

## Wer und was bestimmen die Zuschauerzahlen in der Fußballbundesliga?

Von Horst Rottmann und Franz Seitz\*

### Abstract

We analyze the determinants of match attendance in the German premier football league („Fußballbundesliga“) in the seasons 2001/02 to 2004/05, i.e. for 1,224 matches. For that purpose, we specify an econometric model which takes the capacity constraint of each stadium and heteroskedasticity into account. Our results reveal that variables of all five categories of factors influencing the demand for sport mentioned by Borland und Macdonald (2003) are relevant in our context. These are the preferences of the fans, economic factors which capture opportunity costs, the quality of viewing, the sporting contest in the form of uncertainty about the winner of the championship and the supply capacity. We also find significant non-linearities and special „Bayern München“ effects.

### Zusammenfassung

Wir analysieren die Determinanten der Zuschauernachfrage in der Fußballbundesliga in den Saisons 2001/02 bis 2004/05, d. h. für insgesamt 1224 Spiele. Dafür spezifizieren wir ein ökonometrisches Modell, das die begrenzte Kapazität der Stadien und Heteroskedastizität berücksichtigt. Es stellt sich heraus, dass alle fünf von Borland und Macdonald (2003) herausgearbeiteten Faktoren in spezifischen Ausprägungen für die deutsche Bundesliga relevant sind. Bei diesen Faktoren handelt es sich um die Präferenzen der Zuschauer, ökonomische Faktoren in Form von Opportunitätskosten, die qualitativen Bedingungen am Spielort und Spieltag, die Unsicherheit über den Ausgang der Meisterschaft und die Größe des Stadions in Form einer Kapazitätsbeschränkung. Dabei sind auch deutliche Nicht-Linearitäten und spezielle „Bayern-Effekte“ festzustellen.

*JEL Classifications: C34, D12, L83*

Received: April 2, 2007

Accepted: December 4, 2007

---

\* Wir danken Alexander Schwarz für die hilfreiche Unterstützung bei der Datensammlung und Datenaufbereitung sowie Thomas Jost, Stefan Lachenmaier, Gert Wagner und zwei anonymen Gutachtern für nützliche Hinweise.

## 1. Einleitung und Literaturüberblick

Vor dem Hintergrund der zunehmenden Umsätze im professionellen Fußballsport und der steigenden öffentlichen Aufmerksamkeit hat auch das Interesse an einer verfeinerten theoretischen und empirisch orientierten ökonomischen Analyse kontinuierlich zugenommen. Dies gilt im Speziellen für Europa. So widmeten zum Beispiel Dobson/Goddard (2001) der „Economics of Football“ eine komplette Monographie. Einer der interessantesten Aspekte in diesem Zusammenhang ist die Frage, wovon die Zuschauerzahlen in Meisterschaftsspielen abhängen.

Fast alle Studien für Europa zu diesem Problemkreis konzentrieren sich auf zwei der größten Ligen, die spanische „Primera Division“ (siehe z. B. Dobson/ Godard, 2001; Garcia/Rodriguez, 2002) und die englische „Premier League“ (siehe stellvertretend an neueren Papieren Dobson/ Godard, 2001; Szymanski, 2001; Forrest/Simmons, 2002).<sup>1</sup> Traditioneller Weise wird dabei eine Nachfragefunktion geschätzt, die neben den üblichen ökonomischen Argumenten (relative (Eintritts-)Preise, Einkommenssituation und Präferenzen der potenziellen Zuschauer etc.) auch sozioökonomische und sektorale Variablen umfasst, mit denen die Heterogenität des Gutes „Fußballspiel“ eingefangen werden soll.

Zur deutschen Bundesliga gibt es relativ wenige Studien.<sup>2</sup> Brandes/Franck (2006) untersuchen mit Hilfe eines Vektorfehlerkorrekturmodells und Granger-Kausalitätstests die Interdependenz zwischen der Zuschauerzahl und der Ausgeglichenheit der Liga („competitive balance“) mit Hilfe von aggregierten Zeitreihendaten. Sie finden einen robusten und positiven Effekt der Zuschauerzahl auf die (zukünftige) Ausgeglichenheit der Bundesliga, jedoch nicht umgekehrt. Dahinter steht das Argument, dass sich eine verstärkte Ticketnachfrage vor allem auf die schwächeren Teams positiv auswirkt. Dadurch sind dann die finanziellen Mittel insgesamt gleichmäßiger verteilt. Am engsten mit unserer Studie verwandt ist Czarnitzki/Stadtmann (2002), deren Arbeit ebenfalls auf Mikrodaten beruht. Diese beiden Autoren analysieren im Rahmen eines Tobit-Modells, das explizit zwischen ausverkauften und nicht ausverkauften Spielen unterscheidet, die Zuschauernachfrage in den Saisons 1996/97 und 1997/98. Speziell wird die Rolle der Unsicherheit über den Spielausgang und die Meisterschaft sowie die Fantroue und das Ansehen der Vereine untersucht. Es stellt sich heraus, dass Reputation und Fantroue wichtige Determinanten sind als die Unsicherheitsvariablen.

---

<sup>1</sup> Daneben analysieren Falter/Perignon (2000) die Situation in der ersten französischen Division sowie Janssens/Késenne (1987) die Situation in Belgien.

<sup>2</sup> Allgemeine sportökonomische Betrachtungen der Fußball-Bundesliga haben durchaus eine gewisse Tradition. So wurde die älteste Studie hierzu von Melzer/Stäglin bereits im Jahre 1965 vorgelegt.

Unsere Untersuchung unterscheidet sich von Czarnitzki/Stadtmann (2002) in mehrfacher Hinsicht. Erstens legen wir unserer Untersuchung vier komplette Spielzeiten seit 2001 zugrunde. Das bedeutet, wir verdoppeln gegenüber Czarnitzki/Stadtmann (2002) das Sample und berücksichtigen auch jüngere Entwicklungen. Zweitens lassen wir auch nichtlineare Einflüsse der Exogenen zu. Und drittens ziehen wir auch andere potenzielle Determinanten der Zuschauernachfrage in Betracht.

Das Papier ist folgendermaßen aufgebaut. Im nächsten Abschnitt gehen wir kurz auf eine systematische Einteilung der Bestimmungsgrößen der Zuschauernachfrage ein und ordnen die von uns ausgewählten Variablen in dieses Schema ein. Der nachfolgende Abschnitt 3 enthält den verwendeten Datensatz, präsentiert den Schätzansatz und stellt die empirischen Ergebnisse dar. Teil 4 fasst die Arbeit zusammen und zieht einige Schlussfolgerungen.

