Mittel wird pro Mannschaft und Spiel ein Mittelfeldspieler für einen anderen Mittelfeldspieler ausgewechselt, der Median aller anderen Wechselmöglichkeiten beträgt null. Die strategische Anpassung in Form der Wechselbewertung weist eine Spannweite von sieben und einen Interquartilsabstand von zwei auf, was auf eine größere Streubreite hinweist.

In Tabelle 4.2 sind die deskriptiven Statistiken der intervallskalierten Daten ausgewiesen. Diese umfassen die Wettquoten, die Wahrscheinlichkeiten für Gewinn, Remis und Niederlage, die Risikoindikatoren sowie den aus den Risikoindikatoren aggregierten Risikoindex.

Tabelle 4.2

Deskriptive Statistiken der intervallskalierten Daten

		Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Wettquoten	Gewinn	3,49	2,62	1,20	13,00
	Remis	4,31	1,08	3,30	7,40
	Niederlage	3,49	2,62	1,20	13,00
Wahrscheinlichkeiten	Gewinn	0,38	0,19	0,07	0,79
	Remis	0,23	0,05	0,13	0,29
	Niederlage	0,38	0,19	0,07	0,79
Risikoindikatoren	Passquote	0,77	0,07	0,60	0,90
	Ballbesitzquote	0,50	0,13	0,24	0,76
	Foulquote	0,50	0,10	0,23	0,77
Risikoindex		0,41	0,08	0,24	0,59

Quelle: Eigene Darstellung

Die Wahrscheinlichkeit für Gewinn beziehungsweise Niederlage beträgt im Mittel 38 %. Die minimale Gewinnwahrscheinlichkeit innerhalb des Datensatzes beträgt hierbei 7 %, die maximale 79 %.

Bei den Risikoindikatoren zeigt sich, dass die Ballbesitzquote und die Foulquote im Mittel bei 50 % liegen. Die Passquote liegt mit 77 % darüber. Der aggregierte Risikoindex liegt im Mittel in einem mittleren Niveau. Das minimal eingegangene Risiko beträgt 24 %, die

höchste Risikoquote innerhalb des Datensatzes 59 %. Durchschnittlich gingen die Mannschaften ein Risiko von 41 % ein.

Von den 36 betrachteten Spielen weisen 13 Spiele ein erwartungskonformes Halbzeitergebnis auf und 23 Spiele nicht. Insgesamt gibt es somit 26 Mannschaften innerhalb der erwartungskonformen Gruppe und 46 innerhalb der nicht erwartungskonformen Gruppe. In Anhang A findet sich eine genaue Angabe der Spiele mit Halbzeitergebnis und prognostizierten Gewinnwahrscheinlichkeit.

Tabelle 4.3 gibt einen Überblick über die Anzahl und die prozentuale Verteilung der einzelnen Wechselarten gruppiert nach Erwartungskonformität.

Tabelle 4.3

Anzahl und Anteil der Wechsel pro Wechselmöglichkeit

		erwartungskonform	nicht erwartungskonform
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	1 (1,33 %)	9 (6,92 %)
	Verteidiger für Stürmer	1 (1,33 %)	5 (3,85 %)
	Mittelfeldspieler für Stürmer	12 (16,00 %)	12 (9,23 %)
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	5 (6,67 %)	7 (5,38 %)
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	25 (33,33 %)	42 (32,31 %)
	Stürmer für Stürmer	14 (18,67 %)	18 (13,85 %)
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Verteidiger	3 (4,00 %)	6 (4,62 %)
	Stürmer für Verteidiger	3 (4,00 %)	8 (6,15 %)
	Stürmer für Mittelfeldspieler	11 (14,67 %)	23 (17,69 %)
Σ		75 (100,00 %)	130 (100,00 %)

Quelle: Eigene Darstellung

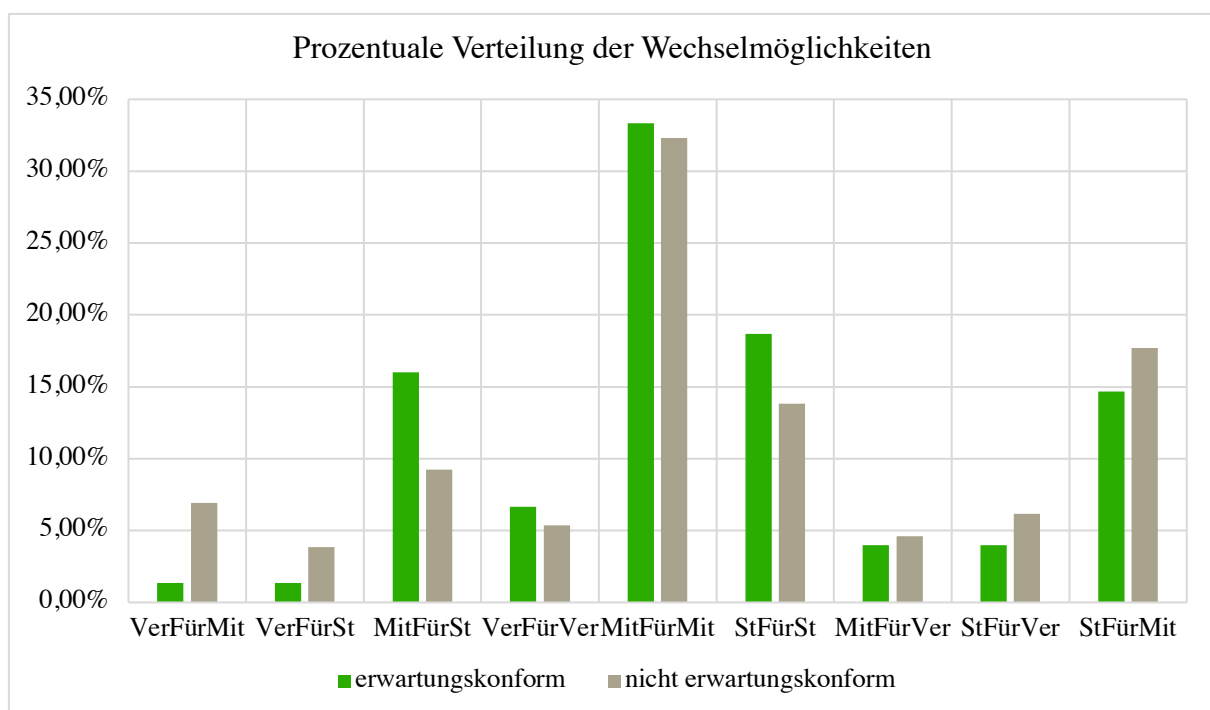
In der erwartungskonformen Gruppe gab es insgesamt 75 Spielerwechsel, in der nicht erwartungskonformen Gruppe 130 Spielerwechsel. Innerhalb der Wechselmöglichkeiten zeigen sich größere anteilmäßige Unterschiede. Die Trainerstäbe, deren Mannschaften nicht erwartungskonform spielen, wechseln häufiger einen Verteidiger für einen Mittelfeldspieler ein (1,33 % in der erwartungskonformen Gruppe gegenüber 6,92 % in der nicht erwartungskonformen Gruppe). Auch innerhalb der anderen, nicht-neutralen Wechselmöglichkeiten zeigt sich, dass die Anteile innerhalb der nicht erwartungskonformen Gruppe höher sind.

Interessanterweise überwiegt der Anteil bei der Einwechslung eines Mittelfeldspielers für einen Stürmer in der erwartungskonformen Bedingung (16,00 % in der erwartungskonformen Gruppe gegenüber 9,23 % in der nicht erwartungskonformen Gruppe).

Abbildung 4.1 verdeutlicht die Anteile der Tabelle 4.3 nochmals graphisch.

Abbildung 4.1

Prozentuale Verteilung der Wechselmöglichkeiten



Quelle: Eigene Darstellung

Auch diese Abbildung lässt die erwähnten Tendenzen erkennen. Die Anteile der nicht erwartungskonformen Gruppe überwiegen graphisch insbesondere bei den Wechseln „Vertei-

diger für Mittelfeldspieler“, aber auch bei „Verteidiger für Stürmer“, „Mittelfeldspieler für Verteidiger“, „Stürmer für Verteidiger“ und „Stürmer für Mittelfeldspieler“. Bei den neutralen Wechseln überwiegen die Anteile in der erwartungskonformen Gruppe minimal.

4.2 Hypothesenprüfung

Aufbauend auf den deskriptiven Ergebnissen werden nun die Resultate der statistischen Hypothesenprüfung dargestellt.

4.2.1 Hypothese 1 [*Strategieanpassung bei nicht-erwartungskonformem Ergebnis*]

Zur Prüfung der Hypothese 1, ob Mannschaften, deren Halbzeitergebnis nicht erwartungskonform ist, ihre Strategien stärker anpassen als Mannschaften, deren Halbzeitergebnis den Erwartungen entspricht, wurden einseitige Brunner-Munzel-Tests für die stochastische Äquivalenz zwischen den Gruppen (Brunner & Munzel, 2000) für die nicht-neutralen Wechselarten durchgeführt.¹⁹

Tabelle 4.3 gibt die Ergebnisse der statistischen Analyse mit R (R Core Team, 2020) und dem Paket *brunnermunzel* (Ara, 2020) an. Berechnet wurde die *B*-Teststatistik des Brunner-Munzel-Tests inklusive der adjustierten Freiheitsgrade, die Effektstärke Cliffs δ (Cliff, 1993) und das korrespondierende 95 %-Konfidenzintervall, der *p*-Wert sowie die Signifikanz nach der bekannten Konvention.²⁰

¹⁹ Der Vollständigkeit halber ist in Anhang B eine statistische Analyse der neutralen Wechsel mittels zweiseitigem Brunner-Munzel-Test angegeben. Dort wurde geprüft, ob die nicht-neutralen Wechsel sich zwischen beiden Gruppen unterscheiden.

