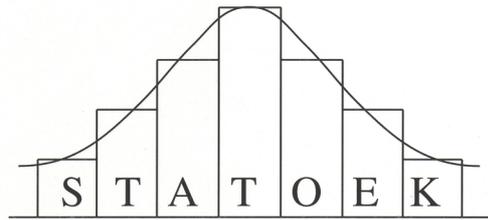


# Institut für Statistik und Ökonometrie



## **Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga**

Robert Skarupke

Arbeitspapier Nr. 20 (August 2000)

**Johannes Gutenberg-Universität  
Fachbereich Rechts-  
und Wirtschaftswissenschaften**

Haus Recht und Wirtschaft II  
D 55099 Mainz  
Tel: 0 61 31 - 39 22551 Fax: 0 61 31 - 39 23717  
E-Mail: STATOEK@Uni-Mainz.de

**Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. Peter M. Schulze**

ISSN Nr. 1430 - 2136

Institut für Statistik und Ökonometrie  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz  
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-  
wissenschaften  
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2000 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 - 2136

# Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga

Robert Skarupke\*

## Gliederung

1 Einführung	2
2 Daten	3
3 Heimvorteil in der 1. Fußball-Bundesliga - eine erste Bestandsaufnahme	3
4 Mögliche Gründe für die Existenz eines Heimvorteils	6
5 Ansätze zur Quantifizierung des Heimvorteils	8
6 Fazit und Ausblick	19
Anhang	I
Literaturverzeichnis	IV
Datenquellen	V

## Zusammenfassung

Im vorliegenden Arbeitspapier wird das Phänomen des Heimvorteils für die 1. Fußball-Bundesliga untersucht. Dabei werden zunächst alle 37 bisherigen Saisons in die überblicksartige Betrachtung einbezogen. Herzstück des Arbeitspapiers ist die Vorstellung eines Ansatzes, der auf Basis der einzelnen Spielergebnisse der Saison 1999/2000 einen mannschaftsspezifischen Heimvorteil unter Berücksichtigung der allgemeinen Stärke der jeweiligen Mannschaft schätzt.

## Summary

This paper analyzes the phenomenon of home advantage in German First Soccer League. All former 37 seasons are considered in the general survey. Furthermore a model is presented which calculates home advantage for individual clubs taking into account the general abilities of the team; the estimations are based on the match results of the 1999/2000 season.

---

\* E-Mail: Robert.Skarupke@Uni-Mainz.de

## 1 Einführung

Der Profi-Fußball hat in Deutschland mittlerweile einen Stellenwert erreicht, der ihn für die wissenschaftliche Betrachtung zu einem interessanten Untersuchungsobjekt macht. So lagen die Etats der 18 Mannschaften der 1. Fußball-Bundesliga in der Saison 1999/2000 bei insgesamt fast 800 Millionen DM, für die Saison 2000/2001 werden sie voraussichtlich mehr als 1 Milliarde DM betragen<sup>1</sup>.

Immer wieder finden sich in der Tagespresse, in Fußball-Fachzeitschriften und nicht zuletzt auch in Radio- und Fernsehberichten Hinweise darauf, daß die Heimmannschaft einen Heimvorteil haben könnte. So konnte man beispielsweise zuletzt in Bezug auf die 1. Fußball-Bundesliga lesen: "Hachings Erfolg ist hausgemacht - ein Resultat der Heimstärke. In der Vorrunde blieben sie im heimischen Sportpark ungeschlagen ..." <sup>2</sup>. Und zum Thema Fußball-Europameisterschaft: "...[Der portugiesische Fußball-Nationalspieler Luis Figo] ist erst 27 und kann in vier Jahren, wenn die EM nach Portugal kommt, sein Glück mit Heimvorteil versuchen" <sup>3</sup>.

Das Phänomen des Heimvorteils wurde z.B. für die höchste englische Spielklasse, die Premier League, von Clarke und Norman umfangreich dokumentiert<sup>4</sup>. Für die 1. Fußball-Bundesliga in Deutschland liegt momentan keine solch umfassende und aktuelle Dokumentation des Heimvorteils vor.

In diesem Arbeitspapier werden im Anschluß an die Erläuterung der Datengrundlage (Kapitel 2) und einem ersten Überblick über das Phänomen Heimvorteil (Kapitel 3) mögliche Gründe für dessen Vorliegen (Kapitel 4) dargestellt.

Das Herzstück bildet Kapitel 5, in welchem ein Ansatz zur Berechnung eines mannschaftsspezifischen Heimvorteils dargestellt wird. Der verwendete Ansatz basiert auf den jeweiligen Einzelergebnissen einer Saison; es wird unterschieden, ob die im jeweiligen Spiel erzielten Tore oder die erreichten Punkte in die Berechnung eingehen. Dieser benutzte Ansatz knüpft - basierend auf den erzielten Toren - an die Untersuchungen von Clarke und

---

<sup>1</sup> Daten entnommen aus dem Internet-Angebot von [www.sport1.de](http://www.sport1.de).

<sup>2</sup> kicker Sonderheft Finale, 2000, S. 132.

<sup>3</sup> Hägele, M., Luis Figo - der Mann, der 100 Millionen Mark wert ist, 2000, S. 9

<sup>4</sup> Siehe hierzu Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 509-521 und Clarke, S., Home advantage in balanced competitions - English soccer 1991-1996, 1996, S. 111-116.

Norman für die englische Premier League an. Aus methodischen Gründen wurde deren Ansatz allerdings leicht abgewandelt und wird hier für die 1. Fußball-Bundesliga verwendet.

## 2 Daten

Datengrundlage bilden die Saison-Abschlußtabellen. Sie stammen aus Veröffentlichungen des „kicker Sportmagazins“<sup>5</sup> und wurden abgeglichen mit Daten aus dem Internet<sup>6</sup>. Die Daten in Form der Einzelergebnisse der Saison 1999/2000 stammen ebenfalls aus dem „kicker Sportmagazin“<sup>7</sup>.

Berücksichtigung fanden diejenigen Ergebnisse, welche auch in die offiziellen Abschlußtabellen eingingen. Kam es hingegen zu einem generellen Punktabzug für einen Verein, wie z.B. für Arminia Bielefeld 1971/72, Dynamo Dresden 1993/94 oder Eintracht Frankfurt 1999/2000, so wurde mit den tatsächlich erzielten Ergebnissen gearbeitet. Dies gilt insbesondere auch für die Schätzung der mannschaftsspezifischen Heimkoeffizienten auf Basis der erreichten Punkte für die Saison 1999/2000; für Eintracht Frankfurt gingen die tatsächlich „auf dem Platz“ erzielten Punkte in die Berechnungen ein.

Die Berechnungen bzw. Schätzungen wurden mit Excel 2000 bzw. SAS 6.12<sup>8</sup> und SPSS 10.0 durchgeführt.

## 3 Heimvorteil in der 1. Fußball-Bundesliga - eine erste Bestandsaufnahme

Einer Untersuchung von Strauß<sup>9</sup> folgend kann man sich einen ersten Eindruck vom Phänomen Heimvorteil in der 1. Fußball-Bundesliga verschaffen, indem man für die bisher 37 Saisons die in Tabelle 1 wiedergegebene Verteilung der Spielausgänge bezüglich der drei Möglichkeiten „Heimsieg“, „Unentschieden“ und „Auswärtssieg“ betrachtet:

---

<sup>5</sup> kicker spezial 35 Jahre Bundesliga, 1998, kicker Sonderheft 99/00, 1999, kicker Sonderheft Bundesliga 2000/2001, 2000.

<sup>6</sup> Für die Saisons 1963/64 bis 1995/96: Deutscher Sportclub für Fußball-Statistiken  
<http://www.informatik.uni-oldenburg.de/~bernd/DSFS.html> .  
 Für die Saisons 1996/97 bis 1999/2000: <http://www.fussballstatistiken.de> .

<sup>7</sup> kicker Sonderheft Bundesliga 2000/2001, 2000.