## 2. Determinanten der Zuschauernachfrage

Nach Borland/Macdonald (2003, 481 ff.) lassen sich in Analogie zur mikroökonomischen Konsumnachfrage die Determinanten der Zuschauernachfrage bei Sportveranstaltungen in fünf Kategorien zusammenfassen. Diese sind

- die Präferenzen potenzieller Nachfrager,
- die (subjektive und objektive) Qualität des Spiels,
- ökonomische Faktoren,
- die äußeren Bedingungen am Spieltag und Spielort („quality of viewing“),
- die Kapazität des Stadions.

Wir berücksichtigen Variablen aus allen fünf Kategorien.

Die Präferenzen der Zuschauer dürften zur Erklärung der Nachfrage sicherlich entscheidend sein. Diese Präferenzen weisen einige ganz traditionelle Eigenschaften wie positiver, aber abnehmender Grenznutzen auf. Allerdings sind auch komplexere Phänomene wie Fantreue („habit persistence“), Derbycharakter von Spielen, Mitläufereffekte und ob es sich bei der betrachteten Mannschaft um einen Aufsteiger handelt zu berücksichtigen. Den Derbycharakter versuchen wir damit zu erfassen, dass wir neben der Entfernung der Städte zusätzlich einbeziehen, ob beide Mannschaften im selben Bundesland bzw. im direkten Umkreis von höchstens 100 Kilometern liegen. Mitläufer- und auch Reputationseffekte können über die Berücksichtigung, ob als Gastteam eine Spitzenmannschaft im Spiel beteiligt ist, erfasst werden. Grundlage für die Definition der Dummyvariablen „Spitzenmannschaft“ bilden die Saisonenergebnisse der einzelnen Mannschaften der letzten fünf Jahre vor der betrachteten Saison, wobei nur Vereine berücksichtigt werden, die in die-

sem Zeitraum weder auf- noch abgestiegen sind. Den jeweils besten fünf Teams gebührt der Status einer Spitzenmannschaft. Aus den einzelnen Saisonendplatzierungen wurden zum einen das ungewichtete arithmetische Mittel und zum anderen ein gewichtetes Mittel berechnet, wobei die Gewichte abnehmen, je weiter die Saison zurückliegt. Dieses Gewichtungsschema ist dadurch motiviert, dass den Zuschauern eventuell die letzten Jahre und die damit verbundene Attraktivität der Gastmannschaft besser in Erinnerung sind als weiter zurückliegende Ergebnisse. Als Gewichte verwenden wir für T-5 5 %, für T-4 5 %, für T-3 20 %, für T-2 30 % und für T-1 40 %. Dabei steht „T“ für die jeweiligen Spielzeiten. Für die Saison 2004/05 ergibt sich beispielsweise folgendes Ranking:

*Tabelle 1*  
**Spitzenmannschaften in der Saison 2004/05**

	Saison 1999/00	Saison 2000/01	Saison 2001/02	Saison 2002/03	Saison 2003/04	unge- wichtetes Mittel	gewich- tetes Mittel
FC Bayern München	1	1	3	1	2	1,6	1,8
Borussia Dortmund	11	3	1	3	6	4,8	4,2
Werder Bremen	9	7	6	6	1	5,8	4,2
VfB Stuttgart	8	15	8	2	4	7,4	4,95
Bayer Leverkusen	2	4	2	15	3	5,2	6,4
Schalke 04	14	2	5	7	7	7	6,7
Hamburger SV	3	13	11	4	8	7,8	7,4
Hertha BSC Berlin	6	5	4	5	12	6,4	7,65

Bei Verwendung des ungewichteten arithmetischen Mittels zeigt sich, dass neben dem FC Bayern München, Borussia Dortmund, Bayer Leverkusen und Werder Bremen auch Hertha BSC Berlin unter den besten fünf Teams ist. Betrachtet man das gewichtete Mittel, befindet sich dagegen der VfB Stuttgart und nicht Hertha BSC unter den Top fünf. Wir versuchen auch, nach dem Einfluss einzelner Spitzenmannschaften zu differenzieren. Neben der Einteilung in Spitzen- und Nicht-Spitzenmannschaften berücksichtigen wir über die Variable „auf“ auch, ob eine Mannschaft in der betreffenden Spielzeit frisch aufgestiegen ist. Diese Größe sollte sich vor allem bei Heimspielen signifikant bemerkbar machen.

Bei der empirischen Operationalisierung der zweiten Kategorie muss die erwartete Qualität des Spiels abgebildet werden. Um den Einfluss der sportlichen Konkurrenz auf die Zuschauernachfrage festzustellen, stellt man sich

am besten eine Liga mit  $n$  Mannschaften vor, wobei nach jedem Spieltag eine Tabelle aufgestellt wird, in der die Mannschaften „gerankt“ werden ( $M_1 \geq M_2 \geq M_3 \geq \dots \geq M_n$ , wobei  $j = 1, \dots, n$  den Tabellenplatz angibt; Borland und Macdonald, 2003, 482). Dann kann für jedes Spiel die Qualität z. B. an  $(M_i + M_j)/2$ , die Unsicherheit über den Spielausgang an  $|M_i - M_j|$  und die Bedeutung des Spiels anhand eines Bereichs innerhalb dessen sich die beiden Mannschaften befinden und der zur Erreichung eines bestimmten Zieles (z. B. Nichtabstieg, Meisterschaft, etc.) wichtig ist, gemessen werden. Je nach Fan kann sich das Interesse beispielsweise auf Spiele konzentrieren, die mit hoher Wahrscheinlichkeit gewonnen werden, die spannend sind oder für den Ausgang der Meisterschaft von großer Bedeutung sind. Der Vorschlag von Borland und Macdonald zur Messung der Spielqualität  $((M_i + M_j)/2)$  setzt voraus, dass die Platzierungen der Heim- und der Gastmannschaft jeweils den gleichen Einfluß auf die Zuschauernachfrage ausüben. Deswegen folgen wir dieser Vorgehensweise nicht, sondern nehmen die Platzierungen jeweils beider Mannschaften vor dem Spieltag und am Ende der letzten Saison auf.<sup>3</sup> Außerdem könnte die Spielqualität auch von einer attraktiven Spielweise der beiden beteiligten Mannschaften abhängen. Deswegen enthalten die Schätzungen auch die von den jeweiligen Mannschaften im bisherigen Saisonverlauf geschossenen Tore pro Spiel. Ebenso berücksichtigen wir den absoluten Tabellenabstand der beiden Mannschaften vor dem jeweiligen Spieltag und ob sich dieser innerhalb eines bestimmten (engen) Intervalls bewegt.<sup>4</sup> So nehmen wir beispielsweise eine Dummyvariable auf, die anzeigt, ob der absolute Tabellenabstand kleiner als vier ist. Zudem konstruieren wir eine Dummyvariable, die für „Entscheidungsspiele“ steht. Diese Variable zeigt an, ob es sich um einen der letzten vier Spieltage handelt. Aufgrund des Meisterschafts- und Abstiegskampfes sowie der Startberechtigungen für die europäischen Wettbewerbe versprechen die letzten Spieltage eine besondere Spannung, die über den berücksichtigten linearen Trend, der für die zunehmende Attraktivität der Spiele im Laufe der Saison steht (erfasst über die Variable „tag“, in die der konkrete Spieltag eingeht), hinausgeht.