²⁰ Ein Asterisk (*) steht hier und im Folgenden wie üblich für ein signifikantes Ergebnis (*p*-Wert kleiner als 0,05), zwei Asteriske (**) stehen für ein hoch signifikantes Ergebnis (*p*-Wert kleiner als 0,01) und drei Asteriske (***) für ein höchst signifikantes Ergebnis (*p*-Wert kleiner als 0,001) (Döring et al., 2015).

Tabelle 4.4*Ergebnisse der Brunner-Munzel-Tests für die stochastische Äquivalenz*

		B-Teststatistik und Freiheitsgrade	Cliffs δ 95 %-KI	p-Wert	Signifikanz
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	$B(68,92) = 2,23$	0,16 [0,02; 0,30]	0,01	*
	Verteidiger für Stürmer	$B(69,24) = 1,17$	0,07 [-0,05; 0,19]	0,12	n.s.
	Mittelfeldspieler für Stürmer	$B(49,97) = -1,91$	-0,22 [-0,46; 0,01]	0,97	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Verteidiger	$B(52,51) = -0,05$	0,00 [-0,16; 0,15]	0,52	n.s.
	Stürmer für Verteidiger	$B(59,26) = 0,69$	0,06 [-0,11; 0,23]	0,25	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	$B(48,71) = 0,72$	0,09 [-0,16; 0,34]	0,24	n.s.

Quelle: Eigene Darstellung

Es zeigt sich, dass die Trainerstäbe, deren Mannschaftsergebnis zur Halbzeit nicht erwartungskonform ist, signifikant häufiger Verteidiger für Mittelfeldspieler einwechseln als die, deren Mannschaftsergebnis zur Halbzeit erwartungskonform ist ($B(68,92) = 2,23$, $p = 0,01$, $\delta = 0,16$). Aus dem Ergebnis von Cliffs δ kann man folgern, dass die Einwechslung eines Verteidigers für einen Mittelfeldspieler bei einem nicht erwartungskonformen Halbzeitstand 16 % häufiger ist als bei einem erwartungskonformen Halbzeitstand. Nach Vargha und Delaney (2000) ist dies als kleiner Effekt einzustufen.

Für die Wechselart „Mittelfeldspieler für Stürmer“ gilt die bereits angesprochene Besonderheit, dass sich hier ein gegenteiliger Effekt zeigt.²¹ Die übrigen Wechselmöglichkeiten unterscheiden sich nicht statistisch signifikant voneinander.

²¹ Die Folgerung, dass Mannschaften mit erwartungskonformen Halbzeitergebnis signifikant häufiger Mittelfeldspieler für Stürmer wechseln als Mannschaften mit nicht erwartungskonformen Halbzeitergebnis, widerspräche aufgrund der gerichteten Hypothese der statistischen Testphilosophie (Döring et al., 2015). Würde hier allerdings die Testung der Alternativhypothese erfolgen, so ergäbe sich dieses Ergebnis.

4.2.2 Hypothese 2 [Einfluss von stärkeren Strategiewechseln auf das Spiel]

Hypothese 2 besagt, dass sich stärkere Strategieanpassungen negativ auf das Spiel auswirken. Hierfür sollen die zwei Subhypothesen statistisch mittels Korrelationstests und passenden Regressionsmodellen getestet werden.

Zu Beginn wird die Testung der Hypothese 2.1, dass die stärkere Strategieanpassung mit einem schlechteren Endresultat in Form der Tordifferenz einhergeht, vorgestellt. Das Ergebnis des Rangkorrelationstests nach Spearman zwischen der Wechselbewertung und der Tordifferenz ist in Tabelle 4.5 dargestellt.

Tabelle 4.5

Korrelation zwischen der Wechselbewertung und der Tordifferenz

	Spearman's ρ 95 %- KI	p -Wert	Signifikanz
Wechselbewertung	-0,31 [-0,49;-0,11]	< 0,01	**

Quelle: Eigene Darstellung

Es findet sich eine hoch signifikant negative Korrelation zwischen der Wechselbewertung und der Tordifferenz ($\rho = -0,31$, $p < 0,01$). Laut Cohen (1988) deutet dies auf einen mittleren Effekt hin. Das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) enthält zudem die 0 nicht, was diese Aussage stützt. Man kann sagen, dass offensivere Wechsel mit geringerer Tordifferenz zusammenhängen.

In Tabelle 4.6 sind die Ergebnisse des Rangkorrelationstests nach Spearman zwischen den einzelnen Wechselarten und der Tordifferenz angegeben. Die Tabelle enthält zudem die 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervalle (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) für den Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman.

Tabelle 4.6:*Korrelation zwischen den Wechselarten und der Tordifferenz*

		Spearman's ρ 95 %- KI	p-Wert	Signifikanz
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	0,05 [-0,18;0,27]	0,69	n.s.
	Verteidiger für Stürmer	0,21 [0,08;0,35]	0,08	n.s.
	Mittelfeldspieler für Stürmer	0,11 [-0,16;0,35]	0,37	n.s.
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	0,05 [-0,20;0,27]	0,69	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	0,09 [-0,14;0,30]	0,46	n.s.
	Stürmer für Stürmer	0,06 [-0,19;0,30]	0,62	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Verteidiger	-0,37 [-0,50;-0,22]	< 0,01	**
	Stürmer für Verteidiger	-0,11 [-0,33;0,11]	0,34	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	-0,07 [-0,29;0,17]	0,58	n.s.

Quelle: Eigene Darstellung

Die Korrelation zwischen der Anzahl an Wechseln von Verteidigern für Stürmer und der Tordifferenz ist zwar statistisch nicht signifikant ($\rho = 0,21$, $p = 0,08$), das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) enthält allerdings den Nulleffekt nicht. Prel et al. (2009) schlagen vor, hier von einem statistisch signifikanten Ergebnis auszugehen. Das Ergebnis ist als kleiner Effekt zu werten (Cohen, 1988). Für die offensive Wechselart „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ findet sich eine hoch signifikant negative Korrelation mit der Tordifferenz ($\rho = -0,37$, $p < 0,01$). Laut Cohen (1988) deutet dieser Rangkorrelationskoeffizient auf einen mittleren Effekt hin. Das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) enthält zudem die 0 nicht. Die übrigen Korrelationstests enthalten keine signifikanten Ergebnisse, man kann allerdings die Tendenz erkennen, dass die Anzahl defensiver und neutraler Wechsel einen positiven Rangkorrelationskoeffizienten, die Anzahl offensiver Wechsel dagegen einen negativen Rangkorrelationskoeffizienten aufweist.

Tabelle 4.7*Ordinale logistische Regression auf die Tordifferenz*

		$\beta \pm s$	t-Wert	OR $\pm s$	p-Wert	Signifikanz
(Achsen- abschnitte)	-5 -4	-2,47 $\pm 1,77$	-1,39	0,08 $\pm 5,90$	0,16	n.s.
	-4 -3	-1,50 $\pm 1,69$	-0,89	0,22 $\pm 5,41$	0,38	n.s.
	-3 -2	-0,97 $\pm 1,67$	-0,58	0,38 $\pm 5,29$	0,56	n.s.
	-2 -1	0,30 $\pm 1,64$	0,18	1,35 $\pm 5,16$	0,85	n.s.
	-1 0	1,12 $\pm 1,64$	0,69	3,07 $\pm 5,13$	0,49	n.s.
	0 1	1,82 $\pm 1,64$	1,11	6,15 $\pm 5,16$	0,27	n.s.
	1 2	2,60 $\pm 1,66$	1,57	13,53 $\pm 5,27$	0,12	n.s.
	2 3	3,79 $\pm 1,70$	2,23	44,39 $\pm 5,48$	0,03	*
	3 4	4,32 $\pm 1,72$	2,50	74,84 $\pm 5,61$	0,01	*
	4 5	5,28 $\pm 1,81$	2,92	197,07 $\pm 6,12$	< 0,01	**
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	0,82 $\pm 0,77$	1,07	2,28 $\pm 2,17$	0,29	n.s.
	Verteidiger für Stürmer	1,72 $\pm 0,90$	1,91	5,59 $\pm 2,46$	0,06	n.s.
	Mittelfeldspieler für Stürmer	0,91 $\pm 0,69$	1,32	2,47 $\pm 1,99$	0,19	n.s.
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	1,17 $\pm 0,81$	1,43	3,21 $\pm 2,26$	0,15	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	0,43 $\pm 0,59$	0,73	1,54 $\pm 1,81$	0,47	n.s.
	Stürmer für Stürmer	0,63 $\pm 0,72$	0,89	1,89 $\pm 2,05$	0,38	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Verteidiger	-1,35 $\pm 0,77$	-1,76	0,26 $\pm 2,15$	0,08	n.s.
	Stürmer für Verteidiger	-0,18 $\pm 0,74$	-0,25	0,83 $\pm 2,11$	0,81	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	0,46 $\pm 0,70$	0,66	1,59 $\pm 2,02$	0,51	n.s.