<sup>8</sup> Für die Hilfestellung bei der Benutzung von SAS sei Herrn Dipl.-Stat. Manfred Scharein herzlich gedankt.

<sup>9</sup> Vgl. Strauß, B., Wenn Fans ihre Mannschaft zur Niederlage klatschen..., 1999, S. 121.

Saison	Anteil der Heimsiege (in %)	Anteil der Unentschieden (in %)	Anteil der Auswärtssiege (in %)	Gesamtzahl der Spiele
1963/64	52,50	25,42	22,08	240
1964/65	50,83	25,83	23,33	240
1965/66	54,90	22,22	22,88	306
1966/67	51,63	27,45	20,92	306
1967/68	54,58	23,86	21,57	306
1968/69	55,88	25,82	18,30	306
1969/70	56,86	25,16	17,97	306
1970/71	56,54	25,16	18,30	306
1971/72	57,52	23,86	18,63	306
1972/73	61,11	21,90	16,99	306
1973/74	52,61	25,82	21,57	306
1974/75	58,82	20,59	20,59	306
1975/76	56,54	27,12	16,34	306
1976/77	54,58	26,47	18,95	306
1977/78	62,42	19,61	17,97	306
1978/79	54,25	27,78	17,97	306
1979/80	60,13	20,59	19,28	306
1980/81	53,59	26,14	20,26	306
1981/82	57,84	22,22	19,93	306
1982/83	56,21	24,51	19,28	306
1983/84	56,86	21,57	21,57	306
1984/85	54,58	25,82	19,61	306
1985/86	54,90	24,84	20,26	306
1986/87	54,25	26,47	19,28	306
1987/88	51,63	27,45	20,92	306
1988/89	49,02	30,72	20,26	306
1989/90	50,65	29,41	19,93	306
1990/91	40,20	34,46	25,16	306
1991/92	45,79	32,63	21,58	380
1992/93	49,35	30,07	20,59	306
1993/94	49,67	27,12	23,20	306
1994/95	48,04	28,10	23,86	306
1995/96	40,20	35,29	24,51	306
1996/97	50,98	22,88	26,14	306
1997/98	47,39	27,78	24,84	306
1998/99	47,06	28,43	24,51	306
1999/00	46,73	28,43	24,84	306
gesamt	52,85	26,24	20,91	11264
bis 1994/95	53,85	25,88	20,27	9734
90/91 bis 94/95	46,57	30,61	22,82	1604
ab 1995/96	46,47	28,56	24,97	1530

Tabelle 1: Anteile der Heimsiege, Unentschieden und Auswärtssiege in der 1. Fußball-Bundesliga

Es fällt auf, daß der Anteil der Heimsiege bis Ende der 80er Jahre zwischen gut 50% und ca. 62,5% schwankte um dann ab Ende der 80er Jahre abzusinken - zweimal sogar bis auf 40,2% (Saison 1990/91 und 1995/96). Insgesamt scheint der Anteil der Heimsiege seit Ende der 80er Jahre niedriger zu liegen als zuvor. Es wäre interessant zu untersuchen, ob sich für dieses bemerkenswerte Ergebnis Gründe finden lassen.

Einen besonderen Aspekt stellt der Übergang von der 2-Punkte-Regel zur 3-Punkte-Regel mit der Saison 1995/96 dar. Für ein gewonnenes Spiel werden seitdem 3 statt zuvor 2 Punkte vergeben. Vergleicht man die 5 Spielzeiten, in denen die 3-Punkte-Regel bislang zur

Anwendung kam, mit den 32 Spielzeiten zuvor, so würde dies für eine Verringerung des Heimvorteils sprechen, da mit der 3-Punkte-Regel ein Absinken des Anteils der Heimsiege von durchschnittlich 53,85% auf 46,47% einherging. Zugleich stieg der Anteil der Unentschieden und Heimmiederlagen an. Diese Betrachtung könnte allerdings dadurch verzerrt sein, daß - wie oben dargestellt - der Anteil der Heimsiege seit Ende der 80er Jahre, also schon vor der Einführung der 3-Punkte-Regel, abgenommen hat. Faßt man aber alle 32 Spielzeiten bis 1994/95 zusammen, so wird diese Tatsache bei der Durchschnittsbildung durch die länger zurückliegenden Spielzeiten überlagert.

Plausibler erscheint daher eine Gegenüberstellung mit den letzten 5 Spielzeiten vor Einführung der 3-Punkte-Regel. Hierbei fällt auf, daß sich der Anteil der Heimsiege seit Einführung der Regel kaum verändert hat und lediglich der Anteil der Unentschieden geringfügig gesunken ist, während der Anteil der Heimmiederlagen leicht angestiegen ist. Diese Zahlen sprächen dafür, daß der Übergang zur 3-Punkte-Regel keinen nennenswerten Einfluß auf den Heimvorteil hatte.

Betrachtet man die Anteile der erzielten Tore und der erreichten Punkte, welche die Heimmannschaften in einer Saison an allen Toren bzw. Punkten auf sich vereinigen konnten, so scheint sich auch hier ein Heimvorteil zu manifestieren, wie Abbildung 1 zeigt:

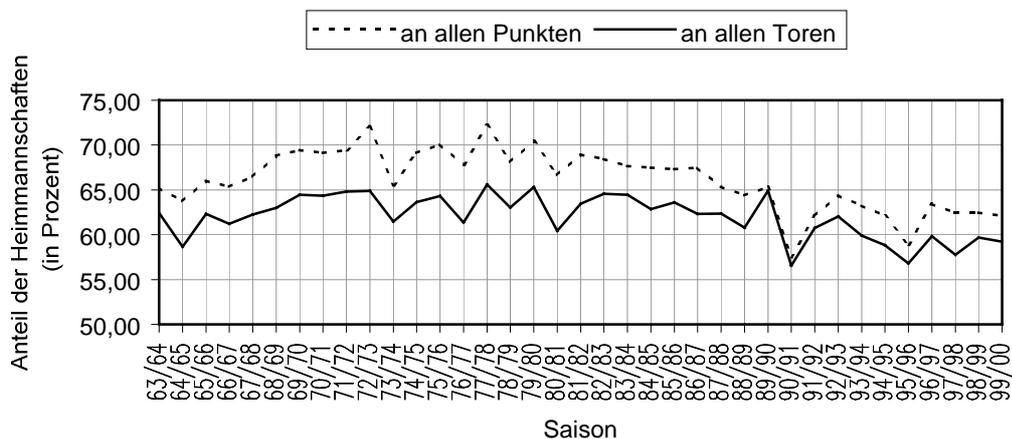


Abbildung 1: Anteile der Heimmannschaften an allen Punkten bzw. Toren

Der Anteil der Punkte, der von den Heimmannschaften erreicht wurde, lag mit Ausnahme der Spielzeiten 1990/91 und 1995/96 stets über 60%. Weiterhin lag der Anteil der Tore, die von den Heimmannschaften erzielt wurden, immer über 55%, was durchweg für die Existenz eines Heimvorteils spricht<sup>10</sup>.

#### **4 Mögliche Gründe für die Existenz eines Heimvorteils**

Bevor weitere Versuche einer Quantifizierung des Heimvorteils vorgenommen werden, sollen zunächst einige in der Literatur häufig genannte Gründe betrachtet werden, die für die Existenz eines Heimvorteils sprechen:

##### **4.1 Unterstützung durch das heimische Publikum**

Dieser erste Punkt scheint auf der Hand zu liegen: Die Heimmannschaft sollte im heimischen Stadion in den meisten Fällen einen weitaus größeren Teil der Sympathien auf ihrer Seite haben als die Gastmannschaft. Insbesondere wenn es sich um ein enthusiastisches Heimpublikum handelt, welches die Heimmannschaft lautstark unterstützt, könnte dies ein Vorteil sein.