Als Unsicherheitsindices berücksichtigen wir zunächst die bereits erwähnte Unsicherheit über den Ausgang des jeweiligen Spiels, erfasst über den Tabellenabstand der beiden Mannschaften. Die Unsicherheit über den Ausgang der Meisterschaft stellt ein mittelfristig orientiertes Unsicherheitsmaß dar. Dafür generieren wir sowohl für die Heim- als auch für die Auswärtsmannschaft die Variable (siehe Janssens / Késenne, 1987)

---

<sup>3</sup> Vor allem mit letzterem können Reputations-, aber auch Habit-Effekte eingefangen werden. Bei der Konstruktion der Variablen „Tabellenplatz der letzten Saison (*tab*)“ wird den Aufsteigern Platz 16 zugeordnet.

<sup>4</sup> Diese beiden Variablen können auch als Unsicherheitsmaß bzgl. des Spielausgangs interpretiert werden.

$$(1) \quad U_1 = \begin{cases} \frac{100}{c-h} & \text{für } c-h \leq m-3t \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Dabei steht  $c$  für die Anzahl der Punkte, die gebraucht werden, um die Meisterschaft zu gewinnen,  $h$  für die Punkte, die bereits erzielt wurden,  $m$  für die maximale Punktzahl, die eine Mannschaft erreichen kann und  $t$  für die bereits absolvierten Spieltage.<sup>5</sup> Die Variable nimmt also den Wert null an, sobald die jeweilige Mannschaft auch bei Siegen in allen noch ausstehenden 34- $t$  Spielen nicht mehr Meister werden kann.  $U_1$  wächst mit der Wahrscheinlichkeit, dass eine Mannschaft Meister wird. Allerdings weist die von Janssens und Késenne (1987) vorgeschlagene Größe einen Nachteil auf. Steht beispielsweise eine Mannschaft schon einige Spieltage vor Ende der Saison als Meister fest und verliert die restlichen Spiele, so ist diese Variable wegen der Division durch null nicht definiert. Deswegen haben wir in diesen Fällen  $U_1$  für die jeweilige Mannschaft auf 30 gesetzt.<sup>6</sup>

Daneben wird noch ein zweites Unsicherheitsmaß als Variationskoeffizient errechnet. Es ist folgendermaßen definiert

$$(2) \quad U_2 = \frac{sd(p)}{mean(p)},$$

wobei  $mean(p)$  für die durchschnittliche Punktzahl aller Mannschaften am Vorspieltag und  $sd(p)$  entsprechend für die Standardabweichung der erzielten Punkte steht.  $U_2$  kann als Maß für die Ausgeglichenheit der Liga insgesamt interpretiert werden. Ob eine ausgeglichene Liga dabei eher für mehr oder weniger Zuschauer sorgt, ist theoretisch und empirisch umstritten (Forrest et al., 2005).<sup>7</sup>

Traditionelle ökonomischen Faktoren wie die Opportunitätskosten, zu einem Spiel zu gehen (erfasst über die entstehenden Kosten wie Eintrittspreis, Fahrtkosten, Zeitaufwand etc.) und die Einkommenssituation in der Region beein-

<sup>5</sup> Bei 34 Spieltagen ergeben sich maximal 102 Punkte. Die benötigten Punkte für den Gewinn der Meisterschaft können allerdings nur ex-post bestimmt werden (zur Kritik daran vgl. Cairns et al., 1986). Es gibt jedoch Erfahrungswerte, die (im Normalfall) eine relativ gute Abschätzung der benötigten Punkte erlauben.

<sup>6</sup> 30 liegt knapp unter den größten Werten, die zum Saisonende hin von den Meistermannschaften erreicht wurden (siehe auch Tabelle 2). Eine Variation dieses Wertes ändert die endgültigen qualitativen Ergebnisse nicht.

<sup>7</sup> Die Unsicherheitsvariablen sind naturgemäß in der Frühphase einer Saison nicht besonders aussagekräftig. Unter Umständen könnten hier Wettquoten als Näherungsgrößen für die Unsicherheit des Spielausgangs weiterhelfen. Diese stehen uns für die Gesamtheit der betrachteten 1224 Spiele leider nicht zur Verfügung. Deswegen haben wir auch Interaktionseffekte zwischen den Unsicherheitsvariablen und dem Spieltag gebildet. Diese erwiesen sich allerdings als insignifikant.

flussen natürlich ebenfalls die Zuschauerzahl. Darunter fallen auch die Verfügbarkeit von Substituten wie z. B. eine Live-Übertragung im Fernsehen. Wir berücksichtigen ausschließlich die Entfernung der am Spiel beteiligten Städte als Maß für die Opportunitätskosten der auswärtigen Fans. Sowohl die eigentlichen Reisekosten als auch Opportunitätskosten in Form entgangener Zeit dürften etwa linear mit der Entfernung zunehmen.

Die äußeren Bedingungen am Spieltag und Spielort erfassen die Qualität des Stadions, die Wetterlage am Spieltag und die zeitliche Lage des Spieltags. Wir approximieren diese Einflüsse über die Berücksichtigung der Temperatur eineinhalb Stunden vor Spielbeginn, der Wetterlage (die Dummyvariable *wet1* gibt an, ob es sonnig, die Dummyvariable *wet2*, ob es wolkig war) und der Aufnahme der Information, ob es sich um ein Freitags- bzw. Samstagsspiel oder einen anderen Spieltag handelt.<sup>8</sup> Zusätzlich wird ein sog. Honeymoon-Effekt („honeymoon“) in Form einer Dummyvariablen aufgenommen, in den die Information eingeht, ob und ab wann in der betreffenden Saison ein neues Stadion bezogen wurde (siehe auch Leadley / Zygmunt, 2005, 2006).<sup>9</sup> Das war in den betrachteten Spielzeiten bei sechs Vereinen der Fall: Hertha BSC Berlin (08/04), Hannover 96 (02/05), Hansa Rostock (08/01), Schalke 04 (08/01), VfL Wolfsburg (01/03) und 1. FC Köln (04/04).