Anmerkungen: Residuale Abweichung: 297,46; Informationskriterium nach Akaike: 335,46

Lipsitz-Likelihood-Quotienten-Test: LR-Statistik = 7,49, $df = 8$, $p = 0,48$

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 4.7 zeigt das Ergebnis der ordinalen logistischen Regression auf die Tordifferenz (MASS; Venables & Ripley, 2002). Berichtet werden die β -Koeffizienten inklusive deren Standardabweichung, die t -Werte, die OR inklusive deren Standardabweichung sowie die p -Werte und die Signifikanz. Zudem wird das Informationskriterium nach Akaike und das Ergebnis des Lipsitz-Likelihood-Quotienten-Test (*generalhoslem*; Jay, 2019) für die Anpassungsgüte des Modells angegeben.

Innerhalb dieses Regressionsmodells sind lediglich drei der Achsenabschnitte statistisch signifikant. Ordinale logistische Regressionen sind weniger intuitiv zu interpretieren. Der Achsenabschnitt „2 | 3“ korrespondiert mit dem $\text{logit}(\mathbb{P}(Y \leq 2))$, also dem Logit, dass das Spielergebnis eine Mannschaft mit zwei Toren oder weniger²² endet gegenüber einem Sieg mit drei Toren oder mehr (Agresti, 2010). Der β -Koeffizient deutet in diesem Fall darauf hin, dass das Ergebnis eher mit zwei Toren Tordifferenz oder weniger endet ($\beta = 3,79$, $s = 1,70$, $t = 2,23$, $p = 0,03$). Analog sind die anderen Achsenabschnitte zu interpretieren. Agresti (2010) merkt aber an, dass diese aus Modellsicht häufig nicht von Interesse sind. Geringe, aber nicht statistisch signifikante, p -Werte weisen zudem die Wechselarten „Verteidiger für Stürmer“ und „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ auf.²³ Das Ergebnis des Lipsitz-Likelihood-Quotienten-Test (*generalhoslem*; Jay, 2019) lässt vermuten, dass die Anpassungsgüte des Modells nicht ausreichend gut ist (LR -Statistik = 7,49, $p = 0,48$).

Folgend schließt die Testung der Hypothese 2.2, dass die stärkere Strategieanpassung mit einem höheren Risiko in Form des Risikoindex einhergeht, an. Das Ergebnis des Rangkorrelationstests nach Spearman zwischen der Wechselbewertung und des Risikoindex ist in Tabelle 4.8 dargestellt.

²² Das schließt auch die negative Tordifferenz, also einen Rückstand beziehungsweise eine Niederlage, ein.

²³ Statistisch signifikant wären diese wie folgt zu interpretieren. Für jeden zusätzlichen Wechsel eines Verteidigers für einen Stürmer würde *ceteris paribus* die Chance um das 4,59-fache steigen, ein weiteres Tor gemessen an der Tordifferenz zu erzielen ($\beta = 1,72$, $s = 0,90$, $t = 1,91$, $p = 0,06$, $OR = 5,59$). Für jeden zusätzlichen Wechsel eines Mittelfeldspielers für einen Verteidiger würde dahingegen *ceteris paribus* die Chance um 74 % sinken, ein weiteres Tor gemessen an der Tordifferenz zu erzielen ($\beta = -1,35$, $s = 0,77$, $t = -1,76$, $p = 0,08$, $OR = 0,26$) (Agresti, 2010). Dies deutet zumindest darauf hin, dass defensivere Wechsel auch im Gesamtmodell mit höherer Tordifferenz und offensivere Wechsel mit geringerer Tordifferenz einhergehen, auch wenn diese Aussage nicht statistisch belastbar ist.

Tabelle 4.8*Korrelation zwischen der Wechselbewertung und dem Risikoindex*

	Spearman's ρ 95 %- KI	p-Wert	Signifikanz
Wechselbewertung	-0,07 [-0,29;0,15]	0,58	n.s.

Quelle: Eigene Darstellung

Zwischen der Wechselbewertung und dem Risikoindex besteht kein statistisch signifikanter Zusammenhang ($\rho = -0,07$, $p = 0,58$). Das 95%-Bootstrapping-Konfidenzintervall (RVAideMemoire; Hervé, 2021) enthält zudem die 0.

Tabelle 4.9*Korrelation zwischen den Wechselarten und dem Risikoindex*

		Spearman's ρ 95 %- KI	p-Wert	Signifikanz
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	-0,03 [-0,25;0,21]	0,80	n.s.
	Verteidiger für Stürmer	-0,02 [-0,26;0,21]	0,84	n.s.
	Mittelfeldspieler für Stürmer	0,01 [-0,22;0,25]	0,92	n.s.
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	0,13 [-0,10;0,34]	0,27	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	-0,08 [-0,30;0,17]	0,51	n.s.
	Stürmer für Stürmer	0,11 [-0,14;0,34]	0,34	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Ver- teidiger	0,28 [0,07;0,45]	0,02	*
	Stürmer für Verteidiger	-0,12 [-0,33;0,12]	0,32	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	-0,22 [-0,43;0,00]	0,06	n.s.

Quelle: Eigene Darstellung

Die Ergebnisse der Rangkorrelationstests nach Spearman zwischen der Anzahl der einzelnen Wechselarten und des Risikoindex sind Tabelle 4.9 zu entnehmen.

Für die offensive Wechselart „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ findet sich eine signifikante negative Korrelation mit der Tordifferenz ($q = 0,28, p = 0,02$). Laut Cohen (1988) deutet dieser Rangkorrelationskoeffizient auf einen kleinen bis mittleren Effekt hin. Dies stützt auch das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021), welches die 0 nicht enthält.

Die Korrelation zwischen der Wechselart „Stürmer für Mittelfeldspieler“ und dem Risikoindex ist auf dem gewählten Signifikanzniveau zwar statistisch nicht signifikant ($q = -0,22, p = 0,06$), das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) enthält allerdings die 0 nicht.²⁴ Nach Prel et al. (2009) ist hier ebenfalls von einem statistisch signifikanten Ergebnis auszugehen. Der Effekt ist als klein einzustufen (Cohen, 1988). Für die defensiven und neutralen Wechselarten zeigen sich keine signifikanten Ergebnisse.

Die Ergebnisse der multiplen linearen Regression sind in Tabelle 4.10 dargestellt.

²⁴ Aufgrund der Rundung auf zwei Dezimalstellen ist dies nicht zu erkennen, das 95 %-Bootstrap-Konfidenzintervall für Spearmans q ist auf vier Nachkommastellen gerundet $[-0,4317; -0,0007]$.

Tabelle 4.10*Multiple lineare Regression auf den Risikoindex*

		$\beta \pm s$	<i>t</i> -Wert	<i>p</i> -Wert	Signifikanz
(Achsenabschnitt)		0,50 ± 0,08	6,59	< 0,001	***
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	-0,02 ± 0,03	-0,67	0,51	n.s.
	Verteidiger für Stürmer	-0,03 ± 0,04	-0,64	0,52	n.s.
	Mittelfeldspieler für Stürmer	-0,03 ± 0,03	-0,83	0,41	n.s.
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	-0,01 ± 0,04	-0,22	0,83	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	-0,03 ± 0,03	-1,27	0,21	n.s.
	Stürmer für Stürmer	-0,03 ± 0,03	-0,90	0,37	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Verteidiger	0,04 ± 0,03	1,04	0,30	n.s.
	Stürmer für Verteidiger	-0,04 ± 0,03	-1,16	0,25	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	-0,05 ± 0,03	-1,61	0,11	n.s.

Anmerkungen: Residuale Abweichung: 0,37; Informationskriterium nach Akaike: -154,15Multiples Bestimmtheitsmaß R^2 : 0,17; adjustiertes Bestimmtheitsmaß R^2 : 0,05*F*-Statistik: $F(9,62) = 1,44, p = 0,19$

Quelle: Eigene Darstellung

Es zeigt sich ein statistisch höchst signifikanter Achsenabschnitt ($\beta = 0,50, t = 6,59, p < 0,001$). Dieser entspricht dem erwartbaren Risiko ohne jeden Wechsel. Ohne Auswechslung liegt das Risiko laut dieser Regressionsanalyse damit bei 50 %. Die Wechselarten als Prädiktoren sind innerhalb des Modells nicht statistisch signifikant. Lediglich die offensive Wechselart „Stürmer für Mittelfeldspieler“ weist einen geringen *p*-Wert auf ($\beta = -0,05, t = -1,61, p = 0,11$). Im Falle von statistischer Signifikanz würde dies darauf hindeuten, dass die Einwechslung eines Stürmers für einen Verteidiger ceteris paribus mit einem 5 % geringeren Risiko einhergeht. Diese Aussage lässt sich allerdings nicht treffen.

Das Gesamtmodell weist ein Informationskriterium nach Akaike von $-154,15$ auf. Das multiple Bestimmtheitsmaß R^2 bedeutet, dass 17 % der Varianz des Risikos durch die Auswechslungen erklärt werden können. Nach Adjustierung beträgt die Varianzaufklärung 5 % (Sedlmeier & Renkewitz, 2013). Nach Cohen (1988) ist vor Adjustierung von einer moderaten Varianzaufklärung und danach von einer geringen Varianzaufklärung auszugehen. Das Ergebnis des F -Test für die Modellgüte deutet darauf hin, dass das Modell nicht ausreichend gut ist ($F(9,62) = 1,44, p = 0,19$).

4.3 Zusammenfassung

Zusammenfassend sind hier nochmals die wichtigsten Erkenntnisse der Analysen genannt.