Allerdings hat Strauß herausgefunden, daß ein zahlreich anwesendes Publikum nicht immer ein Vorteil sein muß. Zum einen fand Strauß in seiner Untersuchung, welche die Einzelergebnisse aller Spielzeiten bis 1994/95 untersucht, eine geringe, signifikant negative Korrelation zwischen der absoluten Zuschauerzahl und sowohl der Anzahl der Tore als auch der Anzahl der Punkte für die Heimmannschaft im jeweiligen Spiel<sup>11</sup>. Zwar sagt diese Korrelation nichts über die Kausalität aus, gibt allerdings wieder, daß eine größere Zuschauerzahl tendenziell mit weniger Toren bzw. Punkten für die Heimmannschaft einherging. Weiterhin untersuchte Strauß die Korrelation zwischen einem sog. Zuschauerquotienten und der Punktzahl für die Heimmannschaft. Der Zuschauerquotient gibt "das Verhältnis von Zuschaueranzahl im aktuellen Spiel zum Zuschauerdurchschnitt der restlichen Heimspiele des Vereins in der Saison"<sup>12</sup> an. Strauß fand hier eine etwas stärkere negative Korrelation sowohl mit der Anzahl der Tore als auch der Anzahl der Punkte für die

---

<sup>10</sup> Die Daten im einzelnen finden sich in Tabelle 7 im Anhang auf Seite I.

<sup>11</sup> Vgl. Strauß, B., Wenn Fans ihre Mannschaft zu Niederlage klatschen..., 1999, S. 116f.

<sup>12</sup> Ebenda, S. 118.

Heimmannschaft<sup>13</sup>, was besagt, daß eine über dem Durchschnitt liegende Zuschauerzahl tendenziell mit weniger Toren bzw. Punkten für die Heimmannschaft einherging.

Beim Erklärungsfaktor „Publikum“ scheint also Vorsicht geboten zu sein.

#### **4.2 Wegfall von Reises Strapazen<sup>14</sup>**

Ein weiterer wichtiger Punkt könnte sein, daß die Gastmannschaft zu jedem ihrer Auswärtsspiele erst einmal eine Anreise hinter sich bringen muß. Auch wenn diese noch so komfortabel gestaltet sein mag - sei es im luxuriösen Mannschaftsbus oder im Flugzeug - läßt sich wohl kaum leugnen, daß sie immer eine mehr oder weniger große Belastung darstellen dürfte.

#### **4.3 Kenntnis der Umgebung<sup>15</sup>**

Als weiterer möglicher Grund für einen Heimvorteil wird in der Literatur vorgebracht, daß die Spieler der Heimmannschaft mit den lokalen Gegebenheiten im heimischen Stadion bestens vertraut sind. So kennen sie bspw. die genaue Größe des Spielfeldes, welche innerhalb gewisser Grenzen variieren kann<sup>16</sup>. Auch besondere Wetterverhältnisse wie z.B. Wind oder Sonnenstand zu bestimmten Spielterminen sind der Heimmannschaft i.d.R. besser bekannt als der Gastmannschaft.

#### **4.4 Beeinflussung des Schiedsrichters und der Schiedsrichterassistenten**

Die Zuschauer können durch eine entsprechende Geräuschkulisse versuchen, den Schiedsrichter und seine Assistenten so zu beeinflussen, daß Entscheidungen zu Gunsten der Heimmannschaft getroffen werden. Nevill et al. kamen in einer auf einer Video-Aufzeichnung basierenden Untersuchung zu folgendem Ergebnis: Experten, die sich die Aufzeichnung des Spiels ansahen, entschieden strittige Spielszenen bei Wiedergabe des Videos mit Ton eher zu Gunsten der Heimmannschaft als bei Wiedergabe ohne Ton<sup>17</sup>.

---

<sup>13</sup> Vgl. Strauß, B., Wenn Fans ihre Mannschaft zu Niederlage klatschen..., 1999, S. 199.

<sup>14</sup> Vgl. Dowie, J., Why Spain should win the World Cup, 1982, S. 693.

<sup>15</sup> Vgl. ebenda, S. 694f.

<sup>16</sup> Vgl. <http://www.dfb.de/dfb-info/regeln/index.html> .

<sup>17</sup> Vgl. Nevill, A., Balmer, N. und Williams, M., Crowd influence on decisions in association football, 1999, S. 1416.

#### 4.5 Psychologische Aspekte<sup>18</sup>

Wenn Spieler der Meinung sind, daß im allgemeinen ein Heimvorteil existiert, so könnte dies sowohl die Leistung der Spieler der Heim- als auch der Auswärtsmannschaft und somit den Spielausgang beeinflussen. Der Heimvorteil könnte sich somit zum Teil selbst bedingen, wenn von der Heimmannschaft „auf Sieg gespielt“ wird, für so manche Gastmannschaft aber ein Unentschieden auf des Gegners Platz schon einen Erfolg darstellt.

### 5 Ansätze zur Quantifizierung des Heimvorteils

#### 5.1 Heimvorteil über alle Mannschaften

##### 5.1.1 Betrachtung auf Basis der erzielten Tore

Ein erster Ansatz zur Quantifizierung des Heimvorteils könnte so aussehen, daß der Anteil der von den Heimmannschaften in einer Saison erzielten Tore an allen in dieser Saison erzielten Toren zur Beurteilung des Heimvorteils verwendet wird. Anteilswerte von mehr als 50% würden für die Existenz eines Heimvorteils sprechen.

An folgendem hypothetischen Beispiel soll diese Überlegung verdeutlicht werden (Tabelle 2):

	<b>A-Stadt</b>	<b>B-Hausen</b>	<b>C-Dorf</b>	<b>D-Furt</b>
<b>A-Stadt</b>	%	4:0	2:0	3:1
<b>B-Hausen</b>	0:0	%	3:2	2:1
<b>C-Dorf</b>	0:2	2:2	%	1:0
<b>D-Furt</b>	0:3	1:1	0:0	%

Tabelle 2: Hypothetische 4er-Liga

Tabelle 3 zeigt die Saison-Abschlußtable zur hypothetischen 4er-Liga (g: gewonnen, u: unentschieden, v: verloren).

<sup>18</sup> Vgl. Pollard, R., Home advantage in soccer: a retrospective analysis, 1986, S. 247.

	Heimspiele						Auswärtsspiele						Pkt. ges.		
	g	u	v	Tore für	Tore gegen	Tor-diff.	Pkt	g	u	v	Tore für	Tore gegen		Tor-diff.	Pkt
<b>A-Stadt</b>	3	0	0	9	1	+8	9	2	1	0	5	0	+5	7	16
<b>B-Hausen</b>	2	1	0	5	3	+2	7	0	2	1	3	7	-4	2	9
<b>C-Dorf</b>	1	1	1	3	4	-1	4	0	1	2	2	5	-3	1	5
<b>D-Furt</b>	0	2	1	1	4	-3	2	0	0	3	2	6	-4	0	2

Tabelle 3: Saison-Abschlußtabelle zur hypothetischen 4er-Liga aus Tabelle 2

Für dieses hypothetische Beispiel ergeben sich 18 von den Heim- und 12 von den Auswärtsmannschaften erzielte Tore, womit der Anteil der von den Heimmannschaften erzielten Tore an allen Toren bei 60% liegt, und somit ein Heimvorteil vorzuliegen scheint. Entsprechende Berechnungen wurden für alle 37 Saisons der 1. Fußball-Bundesliga durchgeführt. Die Ergebnisse sind bereits in Abbildung 1 auf Seite 5 graphisch dargestellt und im einzelnen in Tabelle 7 auf Seite I des Anhangs zu finden.