Freitags- und Samstagsspiele fassen wir zu einer Kategorie zusammen, da der darauf folgende Tag im Allgemeinen kein Arbeitstag ist. Unter Umständen können An- und Rückreisestrupazen eine Rolle spielen, wenn der nächste Tag ein Arbeitstag ist.<sup>10</sup> Von den 1224 Spielen waren 923 Samstagsspiele, 243 Sonntagsspiele, 24 Spiele fanden an einem Dienstag, 27 Spiele an einem Mittwoch und nur 7 Spiele an einem Freitag statt. Da alle Samstags- und ein Freitagsspiel um 15.30 Uhr, die anderen Spiele nach 17.30 Uhr angepfiffen wurden, kann in der empirischen Untersuchung der Einflussfaktor „Nachmittags- bzw. Abendspiel“ nicht von der gerade beschriebenen Variable getrennt werden.

Schließlich muss beachtet werden, dass in einigen Fällen die tatsächliche Nachfrage nicht beobachtet werden kann, da das Stadion ausverkauft ist. So sind in unserem Datensatz von den 1224 Spielen 319 (26 %) ausverkauft. Das

---

<sup>8</sup> Die Wetter- und Temperaturvariablen wurden mit Hilfe von WetterOnline ermittelt, wobei für folgende Städte wegen nicht vorhandener Wetterstationen die benachbarten Städte herangezogen wurden: Für Leverkusen wurde die Angaben von Köln, für Cottbus die von Lindenberg, für Gelsenkirchen die von Dortmund, für Wolfsburg die von Braunschweig und für Kaiserslautern die von Mannheim herangezogen.

<sup>9</sup> Für diesen Hinweis danken wir einem anonymen Gutachter.

<sup>10</sup> Es ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Strupazen der Anreise natürlich auch höher sind, wenn der Spieltag (hier der Freitag) ein Arbeitstag ist. Allerdings enthält unser Datensatz nur wenige Freitagsspiele und es gilt zudem zu beachten, dass auch am Freitag der Arbeitstag für viele schon frühzeitiger als an anderen Arbeitstagen endet bzw. enden kann.

bedeutet, in diesen 319 Fällen übersteigt die gewünschte Nachfrage die Stadionkapazität und man hat es mit einer Rationierungssituation zu tun. Das muss in den empirischen Schätzungen adäquat modelliert werden.<sup>11</sup> Außerdem beinhalten unsere Schätzungen Saison-Dummies ( $s_t$ , wobei  $t$  die Saison kennzeichnet), um über die berücksichtigten Variablen hinausgehende Einflüsse einer speziellen Saison zu erfassen. Zudem werden mögliche Nicht-Linearitäten berücksichtigt.

### 3. Empirische Untersuchung

#### 3.1 Verwendete Daten und deskriptive Statistiken

Wir berücksichtigen Daten aus vier Spielzeiten, von 2001/02 bis 2004/05, d. h. für insgesamt 1224 Spiele. Die Daten stammen vom DFB und vom Kicker-Sportmagazin. Einige Charakteristika der letztlich in den Schätzansatz eingehenden Variablen zusammen mit den Variablenabkürzungen sind der Tabelle 2 zu entnehmen („ $h$ “ steht dabei für Heimmannschaft, „ $a$ “ für Auswärtsmannschaft). Dabei wird zwischen ausverkauften und nicht ausverkauften Spielen unterschieden. An den einfachen deskriptiven Statistiken ist bereits erkennbar, dass zwischen diesen beiden Ausprägungen unterschieden werden sollte. Bei den ausverkauften Spielen sind im Durchschnitt besser platzierte Mannschaften sowie häufiger auswärtige Spitzenmannschaften und Heimmannschaften als Aufsteiger (*auf*) beteiligt, die Spiele sind eher in der zweiten Saisonhälfte und die Spielorte liegen näher beisammen. Außerdem handelt es sich eher um ein Entscheidungs- oder Derbyspiel und das Spiel verspricht eher spannend im Sinne eines offenen Meisterschaftsrennens zu sein (gemäß dem Unsicherheitsmaß  $U_1$ ).

---

<sup>11</sup> Man könnte theoretisch auch daran denken, separate Schätzungen für Gäste- und Heimfans durchzuführen. Dahinter steht einmal das Argument, dass einige der verwendeten Merkmale für diese beiden Kategorien eine andere bzw. eine zusätzliche Bedeutung haben. So wird beispielsweise eine Variante von „Derby“ an Hand der Entfernung zwischen den Städten der beteiligten Mannschaften gebildet. Für die Gästefans könnte dieser Indikator aber auch für die niedrigeren Reisekosten stehen. Allerdings versuchen wir zwischen diesen beiden Interpretationen zu differenzieren, indem wir zusätzlich die absolute Entfernung der Spielorte bei unseren Schätzungen berücksichtigen. Auf der anderen Seite bestimmen für Mannschaften mit einem hohen Dauerkartenanteil (z. B. Schalke 04 oder Borussia Dortmund) oder mit kleinen Stadien (z. B. Mainz 05 oder SC Freiburg) unter Umständen die Fans der Gastmannschaften, ob das Stadion ausverkauft ist. Diese separaten Schätzungen scheitern jedoch daran, dass die dazu erforderlichen Daten leider nicht verfügbar sind.