Aus der Überprüfung von Hypothese 1 können folgende Ergebnisse gefolgert werden. Es ist die Tendenz erkennbar, dass Mannschaften mit nicht-erwartungskonformem Ergebnis ihre Strategie durch strategische Wechsel stärker anpassen als Mannschaften mit erwartungskonformem Ergebnis. Statistisch belastbar ist dies allerdings nur für die defensive Wechselmöglichkeit „Verteidiger für Mittelfeldspieler“. Für die ebenfalls defensive Wechselart „Mittelfeldspieler für Stürmer“ findet sich ein negativer Effekt, erwartungskonforme Mannschaften wechseln häufiger Mittelfeldspieler für Stürmer ein.

Bezüglich Hypothese 2 finden sich folgende Ergebnisse. Im Tordifferenz-Modell korreliert die aggregierte Wechselbewertung negativ mit der Tordifferenz, stärkere offensive Wechsel gehen also mit einer schlechteren Tordifferenz einher. Bezüglich der einzelnen Wechselmöglichkeiten zeigt sich, dass die Wechselanzahl des defensiven Wechsels „Verteidiger für Stürmer“ positiv mit der Tordifferenz korreliert. Ein Wechsel eines Verteidigers für einen Stürmer geht also mit einer höheren Tordifferenz einher. Die Anzahl der Einwechslungen eines Mittelfeldspielers für einen Verteidiger korreliert negativ mit der Tordifferenz, geht also mit einem schlechteren Ergebnis einher. Das gewählte Regressionsmodell hat eine nicht ausreichend gute Anpassungsgüte.

Im Punkte-Modell (Anhang C) korreliert die aggregierte Wechselbewertung ebenfalls negativ mit den Punkten, stärker offensive Wechsel gehen also mit weniger Punkten einher. Die Anzahl des defensiven Wechsels „Verteidiger für Stürmer“ korreliert positiv mit den erzielten Punkten, für den offensiven Wechsel „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ zeigt sich eine negative Korrelation. In beiden Modellen ist die Tendenz zu sehen, dass offensivere Wechsel

mit schlechterem Endergebnis einhergehen und neutrale und defensive Wechsel mit besserem Ergebnis. Die Regression im Punkte-Modell enthält ebenfalls zwei signifikante Prädiktoren. Im Gesamtmodell geht ein zusätzlicher Wechsel eines Verteidigers für einen Stürmer mit mehr Punkten einher, die Einwechslungen von Mittelfeldspielern für Verteidiger mit weniger Punkten. Im Gesamten weist das Modell allerdings keine ausreichend gute Anpassungsgüte auf. Der Vergleich zwischen beiden Regressionsmodellen zeigt, dass das Punkte-Modell den Zusammenhang besser zu erklären scheint.

Bezüglich des Risikos findet sich keine Korrelation zwischen der aggregierten Wechselbewertung und des Risikoindex. Die offensiven Wechsel „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ und „Stürmer für Mittelfeldspieler“ korrelieren positiv mit dem Risikoindex, ein solcher Wechsel geht also mit höherem Risiko einher. Das Regressionsmodell hat eine geringe bis moderate Varianzaufklärung, die Anpassungsgüte scheint dennoch nicht ausreichend gut zu sein.

Aus statistischer Sicht ist das Regressionsmodell für das Risiko aufgrund des geringeren Informationskriteriums nach Akaike besser als beide Modelle für das Ergebnis (Cavanaugh & Neath, 2019), dennoch sind alle Modelle nicht statistisch signifikant.

5 Diskussion

In diesem Kapitel sollen die Ergebnisse ökonomisch und psychologisch diskutiert werden.

5.1 Schlussfolgerungen

Die Daten und Analysen stützen die Hypothesen teilweise. Mannschaften mit nicht-erwartungskonformem Halbzeitergebnis wechseln tendentiell stärker nicht-neutral, wobei dies nur für den Wechsel „Verteidiger für Mittelfeldspieler“ statistisch untermauert wird. Allerdings zeigt sich entgegen der Annahme, dass erwartungskonforme Mannschaften häufiger Mittelfeldspieler für Stürmer einwechseln, Hypothese 1 in diesem Fall also nicht zutrifft.

Hypothese 2 wird durch die Ergebnisse ebenfalls teilweise gestützt. Stärkere offensive Strategiewechseln gehen mit einem schlechteren Endresultat in Form der Tordifferenz und den erzielten Punkten einher, was sich insbesondere bei dem Wechsel von Mittelfeldspieler für Verteidiger zeigt. Stärkere defensive Wechsel gehen allerdings entgegen der Annahme mit einem besseren Endresultat einher, was beispielsweise bei dem sehr defensiven Wechsel eines Verteidigers für einen Stürmer der Fall ist.

Bezüglich des Risikos zeigen sich ähnliche Ergebnisse. Die offensiven Wechsel „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ und „Stürmer für Mittelfeldspieler“ korrelieren positiv mit dem Risikoindex, ein solcher Wechsel geht also mit höherem Risiko einher. Bezüglich defensiven Wechsels und Risiko lässt sich hier keine Aussage treffen.

5.2 Rückbezug zur Theorie und Einordnung der Ergebnisse

Rein rational sollte die Strategie aufgrund eines Rückstands nicht stärker angepasst werden. Der Rückstand beziehungsweise das nicht erwartungsgemäße Ergebnis ist unter dem Aspekt der versunkenen Kosten zu betrachten (Varian, 2014). Dieser besagt, dass bereits angefallene Kosten das zukünftige Verhalten nicht verändern sollten, sie sind für zukünftige Entscheidungen irrelevant. Da der Trainerstab zu Beginn eine, laut Theorie, optimale Formation im Hinblick auf die gegnerische Mannschaft ausgewählt hat, ist diese auch weiterhin optimal. Die

vorliegende Analyse legt nahe, dass dies im Profifußball aber oft nicht der Fall ist. Es zeigt sich, dass Mannschaften mit nicht-erwartungskonformem Spielergebnis ihre Strategie tendentiell häufiger anpassen als Mannschaften mit erwartungskonformem Spielergebnis. Dies deckt sich mit Hypothese 1 und der aktuellen Befundlage (Bartling et al., 2015). Bezogen auf die einzelnen Wechselarten zeigt sich dies insbesondere bei den Einwechslungen von Verteidigern für Mittelfeldspieler, also einer defensiven, potentiell weniger riskanten, Wechselart. Dies lässt sich auf die Referenzabhängigkeit innerhalb der Prospekt-Theorie zurückführen (Bartling et al., 2015; Kahneman & Tversky, 1979), die besagt, dass Menschen Ergebnisse oder Präferenzen bezüglich eines Referenzpunktes wählen. Die Erwartungen fungieren also auch in dieser Arbeit als Referenzpunkt. Die Wechsel sind potentiell darauf ausgelegt, Risiko zu reduzieren. Auch das Verhalten von Profimannschaften unterliegt also der Risikoaversion.

Eine alternative Erklärungsmöglichkeit liefert das Konzept der Urteilsheuristiken (Tversky & Kahneman, 1974), genauer die Ankerheuristik. Es kann sein, dass die aktuellen Spielumstände bei nicht-erwartungskonformem Ergebnis, also beispielsweise ein unerwartetes Gegentor oder auch ein überraschendes Führungstor, als Anker dienen. Diese Umstände können übergewichtet werden, zum Beispiel durch die eigenen Emotionen oder die der Zuschauer. Bei künftigen Spielsituationen und Auswechslungen könnte dieser Anker wirken und die Strategie könnte entgegen dem eigentlichen initialen rationalen Ansatz zu stark angepasst werden.

Entgegen den Vermutungen wechseln Mannschaften mit erwartungskonformem Ergebnis häufiger Mittelfeldspieler für Stürmer ein, passen ihre Strategie also dahingehend defensiver an. Dies korrespondiert mit der Status-Quo-Verzerrung (Kahneman & Tversky, 1979). Um den Status quo, das erwartete Ergebnis, zu erzielen beziehungsweise beizubehalten, weichen die Mannschaften von ihrer initialen Strategie ab, sie adaptieren ihre Strategie defensiv, was ebenfalls im Einklang mit der Prospekt-Theorie steht (Kahneman & Tversky, 1979).

Aufgrund des Forschungsdesigns können die Ergebnisse bezüglich Hypothesen 2.1 und 2.2 nicht kausal interpretiert werden. Eine mögliche Interpretationsrichtung könnte sein, dass Mannschaften in Rückstand ihre Strategien stärker offensiv anpassen, um einen Rückstand einzuholen, was trotz stärkerer Strategieanpassung im Endeffekt nicht zu einem besseren Ergebnis führt. Die Mannschaften in Führung könnten wiederum defensiver wechseln, um diese Führung zu halten, was auch erfolgreich war. Diese Annahme wird gestützt durch die bereits vorgestellten Ergebnisse von Palacios-Huerta (2014). Dies steht auch im Einklang mit der Prospekt-Theorie von Kahneman und Tversky (1979). Während die Mannschaften in Rückstand mit höherem Risiko versuchen, diesen auszugleichen, agieren die Mannschaften in Führung risikoavers. Dies drückt sich dadurch aus, dass sie ihre Offensive reduzieren. Sie versuchen also nicht, deutlicher

zu gewinnen oder zumindest ihre festgelegte Strategie beizubehalten, sondern stärker zu verteidigen.