Die folgende Abbildung stellt die durchschnittliche Anzahl der pro Spiel in der jeweiligen Saison durch die Heimmannschaften erzielten Tore derjenigen der durch die Auswärtsmannschaften erzielten gegenüber<sup>19</sup>:

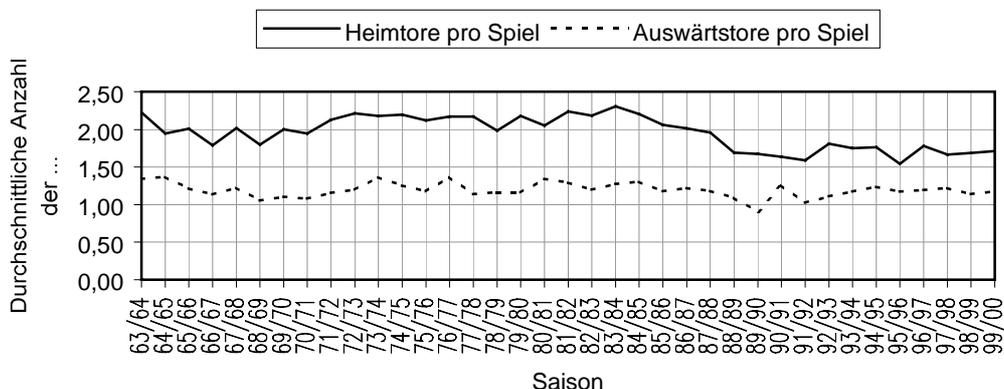


Abbildung 2: Durchschnittliche Anzahl der Heim- und Auswärtstore pro Spiel

Es zeigt sich, daß dieser Durchschnittswert für die Heimmannschaft zwischen 0,37 (Saison 1995/96) und 1,04 (Saison 1983/84) höher lag als für die Auswärtsmannschaft. Im

<sup>19</sup> Die Daten im einzelnen finden sich in Tabelle 7 im Anhang auf Seite I.

Durchschnitt aller 37 Spielzeiten lag der Wert um 0,76 Tore höher, d.h. der Heimvorteil war im Durchschnitt 0,76 Tore pro Spiel „wert“.

### **5.1.2 Betrachtung auf Basis der erreichten Punkte**

Analog zum Ansatz auf Basis der erzielten Tore könnte auch auf Basis der erreichten Punkte vorgegangen werden. Für das hypothetische Beispiel aus den Tabellen 2 und 3 ergeben sich 22 von den Heim- und 10 von den Auswärtsmannschaften erreichte Punkte, womit der Anteil der von den Heimmannschaften erreichten Punkte an allen Punkten bei 68,75% liegt und somit auch hier ein Heimvorteil vorzuliegen scheint.

Auch diese Berechnungen für alle 37 Saisons der 1. Fußball-Bundesliga sind in Abbildung 1 auf Seite 5 graphisch dargestellt und in Tabelle 7 auf Seite I des Anhangs zu finden.

## **5.2 Mannschaftsspezifischer Heimvorteil**

### **5.2.1 Betrachtung auf Basis der erzielten Tore**

#### **5.2.1.1 Grundsätzliche Überlegungen**

Ein naheliegender Gedanke zur Quantifizierung des mannschaftsspezifischen Heimvorteils auf Basis der erzielten Tore wäre, für jede Mannschaft für die zu betrachtende Saison den Anteil der von ihr bei ihren Heimspielen erzielten Tore an allen bei ihren Heimspielen erzielten Toren zu berechnen. Daß dies allerdings kein geeigneter Ansatz ist, wird bei folgender Überlegung klar<sup>20</sup>:

Von einer Spitzenmannschaft darf man in Heimspielen relativ viele Tore und wohl auch einen recht großen Anteil an allen in ihren Heimspielen erzielten Toren erwarten. Dies dürfte aber nicht allein am Heimvorteil liegen, sondern auch an der allgemeinen Stärke der Mannschaft. Im Gegensatz dazu deutet ein geringer Anteil bei einer schwachen Mannschaft nicht unbedingt auf ein Nicht-Vorhandensein eines Heimvorteils hin, sondern kann auch aus der geringen allgemeinen Stärke der Mannschaft resultieren.

In obigem hypothetischen Beispiel erzielt die Mannschaft aus A-Stadt mit 9 geschossenen Toren der in ihren Heimspielen insgesamt gefallenen 10 Tore die beste Heimbilanz aller 4 Mannschaften (90%); dies muß aber nicht notwendigerweise für einen großen Heimvorteil

---

<sup>20</sup> Vgl. Clarke, S., und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 509.

sprechen, da ein Blick auf die Auswärtsbilanz von A-Stadt zeigt, daß diese Mannschaft zudem die beste Auswärtsbilanz aufweist. Dies spricht dafür, daß die Mannschaft aus A-Stadt unabhängig vom Spielort eine große allgemeine Stärke aufweist.

Bei der Berechnung eines mannschaftsspezifischen Heimvorteils müßten daher auch die von der jeweiligen Mannschaft bei Auswärtsspielen erzielten Ergebnisse berücksichtigt werden. Hierzu genügt es allerdings nicht - wie nahe läge - die Differenz zwischen der Heimspiel-Tordifferenz einer Mannschaft und ihrer Auswärtsspiel-Tordifferenz zu verwenden, um das Vorliegen eines Heimvorteils zu untersuchen<sup>21</sup>. Im hypothetischen Beispiel in Tabelle 3 auf Seite 9 ergibt sich diese Differenz für die Mannschaft aus A-Stadt als 3 [= 8 - 5], für die Mannschaft aus B-Hausen als 6 [= 2 - (- 4)], für die aus C-Dorf als 2 [= (- 1) - (- 3)] und für die aus D-Furt als 1 [= (- 3) - (- 4)]. Alle 4 Mannschaften haben also - nach Toren betrachtet - zu Hause besser abgeschnitten als auswärts, so daß bei allen Mannschaften ein Heimvorteil vorzuliegen scheint. Hierbei handelt es sich - wie später zu erkennen sein wird<sup>22</sup> - bei der Mannschaft aus D-Furt allerdings um ein als "spurious home advantage" bezeichnetes Phänomen: ein mannschaftsspezifischer Heimvorteil, der auf den Heimvorteil aller Mannschaften in der Liga zurückzuführen ist<sup>23</sup>.

### 5.2.1.2 Regressionsanalytischer Ansatz

Ein Ansatz, der diesem Problem Rechnung trägt, wurde von Clarke und Norman<sup>24</sup> bei deren Untersuchungen für die englische Premier League verwendet und soll im folgenden ausführlicher dargestellt werden. Er geht von folgender Gleichung aus:

$$(1) \quad w_{ij} = u_i - u_j + h_i + \varepsilon_{ij}$$

Dabei steht  $w_{ij}$  für den Ausgang eines Spiels zwischen der Heimmannschaft  $i$  und der Gastmannschaft  $j$  und gibt die Tor-Marge an, d.h. die Differenz der von Heimmannschaft und Gastmannschaft im betrachteten Spiel geschossenen Tore. Für einen 2:0-Heimsieg ergäbe sich somit beispielsweise ebenso wie für einen 3:1 oder 4:2-Heimsieg ein  $w_{ij}$  von 2. Für ein

<sup>21</sup> Vgl. Clarke, S., und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 510.

<sup>22</sup> Vgl. hierzu S. 14.

<sup>23</sup> Ein anschauliches Beispiel für diesen "spurious home-advantage" findet sich in Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 517f.

<sup>24</sup> Vgl. ebenda, S. 510f.

Unentschieden nähme  $w_{ij}$  den Wert Null an, eine 2:0-Heimniederlage (d.h. ein 2:0-Auswärtssieg der Gastmannschaft) führte somit zu einem  $w_{ij}$  von  $-2$ .

Die Terme  $u_i$  und  $u_j$  stehen für die allgemeine Stärke der jeweiligen Mannschaft.  $h_i$  steht für den Heimvorteil der Mannschaft  $i$ ;  $\varepsilon_{ij}$  ist ein Zufallsterm, für den die üblichen Annahmen des klassischen Regressionsmodells gelten sollen.