Tabelle 2

## Deskriptive Statistiken des Datensatzes

	Variable	Durchschnitt	Minimum	Maximum	Standardabw.
<b>nicht ausverkauft</b> ( <i>n</i> = 905)	Zuschauer ( <i>z</i> )	33.602	10.612	82.500	15.183
	Platz Heimmannschaft vor dem Spiel ( <i>tph</i> )	10,1	1	18	5,1
	Platz Auswärtsmannschaft vor dem Spiel ( <i>tpa</i> )	9,9	1	18	5,0
	Platz Heimmannschaft in der letzten Saison ( <i>tph-</i> )	9,7	1	16	4,7
	Platz Auswärtsmannschaft in der letzten Saison ( <i>tpa-</i> )	9,9	1	16	4,7
	Aufsteiger ( <i>auf</i> )	0,15	0	1	0,36
	Dummy für Auswärtsteam als Spitzenmannschaft, gewichtet ( <i>sm</i> )	0,22	0	1	0,41
	Entfernung Spielorte in km ( <i>km</i> )	424	0	932	196
	Dummy für Derby ( <i>derby</i> )	0,054	0	1	0,23
	Spieltag ( <i>tag</i> )	17,1	1	34	9,58
	Dummy Entscheidungsspiel ( <i>ent</i> )	0,10	0	1	0,30
	Temperatur in ° Celsius ( <i>temp</i> )	11,2	-7	35	7,6
	Dummy für Wetter ( <i>wet1</i> )	0,30	0	1	0,46
	Honeymoon ( <i>hm</i> )	0,056	0	1	0,23
	Dummy für absolute Tabellendifferenz $\leq 4$ ( <i>diff</i> )	0,44	0	1	0,50
	Unsicherheit Meisterschaft ( $U_{1h}$ )	1,06	0	30	1,77
	Unsicherheit Meisterschaft ( $U_{1a}$ )	1,09	0	30	1,93
Unsicherheit Liga ( $U_2$ )	0,405	0,25	1,43	0,18	
<b>ausverkauft</b> ( <i>n</i> = 319)	Zuschauer ( <i>z</i> )	40.937	18.700	83.000	18.036
	Platz Heimmannschaft vor dem Spiel ( <i>tph</i> )	8,2	1	18	5,3
	Platz Auswärtsmannschaft vor dem Spiel ( <i>tpa</i> )	7,8	1	18	5,3
	Platz Heimmannschaft in der letzten Saison ( <i>tph-</i> )	8,3	1	16	5,4
	Platz Auswärtsmannschaft in der letzten Saison ( <i>tpa-</i> )	7,7	1	16	5,2
	Aufsteiger ( <i>auf</i> )	0,20	0	1	0,40
	Dummy für Auswärtsteam als Spitzenmannschaft, gewichtet ( <i>sm</i> )	0,44	0	1	0,45
	Entfernung Spielorte in km ( <i>km</i> )	364	0	811	222
	Dummy für Derby ( <i>derby</i> )	0,176	0	1	0,38
	Spieltag ( <i>tag</i> )	18,7	1	34	10,35
	Dummy Entscheidungsspiel ( <i>ent</i> )	0,17	0	1	0,37
	Temperatur in ° Celsius ( <i>temp</i> )	11,7	-4	36	7,4
	Dummy für Wetter ( <i>wet1</i> )	0,29	0	1	0,45
	Honeymoon ( <i>hm</i> )	0,064	0	1	0,24
	Dummy für absolute Tabellendifferenz $\leq 4$ ( <i>diff</i> )	0,42	0	1	0,49
	Unsicherheit Meisterschaft ( $U_{1h}$ )	1,67	0	33,3	3,70
	Unsicherheit Meisterschaft ( $U_{1a}$ )	1,78	0	33,3	3,69
Unsicherheit Liga ( $U_2$ )	0,40	0,25	1,43	0,17	

### 3.2 Ökonometrischer Ansatz

Unsere abhängige Variable, die Zuschauernachfrage, kann nur in ca. 75 % aller Fälle tatsächlich beobachtet werden. Bei den verbleibenden 25 % liegt eine Rechts-Zensierung vor, da das entsprechende Spiel ausverkauft war. Diese Zensierungsgrenzen sind darüber hinaus von Stadion zu Stadion unterschiedlich, d. h. wir haben es mit individuellen, aber bekannten Grenzen zu tun. Aus diesen Gründen ist eine OLS-Schätzung verzerrt und inkonsistent (Greene, 2003, Kap. 22). Deshalb schätzen wir ein Tobitmodell mit variablen Zensierungsgrenzen als Verallgemeinerung einer „censored regression“.<sup>12</sup>

Es sei  $z_{i,t}^*$  die latente (nicht zensierte) Zuschauernachfrage nach dem Spiel  $i$  in der Saison  $t$ . Wir unterstellen folgende Beziehung zwischen einem Vektor von Einflußgrößen  $x_{i,t}$  und  $z_{i,t}^*$

$$(3) \quad z_{i,t}^* = \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} ,$$

wobei  $\varepsilon_{i,t}$  eine normalverteilte Zufallsvariable mit Erwartungswert Null und Varianz  $\sigma^2$  ist, die alle nicht beobachteten unsystematischen Einflüsse auf-fängt. (3) lässt sich als eine stochastische Nachfragerelation interpretieren, in der die durch die Kapazitätsgrenze des Stadions  $k_i$  gegebene Restriktion (maximal beobachtbare Zuschauerzahl) ignoriert wird. Für die beobachtete Zuschauerzahl  $z_{i,t}^*$  gilt also:

$$(4) \quad z_{i,t} = \begin{cases} z_{i,t}^* & \text{falls } z_{i,t}^* \leq k_i \\ k_i & \text{falls } z_{i,t}^* > k_i . \end{cases}$$

Die Likelihoodfunktion setzt sich somit aus zensierten und nicht zensierten Beobachtungen zusammen. Die Maximierung der Likelihoodfunktion bezüglich der zu schätzenden Parameter ergibt die Maximum-Likelihood-Schätzwerte. Durch die unterschiedlichen Stadiongrößen können zudem die Störterme heteroskedastisch sein. In der Literatur wird im Falle des Tobitmodells die Konsistenz des Maximum-Likelihood-Schätzers ohne Modellierung der Heteroskedastie überwiegend pessimistisch betrachtet. Insbesondere die marginalen Effekte der Einflussfaktoren auf die latente Zuschauernachfrage werden

<sup>12</sup> Gemäß der Anmerkung eines Gutachters könnte man die Zensierungsgrenzen auch als die Anzahl an frei verfügbaren Eintrittskarten definieren, indem man von der Stadionkapazität die verkauften Dauerkarten abzieht. Die Einflussfaktoren für den Kauf von Dauerkarten und normalen Tickets können sich durchaus unterscheiden. Beispielsweise hat die Temperatur sicherlich keinen Einfluss auf den Absatz von Dauerkarten. Uns liegen die notwendigen Daten für getrennte Schätzungen für den Absatz von Dauerkarten und normalen Tickets leider nicht vor. Insbesondere müssten wir auch die von den Vereinen selbst festgelegten Begrenzungen beim Verkauf von Dauerkarten kennen. Deswegen schätzen wir Modelle für die gesamte Nachfrage nach Tickets und berücksichtigen möglichst alle relevanten Einflussfaktoren beider Nachfragen.

in diesem Fall verzerrt geschätzt (Greene, 2003, 768, Wooldridge, 2002, 533). Aus diesem Grund präsentieren wir im Folgenden zwei Varianten, eine mit und eine ohne Berücksichtigung von Heteroskedastizität.