Nichtsdestotrotz sollte auch die andere Kausalrichtung betrachtet werden. Einen Erklärungsansatz für den Zusammenhang zwischen stärkeren offensiven Strategieanpassungen und schlechterem Endresultat beziehungsweise höherem Risiko liefert der *Overconfidence*-Effekt. *Overconfidence* bedeutet, seine eigenen Fähigkeiten zu überschätzen, was zu suboptimalen Ergebnissen führen kann (Stone, 1994). Es kann sein, dass Trainerstäbe, auch bei einer Führung, mit dem Ergebnis nicht zufrieden sind und offensivere Auswechslungen vornehmen. Aufgrund der Überschätzung im Hinblick auf ein besseres Ergebnis könnte es zu Gegentoren kommen und die Mannschaft könnte am Ende sogar noch verlieren.

Der Zusammenhang zwischen stärkeren defensiven Strategieanpassungen und besseren Spielergebnissen könnte sich außerdem mit Ergebnissen der Stressforschung erklären lassen. Drucksituationen führen häufig zu Leistungseinbußen (Maurer, 2007). Eine Mannschaft, die ihre Strategie defensiv adaptiert, könnte sich allerdings sicherer fühlen und weniger psychischen Druck verspüren, etwas erreichen zu müssen. Dies könnte dazu führen, dass diese Mannschaft eine bessere Leistung zeigt und am Ende auch gewinnt.

Offensivere Wechsel gehen wie erwartet eher mit höherem Risiko einher, defensive Wechsel dagegen stehen in keinem (linearen) Zusammenhang mit dem Risiko.

Abschließend lässt sich sagen, dass auch Profi-Fußballer und Trainerstäbe, Personen innerhalb ihres professionellen Kontextes, kognitiven Verzerrungen unterliegen. Dieses zum Teil wenig rationale Verhalten verschwindet weder durch Erfahrung noch durch Wettkampf oder durch den möglichen Verlust einer hohen Geldsumme und steht im Einklang mit aktuellen Forschungsergebnissen (Bartling et al., 2015).

5.3 Limitationen

Die vorliegende Arbeit muss aus theoretischer als auch als forschungsmethodisch-statistischer Sicht kritisch beleuchtet werden. Zum einen berücksichtigt die Formation im Fußball die einzelnen Personen und den individuellen Spieltyp nicht, da die Spielstile und Interpretation der Positionen sehr unterschiedlich sind. Ein Mittelfeldspieler könnte je nach Spielweise beispielsweise mindestens so offensiv agieren wie ein Stürmer. Insbesondere gibt es innerhalb der Spielpositionen weitere Unterteilungen, innerhalb der Mittelfeldspieler zum Beispiel offensive und defensive Mittelfeldspieler. Die Auswechslung zwischen diesen beiden Positionen würde

die Ausrichtung ebenfalls ändern, auch wenn diese Wechsel in der Arbeit als neutral aufgefasst wurden. Zum anderen werden einige Spieler auf verschiedenen Positionen eingesetzt, eine feste Zuordnung zu einer festen Position ist schwierig. Daher sollte besser das Spielsystem betrachtet werden. Das Spielsystem legt ausgehend von der Grundordnung auch die Aufgaben und Ausrichtung der einzelnen Spieler in gewissen Situationen, zum Beispiel im eigenen Angriff, sowie Spielprinzipien und die eigene Taktik fest (Brümmer, 2019). Dies wäre aber schwierig zu messen und vermutlich wenig objektiv, da die Spielstile aller Spieler sowie die Mannschaftstaktik analysiert werden müssten.

Wechsel sind nicht nur von strategischer Natur. Sie dienen auch dazu, auf spontane Spieleinflüsse zu reagieren, Spieler zu schonen oder erschöpfungsbedingt auszuwechseln. Außerdem kann der Trainerstab aufgrund möglicher Krankheit oder Verletzung der Spieler nicht zu jedem Zeitpunkt in der Saison auf den gesamten Kader zurückgreifen. Möglicherweise steht dem Trainerstab also kein positionsgleicher Spieler zur Verfügung, weshalb er auf Alternativen zurückgreifen muss. Nicht-neutrale Wechsel reflektieren also womöglich gar keine bewusst strategische Komponente.

Das Risiko im Fußball ist ein schwer abzubildendes Konstrukt. Es kann sein, dass sich andere Modelle für das Risiko besser eignen. Beispielsweise könnte man die Anzahl der gelben und roten Karten, die die Härte der Fouls berücksichtigen, einschließen oder ein Volatilitätsmaß ähnlich wie in der Finanzmathematik berechnen. Eine weitere Möglichkeit wäre, das subjektive Risiko anhand von Befragungen von Mannschaften oder Trainerstäben zu ermitteln.

Natürlich ist auch der Faktor Zufall, die Tagesform und das Glück, nicht zu vernachlässigen (Quitau & Vöpel, 2009). In manchen Fällen sind diese Faktoren sogar spielentscheidend. Dementsprechend ist auch die strategische Sichtweise nicht vollständig passend. Weitere moderierende oder medierende Variablen wie beispielsweise die Zuschauerzahl, das Heimrecht, das Momentum oder auch der Rivalität zwischen den Mannschaften hätten kontrolliert werden können.²⁵

²⁵ Es gibt zudem Evidenz für den sogenannten *Underdog*-Effekt (Nurmohamed, 2020), dass Mannschaften mit geringerer Erwartung bessere Leistungen zeigen. Geringe Erwartungen könnten aufgrund diverser Motivationsfaktoren zu besserer Leistung führen. Dies könnte sich auch auf den Fußball übertragen lassen und kontrolliert werden.

Aus forschungsmethodisch-statistischer Sicht ist insbesondere die geringe Stichprobengröße zu kritisieren. Bartling et al. (2015) nutzten für ihre Analysen beispielsweise 3.672 Spiele in der Fußball-Bundesliga sowie 4.560 Spiele der englischen Premier League. Das Problem eines kleinen Stichprobenumfangs ist, dass signifikante Effekte teils nicht nachgewiesen werden können. Es könnte daher sein, dass die in der Arbeit gefundenen Tendenzen bei einer größeren Stichprobe tatsächlich statistisch signifikant wären (Döring et al., 2015). Döring et al. (2015) schlagen deshalb vor, die Teststärke vor und nach der Analyse zu ermitteln und Rückschlüsse zu ziehen. Es kann außerdem sein, dass die Stichprobe nicht repräsentativ genug ist.

In der üblichen Forschungspraxis werden meist Messungen per fiat durchgeführt. Das bedeutet, dass Intervallskalenniveau angenommen wird beziehungsweise Testvoraussetzungen nicht geprüft und parametrische Tests durchgeführt werden. Dies vereinfacht die Analysen und ermöglicht differenzierte Auswertungen (Rasmussen, 1989; Zumbo & Zimmerman, 1993). Es gibt jedoch die strengere Auffassung, dass eine Überprüfung der messtheoretischen Annahmen und der passenden statistischen Analysen unbedingt erforderlich ist (Döring et al., 2015). Dieser Auffassung sollte die vorliegende Arbeit gerecht werden.

Auch bezüglich der Umrechnung der Wettquoten in Wahrscheinlichkeiten gibt es andere Empfehlungen. Štrumbelj (2014) empfiehlt für die Umrechnung beispielsweise das sogenannte Shin-Modell. Die Auswirkungen auf die Gruppierung in erwartungskonform und nicht-erwartungskonform dürften aber marginal sein.

Möglich ist, dass stärkere Zusammenhänge in den Regressionsmodellen vorliegen, die im Rahmen der Analysen allerdings nicht aufgedeckt werden konnten. Es hätten andere Linkfunktionen, im Rahmen der Risikoanalyse eventuell ein nicht-lineares Modell verwendet werden können. Eine weitere Möglichkeit wäre gewesen, die Tore zur Halbzeit als zusätzlichen Prädiktor in die Regressionsmodelle mit aufzunehmen.

5.4 Empfehlungen und Implikationen

Zu empfehlen wäre eine differenzierte Feldanalyse der einzelnen Wechselmöglichkeiten, die auf Minutendaten beruht. Dies würde nicht nur korrelative Rückschlüsse erlauben, sondern auch erklären, welche Wechsel tatsächlich zu einem besseren oder schlechteren Ergebnis führen. Denkbar wäre zudem, die Gruppen nach Erwartungskonformität weiter zu trennen. Die nicht-erwartungskonforme Gruppe könnte unterteilt werden in diejenigen Mannschaften, die

anhand der Gewinnwahrscheinlichkeit favorisiert sind und zurückliegen und in die Mannschaften, die entgegen den Erwartungen führen.

Bartling et al. (2015) beschreiben mit dem fiktiven „Handicap-Fußball“ zudem eine mögliche experimentelle Anordnung, die kausale Rückschlüsse zulässt. Dabei startet die favorisierte Mannschaft in der Experimentalbedingung mit einem Tor Rückstand, in der Kontrollbedingung beginnt das Spiel regulär. Dies scheint eine elegante Versuchsordnung zu sein, die allerdings schwierig zu bewerkstelligen ist.

Die Ergebnisse können nun auch auf andere Bereiche übertragen werden. Für die Übertragung müssen die Ergebnisse extern valide sein (Döring et al., 2015). Ob dies hier vorliegt, ist ungewiss. Nichtsdestotrotz seien folgende Implikationen angesprochen.

Der Einfluss von Erwartungen wurde bereits im Kontext von Arbeitsmoral und beruflicher Anstrengung (Bewley, 1999), Gehaltserhöhungen und Arbeitsleistung (Mas, 2006), Preisgestaltung (Heidhues & Köszegi, 2008) und Vertragsverhandlungen (Hart & Moore, 2008; Herweg et al., 2010) untersucht.