Eine **Grundannahme** bei dieser Betrachtung ist, daß **der Heimvorteil und die allgemeine Stärke aller Mannschaften über die Saison konstant bleibt**<sup>25</sup>. Der Ansatz bezieht sich auf den Spezialfall einer "balanced competition", bei dem im Rahmen einer Sportliga innerhalb einer Saison jede Mannschaft die gleiche Zahl von Heim- und Auswärtsspielen gegen jede andere Mannschaft der Liga austrägt - in der 1. Fußball-Bundesliga jeweils gerade eines.

Für die Schätzung der gesuchten Koeffizienten ist ein linearer Regressionsansatz denkbar. Hierbei ist für jedes einzelne Spiel in der jeweils betrachteten Saison eine Beobachtungsgleichung aufzustellen. Für das Beispiel der 4er-Liga ergibt sich dem Ansatz von Clarke und Norman folgend ein System von 12 Beobachtungsgleichungen<sup>26</sup>. Allgemein hat eine solche Beobachtungsgleichung in diesem Fall folgendes Aussehen:

$$w_{ij} = u_A \cdot U_A + u_B \cdot U_B + u_C \cdot U_C + u_D \cdot U_D + h_A \cdot H_A + h_B \cdot H_B + h_C \cdot H_C + h_D \cdot H_D + \varepsilon_{ij} ; \begin{array}{l} i \in \{A, \dots, D\} \\ j \in \{A, \dots, D\} \\ i \neq j \end{array}$$

Die oben beschriebene Tor-Marge  $w_{ij}$  im jeweiligen Spiel zwischen Mannschaft  $i$  und  $j$  stellt hierbei die abhängige Variable dar, die erklärenden Variablen sind Dummy-Variablen<sup>27</sup>: In der jeweiligen Beobachtungsgleichung nimmt die Variable  $U_i$  für die Heimmannschaft die Ausprägung „1“ an, die Variable  $U_j$  für die Auswärtsmannschaft die Ausprägung „- 1“, alle anderen Variablen  $U$  haben die Ausprägung „0“. Die Variable  $H_i$  besitzt für die Heimmannschaft die Ausprägung „1“, alle anderen Variablen  $H$  die Ausprägung „0“. Die  $\varepsilon_{ij}$  sind die in der jeweils betrachteten Saison tatsächlich beobachteten Restwerte.

---

<sup>25</sup> Vgl. Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 510.

<sup>26</sup> Vgl. zu den Beobachtungsgleichungen S. II des Anhangs.

<sup>27</sup> Vgl. Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 511.

Die Schätzung der Koeffizienten  $u$  und  $h$  erfolgt mit der Kleinst-Quadrat-Methode unter der Restriktion, daß  $\sum u = 0$ , d.h. die Summe der mannschaftsspezifischen allgemeinen Stärkekoeffizienten in der betrachteten Saison, Null ist<sup>28</sup>. Würde man diese Restriktion nicht einführen, so wäre der Ansatz nicht schätzbar, da perfekte Multikollinearität vorliegt. Im Fall der 4er-Liga ist nämlich  $U_D$  eine Linearkombination der drei anderen  $U_s$ , es gilt:

$U_D = -U_A - U_B - U_C$ . Die Restriktion ermöglicht zwar eine Schätzung, beseitigt allerdings nicht die perfekte Multikollinearität. SAS liefert für diese Schätzung einen Konditions-Index jenseits aller Grenzen, wobei laut Gujarati<sup>29</sup> schon Werte von ab 10 bis 30 auf das Vorliegen von mittelstarker bis starker Multikollinearität hinweisen, Werte von größer als 30 auf sehr starke Multikollinearität. Da diese vorzuliegen scheint und zu verzerrten Koeffizientenschätzern führen kann, bietet sich eine Modifizierung des Ansatzes an:

Die perfekte Multikollinearität läßt sich beseitigen, indem man eine der  $U$ -Variablen aus dem Datensatz eliminiert. Dies ist ohne Informationsverlust möglich, da es sich bei einer „balanced competition“ um eine Art vollständiges System von Spielen handelt. Dieser modifizierte Ansatz<sup>30</sup> wird wiederum mit OLS geschätzt; die Schätzung führt zu einem interessanten Ergebnis: Unabhängig davon, welche der  $U$ -Variablen eliminiert wird bleiben die Heimkoeffizienten und deren  $p$ -values im modifizierten Ansatz gegenüber dem Ansatz von Clarke und Norman unverändert. Die perfekte Multikollinearität scheint also keine Verzerrung der mannschaftsspezifischen Heimkoeffizienten oder deren Standardfehler zu verursachen. Nur die allgemeinen Stärkekoeffizienten  $u$  ändern sich im Vergleich zum ursprünglichen Ansatz; auf eine Interpretation dieser Koeffizienten sollte allerdings verzichtet werden, da ihre Größe mit der Auswahl der weggelassenen  $U$ -Variable variiert.

Die Schätzung zur hypothetischen 4er-Liga mit OLS lieferte für die Heimkoeffizienten die in Tabelle 4 angegebenen Werte:

---

<sup>28</sup> Vgl. Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 511.

<sup>29</sup> Gujarati, D.N., Basic Econometrics, 1995, S. 338.

<sup>30</sup> Die Beobachtungsgleichungen unter Weglassen der Variablen  $U_D$  finden sich im Anhang auf Seite III. Der Konditions-Index beträgt bei dieser Schätzung 4,877.

	h	p-value (2-seitig)
A-Stadt	0,500	0,555
B-Hausen	2,000	0,053
C-Dorf	0,000	1,000
D-Furt	- 0,500	0,555

Tabelle 4: Schätzergebnisse zur hypothetischen 4er-Liga auf Basis der erzielten Tore

Die Heimkoeffizienten können in diesem Modell größenmäßig verglichen werden, da es sich bei den dahinterstehenden Variablen um Dummy-Variablen handelt, welche nur die Ausprägungen „0“ und „1“ annehmen können - auf die Skalierung kommt es hier also nicht an. Ein signifikant positiver Heimkoeffizient spricht für einen signifikanten Heimvorteil, ein signifikant negativer Heimkoeffizient hingegen für einen entsprechenden Heimnachteil.

Im vorliegenden Beispiel kann - sofern die Modellannahmen erfüllt und somit die Standardfehler der Koeffizienten korrekt geschätzt sind - für eine rechtsseitige Betrachtung auf dem 5%-Niveau nur der Heimkoeffizient von B-Hausen als signifikant größer als Null bezeichnet werden. Dazu ist der von SPSS zweiseitig ausgewiesene und in Tabelle 4 zweiseitig angegebene p-value gerade zu halbieren, was dazu führt, daß dieser Wert für B-Hausen unterhalb der 5%-Marke liegt und die Nullhypothese des t-Tests abzulehnen ist.

Die Tatsache, daß A-Stadt zwar die beste Heim-Tordifferenz hatte (+8), nicht aber den größten Heimkoeffizienten (+0,5), liegt daran, daß A-Stadt auch eine positive Auswärts-Tordifferenz vorweisen konnte (+5). B-Hausen hingegen hatte zu Hause eine positive Tordifferenz erreicht (+2), auswärts hingegen eine negative (- 4). Für D-Furt ergab sich sogar ein negativer Heimkoeffizient, was für einen Heimnachteil spräche. Allerdings ist dieser Koeffizient bei linksseitiger Betrachtung nicht signifikant kleiner als Null. Interessant ist in diesem Fall, daß sich hier der oben genannte<sup>31</sup> „spurious home advantage“ zeigt. Berechnet man für D-Furt nur die Differenz zwischen Heimspiel-Tordifferenz und Auswärtsspiel-Tordifferenz, so erhält man mit +1 ein Ergebnis, welches für einen Heimvorteil spricht; die Schätzung liefert hingegen einen negativen, allerdings nicht signifikanten Heimkoeffizienten.

---

<sup>31</sup> Vgl. hierzu S. 11.

Wegen des im betrachteten Beispiel geringen Beobachtungsumfangs von  $n = 12$  und des rein illustrativen Charakters des Beispiels wird an dieser Stelle auf die Durchführung von Tests auf Vorliegen von Modellverletzungen verzichtet. Bei den Anwendungen auf die Daten der Saison 1999/2000 mit einem Beobachtungsumfang von  $n = 306$  allerdings werden solche Tests betrachtet.