### 3.3 Ergebnisse und Interpretation

Die von uns nach einer general-to-specific-Auswahl (nach Signifikanz und Likelihood-Ratio-Tests) präferierte Schätzgleichung hat folgendes Aussehen

$$\begin{aligned} z_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{tph}_{i,t} + \beta_2 \text{tph}_{i,t}^2 + \beta_3 \text{tpa}_{i,t} + \beta_4 \text{tpa}_{i,t}^2 + \beta_5 \text{tph}_{-i,t} + \beta_6 \text{tpa}_{-i,t} \\ & + \beta_7 \text{sm}_{i,t} + \beta_8 \text{auf}_{i,t} + \beta_9 \text{km}_{i,t} + \beta_{10} \text{derby}_{i,t} + \beta_{11} U_{1h,i,t} + \beta_{12} U_{1a,i,t} \\ & + \beta_{13} U_{2,i,t} + \beta_{14} \text{diff}_{i,t} + \beta_{15} \text{tag}_t + \beta_{16} \text{ent}_{i,t} + \beta_{17} \text{temp}_{i,t} + \beta_{18} \text{wet1}_{i,t} \\ & + \beta_{19} \text{hm}_{i,t} + \beta_{20} s_2 + \beta_{21} s_3 + \beta_{22} s_4 + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse, getrennt nach homoskedastischer und heteroskedastischer Spezifikation dargestellt. In letzterem Fall werden die Variablen, die in den heteroskedastischen Teil aufgenommen werden, nach individueller Signifikanz mit t-Wert über 1 ausgewählt.<sup>13</sup> Der Likelihood-Ratio-Test verwirft eindeutig die Nullhypothese der Homoskedastie ( $\chi^2(15) = 163,3$ ). Deshalb beschränken wir uns auf die Beschreibung der Resultate in diesem Fall. Insgesamt scheint sich mit den berücksichtigten Variablen die Zuschaueranfrage hinreichend gut erklären zu lassen. Sensitivitätsanalysen deuten zudem darauf hin, dass die gefundenen Ergebnisse robust und stabil sind. So sind alle anderen in Abschnitt 2 beschriebenen Variablen individuell insignifikant und deren Aufnahme ändert die sonstigen Ergebnisse nicht (z. B. die Anzahl der von der Heim- beziehungsweise Gastmannschaft bisher im Saisonverlauf geschossenen Tore pro Spiel, ob es sich um ein Samstagsspiel handelt, *wet2*, quadratische Terme verschiedener Variablen, unterschiedliche Interaktionsterme, z. B. zwischen Tabellenplatz und Spieltag oder zwischen den Unsicherheitsmaßen und Spieltag etc.). Zudem unterscheiden sich die Ergebnisse kaum, ob die Heteroskedastizität mit modelliert wird oder nicht, wie die Dummyvariable „diff“ genau berechnet wird (ob drei oder vier Tabellenplätze genommen werden), ob die Konstruktion der Variable „Spitzenmannschaft“ gewichtet oder ungewichtet erfolgt, und wie genau  $U_1$  berechnet wird, d. h. ob die Variable im Falle eines bereits feststehenden Meisters auf 30 oder andere Werte gesetzt wird. Zudem finden sich in der Fachzeitschrift „Kicker Sportmagazin“ teilweise andere Angaben darüber, ob das jeweilige Spiel ausverkauft war oder nicht, als die offiziellen vom DFB veröffentlichten Informationen dazu. Aber auch mit den Zahlen von „Kicker Sportmagazin“ bleiben die qualitativen Schätzergebnisse unverändert.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Die Ergebnisse sind nicht dargestellt, werden allerdings auf Anfrage zur Verfügung gestellt.

Tabelle 3  
Schätzergebnisse

Variable	Heteroskedastie		Homoskedastie	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	60.343,6	14,4	62.459,6	14,1
Platz Heimmannschaft vor Spiel ( <i>tph</i> )	-1.176,3	-3,1	-1.132,9	-2,8
<i>tph</i> <sup>2</sup>	37,5	2,2	31,2	1,6
Platz Auswärtsmannschaft vor Spiel ( <i>tpa</i> )	-808,2	-2,1	-1.076,3	2,7
<i>tpa</i> <sup>2</sup>	37,1	2,1	46,0	2,4
Platz Heimmannschaft letzte Saison ( <i>tph</i> -)	-1.937,3	-14,6	-1.966,3	-15,0
Platz Auswärtsmannschaft letzte Saison ( <i>tpa</i> -)	-223,0	-2,0	-248,7	-1,9
Spitzenmannschaft beteiligt ( <i>sm</i> )	3.753,5	3,0	2.344,3	1,7
Aufsteiger ( <i>auf</i> )	8.329,1	7,5	8.843,6	6,1
Entfernung ( <i>km</i> )	-13,4	-6,5	-10,5	-4,2
<i>Derby</i>	12.326,2	5,7	12.654,8	6,4
Unsicherheit Meisterschaft ( <i>U<sub>1h</sub></i> )	734,7	2,7	525,0	2,1
Unsicherheit Meisterschaft ( <i>U<sub>1a</sub></i> )	753,1	2,9	587,2	2,5
Unsicherheit Liga ( <i>U<sub>2</sub></i> )	1.693,0	0,4	25,5	0,0
Tabellendifferenz ≤ 4 ( <i>diff</i> )	1.240,6	1,6	1.166,3	1,3
Spieltag ( <i>tag</i> )	192,9	2,6	208,6	2,6
Entscheidungsspieltag ( <i>ent</i> )	3.583,6	2,2	3.434,2	1,8
Temperatur ( <i>temp</i> )	222,1	3,4	217,2	2,7
Wetter ( <i>wet1</i> )	-846,0	-1,0	-1.281,0	-1,3
Honeymoon ( <i>hm</i> )	2.617,8	1,6	5.546,5	3,0
Saison 2002/2003 ( <i>s<sub>2</sub></i> )	-311,7	-0,3	-3,6	-0,0
Saison 2003/2004 ( <i>s<sub>3</sub></i> )	4.340,6	4,1	5.117,9	4,1
Saison 2004/2005 ( <i>s<sub>4</sub></i> )	5.509,8	4,5	5.422,3	4,2
logL	-9.594,3		-9.684,1	
Wald ( $\chi = 22$ )	906,71		667,40	
Beobachtungen	1188		1188	

*Anmerkung:* Die Anzahl der Beobachtungen reduziert sich auf 1188, da jeweils der erste Spieltag wegen fehlender Daten für einige Variablen weggelassen werden musste.