Trainerentscheidungen ähneln, wie bereits an anderer Stelle ausgeführt, Geschäftsführer-Entscheidungen von Unternehmen. Insbesondere agieren diese Gruppen beide in einer professionellen Umgebung. Es lässt sich aufgrund der Ergebnisse somit vermuten, dass auch die strategischen Entscheidungen der Geschäftsführung nicht immer rational und von Referenzpunkten wie Erwartungen abhängig sind. Offensivere Unternehmensstrategien, beispielsweise durch starke Expansion oder hohe Investitionsentscheidungen, könnten langfristig mit schlechterem Unternehmensergebnis einhergehen. Ein aktuelles, konkretes Beispiel ist die TeamViewer AG.²⁶

²⁶ Das aus Göppingen stammende Unternehmen hat jüngst bekanntgegeben, dass es neuer Hauptsponsor von Manchester United wird. Allein hierfür wird das Unternehmen circa zehn Prozent seines Jahresumsatzes investieren. Das Unternehmen erwartet positive Effekte, Fachleute und der Kapitalmarkt sehen diesen Schritt aus verschiedenen Gesichtspunkten allerdings kritisch (Preuß & Theile, 2021). Die vorliegende Arbeit lässt vermuten, dass diese Maßnahme mit negativem Unternehmensergebnis zusammenhängt. Es wird sich nun zeigen, welche Auswirkungen dies langfristig tatsächlich haben wird.

6 Fazit

Im Rahmen dieser Arbeit zeigte sich, dass Fußball-Mannschaften mit nicht-erwartungskonformem Ergebnis ihre Strategien durch offensive oder defensive Wechsel teilweise stärker anpassen als Mannschaften mit erwartungskonformem Ergebnis. Stärkere offensive Wechsel hängen mit einem schlechteren Ergebnis und höheren Risiko zusammen.

Man kann folgern, dass auch Profifußballer und Trainerstäbe bei strategischen Entscheidungen in ihrem professionellen Kontext nicht immer rational handeln und der Verlustaversion unterliegen.

Diese Tatsache lässt sich beispielsweise auf Unternehmen und deren Geschäftsführung übertragen. Man kann vermuten, dass auch Unternehmensentscheidungen von Referenzpunkten abhängig sind und es zu risikoaverm Verhalten kommt. Basierend auf der vorliegenden Analyse lässt sich mutmaßen, dass gewagtere strategische Entscheidungen im Unternehmen mit geringerem Erfolg zusammenhängen. Dies sollte allerdings in weiteren Untersuchungen überprüft werden.

Referenzen

- Agresti, A. (2010). *An Introduction to Categorical Data Analysis* (2. Aufl.). Wiley-Interscience.
- Allais, M. (1953). Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Americaine. *Econometrica*, 21(4), 503 – 546. <https://doi.org/10.2307/1907921>
- Apestequia, J. & Palacios-Huerta, I. (2010). Psychological Pressure in Competitive Environments: Evidence from a Randomized Natural Experiment. *American Economic Review*, 100(5), 2548 – 2564. <https://doi.org/10.1257/aer.100.5.2548>
- Ara, T. (2020). *brunnermunzel: (Permuted) Brunner-Munzel Test*. (Version 1.4.1) [R Paket]. <https://CRAN.R-project.org/package=brunnermunzel>
- Avugos, S., Azar, O. H., Sher, E., Gavish, N. & Bar-Eli, M. (2020). The Right-Oriented Bias in Soccer Penalty Shootouts. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 89. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2020.101546>
- Bar-Eli, M., Azar, O. H., Ritov, I., Keidar-Levin, Y. & Schein, G. (2007). Action bias among elite soccer goalkeepers: The case of penalty kicks. *Journal of Economic Psychology*, 28(5), 606 – 621. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2006.12.001>
- Bartling, B., Brandes, L. & Schunk, D. (2015). Expectations as Reference Points: Field Evidence from Professional Soccer. *Management Science*, 61(11), 2646 – 2661. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2048>
- Bewley, T. F. (1999). *Why Wages Don't Fall during a Recession*. Harvard University Press. <https://doi.org/10.4159/9780674020900>
- Brümmer, K. (2019). Spielsysteme, Matchpläne, Spielanalysen. *Sport und Gesellschaft*, 16(3), 266 – 300. <https://doi.org/10.1515/sug-2019-0017>

- Brunner, E. & Munzel, U. (2000). The Nonparametric Behrens-Fisher Problem: Asymptotic Theory and a Small-Sample Approximation. *Biometrical Journal*, 42(1), 17 – 25. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1521-4036\(200001\)42:1<17::AID-BIMJ17>3.0.CO;2-U](https://doi.org/10.1002/(SICI)1521-4036(200001)42:1<17::AID-BIMJ17>3.0.CO;2-U)
- Buccioli, A., Hu, A. & Zarri, L. (2017, November). *The effects of prior shocks on managerial risk taking: evidence from Italian professional soccer* (Working Paper Series, Department of Economics, 17). Verona: University of Verona.
- Camerer, C. F., Loewenstein, G. & Rabin, M. (2003). *Advances in Behavioral Economics (The Roundtable Series in Behavioral Economics)*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvcm4j8j>
- Card, D. & Dahl, G. B. (2011). Family Violence and Football: The Effect of Unexpected Emotional Cues on Violent Behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 103 – 143. <https://doi.org/10.1093/qje/qjr001>
- Cavanaugh, J. E. & Neath, A. A. (2019). The Akaike information criterion: Background, derivation, properties, application, interpretation, and refinements. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 11(3). <https://doi.org/10.1002/wics.1460>
- Cliff, N. (1993). Dominance statistics: Ordinal analyses to answer ordinal questions. *Psychological Bulletin*, 114(3), 494 – 509. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.494>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (Subsequent Aufl.). Routledge Member of the Taylor and Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- DFL Deutsche Fußball Liga GmbH. (2020). *Spielbetrieb 2019/20: Bis zu fünf Wechsel pro Spiel möglich*. bundesliga.de - die offizielle Webseite der Bundesliga. Zuletzt abgerufen am 18. September 2021 von <https://www.bundesliga.com/de/bundesliga/news/fortsetzung-spiel-betrieb-saison-2019-20-funf-wechsel-11105>

- Dobson, S. & Goddard, J. (2010). Optimizing strategic behaviour in a dynamic setting in professional team sports. *European Journal of Operational Research*, 205(3), 661 – 669. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2010.01.024>
- Dohmen, T. J. (2008). The Influence of Social Forces: Evidence from the Behavior of Football Referees. *Economic Inquiry*, 46(3), 411 – 424. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2007.00112.x>
- Döring, N., Bortz, J., Pöschl, S., Werner, C. S., Schermelleh-Engel, K., Gerhard, C. & Gädde, J. C. (2015). *Forschungsmethoden und Evaluation in den Sozial- und Humanwissenschaften (Springer-Lehrbuch)* (5., vollst. überarb., akt. u. erw. Aufl.) [E-Book]. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-41089-5>
- Ellsberg, D. (1961). Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms. *The Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 643 – 669. <https://doi.org/10.2307/1884324>
- Fagerland, M. W. (2012). t-tests, non-parametric tests, and large studies – a paradox of statistical practice? *BMC Medical Research Methodology*, 12(1). <https://doi.org/10.1186/1471-2288-12-78>
- Fagerland, M. W. & Hosmer, D. W. (2017). How to Test for Goodness of Fit in Ordinal Logistic Regression Models. *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*, 17(3), 668 – 686. <https://doi.org/10.1177/1536867x1701700308>
- Football-Data.co.uk. (n.d.). *Data Files: Germany*. Zuletzt abgerufen am 18. September 2021 von <http://www.football-data.co.uk/germanym.php>
- Gambarelli, D., Gambarelli, G. & Goossens, D. (2019). Offensive or defensive play in soccer: a game-theoretical approach. *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 15(4), 261 – 269. <https://doi.org/10.1515/jqas-2017-0071>
- Gandar, J. M., Dare, W. H., Brown, C. R. & Zuber, R. A. (1998). Informed Traders and Price Variations in the Betting Market for Professional Basketball Games. *The Journal of Finance*, 53(1), 385 – 401. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.155346>

- Garicano, L., Palacios-Huerta, I. & Prendergast, C. (2005). Favoritism Under Social Pressure. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 208 – 216. <https://doi.org/10.1162/0034653053970267>
- Gibbons, R. (1992). *A Primer in Game Theory*. Pearson.
- Hart, O. & Moore, J. (2008). Contracts as Reference Points. *Quarterly Journal of Economics*, 123(1), 1 – 48. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.1.1>
- Heidhues, P. & Kőszegi, B. (2008). Competition and Price Variation when Consumers Are Loss Averse. *American Economic Review*, 98(4), 1245 – 1268. <https://doi.org/10.1257/aer.98.4.1245>
- Hervé, M. (2021). *RVAideMemoire: Testing and Plotting Procedures for Biostatistics*. (Version 0.9-79) [R Paket]. <https://CRAN.R-project.org/package=RVAideMemoire>
- Herweg, F., Müller, D. & Weinschenk, P. (2010). Binary Payment Schemes: Moral Hazard and Loss Aversion. *American Economic Review*, 100(5), 2451 – 2477. <https://doi.org/10.1257/aer.100.5.2451>
- Jay, M. (2019). *generalhoslem: Goodness of Fit Tests for Logistic Regression Models*. (Version 1.3.4) [R Paket]. <https://CRAN.R-project.org/package=generalhoslem>
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263 – 292. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Karch, J. D. (2021). Psychologists Should Use Brunner-Munzel's Instead of Mann-Whitney's U Test as the Default Nonparametric Procedure. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 4(2). <https://doi.org/10.1177/2515245921999602>
- Kicker (2020). *Bundesliga*. Zuletzt abgerufen am 18. September 2021 von <https://www.kicker.de/bundesliga/startseite>