### 5.2.1.3 Schätzung für die Saison 1999/2000 auf Basis der erzielten Tore

Für die Saison 1999/2000 lieferte die OLS-Schätzung des modifizierten Regressionsansatzes unter Weglassen der U-Variablen des 18. Vereins die in Tabelle 5 dargestellten Ergebnisse:

	Heimspiele				Auswärtsspiele				h	p-value (2-seitig)
	g	u	v	Tore	g	u	v	Tore		
<b>Bayern München</b>	12	3	2	50:17	10	4	3	23:11	0,71	0,215
<b>Bayer Leverkusen</b>	13	4	0	44:17	8	6	3	30:19	0,40	0,485
<b>Hamburger SV</b>	11	4	2	37:11	5	7	5	26:28	1,15	0,046
<b>TSV 1860 München</b>	11	3	3	36:20	3	8	6	19:28	0,96	0,094
<b>1. FC Kaiserslautern</b>	8	3	6	31:28	7	2	8	23:31	0,09	0,878
<b>Hertha BSC Berlin</b>	8	7	2	23:14	5	4	8	16:32	0,96	0,094
<b>VfL Wolfsburg</b>	9	4	4	29:26	3	9	5	22:32	0,21	0,710
<b>VfB Stuttgart</b>	6	2	9	22:28	8	4	5	22:19	- 1,16	0,044
<b>Werder Bremen</b>	10	3	4	41:25	3	5	9	24:27	0,59	0,306
<b>Spvgg. Unterhaching</b>	10	5	2	22:10	2	3	12	18:32	1,03	0,075
<b>Borussia Dortmund</b>	4	7	6	21:21	5	6	6	20:17	- 0,79	0,171
<b>SC Freiburg</b>	8	4	5	29:19	2	6	9	16:31	0,96	0,094
<b>Schalke 04</b>	4	10	3	21:17	4	5	8	21:27	0,03	0,964
<b>Eintracht Frankfurt</b>	9	3	5	29:14	3	2	12	13:30	1,40	0,015
<b>Hansa Rostock</b>	7	7	3	25:22	1	7	9	19:38	0,78	0,177
<b>SSV Ulm 1846</b>	7	4	6	22:23	2	4	11	14:39	0,90	0,117
<b>Arminia Bielefeld</b>	4	6	7	22:24	3	3	11	18:37	0,46	0,420
<b>MSV Duisburg</b>	2	8	7	20:25	2	2	13	17:46	0,90	0,117

Tabelle 5: Saisonabschlußtable 1999/2000 mit mannschaftsspezifischen Heimkoeffizienten auf Basis der erzielten Tore

Es ergab sich ein adjustiertes  $R^2$  von 0,228, d.h. 22,8% der Variation der abhängigen Variablen lassen sich linear durch den gewählten Ansatz erklären. Dieser Wert ist relativ gering, liegt aber in der Größenordnung der Werte, die Clarke und Norman bei Ihren Untersuchungen für die englische Premier League fanden<sup>32</sup>. Der F-Test führt zu einem p-value von 0,000, was für die Signifikanz des Gesamtmodells spricht.

Der Bera-Jarque-Test zur Überprüfung der Modellannahme der Normalverteilung der Residuen liefert einen p-value von 0,175, so daß diese Annahme erfüllt zu sein scheint.

Die Annahme der Homoskedastie der Residuen wurde mit Hilfe des Breusch-Pagan-Tests überprüft ( $p = 0,121$ ) und führte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht zur Ablehnung der Nullhypothese der Homoskedastie<sup>33</sup>:

Eine Prüfung auf Autokorrelation entlang der Zeitachse entfällt, da mit Querschnittsdaten gearbeitet wird. Multikollinearität scheint nicht vorzuliegen, da der Konditions-Index lediglich 8,143 beträgt.

Legt man für den einseitigen t-Test auf Signifikanz einzelner Koeffizienten ein 5%-Niveau zu Grunde, so erwiesen sich nur die Heimkoeffizienten des Hamburger SV, des TSV 1860 München, von Hertha BSC Berlin, des VfB Stuttgart, der Spvgg. Unterhaching, des SC Freiburg und von Eintracht Frankfurt als signifikant<sup>34</sup>.

Unter Berücksichtigung der allgemeinen Stärke der Mannschaft ergab sich für Eintracht Frankfurt in der vergangenen Saison der größte, signifikant positive Heimkoeffizient ( $h = 1,40$ ). Es folgten mit signifikant positiven Koeffizienten der Hamburger SV ( $h = 1,15$ ), die Spvgg. Unterhaching ( $h = 1,03$ ) sowie Hertha BSC Berlin, der SC Freiburg und der TSV 1860 München (jeweils  $h = 0,96$ ). Diese Vereine hatten somit einen signifikanten Heimvorteil. Einen signifikant negativen Heimkoeffizienten ( $h = -1,16$ ) hatte der VfB Stuttgart vorzuweisen, was für einen signifikanten Heimnachteil spricht.

---

<sup>32</sup> Vgl. Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 511.

<sup>33</sup> In der ‚Hilfsregression‘ des Breusch-Pagan-Tests wurde jeweils für die 18. Mannschaft die Variable U und H aus der Regression ausgeschlossen.  $U_{18}$  wurde in Analogie zum modifizierten Regressionsansatz ausgeschlossen;  $H_{18}$  wurde ausgeschlossen, da im Gegensatz zur Schätzung des modifizierten Regressionsansatzes nun ein Absolutglied vorhanden ist, was zu perfekter Multikollinearität führen würde.

<sup>34</sup> Die 2-seitigen p-values aus der Tabelle sind für die Entscheidung gerade zu halbieren.

### 5.2.2 Betrachtung auf Basis der erreichten Punkte

Analog zur Untersuchung auf Basis der erzielten Tore könnte der modifizierte regressionsanalytische Ansatz aus Kapitel 5.2.1.2 auch auf Basis der erreichten Punkte angewendet werden<sup>35</sup>. Tabelle 6 zeigt die entsprechenden Schätzergebnisse:

	Heimspiele					Auswärtsspiele					h	p-value (2-seitig)
	g	u	v	Pkt. gew.	Pkt. Geg.	g	u	v	Pkt. gew.	Pkt. Geg.		
<b>Bayern München</b>	12	3	2	39	9	10	4	3	34	13	-0,18	0,822
<b>Bayer Leverkusen</b>	13	4	0	43	4	8	6	3	30	15	0,76	0,333
<b>Hamburger SV</b>	11	4	2	37	10	5	7	5	22	22	0,95	0,228
<b>TSV 1860 München</b>	11	3	3	36	12	3	8	6	17	26	1,32	0,093
<b>1. FC Kaiserslautern</b>	8	3	6	27	21	7	2	8	23	26	-0,18	0,822
<b>Hertha BSC Berlin</b>	8	7	2	31	13	5	4	8	19	28	0,95	0,228
<b>VfL Wolfsburg</b>	9	4	4	31	16	3	9	5	18	24	0,57	0,466
<b>VfB Stuttgart</b>	6	2	9	20	29	8	4	5	28	19	-1,86	0,018
<b>Werder Bremen</b>	10	3	4	33	15	3	5	9	14	32	1,51	0,055
<b>Spvgg. Unterhaching</b>	10	5	2	35	11	2	3	12	9	39	2,64	0,001
<b>Borussia Dortmund</b>	4	7	6	19	25	5	6	6	21	24	-0,93	0,239
<b>SC Freiburg</b>	8	4	5	28	19	2	6	9	12	33	1,14	0,149
<b>Schalke 04</b>	4	10	3	22	19	4	5	8	17	29	0,20	0,801
<b>Eintracht Frankfurt</b>	9	3	5	30	18	3	2	12	11	38	1,70	0,031
<b>Hansa Rostock</b>	7	7	3	28	16	1	7	9	10	34	1,51	0,055
<b>SSV Ulm 1846</b>	7	4	6	25	22	2	4	11	10	37	1,14	0,149
<b>Arminia Bielefeld</b>	4	6	7	18	27	3	3	11	12	36	0,20	0,801
<b>MSV Duisburg</b>	2	8	7	14	29	2	2	13	8	41	0,39	0,623

Tabelle 6: Saisonabschlußtabelle 1999/2000 mit mannschaftsspezifischen Heimkoeffizienten auf Basis der erreichten Punkte

Ein solcher Ansatz wäre eventuell vorteilhaft, da die Einstufung in der Saison-Abschlußtabelle zunächst auf Basis der erreichten Punkte geschieht. Ein Heimsieg liefert für die abhängige Variable  $w_{ij}$  nun unabhängig von der Tordifferenz im betrachteten Spiel eine Ausprägung von +3, für ein Unentschieden eine Ausprägung von 0 und für eine Heimmiederlage eine Ausprägung von -3. Allerdings hat sich ein solcher Ansatz bislang nicht durchgesetzt, was daran liegen könnte, daß die abhängige Variable, wenn sie in Form

<sup>35</sup> Vgl. Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 516.

der Tor-Marge des betrachteten Spiels definiert ist, eine größere Variabilität aufweist als wenn sie die Punkt-Marge des jeweiligen Spiels widerspiegelt<sup>36</sup>

Die Schätzung lieferte ein adjustiertes  $R^2$  von 0,211. Auch dieser Wert ist wiederum relativ gering. Doch auch hier spricht der p-value des F-Tests in Höhe von 0,000 für die Signifikanz des Gesamtmodells. Der Bera-Jarque-Test lieferte einen p-value von 1,000, was für die Erfüllung der Annahme der Normalverteilung der Residuen spricht. Die Annahme der Homoskedastizität der Residuen wurde mit Hilfe des Breusch-Pagan-Tests überprüft ( $p = 0,981$ ), welcher deren Gültigkeit nicht ablehnt<sup>37</sup>. Auch hier ergibt sich ein Konditions-Index von 8,143, dessen Größe gegen das Vorliegen von Multikollinearität spricht.

Legt man wiederum für den einseitigen t-Test auf Signifikanz einzelner Koeffizienten ein 5%-Niveau zu Grunde<sup>38</sup> so waren die Heimkoeffizienten des TSV 1860 München, des VfB Stuttgart, von Werder Bremen, der Spvgg. Unterhaching, von Eintracht Frankfurt und Hansa Rostock signifikant.

Unter Berücksichtigung der allgemeinen Stärke der Mannschaft ergab sich nun für die Spvgg. Unterhaching der größte, signifikant positive Heimkoeffizient ( $h = 2,63$ ). Es folgten mit signifikant positiven Koeffizienten Eintracht Frankfurt ( $h = 1,70$ ), Werder Bremen und Hansa Rostock (jeweils  $h = 1,51$ ). Einen signifikant negativen Heimkoeffizienten wies wiederum der VfB Stuttgart auf ( $h = -1,86$ ), was auch auf Basis der erreichten Punkte für einen signifikanten Heimgenachteil spricht.

Interessant erscheint hier die Tatsache, daß die Spvgg. Unterhaching nun den größten signifikant positiven Heimkoeffizienten vorzuweisen hatte, bei der Untersuchung anhand der erzielten Tore aber nicht den vordersten Rang einnahm. Dies könnte damit zusammenhängen, daß Unterhachings gute Heimbilanz tendenziell eher auf relativ knappen Heimsiegen beruhte<sup>39</sup>, so daß sich der Heimvorteil erst bei der Betrachtung auf Basis der erreichten Punkte als gegenüber allen anderen Mannschaften größer erwies.

---

<sup>36</sup> Vgl. Clarke, S. und Norman, J., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, 1995, S. 516.

<sup>37</sup> Hier wurde ebenfalls in der ‚Hilfsregression‘ des Breusch-Pagan-Tests jeweils für die 18. Mannschaft die Variable U und H aus der Regression ausgeschlossen.

<sup>38</sup> Die 2-seitigen p-values aus der Tabelle sind für die Entscheidung wieder zu halbieren.

<sup>39</sup> Die Spvgg. Unterhaching gewann keines ihrer Heimspiele mit einer größeren Tordifferenz als 2 Toren.

## 6 Fazit und Ausblick

Im vorliegenden Arbeitspapier wurde das Phänomen des Heimvorteils für die 1. Fußball-Bundesliga umfangreich dokumentiert. Der vorgestellte Ansatz liefert auf Basis einzelner Spielergebnisse einer Saison einen mannschaftsspezifischen Heimvorteil unter Berücksichtigung der allgemeinen Stärke der jeweiligen Mannschaft. Da die Konstruktion der Regressoren in diesem Ansatz allerdings perfekte Multikollinearität nach sich zieht, wurde ein modifizierter Ansatz verwendet. Die entsprechenden Schätzungen für die Saison 1999/2000 der 1. Fußball-Bundesliga basieren sowohl auf den erzielten Toren als auch auf den erreichten Punkten. Eine Erweiterung auf alle 37 Saisons der 1. Fußball-Bundesliga, die 2. Fußball-Bundesliga und eventuell sogar die höchsten Amateurligen könnte sich als interessant erweisen. Es wäre dann beispielsweise möglich, auf signifikante Unterschiede zwischen den Spielklassen zu testen. Allerdings ist der verwendete Modellansatz wie dargestellt nicht frei von Problemen.

Weiterhin könnte man untersuchen, welche Gründe zum Vorliegen des festgestellten Heimvorteils geführt haben. Vorstellbar sind hierbei beispielsweise Ansätze, welche das Zusammenspiel des Heimvorteils und der räumlichen Entfernung der jeweiligen Vereine untersuchen; in diesem Zusammenhang könnten auch die sog. Derbys genauer untersucht werden, in denen benachbarte Vereine gegeneinander antreten. Aber auch andere der in Kapitel 4 genannten möglichen Erklärungsfaktoren des Heimvorteils könnten interessante Ansatzpunkte für weitere Betrachtungen darstellen.

## Anhang

Saison	Durchschnittliche Anzahl der ... pro Spiel		Anteil der Heimmannschaften an allen ... (in %)	
	Heimtore	Auswärtstore	Toren	Punkten
1963/64	2,23	1,34	62,43	65,21
1964/65	1,95	1,37	58,67	63,75
1965/66	2,01	1,22	62,31	66,01
1966/67	1,79	1,13	61,23	65,36
1967/68	2,02	1,23	62,24	66,50
1968/69	1,80	1,06	63,00	68,79
1969/70	2,00	1,10	64,46	69,44
1970/71	1,95	1,08	64,36	69,12
1971/72	2,13	1,16	64,81	69,44
1972/73	2,22	1,20	64,88	72,06
1973/74	2,18	1,37	61,47	65,52
1974/75	2,20	1,25	63,64	69,12
1975/76	2,12	1,18	64,32	70,10
1976/77	2,17	1,37	61,35	67,81
1977/78	2,17	1,14	65,58	72,22
1978/79	1,98	1,16	63,03	68,14
1979/80	2,18	1,16	65,30	70,42
1980/81	2,05	1,34	60,44	66,67
1981/82	2,24	1,29	63,46	68,95
1982/83	2,19	1,20	64,58	68,46
1983/84	2,31	1,27	64,45	67,65
1984/85	2,21	1,30	62,85	67,48
1985/86	2,06	1,18	63,61	67,32
1986/87	2,02	1,22	62,32	67,48
1987/88	1,96	1,18	62,37	65,36
1988/89	1,69	1,09	60,80	64,38
1989/90	1,68	0,91	64,94	65,36
1990/91	1,64	1,26	56,55	57,52
1991/92	1,59	1,03	60,76	62,11
1992/93	1,81	1,11	62,04	64,38
1993/94	1,75	1,17	59,89	63,24
1994/95	1,76	1,24	58,82	62,09
1995/96	1,54	1,17	56,80	58,89
1996/97	1,78	1,20	59,82	63,44
1997/98	1,67	1,22	57,76	62,42
1998/99	1,69	1,14	59,70	62,45
1999/00	1,71	1,18	59,21	62,09
<b>insgesamt</b>	<b>1,95</b>	<b>1,19</b>	<b>62,11</b>	<b>65,93</b>

Tabelle 7: Durchschnittliche Anzahl der Heim- und Auswärtstore pro Spiel sowie Anteil der Heimpunkte bzw. Heimtore an allen Punkten bzw. Toren pro Saison und insgesamt

## Beobachtungsgleichungen zur OLS-Schätzung für die hypothetische 4er-Liga

### Allgemeine Beobachtungsgleichung im Ansatz von Clarke und Norman

$$w_{ij} = u_A \cdot U_A + u_B \cdot U_B + u_C \cdot U_C + u_D \cdot U_D + h_A \cdot H_A + h_B \cdot H_B + h_C \cdot H_C + h_D \cdot H_D + e_{ij}; \quad \begin{array}{l} i \in \{A, \dots, D\} \\ j \in \{A, \dots, D\} \\ i \neq j \end{array}$$

### Betrachtung auf Basis der erzielten Tore

$$[1] \quad 4 = u_A \cdot 1 + u_B \cdot (-1) + u_C \cdot 0 + u_D \cdot 0 + h_A \cdot 1 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{AB}$$

$$[2] \quad 2 = u_A \cdot 1 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot (-1) + u_D \cdot 0 + h_A \cdot 1 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{AC}$$

$$[3] \quad 2 = u_A \cdot 1 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 0 + u_D \cdot (-1) + h_A \cdot 1 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{AD}$$

$$[4] \quad 0 = u_A \cdot (-1) + u_B \cdot 1 + u_C \cdot 0 + u_D \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 1 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{BA}$$

$$[5] \quad 1 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 1 + u_C \cdot (-1) + u_D \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 1 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{BC}$$

$$[6] \quad 1 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 1 + u_C \cdot 0 + u_D \cdot (-1) + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 1 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{BD}$$

$$[7] \quad -2 = u_A \cdot (-1) + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 1 + u_D \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 1 + h_D \cdot 0 + e_{CA}$$

$$[8] \quad 0 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot (-1) + u_C \cdot 1 + u_D \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 1 + h_D \cdot 0 + e_{CB}$$

$$[9] \quad 1 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 1 + u_D \cdot (-1) + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 1 + h_D \cdot 0 + e_{CD}$$

$$[10] \quad -3 = u_A \cdot (-1) + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 0 + u_D \cdot 1 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 1 + e_{DA}$$

$$[11] \quad 0 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot (-1) + u_C \cdot 0 + u_D \cdot 1 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 1 + e_{DB}$$

$$[12] \quad 0 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot (-1) + u_D \cdot 1 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 1 + e_{DC}$$

## Beobachtungsgleichungen zur OLS-Schätzung für die hypothetische 4er-Liga

### Allgemeine Beobachtungsgleichung im modifizierten Ansatz<sup>40</sup>

$$w_{ij} = u_A \cdot U_A + u_B \cdot U_B + u_C \cdot U_C + h_A \cdot H_A + h_B \cdot H_B + h_C \cdot H_C + h_D \cdot H_D + e_{ij} ; \begin{array}{l} i \in \{A, \dots, D\} \\ j \in \{A, \dots, D\} \\ i \neq j \end{array}$$

### Betrachtung auf Basis der erreichten Punkte

$$\begin{array}{ll} [1'] & 4 = u_A \cdot 1 + u_B \cdot (-1) + u_C \cdot 0 + h_A \cdot 1 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{AB} \\ [2'] & 2 = u_A \cdot 1 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot (-1) + h_A \cdot 1 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{AC} \\ [3'] & 2 = u_A \cdot 1 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 0 + h_A \cdot 1 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{AD} \\ [4'] & 0 = u_A \cdot (-1) + u_B \cdot 1 + u_C \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 1 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{BA} \\ [5'] & 1 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 1 + u_C \cdot (-1) + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 1 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{BC} \\ [6'] & 1 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 1 + u_C \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 1 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 0 + e_{BD} \\ [7'] & -2 = u_A \cdot (-1) + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 1 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 1 + h_D \cdot 0 + e_{CA} \\ [8'] & 0 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot (-1) + u_C \cdot 1 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 1 + h_D \cdot 0 + e_{CB} \\ [9'] & 1 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 1 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 1 + h_D \cdot 0 + e_{CD} \\ [10'] & -3 = u_A \cdot (-1) + u_B \cdot 0 + u_C \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 1 + e_{DA} \\ [11'] & 0 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot (-1) + u_C \cdot 0 + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 1 + e_{DB} \\ [12'] & 0 = u_A \cdot 0 + u_B \cdot 0 + u_C \cdot (-1) + h_A \cdot 0 + h_B \cdot 0 + h_C \cdot 0 + h_D \cdot 1 + e_{DC} \end{array}$$

---

<sup>40</sup> Die U-Variable der Mannschaft D wurde aus dem Datensatz eliminiert.

## Literaturverzeichnis

- Clarke, S. R., und Norman, J. M., Home ground advantage of individual clubs in English soccer, in: *The Statistician*, 1995, 44, No. 4, S. 509-521.
- Clarke, S. R., Home advantage in balanced competitions - English soccer 1991-1996, in: de Mestre, N. (Hrsg.) *Mathematics and Computers in Sport*, Bond University, Gold Coast, Queensland, 1996, S. 111-116.
- Courneya, K. S., und Carron, A. V., The Home Advantage in Sport Competitions: A Literature Review, in: *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 1992, Vol. 14, S. 13-27.
- Dowie, J., Why Spain should win the World Cup, in: *New Scientist*, 1982, S. 693-695.
- Gujarati, D. M., *Basic Econometrics*, 3<sup>rd</sup> ed., New York usw., 1995.
- Hägele, M., Luis Figo - der Mann, der 100 Millionen Mark wert ist, in: *Mainzer Rhein-Zeitung*, Nr. 130, 06.06.2000.
- kicker spezial 30 Jahre Bundesliga, Nürnberg, 1993.
- kicker Sonderheft Finale, Nürnberg, 2000.
- Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, 2<sup>nd</sup> ed., New York, London, 1986.
- Nevill, A., Balmer, N., und Williams, M., Crowd influence on decisions in association football, in: *The Lancet*, Vol. 353, 1999, S. 1416.
- Norman, J. M., Soccer, in: Bennett, J. (ed.), *Statistics in sport*, London, 1998.
- Pollard, R., Home advantage in soccer: a retrospective analysis, in: *Journal of Sports Sciences*, Vol. 4, 1986, S. 237-248.
- Strauß, B., *Wenn Fans ihre Mannschaft zur Niederlage klatschen : ...*, Lengerich, Berlin, usw., 1999.

## **Datenquellen**

kicker spezial 35 Jahre Bundesliga, als Beilage zum kicker Bundesliga-Sonderheft  
1998/99, Nürnberg, 1998.

kicker Sonderheft 1999/2000, Nürnberg, 1999.

kicker Sonderheft Bundesliga 2000/2001, Nürnberg, 2000.

[www.sport1.de](http://www.sport1.de)

Deutscher Sportclub für Fußball-Statistiken:

<http://www.informatik.uni-oldenburg.de/~bernd/DSFS.html>

<http://www.fussballstatistiken.de>

## **Autor**

Diplom-Volkswirt Robert Skarupke, Wissenschaftlicher Angestellter am Institut für Statistik und  
Ökonometrie an der Johannes Gutenberg-Universität Mainz.

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)

11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
14. Christoph Balz/ Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
15. Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
16. Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
17. Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
18. Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
19. Christoph Balz/Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
20. Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)