Die Ergebnisse sind folgendermaßen zu interpretieren: Zunächst einmal ist auffallend, dass die Effekte auf die Zuschauerzahlen in der Regel quantitativ stärker ausgeprägt bei der Heimmannschaft auftreten (siehe die Variablenpaare *tph* und *tpa*, *tph*- und *tpa*-). Beispielsweise führt eine um einen Platz verbes-

<sup>14</sup> Die Ergebnisse dieser Robustheitstests und Sensitivitätsanalysen sind ebenfalls nicht aufgeführt, sind allerdings von den Autoren erhältlich.

serte Platzierung der Heimmannschaft in der letzten Saison zu ungefähr 1.940 zusätzlichen Zuschauern, falls die Kapazitätsgrenze keine Rolle spielt. Bei der Auswärtsmannschaft resultieren nur etwa 220 zusätzliche Fans. Bei der Platzierung der Mannschaften vor dem entsprechenden Spiel sind zudem nicht-lineare Effekte ausmachbar. So nimmt die latente Zuschauernachfrage, falls die Heimmannschaft den zweiten anstatt den ersten Platz belegt, um knapp 1.100 Zuschauer ab. Nimmt dagegen die Heimmannschaft den elften anstatt den zehnten Platz ein, so büßt sie nur etwa 400 Zuschauer ein, falls die Stadionkapazität nicht restringierend wirkt. Beim 15. Platz der Heimmannschaft ergibt sich das Minimum für die latente Zuschauernachfrage.

Im Unterschied zu Czarnitzki/Stadtmann (2002) stellen wir einen signifikanten Einfluss sowohl der Temperatur am Spieltag als auch der Unsicherheit darüber, wie die Meisterschaft ausgeht, fest. Offenbar spielt es bei derartigen Freiluftveranstaltungen vor allem eine Rolle, ob es kalt oder warm ist, während der Einfluss der Wetterlage nur äußerst schwach ist.<sup>15</sup> Je spannender die Bundesliga ist, d. h. je höher die Unsicherheit über den Ausgang des Meisterschaftsrennens ist, desto mehr Zuschauer kommen in die Stadien. Das Ergebnis der Irrelevanz dieser Variablen in Czarnitzki/Stadtmann (2002) könnte die Konsequenz der ausschließlichen Betrachtung zweier Spielzeiten sein. Auf der anderen Seite spielt jedoch die Ausgeglichenheit der Liga ( $U_2$ ) keine signifikante Rolle für die Zuschauerzahl. Dieses Resultat ist vor dem Hintergrund der nicht eindeutigen theoretischen Zusammenhänge nicht unplausibel (Forrest et al., 2005). Es bestätigt auch die Analyse in Brandes/Franck (2006) anhand eines Vector-Error-Correction-Modells. Dort wird kein Effekt von der Wettbewerbssituation in der Liga auf die Zuschauerzahl festgestellt. Im Gegenteil, es wird eher die umgekehrte Kausalität bestätigt. Die absolute Differenz der Tabellenplätze könnte auch im Sinne der Unsicherheit über den Spieloutcome interpretiert werden, da sie misst, wie nahe die Mannschaften in der Tabelle beieinander liegen. Diese Variable war in keiner Spezifikation auch nur annähernd signifikant. Dagegen erwies sich die Dummy-Variablen „diff“ (absolute Tabellendifferenz  $\leq 4$ ) zumindest im heteroskedastischen Modell als positiv signifikant. Insgesamt sind unsere Ergebnisse zur unterschiedlichen Bedeutung der Unsicherheit, je nachdem, ob sie sich auf die laufende Meisterschaft, die Ausgeglichenheit der Liga oder das jeweilige Spiel bezieht, in Übereinstimmung mit der Mehrzahl der Studien zur Bedeutung der Unsicherheit für die Zuschauerzahlen bei Sportveranstaltungen (siehe zu einer Übersicht Borland/MacDonald, 2003). Die Spannung der Bundesliga speist sich jedoch nicht nur aus der Unsicherheit, sondern nimmt gewöhnlicher Weise auch zum Ende der Saison hin „automatisch“ zu. Dies wird durch die positive Signifikanz der Variablen „tag“ eindeutig bestätigt. Außerdem zeigt die Signifikanz der

---

<sup>15</sup> Neben der gezeigten Dummyvariablen *wet1* (sonnig) erwies sich auch die Variable *wet2* (wolkig) in allen Spezifikationen als insignifikant.

Variablen „Entscheidungsspieltage“ (*ent*) einen über den linearen Trend hinausgehenden Attraktivitätseffekt bei den letzten Spielen einer Saison.

Die Platzierung der Mannschaften in der letzten Saison und die Beteiligung einer Spitzenmannschaft am Spiel sind hoch signifikante Erklärungsfaktoren. Ist die Auswärtsmannschaft eine Spitzenmannschaft, kommen knapp 3.800 Zuschauer mehr zum Spiel, falls die Stadionkapazität nicht restringierend wirkt. In diesem Zusammenhang gilt es allerdings, auf den sog. „Bayern-Effekt“ einzugehen. So waren in den von uns analysierten Spielzeiten alle Auswärtsspiele von Bayern München ausverkauft. Folglich konnte innerhalb des gewählten ökonomischen Ansatzes der Einfluss von Bayern München auf die Ergebnisse nicht getestet werden. Wir haben aber die Schätzungen ohne Bayern München als Auswärtsmannschaft wiederholt, wodurch sich die Anzahl der in die Schätzung eingehenden Spiele von 1188 auf 1123 reduzierte.<sup>16</sup> Dadurch ergeben sich folgende (plausible) Änderungen: Erstens sind dann pro Spiel im Durchschnitt 1.100 Zuschauer weniger in den Stadien. Das bedeutet, pro Saison würden durch diesen „Auswärtseffekt“ von Bayern München ca. 310.000 Zuschauer fehlen, falls man bei den Auswärtsspielen der Bayern diese mit der „Durchschnittsmannschaft“ der Liga ersetzen würde. Zweitens, der quantitative Einfluss der Variablen „beteiligte Spitzenmannschaft“ sinkt um die Hälfte und wird deutlich weniger signifikant. Im homoskedastischen Fall verschwindet auch die Signifikanz. Drittens, die Platzierung der Auswärtsmannschaft vor dem betrachteten Spieltag übt keinen signifikanten Einfluss mehr aus. Alle anderen Variablen dagegen behalten sowohl von der Größenordnung als auch von der Signifikanz her ihren Einfluss. Auf der anderen Seite würden die dargestellten Ergebnisse qualitativ unverändert bleiben, wenn man anstatt von Bayern München die Auswärtsspiele einer anderen Spitzenmannschaft (z. B. Werder Bremen, Borussia Dortmund, Bayer Leverkusen oder VfB Stuttgart) weglassen würde.<sup>17</sup>

Ist die Heimmannschaft ein Bundesligaaufsteiger, kommen im Durchschnitt ca. 8.000 Zuschauer mehr ins Stadion.<sup>18</sup> Des Weiteren ist auch eindeutig ein positiver Effekt eines neuen Stadions auf die Zuschauerzahlen festzustellen. Dieser „Honeymoon Effect“ bestätigt die Ergebnisse für andere Sportarten und andere Länder (Leadley/Zygmunt, 2005, 2006). Je weiter die Spielorte voneinander entfernt sind, desto weniger attraktiv scheint das Spiel zu sein. Einerseits sind dann die Opportunitätskosten hoch (erfasst über die Entfernungvariable „*km*“). Andererseits ist dann üblicher Weise die Rivalität unter

<sup>16</sup> Die Anzahl der Spiele reduziert sich nicht um 68, da Bayern München am ersten Spieltag dreimal ein Auswärtsspiel hatte.