- Kleinknecht, J. & Würtenberger, D. (2019). Short-Term Effects of Managerial Turnover on Performance and Effort: Evidence from the German Bundesliga. *SSRN Electronic Journal*. Veröffentlicht. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3422019>
- Levitt, S. D. & List, J. A. (2007). What Do Laboratory Experiments Measuring Social Preferences Reveal About the Real World? *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 153 – 174. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.153>
- Lin, W. (2013). *Essays on Causal Inference in Randomized Experiments* (Dissertation, Statistik). University of California, Berkeley.
<https://www.stat.yale.edu/~w1389/winston-thesis.pdf>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77 – 91.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Mas, A. (2006). Pay, Reference Points, and Police Performance. *Quarterly Journal of Economics*, 121(3), 783 – 821. <https://doi.org/10.1162/qjec.121.3.783>
- Maurer, H. (2007). *Psychischer Druck, Aufmerksamkeitslenkung und sportliche Leistung* (Dissertation, Sportwissenschaften). Justus-Liebig-Universität Gießen.
<http://geb.uni-giessen.de/geb/volltexte/2007/5034/>
- McCullagh, P. (1980). Regression Models for Ordinal Data. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 42(2), 109 – 142.
<https://www.jstor.org/stable/2984952>
- Nurmohamed, S. (2020). The Underdog Effect: When Low Expectations Increase Performance. *Academy of Management Journal*, 63(4), 1106 – 1133.
<https://doi.org/10.5465/amj.2017.0181>
- Palacios-Huerta, I. (2014). *Beautiful Game Theory: How Soccer Can Help Economics*. Princeton University Press.

- Pope, P. F. & Peel, D. A. (1989). Information, Prices and Efficiency in a Fixed-Odds Betting Market. *Economica*, 56(223), 323 – 341. <https://doi.org/10.2307/2554281>
- Pope, B. R. & Pope, N. G. (2014). Own-nationality bias: evidence from UEFA Champions League football referees. *Economic Inquiry*, 53(2), 1292 – 1304. <https://doi.org/10.1111/ecin.12180>
- Prel, J. B. D., Hommel, G., Röhrig, B. & Blettner, M. (2009). Confidence Interval or P-Value? Part 4 of a Series on Evaluation of Scientific Publications. *Deutsches Ärzteblatt Online*, 106(19). <https://doi.org/10.3238/arztebl.2009.0335>
- Preuß, S. & Theile, G. (2021, 22. März). Warum Teamviewer Hauptsponsor von Manchester United wird. *FAZ.NET*. <https://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/unternehmen/warum-teamviewer-hauptsponsor-von-manchester-united-wird-17258234.html>
- Quitza, J. & Vöpel, H. (2009). Der Faktor Zufall im Fußball. Eine empirische Untersuchung für die Saison 2007/08. *HWWI Research Paper 1 – 22*. Veröffentlicht. https://www.hwwi.org/fileadmin/_migrated/tx_wilpubdb/HWWI_Research_Paper_1-22.pdf
- R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing (Version 4.0.2) [Software]. R Foundation for Statistical Computing. Wien. <https://www.R-project.org/>
- Rasmussen, J. L. (1989). Analysis of Likert-scale data: A reinterpretation of Gregoire and Driver. *Psychological Bulletin*, 105(1), 167 – 170. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.1.167>
- Schlarman, J. & Galatsch, M. (2014). Regressionsmodelle für ordinale Zielvariablen. *GMS Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie*, 10(1). <https://doi.org/10.3205/mibe000154>
- Sedlmeier, P. & Renkewitz, F. (2013). *Forschungsmethoden und Statistik für Psychologen und Sozialwissenschaftler* (2., aktualisierte Aufl.). Pearson.

- Singleton, C., Reade, J. J. & Brown, A. (2020). Going with your gut: The (In)accuracy of forecast revisions in a football score prediction game. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 89. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2019.101502>
- Stone, D. N. (1994). Overconfidence in Initial Self-Efficacy Judgments: Effects on Decision Processes and Performance. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 59(3), 452 – 474. <https://doi.org/10.1006/obhd.1994.1069>
- Štrumbelj, E. (2014). A Comment on the Bias of Probabilities Derived From Betting Odds and Their Use in Measuring Outcome Uncertainty. *Journal of Sports Economics*, 17(1), 12 – 26. <https://doi.org/10.1177/1527002513519329>
- Sutter, M. & Kocher, M. G. (2004). Favoritism of agents – The case of referees' home bias. *Journal of Economic Psychology*, 25(4), 461 – 469. [https://doi.org/10.1016/s0167-4870\(03\)00013-8](https://doi.org/10.1016/s0167-4870(03)00013-8)
- Tversky, A. & Kahneman, D. (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, 185(4157), 1124 – 1131. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- Vargha, A. & Delaney, H. D. (2000). A Critique and Improvement of the CL Common Language Effect Size Statistics of McGraw and Wong. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 25(2), 101 – 132. <https://doi.org/10.3102/10769986025002101>
- Varian, H. R. (2014). *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach* (9th Edition). Norton & Company.
- Venables, W. N. & Ripley, B. D. (2002). *Modern Applied Statistics with S (Statistics and Computing)* (Fourth Edition). Springer. <https://doi.org/10.1007/b97626>
- Zumbo, B. D. & Zimmerman, D. W. (1993). Is the selection of statistical methods governed by level of measurement? *Canadian Psychology/Psychologie canadienne*, 34(4), 390 – 400. <https://doi.org/10.1037/h0078865>

Anhang

Anhang A – Paarungen und Erwartungskonformität innerhalb des Datensatzes

	Heimmannschaft			Gastmannschaft		
	Mannschaft	Tore HZ	Gewinnwkt.	Mannschaft	Tore HZ	Gewinnwkt.
Spieltag 17	TSG Hoffenheim	0	0,24	Borussia Dortmund	1	0,51
	FC Bayern München	0	0,79	VfL Wolfsburg	0	0,08
	RB Leipzig	0	0,73	FC Augsburg	1	0,11
	FSV Mainz 05	0	0,26	Bayer 04 Leverkusen	0	0,50
	FC Schalke 04	1	0,56	SC Freiburg	0	0,19
	1. FC Köln	1	0,47	SV Werder Bremen	0	0,26
	Hertha BSC	0	0,33	Borussia Mönchengladbach	0	0,40
	Fortuna Düsseldorf	1	0,35	1. FC Union Berlin	0	0,37
	SC Paderborn	2	0,31	Eintracht Frankfurt	0	0,43
Spieltag 18	FC Schalke 04	0	0,36	Borussia Mönchengladbach	0	0,37
	TSG Hoffenheim	0	0,40	Eintracht Frankfurt	1	0,34
	Fortuna Düsseldorf	0	0,35	SV Werder Bremen	0	0,38
	FSV Mainz 05	0	0,41	SC Freiburg	2	0,31
	FC Augsburg	1	0,21	Borussia Dortmund	0	0,57
	1. FC Köln	2	0,37	VfL Wolfsburg	0	0,35
	RB Leipzig	0	0,72	1. FC Union Berlin	1	0,11
	Hertha BSC	0	0,13	FC Bayern München	0	0,68
Spieltag 19	SC Paderborn	0	0,22	Bayer 04 Leverkusen	3	0,56
	Borussia Dortmund	2	0,73	1. FC Köln	0	0,11
	Borussia Mönchengladbach	1	0,61	FSV Mainz 05	1	0,17
	VfL Wolfsburg	0	0,53	Hertha BSC	0	0,21
	Eintracht Frankfurt	0	0,24	RB Leipzig	0	0,54
	SC Freiburg	0	0,53	SC Paderborn	0	0,23
	1. FC Union Berlin	0	0,45	FC Augsburg	0	0,28
	FC Bayern München	2	0,76	FC Schalke 04	0	0,09
	SV Werder Bremen	0	0,40	TSG Hoffenheim	0	0,35
Spieltag 20	Bayer 04 Leverkusen	1	0,68	Fortuna Düsseldorf	0	0,13
	Hertha BSC	0	0,35	FC Schalke 04	0	0,37
	Borussia Dortmund	2	0,75	1. FC Union Berlin	0	0,09
	TSG Hoffenheim	0	0,29	Bayer 04 Leverkusen	1	0,45
	Fortuna Düsseldorf	0	0,28	Eintracht Frankfurt	0	0,46
	FSV Mainz 05	1	0,07	FC Bayern München	3	0,79
	FC Augsburg	0	0,46	SV Werder Bremen	1	0,28
	RB Leipzig	0	0,59	Borussia Mönchengladbach	2	0,19
	1. FC Köln	1	0,46	SC Freiburg	0	0,28
	SC Paderborn	1	0,28	VfL Wolfsburg	2	0,47

Angegeben sind die Paarungen, die Tore zur Halbzeit sowie die Gewinnwahrscheinlichkeit. Die zur Halbzeit erwartungskonformen Paarungen sind grün hinterlegt.

Anhang B – Neutrale Wechsel [Hypothese 1]

Für die Testung der Hypothese 1 wurden lediglich strategisch defensive und strategisch offensive Wechsel berücksichtigt. Der Vollständigkeit halber ist im Folgenden eine statistische Analyse der neutralen Wechsel angegeben.

Es wurde mittels zweiseitigem Brunner-Munzel-Test geprüft, ob die Anzahl der Wechsel zwischen der erwartungskonformen und der nicht-erwartungskonformen Gruppe unterscheiden. Tabelle B.1 gibt die Ergebnisse der Analyse an.

Tabelle B.1

Zweiseitige Brunner-Munzel-Tests für die stochastische Äquivalenz der Gruppen

		B-Teststatistik und Freiheitsgrade	Cliffs δ 95 %-KI	p-Wert	Signifikanz
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	$B(47,75) = -0,42$	$-0,04$ [$-0,23; 0,15$]	0,68	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	$B(56,05) = -0,29$	$-0,04$ [$-0,30; 0,23$]	0,78	n.s.
	Stürmer für Stürmer	$B(44,37) = -0,79$	$-0,10$ [$-0,36; 0,16$]	0,43	n.s.

Quelle: Eigene Darstellung

Die zweiseitigen Brunner-Munzel-Tests zeigen keine signifikanten Ergebnisse. Man kann daraus folgern, dass sich die Anzahl der neutralen Wechsel zwischen den Gruppen nicht statistisch signifikant unterscheiden.

Anhang C – Testung auf Punkte [Hypothese 2.1 alternativ]

An dieser Stelle werden die Analysen für Hypothese 2.1 auch für die erzielten Punkte dargestellt, da sowohl Punkte als auch die Tordifferenz in der Forschung als Ergebnismaß verwendet werden. Dafür werden dieselben mathematischen Modelle und Tests genutzt, die im Rahmen des Tordifferenz-Modells verwendet wurden.

Die Tabellen enthalten neben dem Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman ebenfalls die 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervalle (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021).

Tabelle C.1

Korrelation zwischen der Wechselbewertung und den erzielten Punkten

	Spearman's ρ 95 %- KI	p-Wert	Signifikanz
Wechselbewertung	–0,35 [–0,54;–0,13]	< 0,01	**

Quelle: Eigene Darstellung

Es findet sich eine hoch signifikant negative Korrelation zwischen der Wechselbewertung und den erzielten Punkten ($\rho = -0,35$, $p < 0,01$). Dies ist als mittlerer Effekt zu werten (Cohen, 1988). Das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) enthält zudem die 0 nicht, was diese Aussage stützt. Man kann sagen, dass offensivere Wechsel mit geringeren Punkten zusammenhängen.

Um dieses Ergebnis auf die einzelnen Wechselarten zurückzuführen, sind in Tabelle C.2 die Ergebnisse des Rangkorrelationstests nach Spearman zwischen den einzelnen Wechselarten und den Punkten angegeben.

Tabelle C.2*Korrelation zwischen den Wechselarten und den erzielten Punkten*

		Spearman's ρ 95 %- KI	p-Wert	Signifikanz
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	0,04 [-0,18;0,28]	0,72	n.s.
	Verteidiger für Stürmer	0,32 [0,18;0,45]	< 0,01	**
	Mittelfeldspieler für Stür- mer	0,04 [-0,21;0,30]	0,72	n.s.
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	0,08 [-0,14;0,29]	0,50	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mit- telfeldspieler	0,10 [-0,12;0,33]	0,38	n.s.
	Stürmer für Stürmer	0,06 [-0,19;0,31]	0,63	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Ver- teidiger	-0,38 [-0,52;-0,25]	< 0,001	***
	Stürmer für Verteidiger	-0,17 [-0,38;0,06]	0,16	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	-0,10 [-0,32;0,13]	0,40	n.s.

Quelle: Eigene Darstellung

Für die defensive Wechselart „Verteidiger für Stürmer“ findet sich eine sehr signifikante negative Korrelation mit der Tordifferenz ($\rho = 0,32$, $p < 0,01$). Nach Cohen (1988) deutet dieser Rangkorrelationskoeffizient auf einen mittleren Effekt hin. Dies stützt auch das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021), welches die 0 nicht enthält. Für die offensive Wechselart „Mittelfeldspieler für Verteidiger“ findet sich eine höchst signifikante negative Korrelation mit der Tordifferenz ($\rho = -0,38$, $p < 0,001$). Dieser Koeffizient deutet auf einen mittleren Effekt hin (Cohen, 1988). Das 95 %-Bootstrapping-Konfidenzintervall (*RVAideMemoire*; Hervé, 2021) enthält ebenfalls die 0 nicht.

Die anderen Wechselarten korrelieren nicht signifikant mit den Punkten, dennoch lässt sich die Tendenz erkennen, dass offensive Wechsel negativ und defensive und neutrale Wechsel positiv korrelieren.

Tabelle C.3 zeigt das Ergebnis der ordinalen logistischen Regression auf die erzielten Punkte (MASS; Venables & Ripley, 2002).

Tabelle C.3

Ordinale logistische Regression auf die erzielten Punkte

		$\beta \pm s$	t -Wert	$OR \pm s$	p -Wert	Signifi- kanz
(Achsen- abschnitt)	0 1	0,66 $\pm 1,94$	0,34	1,93 $\pm 6,94$	0,73	n.s.
	1 3	1,43 $\pm 1,95$	0,73	4,16 $\pm 7,00$	0,46	n.s.
Anzahl defensiver Wechsel	Verteidiger für Mittelfeldspieler	0,76 $\pm 0,89$	0,85	2,13 $\pm 2,43$	0,39	n.s.
	Verteidiger für Stürmer	18,58 $\pm 0,00$	2,36e+07	1,18e+08 $\pm 1,00$	< 0,001	***
	Mittelfeldspieler für Stürmer	0,83 $\pm 0,90$	0,92	2,29 $\pm 2,46$	0,36	n.s.
Anzahl neutraler Wechsel	Verteidiger für Verteidiger	1,00 $\pm 0,95$	1,05	2,72 $\pm 2,59$	0,29	n.s.
	Mittelfeldspieler für Mittelfeldspieler	0,33 $\pm 0,68$	0,49	1,39 $\pm 1,98$	0,63	n.s.
	Stürmer für Stürmer	0,55 $\pm 0,84$	0,66	1,74 $\pm 2,31$	0,51	n.s.
Anzahl offensiver Wechsel	Mittelfeldspieler für Verteidiger	-18,60 $\pm 0,00$	-5,60e+07	0,00 $\pm 1,00$	< 0,001	***
	Stürmer für Verteidiger	-0,91 $\pm 0,92$	-0,99	0,40 $\pm 2,51$	0,32	n.s.
	Stürmer für Mittelfeldspieler	0,16 $\pm 0,86$	0,18	1,17 $\pm 2,37$	0,85	n.s.

Anmerkungen: Residuale Abweichung: 113,63; Informationskriterium nach Akaike: 135,63
Lipsitz-Likelihood-Quotienten-Test: LR-Statistik = 9,99, df = 8, p = 0,27

Quelle: Eigene Darstellung

Die Achsenabschnitte der Regression sind nicht signifikant, dafür aber zwei Prädiktorvariablen. Für jeden zusätzlichen Wechsel eines Verteidigers für einen Stürmer steigt ceteris paribus die Chance um ein Vielfaches, einen weiteren Punkt zu erhalten ($\beta = 18,58$, $s = 0,00$, $t = 2,36e+07$, $p < 0,001$, $OR = 1,18e+08$).

Aufgrund der geringen Standardabweichung und der hohen OR von $1,18e+08$ ist die genaue Angabe des Faktors nicht sinnvoll.²⁷

Für jeden weiteren offensiven Wechsel eines Mittelfeldspielers für einen Verteidiger sinkt dagegen *ceteris paribus* die Chance um ein Vielfaches, einen weiteren Punkt zu erzielen ($\beta = -18,60$, $s = 0,00$, $t = -5,60e+07$, $p < 0,001$, $OR = -5,60e+07$) (Agresti, 2010).

Auch die weiteren Ergebnisse lassen vermuten, dass defensivere Wechsel auch im Gesamtmodell mit mehr Punkten und offensivere Wechsel mit weniger Punkten einhergehen, diese sind allerdings nicht statistisch signifikant.

Das Ergebnis des Lipsitz-Likelihood-Quotienten-Test (*generalhoslem*; Jay, 2019) deutet darauf hin, dass die Anpassungsgüte des Modells nicht ausreichend gut ist (LR -Statistik = 9,99, $p = 0,27$).

Das Punkte-Modell erzielt ein Informationskriterium nach Akaike von 135,63. Zum Vergleich zeigte sich bei dem in der Arbeit präsentierten Tordifferenz-Modell ein Informationskriterium nach Akaike von 335,46. Ein geringeres Informationskriterium nach Akaike deutet auf ein besseres Modell hin (Cavanaugh & Neath, 2019). Zumindest in dieser Arbeit scheint es, dass das Punkte-Modell den Spielausgang im Hinblick auf Spielerwechsel und strategische Anpassungen besser erklärt als das Tordifferenz-Modell.²⁸

²⁷ Insbesondere ist es fraglich, ob die Effekte tatsächlich so stark sind. Hier ist vermutlich von Bindungen in den Daten auszugehen, die zu einer sehr geringen Standardabweichung und hohem β -Koeffizienten führen.

²⁸ Dies ist vermutlich ebenfalls auf die Bindungen in den Daten zurückzuführen.

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich, dass ich die vorliegende Arbeit ohne Hilfe Dritter und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Quellen und Hilfsmittel angefertigt, die den benutzten Quellen wörtlich oder inhaltlich entnommenen Stellen als solche kenntlich gemacht und die Satzung der Universität Ulm zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis in der aktuell gültigen Fassung beachtet habe.

Illerkirchberg, den 18. September 2021

Ort, Datum



Unterschrift