<sup>17</sup> Einzig bei Borussia Dortmund würde es noch zu einem geringfügigen Effekt kommen: Im Durchschnitt wären pro Spiel ca. 400 Zuschauer weniger in den Stadien. Die Ergebnisse sind nicht dargestellt, werden allerdings auf Anfrage zur Verfügung gestellt.

<sup>18</sup> Handelt es sich bei der Auswärtsmannschaft um einen Aufsteiger, hat dies keinen signifikanten Effekt auf die Zuschauerzahlen.

den Vereinen (und den Fans) weniger ausgeprägt. Dies wird darüber hinaus noch über die Derby-Variable eingefangen.<sup>19</sup> In den letzten beiden betrachteten Spielzeiten sind die Zuschauerzahlen signifikant höher als davor. Das könnte darauf hindeuten, dass sich die Präferenzen potenzieller Nachfrager in Richtung derartiger Sportveranstaltungen verändert haben.

#### 4. Zusammenfassung, Schlussfolgerungen

Wir untersuchen die Faktoren, die die Zuschauernachfrage in der Fußballbundesliga in den Spielzeiten 2001/2002 bis 2004/2005 beeinflussen. Mit Hilfe einer adäquat spezifizierten „censored regression“, die zwischen ausverkauften und nicht ausverkauften Spielen unterscheidet, konnten wir herausarbeiten, dass Variablen aus allen in Borland/Macdonald (2003) genannten Kategorien eine Rolle spielen und die Zuschauerzahlen in robuster Weise erklären können. Speziell ist die Unsicherheit über den Ausgang des Meisterschaftsrennens eine wichtige Determinante. Eine größere Ungleichheit unter den Vereinen könnte also einen negativen Einfluss auf die Zuschauerzahlen haben. Gerade die zunehmende Ungleichheit ist jedoch in den großen europäischen Ligen, darunter auch der Bundesliga, eine generelle Tendenz. So dominieren die finanzkräftigen Vereine (vor allem Bayern München) zunehmend das Ligageschehen. Hier könnte es einen Konflikt zwischen dem Interesse der Vereine (Spieler, Trainer, Funktionäre) an einem möglichst frühzeitigen Gewinn der Meisterschaft und an hohen Zuschauerzahlen geben. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass die Spitzenvereine nicht nur das Geschehen in der Bundesliga, sondern auch die Situation in der Champions League im Auge haben (müssen). Zudem sind neben der Unsicherheit noch andere Determinanten wichtig, die vor allem auf den Erfolg (Qualität und Reputation der beiden beteiligten Mannschaften) und die Attraktivität des Spiels (Derby, Entfernung, Spieltag usw.) abzielen. Da zudem die Unsicherheit über den Spielausgang und die Ausgeglichenheit der Liga ( $U_2$ ) eher unwichtig zu sein scheinen, gehen auch, wie unsere Ergebnisse zeigen, relativ viele Zuschauer zu den Heimspielen schlechterer Mannschaften, falls es sich beim gegnerischen Team um eine renommierte und gut platzierte Mannschaft handelt. Gerade diese Spiele sind ausverkauft, da man die teuren Stars sehen will bzw. hofft, dass man dem großen Gegner ein Bein stellen kann. Unter diesen Spitzenmannschaften sticht erwartungsgemäß die Rolle von Bayern München heraus.

---

<sup>19</sup> Der signifikante Einfluss der Derby-Variablen würde auch dann erhalten bleiben, wenn sie über die Zugehörigkeit beider Vereine zum selben Bundesland spezifiziert würde.

### Literatur

- Borland, J./Macdonald, R.* (2003): Demand for Sport, *Oxford Review for Economic Policy* 19, 478–502.
- Brandes, L./Franck, E.* (2006): How Fans may Improve Competitive Balance – An empirical analysis of the German Bundesliga, Universität Zürich, Working Paper No. 41, May 2006.
- Buraimo, B./Forrest, D./Simmons, R.* (2005): Outcome Uncertainty and the Couch Potato Audience, *Scottish Journal of Political Economy* 52, 641–661.
- Cairns, J./Jennet, N./Sloane, P. J.* (1986): The Economics of Professional Team Sports: A survey of theory and evidence, *Journal of Economic Studies* 13, 3–80.
- Czarnitzki, D./Stadtman, G.* (2002): Uncertainty of Outcome versus Reputation: Empirical Evidence for the First German Football Division, *Empirical Economics* 27, 101–112.
- Dobson, S./Goddard, J.* (2001): *The Economics of Football*, Cambridge.
- Falter, J. M./Perignon, C.* (2000): Demand for Football and Intramatch Winning Probability: An essay on the glorious uncertainty of sports, *Applied Economics* 32, 1757–1765.
- Forrest, D./Simmons, R.* (2002): Outcome Uncertainty and Attendance Demand in Sport: The case of English soccer, *The Statistician* 51, 229–241.
- Garcia, J./Rodriguez, P.* (2002): The Determinants of Football Match Attendance Revisited: Empirical evidence from the Spanish football league, *Journal of Sports Economics* 3, 18–38.
- Greene, W. H.* (2003): *Econometric Analysis*, 5. A., Upper Saddle River.
- Janssens, P./Késenne, S.* (1987): Belgian Football Attendances, *Tijdschrift voor Economie en Management* 32, 305–315.
- Leadley, J./Zygmunt, Z.* (2005): When is the Honeymoon Over? National Basketball Association Attendance 1971–2000, *Journal of Sports Economics* 6, 203–221.
- Leadley, J./Zygmunt, Z.* (2006): When is the Honeymoon Over? National Hockey League Attendance, 1970–2003, *Canadian Public Policy* 32, 213–232.
- Melzer, M./Stäglin, R.* (1965): Zur Ökonomie des Fußballs – Eine empirisch-theoretische Analyse der Bundesliga, *Konjunkturpolitik* 11, 114–137.
- Szymanski, S.* (2001): Income Inequality, Competitive Balance and the Attractiveness of Team Sports: Some evidence and a natural experiment from English soccer, *The Economic Journal* 111, 69–84.
- Wooldridge, J. M.* (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge.