

Die Voraussetzungen sportlichen und wirtschaftlichen Erfolges in der Fußball-Bundesliga

Bernd Frick*

1. Einleitung

Seit ihrer erstmaligen Veröffentlichung in der „Welt am Sonntag“ im August 1981 bilden die entweder von Vereinsvertretern genannten oder von Fachleuten geschätzten Etats der Mannschaften den Ausgangspunkt der regelmäßig zu Saisonbeginn einsetzenden Diskussion um die mutmaßliche Spielstärke der achtzehn Erstligisten. Der Behauptung, dass man die Meisterschale am besten gleich dem teuersten – und damit vermeintlich spielstärksten – Team überreiche, steht die a priori keineswegs unplausible Einschätzung gegenüber, dass im Mannschaftssport auch andere Faktoren, wie z.B. der „Teamgeist“ oder das „Spielverständnis“ von erheblicher Bedeutung nicht nur für den Ausgang einzelner Begegnungen, sondern auch für die Platzierung am Ende der Saison seien. Die Plausibilität beider Argumente lässt sich – wie nicht anders zu erwarten – gleichermaßen gut mit anschaulichen Beispielen belegen. Während den Vertretern der „Geld-Hypothese“ der insgesamt siebzehnte Meistertitel des FC Bayern München in der Saison 2002/03 als ein überzeugender Nachweis für die Relevanz ihrer Einschätzung gilt, verweisen die Anhänger der „Team-Hypothese“ gerne auf die überraschende Vizemeisterschaft für den VfB Stutt-

* Prof. Dr. Bernd Frick, Universität Witten/Herdecke, Fakultät für Wirtschaftswissenschaft, Alfred-Herrhausen-Straße 50, D-58448 Witten, E-mail: bfrick@uni-wh.de und Institut für Arbeitsrecht und Arbeitsbeziehungen in der Europäischen Gemeinschaft, Universität Trier, Campus II, D-54286 Trier

gart und den „Fast-Abstieg“ von Bayer Leverkusen. Auch in der weiter zurück liegenden Vergangenheit gab es immer wieder Fälle, in denen besonders „teure“ Mannschaften weit hinter den Erwartungen zurückblieben (z.B. Bayern München in der Spielzeit 1991/92, Schalke 04 in der Saison 1993/94 und der 1. FC Kaiserslautern im Abstiegsjahr 1995/96), während „billige“ Teams ausgesprochen erfolgreich abschnitten (z.B. der SC Freiburg in der Saison 1994/95, Hansa Rostock in der Spielzeit 1997/98 oder die SpVgg Unterhaching in der Saison 1999/2000)¹. Ungeachtet einzelner geradezu spektakulärer „Ausreißer“ (im positiven wie im negativen Sinne) finden sich gleichwohl hinreichend Belege dafür, dass es stets die reicheren Teams sind, die um die Meisterschaft spielen und die ärmeren Vereine, die gegen den Abstieg kämpfen: So lagen beispielsweise während des Zehnjahreszeitraumes 1990/91 – 1999/2000 die Spielergehälter des jeweiligen deutschen Meisters um rund 75% über dem Durchschnitt aller Vereine, die des Vizemeisters um immerhin 49% höher und die der drei Absteiger um 34% darunter^{2, 3}. Letzteres wiederum impliziert, dass die von (selbsternannten oder tatsächlichen) „Fachleuten“ angeführte anekdotische Evidenz nur bedingt geeignet ist, die Frage nach dem Einfluss von Spielergehältern auf die Team-Performance zu beantworten.

Wenngleich die aus unterschiedlichen Quellen zusammen getragenen und in Tabelle 1 aufgeführten Etats bzw. Markt- und Transferwerte keineswegs identisch sind, wird deutlich, dass die finanziellen Möglichkeiten der Teams ganz erheblich differieren. Unabhängig von der Art der Berechnung bilden der FC Bayern München, Borussia Dortmund, Hertha BSC Berlin, Schalke 04 und der VfB Stuttgart die Gruppe der „Wohlhabenden“ während die „Armut-Gruppe“ aus Hannover 96, Hansa Rostock, Eintracht Frankfurt, dem SC Freiburg, dem VfL Bochum, Borussia Mönchengladbach, 1860 München und dem 1. FC Kaiserslautern besteht (die übrigen fünf Vereine – der VfL Wolfsburg, der 1. FC Köln, Werder Bremen, Bayer Leverkusen und der Hamburger SV – sind zumin-

-
- 1 Das Durchschnittseinkommen der Spieler der SpVgg Unterhaching betrug in der fraglichen Saison rund 390.000 DM. Ein vergleichbar geringes Gehalt hatte (nominal) zuletzt Watten-scheid 09 in der Saison 1992/93 gezahlt.
 - 2 Nach der Saison 1991/92 stiegen vier Mannschaften ab, um die zum Zweck der Eingliederung der ostdeutschen Spitzenvereine vorgenommene vorübergehende Aufstockung der Liga (auf 20 Vereine) wieder auf die seit 1965/66 übliche Zahl von 18 Teams wieder rückgängig machen zu können.
 - 3 Ich danke Alexander Ziebs für die großzügige Überlassung des den Berechnungen zugrundeliegenden Datenmaterials.

dest in der laufenden Saison weder der einen noch der anderen Gruppe eindeutig zuzuordnen). Vor diesem Hintergrund lässt sich – ganz in der Tradition der mehr durch Emotionen denn durch Sachkompetenz geprägten Debatten vergangener Jahre – trefflich über den kommenden Meister und die zukünftigen Zweitligisten spekulieren.

Tabelle 1

Etats und Marktwerte der Spielerkader der 18 Fußball-Bundesligisten in der Saison 2003/04 nach unterschiedlichen Berechnungsweisen

Verein	Etat 2003/04 (in Mio. €)*	Marktwert 2003/04 (in Mio. €)**	Transferwert 2003/04 (in Mio. €)***
FC Bayern München	60	91,0	191,4
Borussia Dortmund	50	62,1	146,9
Hertha BSC Berlin	49,2	51,4	74,6
FC Schalke 04	40	63,7	64,8
VfB Stuttgart	39,5	43,9	61,2
VfL Wolfsburg	48	31,9	56,4
1. FC Köln	34	25,0	27,5
Werder Bremen	32	38,9	76,4
Bayer Leverkusen	30	49,1	86,5
Hamburger SV	23	44,9	55,7
Hannover 96	25	34,7	33,3
Hansa Rostock	24,5	30,7	23,0
Eintracht Frankfurt	24	26,0	14,7
SC Freiburg	24	31,8	23,3
VfL Bochum	24	33,4	34,7
Borussia Mönchengladbach	23,5	29,6	34,5
TSV 1860 München	23	30,3	35,0
1. FC Kaiserslautern	23	31,3	45,0
Σ	596,7	749,7	1.084,9
∅	33,2	41,6	60,3

* Welt am Sonntag, 27.7.2003, S. 24-25

** Kicker-Sonderheft Bundesliga 2003/2004, S. 202

*** www.transfermarkt.de

Sicherlich ebenso spannend, aber aus ökonomischer Perspektive ungleich bedeutsamer ist jedoch die Frage, ob es einen systematischen Zusammenhang zwischen den von den Vereinen vorgenommenen Investitionen in den Spielerkader und der sportlichen Performance gibt. Darüber hinaus stellt sich die Frage, ob die für die Verpflichtung des Cheftrainers getätigten Aufwendungen die

Leistungen des Teams befördern. Mit Hilfe der zur Verfügung stehenden Längsschnittdaten soll im folgenden versucht werden, den Einfluss von Spielern und Trainern auf die sportliche Performance ihrer Clubs zu identifizieren (vgl. Abschnitt 3)⁴. In diesem Kontext wird auch der Frage nachzugehen sein, ob die Grenzerträge vereinsseitiger Investitionen in Spieler- und Trainertalent möglicherweise abnehmen und deshalb ab einem empirisch eindeutig bestimmbaren Punkt schlicht unrentabel werden. Zudem ist durchaus möglich, dass die Stärke des Zusammenhangs zwischen Entlohnung und sportlicher Performance im Zeitablauf keineswegs konstant, sondern mehr oder weniger großen Schwankungen unterworfen ist. Ein empirischer Test dieser Vermutung erfordert eine nach Teilperioden differenzierende ökonometrische Analyse, deren Ergebnisse ebenfalls in Abschnitt 3 präsentiert werden. Anschließend wird der Frage nach den Bestimmungsgründen der Höhe und der zeitlichen Entwicklung der Vereinsetats nachzugehen sein (vgl. Abschnitt 4).

Um die aus der empirischen Analyse resultierenden – vermutlich eher kontroversen – Handlungsempfehlungen (vgl. dazu Abschnitt 5) nachvollziehen zu können, ist es unverzichtbar, zunächst einen Blick in die bislang verfügbare Literatur zu werfen (vgl. Abschnitt 2), weil nur so erkennbar wird, dass die präsentierte Evidenz nicht nur originell (im Sinne von „neuartig“) ist, sondern für das Management der Vereine wie der Liga von erheblicher Relevanz sein dürfte.

2. Was lehrt uns die verfügbare Literatur?

Mit der Verfügbarkeit des für entsprechende empirische Analysen erforderlichen Datenmaterials hat die Zahl an einschlägigen Untersuchungen insbesondere in den USA und in Großbritannien in der jüngsten Vergangenheit ganz erheblich zugenommen. Auffallend ist dabei zunächst, dass die amerikanischen Untersuchungen einen vergleichsweise schwachen⁵, die britischen hingegen ei-

4 Ich danke Percy Grimmer für seine Hilfe bei der Beschaffung des den Modellschätzungen zugrundeliegenden Datenmaterials.

5 Vgl. dazu beispielhaft die folgenden Formulierungen:

“... teams that pay the most are not necessarily the teams that win the most“ (Buchanan und Slottje 1996: 144).

nen deutlich stärkeren Zusammenhang zwischen der Entlohnung und der Performance nachweisen (können).

So zeigen beispielsweise Quirk und Fort (1999: 201-205) mit Hilfe einfacher Rangkorrelationskoeffizienten, dass Teamgehälter und sportliche Performance in den Jahren 1990-1996 nur in der National Basketball Association (NBA) und der National Hockey League (NHL), nicht aber in der Major League Baseball (MLB) und in der National Football League (NFL) signifikant positiv korreliert sind. Diese Stärke des Zusammenhangs variiert allerdings über die Zeit und verschwindet auch für die beiden erstgenannten Ligen weitestgehend, wenn man der Berechnung statt der Durchschnittswerte die Jahreswerte zugrundelegt. Mit umfangreicheren Datensätzen und aufwendigeren ökonomischen Verfahren durchgeführte Schätzungen (vgl. u.a. Forrest und Simmons 2002a, 2003; Frick 1998; Frick, Dilger und Prinz 2002; Szymanski 2002; Hall, Szymanski und Zimbalist 2002) kommen demgegenüber zu dem Ergebnis, dass sich der erwartete signifikant positive Zusammenhang für alle amerikanischen Team-sportligen nachweisen lässt. Dieser Zusammenhang wird offenkundig enger, wenn man den Modellschätzungen nicht die zu Saisonbeginn vorgesehenen Zahlungen, sondern die in der Mitte der Spielzeit tatsächlich gezahlten Gehälter zugrundelegt (vgl. Zimbalist 2002: 115-116), weil der Verkauf bzw. die Neuverpflichtung von Spielern während der Saison die Gehaltsverpflichtungen erheblich verändern können. Darüber hinaus stellen Wiseman und Chatterjee (2003) in einer jüngst erschienenen Arbeit fest, dass der Einfluss der Gehälter auf die Performance in der MLB keineswegs zeitinvariant ist, sondern im Zeitablauf erheblich zugenommen hat.

Die für den professionellen Fußball in Westeuropa verfügbaren Untersuchungen (vgl. Forrest und Simmons 2002a, 2003; Lehmann und Weigand 1997; Frick,

“... the relationship between payroll and team performance is a loose one” (Sanderson und Siegfried 1997: 10).

“... more is required than changing the manager or adding new playing talent to bring a club from middling to championship caliber. Clearly, better players and coaches matter. ... But new talent and better management are only the necessary, not the sufficient, conditions for vastly improving the win percent of the team” (Scully 1995: 94).

“... average team salary has been related only tenuously to team performance: From 1984 to 1989, average team salary explained less than 10 percent of the variance in team win percentage (im Baseball, BF) ... and less than 12 percent of the variance in team standing. ... Put differently, it has not been possible to buy a winning team” (Zimbalist 1992: 96).

Lehmann und Weigand 1999; Szymanski 2000; Szymanski und Kuypers 1999; Szymanski und Smith 1997; Hall, Szymanski und Zimbalist 2002) kommen zu dem Schluss, dass die Entlohnung der Spieler einen ungleich größeren signifikant positiven Einfluss auf die Team-Performance hat als dies in den US-Ligen der Fall ist. Dieser zunächst überraschende Befund wird im wesentlichen damit erklärt, dass die Spielermärkte in den USA sehr stark, in Europa hingegen nicht nennenswert reguliert seien. Dies wiederum impliziert, dass die Entlohnung der Spieler – und damit die Gehaltsaufwendungen der sie beschäftigenden Vereine – im europäischen Fußball sehr viel enger mit dem sportlichen Ergebnis (der „Siegquote“) korreliert ist als dies in den USA zu beobachten ist.

Wenn der Zusammenhang zwischen Entlohnung und sportlichem Erfolg durch den Grad der Regulierung des Spielermarktes beeinflusst wird, dann ist zu erwarten, dass die Korrelation zwischen den Gehaltsaufwendungen der einzelnen Teams und ihrer Siegquote seit der als „Bosman-Urteil“ bekannt gewordenen Entscheidung des Europäischen Gerichtshofes im Dezember 1995 enger geworden ist, weil dieses Urteil letztlich eine weitgehende Deregulierung des Marktes bewirkt hat (vgl. Frick und Wagner 1996; Antonioni und Cubbin 2000; Feess und Mühlheuser 2002)⁶. Darüber hinaus dürfte angesichts des komplexen Charakters der Inputfaktoren auch die Qualität des (Chef-)Trainers einen maßgeblichen Einfluss auf die sportliche Performance haben.

3. Faktorpreise und Faktorproduktivität: Welchen Einfluss haben Spieler- und Trainergehälter auf die sportliche Performance?

Angesichts des in zahlreichen empirischen Studien nachgewiesenen engen Zusammenhangs zwischen der Performance einzelner Spieler und ihrer Entlohnung (vgl. u.a. Frick und Prinz 2000; Frick 2001; Hübl und Swieter 2002; Lehmann 2000; Lucifora und Simmons 2003; Lehmann und Weigand 1999; Prinz 2004) liegt die Vermutung nahe, dass die aggregierten Gehaltszahlungen einen signifikant positiven Einfluss auf die Team-Performance haben werden⁷. Gege-

6 Zu den Auswirkungen des Urteils auf die Häufigkeit und die zeitliche Entwicklung von Ablösezahlungen vgl. Frick und Lehmann (2001).

7 Der Einfluss der Entgeltform (z.B. das Verhältnis von fixen und variablen Bestandteilen und die relative Bedeutung von garantierten Handgeldzahlungen) bleiben im folgenden ebenso

ben die Spezifika der Produktionsfunktion (unabhängig von den individuellen Fähigkeiten und Fertigkeiten ist die Bereitschaft der Akteure zur Kooperation von entscheidender Bedeutung für den sportlichen Erfolg) und der Produktionstechnologie (abgesehen von den limitationalen Faktoreinsatzbedingungen spielen die Komplementarität der Inputfaktoren und die aus dem Mannschaftstraining resultierenden Lerneffekte eine zentrale Rolle) ist jedoch nicht anzunehmen, dass es dem Trainer(-stab) stets in gleichem Maße gelingt, aus besonders talentierten und leistungsfähigen Individualisten eine erfolgreiche Mannschaft zu formen. Umgekehrt ist auch vorstellbar, dass ein hochqualifiziertes Management⁸ es schafft, aus einer Gruppe von mäßig talentierten - und dementsprechend „billigen“ - Spielern eine homogene und erfolgreiche Mannschaft zu bilden, in der das Zusammengehörigkeitsgefühl und das gemeinsame Spielverständnis die fehlenden individuellen Fähigkeiten ganz oder teilweise substituieren.

Um die relative Bedeutung von Spieler- und Trainerqualitäten quantifizieren zu können, werden folgende Modelle geschätzt (zur Verteilung der abhängigen Variable vgl. Abbildung A1 im Anhang):

$$(1) p_{it} = \beta_0 + \beta_1 (w_{it} / w_t) + \beta_2 (w_{it} / w_t)^2 + \beta_3 (t_{it} - t_t) + \beta_4 te + \beta_5 dpr + \varepsilon$$

$$(2) p_{it} = \beta_0 + \beta_1 (w_{it} / w_t) + \beta_2 (w_{it} / w_t)^2 + \beta_3 (t_{it} / t_t) + \beta_4 te + \beta_5 dpr + \beta_6 tt * (w_{it} / w_t) + \varepsilon$$

wobei p_{it} die Punktzahl von Team i am Ende der Spielzeit t , (w_{it} / w_t) die Gehaltssumme von Team i in der Spielzeit t im Verhältnis zur durchschnittlichen Gehaltssumme aller Teams in der fraglichen Saison, (t_{it} / t_t) das monatliche Bruttoeinkommen des Cheftrainers von Team i in der Saison t relativ zum durchschnittlichen Einkommen aller Cheftrainer in der jeweiligen Spielzeit, te die Zahl der Trainerentlassungen im Laufe der Saison, dpr eine Dummy-Variable, die den Wert 0 annimmt für den Zeitraum vor der Einführung der sog. „Dreipunkte-Regel“ und den Wert 1 für die Zeit danach. Bei dem Ausdruck $tt * (w_{it} / w_t)$ in Modell (2) schließlich handelt es sich um einen Interaktionsterm, mit des-

unberücksichtigt wie die denkbaren Performanceeffekte der Gehaltsverteilung innerhalb von Teams (vgl. dazu u.a. Frick, Prinz und Winkelmann 2003).

8 Dazu sind nicht nur der bzw. die Trainer zu zählen, sondern auch die kaufmännische Leitung und die medizinische Abteilung.

sen Hilfe getestet wird, ob der Einfluss der Spielergehälter auf die Team-Performance zeitinvariant ist oder aber zu- bzw. abnimmt.

Tabelle 2

Spielergehälter, Trainerentgelte und Team-Performance in der Fußball-Bundesliga (1981/82-2002/03)

abh. Variable: p_{it}	Modell (1)			
	b	se b	T	
(w_{it} / w_t)	15,503	2,025	7,66	***
$(w_{it} / w_t)^2$	-2,348	0,645	-3,64	***
(t_{it} / t_t)	4,169	0,925	4,51	***
te	-5,317	0,521	-10,21	***
dpr	12,729	0,780	16,32	***
const	19,681	1,423	13,83	***
Anzahl Fälle	398			
R ² * 100	67,0			
F-Wert	162,1***			
LM-Test	1,15+			
	Modell (2)			
	b	se b	T	
(w_{it} / w_t)	15,003	1,974	7,49	***
$(w_{it} / w_t)^2$	-2,640	0,582	-3,85	***
(t_{it} / t_t)	3,951	0,843	4,25	***
te	-5,408	0,525	-10,23	***
dpr	11,549	0,993	11,34	***
tt * (w_{it} / w_t)	0,114	0,068	1,80	*
const	19,924	1,337	14,15	***
Anzahl Fälle	398			
R ² * 100	67,5			
F-Wert	135,9***			
LM-Test	1,22+			

+ nicht signifikant; * $p < .10$; *** $p < .01$

OLS-Schätzung mit heteroskedastie-robusten Standardfehlern (White 1980)

Die Schätzungen (3) und (4) sind den beiden ersten sehr ähnlich, verwenden aber jeweils nur die Daten zweier unterschiedlicher Teilperioden des insgesamt 22 Jahre umfassenden Untersuchungszeitraumes. Die getrennte Schätzung für die „Vor-“ und die „Nach-Bosman-Ära“ trägt dem Argument Rechnung, dass der postulierte Zusammenhang zwischen der Entlohnung und der Produktivi-

tät des Faktors „Arbeit“ auf einem liberalisierten Spielermarkt enger sein sollte als auf einem vergleichsweise „regulierten“ Markt.

Wie aus Tabelle 2 hervorgeht, haben die Aufwendungen für Spielergehälter (w_{it} / w_t) den erwarteten signifikant positiven Einfluss auf die Performance: Unter sonst gleichen Bedingungen bewirken höhere Ausgaben tatsächlich einen größeren sportlichen Erfolg, wobei der negative und statistisch signifikante Koeffizient des quadrierten Terms $(w_{it} / w_t)^2$ impliziert, dass die Grenzerträge dieser Aufwendungen abnehmen – ein Befund, auf den noch einmal gesondert zurückzukommen sein wird⁹. Zudem fällt auf, dass der Einfluss der Spielerentlohnung auf den sportlichen Erfolg über die Zeit hinweg zunimmt, denn der Koeffizient des entsprechenden Interaktionsterms ($t_t^* (w_{it} / w_t)$) in Schätzung (2) ist signifikant von Null verschieden. Die beiden letztgenannten Befunde gelten überraschenderweise nicht für die Entlohnung des Cheftrainers, denn weder der Koeffizient des quadrierten Gehaltsterms $((w_{it} / w_t)^2)$ noch der des Interaktionsterms ($t_t^* (t_{it} / t_t)$) ist statistisch signifikant¹⁰. Erwähnenswert ist darüber hinaus der Befund, dass Trainerentlassungen, die im allgemeinen eine Reaktion auf sportlichen Misserfolg darstellen, unter sonst gleichen Bedingungen zu einer weiteren signifikanten Verschlechterung der Performance führen: Ausweislich der Modellschätzungen geht jede Trainerentlassung (deren Zahl je Verein und Saison zwischen 0 und 3 variiert) mit einem „Minus“ von fünf Punkten einher¹¹.

Angesichts der Vermutung, dass Spieler und Trainer(-stab) komplementäre Inputs darstellen, liegt es natürlich nahe, die Bestimmungsgründe der Team-Performance nicht nur mittels einer Cobb-Douglas-Funktion zu identifizieren, sondern auch Spezifikationen zu testen, die möglichen Wechselwirkungen zwi-

9 Die insignifikanten Werte des Breusch-Pagan Tests (LM-Test) legen den Schluss nahe, dass die ermittelten Koeffizienten nicht durch unbeobachtete vereinspezifische Faktoren verzerrt sind.

10 Die detaillierten Modellschätzungen sind auf Nachfrage vom Autor erhältlich.

11 Natürlich stellt sich hier die Frage nach der Kausalität. Die Frage, ob eine schlechte Performance die Ursache oder aber die Folge einer Trainerentlassung ist, wird sich vermutlich nicht abschließend beantworten lassen. Man kann jedoch annehmen, dass die während der Saison erforderliche Verpflichtung eines neuen Trainers insofern problematisch ist, als der verfügbare Pool an arbeitslosen Trainern aus durchschnittlich weniger qualifizierten Kandidaten zusammengesetzt sein dürfte. Dies wiederum erhöht die Wahrscheinlichkeit, bei dem Austausch des Trainers einen ungeeigneten Kandidaten durch einen noch ungeeigneteren zu ersetzen.

schen den Inputfaktoren Rechnung tragen. Überraschenderweise zeigt sich jedoch, dass weder eine CES- noch eine Translog-Spezifikation eine Verbesserung der Anpassungsgüte des geschätzten Modells bewirkt. Darüber hinaus erweisen sich die Koeffizienten sämtlicher Interaktionsterme als nicht signifikant von Null verschieden.

Tabelle 3

Der Zusammenhang zwischen Entlohnung und sportlicher Performance in der Vor- und der Nach-Bosman-Ära (1981/82-1995/96 vs. 1996/97-2002/03)#

abh. Variable: p_{it}	Modell (3) - Vor-Bosman-Ära			
	b	se b	T	
(w_{it} / w_t)	17,127	2,630	6,51	***
$(w_{it} / w_t)^2$	-2,911	0,951	-3,06	***
(t_{it} / t_t)	2,636	1,150	2,29	**
te	-5,449	0,511	-10,67	***
dpr	10,841	1,746	6,21	***
const	20,317	1,415	14,36	***
Anzahl Fälle	272			
R ² * 100	61,5			
F-Wert	89,1***			
	Modell (4) - Nach-Bosman-Ära			
	b	se b	T	
(w_{it} / w_t)	16,056	4,178	3,84	***
$(w_{it} / w_t)^2$	-2,616	1,070	-2,44	**
(t_{it} / t_t)	5,371	1,394	3,85	***
te	-5,668	0,934	-6,07	***
dpr	-	-	-	
const	31,384	2,623	11,96	***
Anzahl Fälle	126			
R ² * 100	54,3			
F-Wert	42,4***			

** p < .05; *** p < .01

OLS-Schätzung mit heteroskedastie-robusten Standardfehlern (White 1980)

Wie aus Tabelle 3 hervorgeht, ist der statistisch signifikante „Pay-Performance-Zusammenhang“ durch die Liberalisierung des Spielermarktes im Anschluss an das Bosman-Urteil keineswegs enger geworden. Ein einfacher t-Test macht deutlich, dass sich die Koeffizienten der beiden Gehaltsvariablen ((w_{it} / w_t) und $(w_{it} / w_t)^2$) nicht zwischen der Vor- und der Nach-Bosman-Ära unterscheiden.

Dieser auf den ersten Blick überraschende Befund ist vermutlich damit zu erklären, dass der deutsche Spielermarkt bereits vor der EuGH-Entscheidung als vergleichsweise „freizügig“ gelten konnte. Darüber hinaus zeigt sich, dass der Einfluss der mit Marktpreisen bewerteten Trainerqualität in der Nach-Bosman-Ära sprunghaft zugenommen hat. Eine alternative Modellschätzung mit einem Interaktionsterm aus einem linearen Zeittrend und dem relativen Trainergehalt erweist sich demgegenüber unabhängig von der konkreten Modellspezifikation stets als insignifikant, d.h. die größere Bedeutung des Trainers ist nicht das Ergebnis eines langjährigen Entwicklungsprozesses, sondern das Resultat eines plötzlichen „Schocks“, dessen Ursachen allerdings noch ungeklärt sind.

Zusätzliche Modellschätzungen, deren Ergebnisse aus Platzgründen nicht im einzelnen wieder gegeben werden, lassen erkennen, dass nicht nur die Spieler- und die Trainerqualität, sondern noch weitere (allerdings kaum quantifizierbare) Faktoren einen Einfluss auf die sportliche Performance haben: So ergibt eine Schätzung von Modell (2) mit zusätzlichen Vereins-Dummies¹², dass insgesamt 25 der 38 Koeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Die einzige Mannschaft mit einem signifikant positiven Koeffizienten ist der FC Bayern München, was auf überlegene Fähigkeiten des dortigen Managements hindeutet. Von den 24 Teams mit einem signifikant negativen Koeffizienten haben 15 weniger als die durchschnittlichen 15 Jahre Ligazugehörigkeit¹³ akkumulieren können¹⁴. Unter den übrigen 9 Teams befinden sich weitere fünf, die mittlerweile ebenfalls abgestiegen sind (MSV Duisburg, 1. FC Nürnberg, Fortuna Düssel-

12 Die Modellschätzungen sind auf Nachfrage vom Autor erhältlich. Referenzteam ist der 1. FC Kaiserslautern, weil dieser während des Untersuchungszeitraumes sowohl hinsichtlich der Punktzahl als auch der Gehaltsausgaben dem Ligadurchschnitt am nächsten kommt. Die geschätzten Koeffizienten bilden natürlich nicht nur Unterschiede in den Fähigkeiten des jeweiligen Managements ab, sondern auch andere unbeobachtete vereinspezifische Merkmale.

13 Dieser Wert errechnet sich wie folgt: In den vergangenen 40 Spielzeiten gehörten insgesamt 48 verschiedene Mannschaften vorübergehend oder sogar dauerhaft dem „Fußball-Oberhaus“ an. In zwei dieser Spielzeiten (1963/64 und 1964/65) waren jeweils 16 Mannschaften am Start, in einer Saison (1991/92) deren 20. In den übrigen Jahren betrug die Zahl der am Spielbetrieb teilnehmenden Mannschaften jeweils 18. Dies ergibt 718 „Team-Liga-Jahre“, die durch die Zahl der beteiligten Mannschaften (48) zu dividieren ist (der Quotient beträgt demzufolge 14,95 Jahre).

14 Dabei handelt es sich – in absteigender Reihenfolge ihrer Ligazugehörigkeitsdauer (in Klammern die Anzahl der Jahre) – um Hannover 96 (15), KFC Uerdingen 05 (14), Arminia Bielefeld (11), Waldhof Mannheim (7), Kickers Offenbach (7), FC St. Pauli (7), 1. FC Saarbrücken (5), SG Wattenscheid 09 (4), Dynamo Dresden (4), Energie Cottbus (3), Stuttgarter Kickers (2), SV Darmstadt 98 (2), SSV Ulm 1846 (1), Blau-Weiß 90 Berlin (1) und VfB Leipzig (1).

dorf, Karlsruher SC und Eintracht Braunschweig). Mit dem 1. FC Köln, Schalke 04, dem VfL Bochum und dem TSV 1860 München konnten sich zudem vier Vereine mit mehr oder weniger langen Unterbrechungen in der Liga halten, deren Management bei statistischer Kontrolle der übrigen erfolgsrelevanten Faktoren offenbar weniger kompetent ist bzw. war als das des 1. FC Kaiserslautern. Diese Befunde implizieren, dass auch und gerade die Fähigkeiten der kaufmännischen Leitung eine zentrale Voraussetzung für den sportlichen Erfolg darstellen. Über eine dem Management des 1. FC Kaiserslautern vergleichbar kompetente „Führungsrige“ verfügen – ausweislich der Modellschätzungen – lediglich 13 Teams (Hamburger SV, Werder Bremen, VfB Stuttgart, Borussia Mönchengladbach, Borussia Dortmund, Eintracht Frankfurt, Bayer Leverkusen, Hertha BSC Berlin, Hansa Rostock, SC Freiburg, VfL Wolfsburg, FC Homburg und SpVgg Unterhaching)¹⁵.

4. Vereinsetats und Positionswettbewerb: Sind regulierende Eingriffe unverzichtbar, überflüssig oder sogar schädlich?

Ungeachtet der Gleichverteilung der Erlöse aus der zentralen Vermarktung der Fernsehübertragungsrechte an der Fußball-Bundesliga (vgl. kritisch dazu jüngst Parlasca und Szymanski 2002 sowie Kruse und Quitzau 2002) differieren die Etats der Vereine nicht unerheblich (vgl. Tabelle 1 sowie Abbildung A2 im Anhang). Neben der mit der Größe des (regionalen) „Fanpotentials“ variierenden Einnahmeerzielungskapazität (primär durch den Verkauf von Eintrittskarten, aber in zunehmendem Maße auch durch Erlöse aus dem Verkauf von Fanartikeln) dürften insbesondere die Reputation eines Teams (z.B. als „Traditionsverein“, als „Fohlenelf“, etc.) und die Einnahmen aus dem Verkauf der Werberechte im Stadion sowie auf den Spielertrikots die Höhe der Etats beeinflussen.

Das in diesem Zusammenhang geschätzte Modell hat folgende allgemeine Form:

¹⁵ Auffallend ist, dass unter den genannten Vereinen nicht nur arme (n=4) und reiche (n=3) sowie solche aus dem finanziellen „Mittelfeld“ der Liga (n=4) vertreten sind (vgl. Tabelle 1), sondern auch zwei Vereine die – wie der FC Homburg – bereits vor einigen Jahren oder – wie die SpVgg Unterhaching – erst vor kurzem abgestiegen sind (und anschließend zumundest vorübergehend „nach unten durchgereicht“ wurden).

$$(3) (w_{it} / w_t) = \beta_0 + \beta_1 zp + \beta_2 lz + \beta_3 lz^2 + \beta_4 zp * lz + \beta_5 (ts_{it} / ts_t) + \beta_6 (ts_{it} / ts_t)^2 + \beta_7 (ts_{it} / ts_t)^3 + \beta_8 (ts_{it} / ts_t)^4 + \varepsilon$$

wobei (w_{it} / w_t) die Abweichung des Etats von Mannschaft i in der Saison t vom entsprechenden Durchschnittswert aller Teams in der fraglichen Saison ist, zp das (logarithmierte) Zuschauerpotential eines jeden Vereins (zu dessen Bestimmung vgl. Modell A1 sowie Tabelle A1 im Anhang)¹⁶, lz die Dauer der Liga-zugehörigkeit der einzelnen Teams (als eine Näherungsgröße für die Reputation¹⁷) sowie der quadrierte Wert der Zugehörigkeitsdauer und (ts_{it} / ts_t) die Abweichung der Zuwendung des Trikotsponsors von Mannschaft i in der Spielzeit t vom entsprechenden Durchschnittswert aller Vereine.

Tabelle 4

Determinanten der Vereinsetats in der Fußball-Bundesliga (1981/82-2002/03)

abh. Variable: ($w_{it} - w_t$)	b	se b	T#	
zp	0,0292	0,0098	2,98	***
lz	-0,0102	0,0050	-2,05	**
lz ² ##	0,0481	0,0113	4,27	***
zp * lz###	0,0054	0,0013	4,05	***
(ts_{it} / ts_t)	0,5516	0,0467	11,82	***
(ts_{it} / ts_t) ²	0,5250	0,1154	4,55	***
(ts_{it} / ts_t) ³	-0,1425	0,0355	-4,02	***
(ts_{it} / ts_t) ⁴	-0,1845	0,0477	-3,87	***
const	0,4596	0,0912	5,03	***
Anzahl Fälle	398			
R ² * 100	60,7			
F-Wert	66,6***			

OLS-Schätzung mit heteroskedastie-robusten Standardfehlern (White 1980)

Aus Gründen der Darstellbarkeit mit dem Faktor 100 multipliziert.

Aus Gründen der Darstellbarkeit mit dem Faktor 1.000 multipliziert

16 Dabei ist zu beachten, dass das Zuschauer- bzw. Fanpotential kaum mit der Einwohnerzahl korreliert ist. So gibt es einerseits „kleine Fußballhochburgen“, wie z.B. Kaiserslautern und andererseits große Kommunen wie Düsseldorf, in denen der professionelle Fußball traditionell ein „Schattendasein“ führt.

17 Alternativ hätte man natürlich auch einen gleitenden Durchschnitt der Performance in den jeweils vergangenen zehn oder zwanzig Spielzeiten verwenden können (dies hätte mit einiger Wahrscheinlichkeit keinen nennenswerten Einfluss auf die Ergebnisse gehabt).

Wie aus Tabelle 4 hervorgeht, erklärt das Modell rund 60% der Streuung der Vereinsetats. Sowohl das Zuschauer- bzw. Fanpotential als auch die Dauer der Ligazugehörigkeit und die Zuwendungen durch den größten Sponsor haben den erwarteten, teils linearen, teils nicht-linearen Einfluss auf die Teamgehaltssumme.

Vor diesem Hintergrund stellt sich die in der einschlägigen Literatur immer wieder diskutierte Frage, ob es tatsächlich gezielter exogener Eingriffe bedarf, um das dem professionellen Teamsport inhärente Problem eines eskalierenden „Rüstungswettlaufes“ lösen zu können (vgl. Whitney 1993, Franck 1999). Das zentrale Merkmal des Produktmarktes im professionellen Mannschaftssport besteht darin, dass kein Team isoliert produzieren kann, d.h. das der für die Branche charakteristische und die Produktnachfrage determinierende „Positionswettbewerb“ typischerweise über die Ermittlung der relativen Spielstärke innerhalb einer Gruppe von Mannschaften – im allgemeinen als „Liga“ bezeichnet – erfolgt. Stellt somit bereits jedes einzelne Spiel ein „Teamprodukt“ dar, so gilt dies erst recht für den Positionswettbewerb bzw. das „Meisterschaftsrennen“ (vgl. Rottenberg 1956; Neale 1964). Unter der Annahme, dass sich die Nachfrage der Vereine nach Spielern als abgeleitete Nachfrage aus der Produktnachfrage ergibt, bestimmen die am Markt erzielbaren Erlöse den optimalen Einsatz an Inputfaktoren. Die Produktivität der Inputfaktoren wiederum hängt entscheidend von der Einsatzmenge dieser Inputfaktoren bei der Konkurrenz ab. Unter diesen Bedingungen sei – so die These der Befürworter regulierender Eingriffe – mit spezifischen Produktionsexternalitäten zu rechnen: Erhöhe eine Mannschaft durch Neuverpflichtungen ihre relative Spielstärke, gehe dadurch die relative Spielstärke aller übrigen Vereine der Liga zurück. Da der Zuschauernutzen im wesentlichen eine Funktion der relativen Spielstärke sei, wirkten sich diese negativen Externalitäten unmittelbar auf die Erlöse aller beteiligten Teams aus. Um die angestrebten sportlichen Ziele zu erreichen, versuchten die Vereinsverantwortlichen, die Spielstärke der eigenen Mannschaft auch dann noch zu erhöhen, wenn sich dies in einem Rückgang des Zuschaueraufkommens der gesamten Liga niederschlagen sollte. Die in diesem Zusammenhang entscheidende Frage, ob sich das aus dem Auseinanderfallen von individueller und kollektiver Rationalität resultierende „Kooperationsdilemma“ nur durch exogene Eingriffe (z.B. in Form einer Umverteilung der Einnahmen der einzelnen Vereine oder durch eine wie auch immer geartete Regu-

lierung des Spielermarktes) beheben lässt, oder ob die Vereine in ihrem wohlverstandenen Eigeninteresse auf die „Überproduktion“ von Spielstärke verzichten, ist letztlich wohl nur empirisch zu beantworten¹⁸.

Dies gilt um so mehr, als die „Regulierungshypothese“ keineswegs unstrittig ist: So zeigen beispielsweise Szymanski und Késenne (2002), dass eine wie auch immer geartete Regulierung des Produktmarktes unter bestimmten Bedingungen sogar zu einem Rückgang der sportlichen Ausgeglichenheit führen kann. Darüber hinaus weisen neuere empirische Arbeiten nach, dass die Ticketnachfrage weniger von der mutmaßlichen oder der tatsächlichen Ausgeglichenheit der sportlichen Kontrahenten abhängt, als vielmehr von der Reputation der jeweiligen Gastmannschaft, die – wie beispielsweise der FC Bayern München oder auch Borussia Dortmund – bei ihren Auswärtsspielen im allgemeinen für volle Stadien sorgen (vgl. Czarnitzki und Stadtmann 2002). Zudem kann eine wie auch immer generierte Angleichung der Spielstärke durchaus zu einem nennenswerten Rückgang der Zuschauerzahlen führen: Wenn die Fans der Heimmannschaft eine Präferenz für einen Sieg ihres Teams – und eben nicht für ein Spiel mit einem ungewissen Ausgang – haben (vgl. Peel und Thomas 1992), werden die Zuschauerzahlen in diesem Fall aufgrund der sinkenden Wahrscheinlichkeit eines Sieges der Heimmannschaft stärker zurückgehen, als sie aufgrund der zunehmenden Spannung der sportlichen Auseinandersetzung ansteigen (vgl. u.a. Forrest und Simmons 2002b)¹⁹. Dies wiederum impliziert, dass Bemühungen, die kurz- und mittelfristige Unsicherheit des Ausgangs einzelner Spiele und/oder ganzer Meisterschaftsrennen nicht nur verzichtbar, sondern eindeutig kontraproduktiv sind.

Abgesehen davon, dass die Ticketnachfrage offenbar sehr viel stärker von anderen Faktoren als der Ausgeglichenheit der beteiligten Teams abzuhängen scheint, ist bislang keineswegs geklärt, ob die „Kluft“ zwischen arm und reich in der jüngeren Vergangenheit tatsächlich in einem für die Attraktivität des

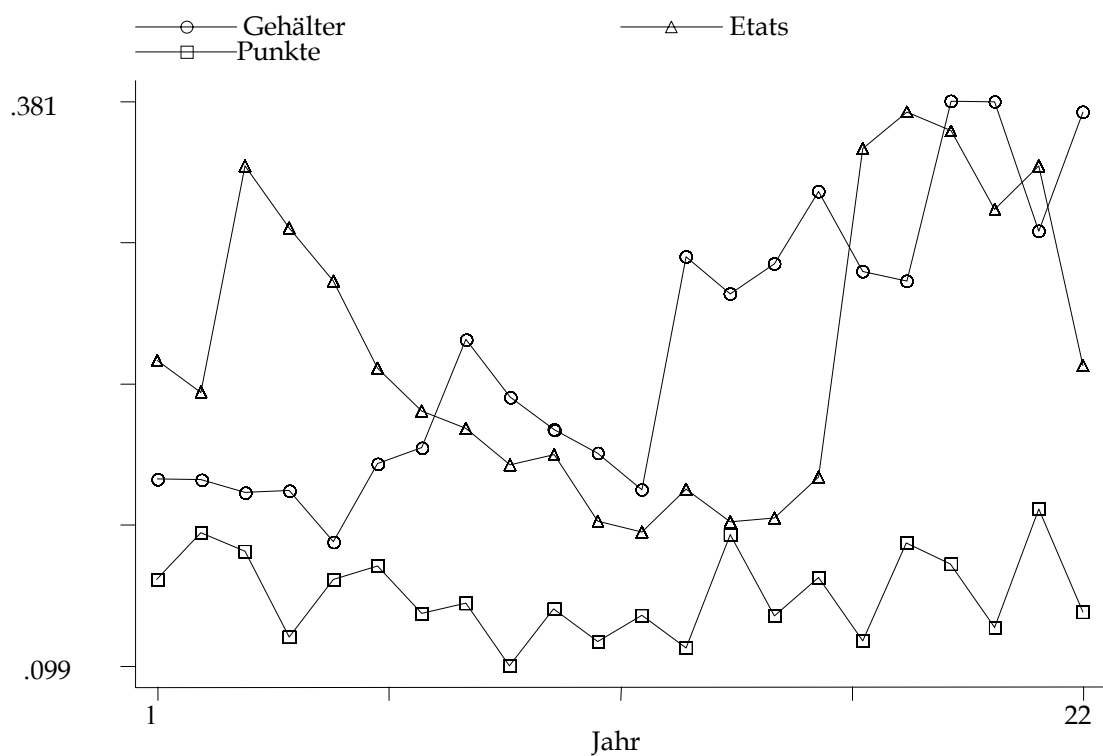
18 Der immer wiederkehrende Verweis auf die zunehmende Verschuldung der Vereine der Fußball-Bundesliga ist allenfalls eine notwendige, aber sicher keine hinreichende Begründung für mehr oder weniger umfassende Eingriffe in das Marktgeschehen.

19 Forrest und Simmons (2002b) können anhand entsprechender Daten für die Saison 1997/98 mit Hilfe einer Simulationsrechnung zeigen, dass die gesamte Zuschauerzahl in den höchsten drei englischen Ligen um mehr als 1,3 Mio. geringer gewesen wäre, hätten die Teams einer Liga über jeweils die gleiche Spielstärke verfügt.

Produktes bedenklichen Umfang zugenommen hat. Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, sind die Reichen in den vergangenen 22 Jahren keineswegs immer reicher und die Armen immer ärmer geworden. Die mit Hilfe des Gini-Koeffizienten gemessene Ungleichverteilung bzw. Konzentration der Spieler- wie auch der Trainergehälter ist – gemessen an den Major Leagues in den USA – eher gering. Weiterhin fällt auf, dass weder die Konzentration der Teamgehaltssummen noch die der Trainergehälter einem durchgängigen Trend folgt (beide Zeitreihen weisen eher erratische Schwankungen auf).

Abbildung 1

Die Konzentration von Trainergehältern, Spielerentlohnung und sportlichem Erfolg in der Fußball-Bundesliga (Gini-Koeffizienten für die Spielzeiten 1981/82 - 2002/03)



Quelle: Eigene Berechnungen anhand von Informationen der „Welt am Sonntag“

Darüber hinaus sind - dies ist der im vorliegenden Zusammenhang zweifellos wichtigere Befund - die Etat- und die Erfolgskonzentration unkorreliert, d.h. eine zunehmende Ungleichverteilung der finanziellen Mittel geht ebenso wenig mit einem Rückgang der Ausgeglichenheit der Teilnehmer des „Meisterschaftsrennens“ einher wie eine abnehmende Ungleichverteilung mit einer Zunahme

der sportlichen Spannung.

5. Zusammenfassung und Implikationen

Der Befund, dass die Aufwendungen für Spieler- und Trainergehälter einen positiven Einfluss auf die sportliche Performance haben, bestätigt die Ergebnisse vergleichbarer Analysen und ist insofern nicht überraschend. Von ungleich größerer Bedeutung (und zugleich auch von einer nicht unerheblichen Brisanz) ist demgegenüber der erstmalige empirische Nachweis abnehmender Grenzerträge von Spielertalent auch in der Fußball-Bundesliga: Offenbar gibt es ein zweifelsfrei identifizierbares Optimum an Gehaltsausgaben, dessen Überschreiten sich nachteilig auf die sportliche Performance auswirkt. Vor diesem Hintergrund ist die aus der „Regulierungshypothese“ abgeleitete Forderung nach exogenen Eingriffen in die Funktionsweise des Produkt- wie auch des Arbeitsmarktes im professionellen Team-Sport zu relativieren: Selbst unter der Annahme, dass die verantwortlichen Personen nicht die Gewinne, sondern den sportlichen Erfolg ihrer Teams zu maximieren versuchen, dürfte die neugewonnene Einsicht in die wirtschaftlichen Zusammenhänge mittel- und langfristige zu einer Revision der bislang praktizierten Personalpolitik führen.

Natürlich lässt sich die naheliegende Behauptung, die hohe Wettbewerbsintensität in der Fußball-Bundesliga – die sich in spannenden Spielen und einem kaum prognostizierbaren Saisonverlauf niederschlägt – sei der seit Jahrzehnten praktizierten Zentralvermarktung der Fernsehrechte und der anschließenden Gleichverteilung der damit generierten Erlöse geschuldet, mit den in den Abschnitten 3 und 4 präsentierten Befunden nicht endgültig widerlegen. Die Erfahrungen in anderen Ländern, wie z.B. in der spanischen „Primera Division“, in der sich die Vereine grundsätzlich selbst vermarkten und die Erlöse vollständig behalten, widersprechen freilich ebenfalls diametral dem Umverteilungsargument: So gehört die spanische Liga – zusammen mit der Bundesliga, der englischen „Premier League“ und der italienischen „Serie A“ zu den ausgeglichsten (und damit spannendsten) professionellen Teamsportligen überhaupt (vgl. Frick, Lehmann und Weigand 1999).

Wenngleich das Relegationssystem ein ausgeprägtes „Trittbrettfahrertum“ bislang zuverlässig verhindert hat – eine „Zwangsversetzung“ in die zweite Liga geht erfahrungsgemäß mit erheblichen Einbußen nicht nur bei den Fernsehgeldern, sondern auch bei den Ticketerlösen und den Merchandisingumsätzen einher – ist angesichts der bis in die jüngste Vergangenheit praktizierten Gleichverteilung der Fernsehgelder opportunistisches Verhalten einzelner Aufsteiger nicht vollständig zu unterbinden: Der Anreiz, eine Saison mit einer nicht konkurrenzfähigen Mannschaft im „Oberhaus“ mitzuspielen und sich dabei finanziell zu sanieren, ist – wie entsprechende Äußerungen einzelner Präsidenten vermuten lassen – recht groß. Vor diesem Hintergrund ist die seit der Saison 2000/01 praktizierte leistungsabhängige Verteilung (50% fixer Anteil; 50% variabler Anteil²⁰) ein erster, vermutlich aber noch nicht ausreichender Schritt in Richtung eines anreizkompatiblen Verteilungsschlüssels.

²⁰ Der variable Betrag setzt sich zu 75% aus der sportlichen Performance in den vergangenen drei Spielzeiten und zu 25% aus der Performance in der laufenden Saison zusammen. Der Letztplatzierte in der Bundesliga erhält derzeit rund 60% der Fernsehgelder, die auf den Tabellenführer entfallen, aber nahezu das Doppelte des Tabellenführers der zweiten Liga. Ich danke Christian Müller von der Deutschen Fußball-Liga für die Erläuterung des Verteilungsschlüssels.

Anhang

Abbildung A1

Kerndichteschätzung der Saisonpunkte

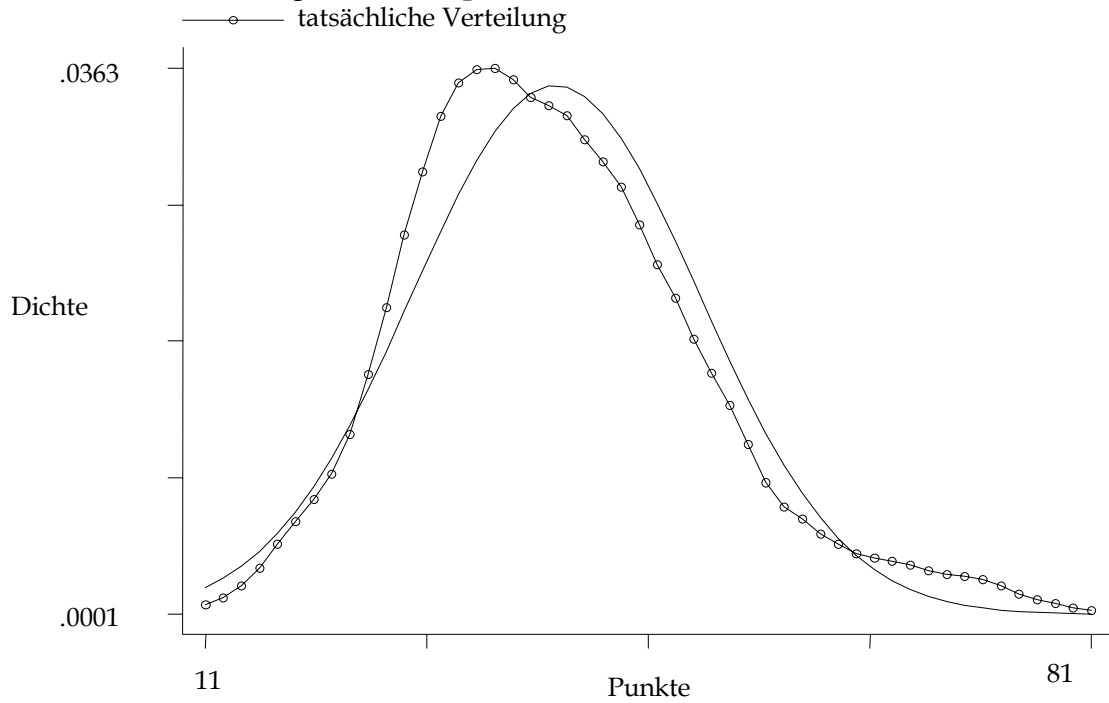


Abbildung A2

Kerndichteschätzung der normierten Vereinstats

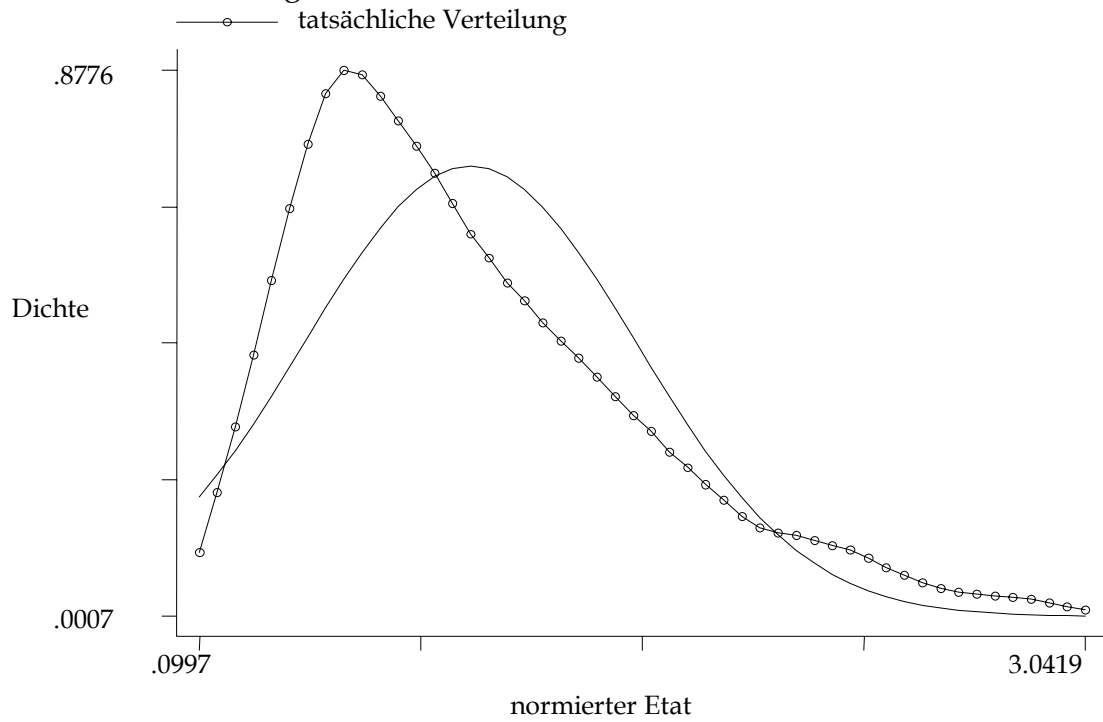


Tabelle A1

Zuschauerpotential und Ticketverkauf in der Fußball-Bundesliga
(1981/82 – 2002/03)

Verein	b	se b	T#	
Borussia Dortmund	12776	1939	6,59	***
Bayern München	11903	1610	7,39	***
Schalke 04	9596	1499	6,40	***
Hertha BSC Berlin	7093	3082	2,30	**
Blau-Weiß 90 Berlin	6479	986	6,57	***
Hannover 96	5344	2671	2,00	**
1. FC Nürnberg	3059	1209	2,53	**
1. FC Kaiserslautern	1592	937	2,08	**
VfB Stuttgart	877	1209	0,73	+
Hamburger SV	404	1331	0,30	+
1. FC Saarbrücken	356	1580	0,23	+
Eintracht Frankfurt	-	-	-	
1. FC Köln	-2066	851	-2,43	**
Waldhof Mannheim	-3247	1668	-1,95	*
Bor. Mönchengladbach	-3497	649	-5,39	***
TSV 1860 München	-3626	1593	-2,28	**
Karlsruher SC	-3666	1237	-2,96	***
Kickers Offenbach	-3683	1540	-2,39	**
FC St. Pauli	-3756	1635	-2,30	**
Eintracht Braunschweig	-4072	969	-4,20	***
VfL Bochum	-4906	974	-5,03	***
Werder Bremen	-5025	859	-5,85	***
SV Darmstadt 98	-5772	1281	-4,50	***
Fortuna Düsseldorf	-6517	1053	-6,19	**
Arminia Bielefeld	-6788	1404	-4,83	***
Kickers Stuttgart	-7737	2678	-2,89	***
FC Homburg	-8716	1151	-7,58	***
Dynamo Dresden	-9634	1296	-7,43	***
SSV Ulm 1846	-9909	1510	-6,56	***
SC Freiburg	-9956	1557	-6,35	***
KFC Uerdingen 05	-9996	1104	-9,06	***
MSV Duisburg	-10673	2188	-4,88	***
Bayer Leverkusen	-12402	825	-15,03	***
VfB Leipzig	-12722	1085	-11,73	***
SG Wattenscheid 09	-13194	1250	-10,55	***
Hansa Rostock	-14001	1211	-11,56	***
Energie Cottbus	-15498	1510	-10,26	***
VfL Wolfsburg	-18268	1163	-15,70	***
SpVgg Unterhaching	-23554	1444	-16,31	***

Fortsetzung Tabelle A1

1981/82	-4043	1446	-2,80	***
1982/83	-6209	1304	-4,76	***
1983/84	-5404	1610	-3,36	***
1984/85	-6267	1244	-5,04	***
1985/86	-8739	1408	-6,21	***
1986/87	-6558	1097	-5,98	***
1987/88	-7410	1251	-5,92	***
1988/89	-7738	1341	-5,77	***
1989/90	-4890	1078	-4,54	***
1990/91	-4473	1091	-4,10	***
1991/92	-2486	1276	-1,95	*
1992/93	-	-	-	
1993/94	2355	1152	2,04	**
1994/95	5700	1245	4,58	***
1995/96	4684	1589	2,95	***
1996/97	5053	1347	3,75	***
1997/98	6874	1462	4,70	***
1998/99	6349	1646	3,86	***
1999/00	6309	1705	3,70	***
2000/01	5536	1690	3,28	***
2001/02	6815	1902	3,58	***
2002/03	7155	1832	3,91	***
Punkte	320	38	8,34	***
Konstante	15609	1693	9,22	***
Anzahl Fälle		398		
Anzahl Teams		39		
Fälle je Team		1-22		
Adj R ² * 100		85,9		
Wald χ^2		2.047,5***		
LM-Test		13,3***		

+ nicht signifikant; * p < .10; ** p < .05; *** p < .01

heteroskedastie-robuste Standardfehler (White 1980)

Das der Schätzung zugrundeliegende Modell hat folgende allgemeine Form:

$$(4) at_{ij} = \beta_0 + \beta_1 p_{ij} + \sum \beta_2 TD + \sum \beta_3 JD + \varepsilon$$

wobei at_{ij} die Anzahl der durchschnittlich verkauften Tickets je Heimspiel von Team i in der Saison j , p_{ij} die Punktzahl von Team i am Ende der Spielzeit j , TD ein Vektor von Team-Dummies und JD ein Vektor von Jahres-Dummies. Als Referenz-Team wurde Eintracht Frankfurt gewählt, als Referenz-Saison die

Spielzeit 1992/93, weil beide der durchschnittlichen Zuschauerzahl während des Untersuchungszeitraumes am nächsten kamen. Die teils positiven, teils negativen Koeffizienten der Team-Dummies geben die Größe des regionalen Zuschauerpotentials (in den Modellschätzungen als z_p bezeichnet) an, d.h. sie sind folgendermaßen zu interpretieren: Unter sonst gleichen Bedingungen, d.h. insbesondere bei gleichem sportlichem Erfolg, hat Borussia Dortmund bei jedem Heimspiel beinahe 13.000, der FC Bayern München knapp 12.000 Zuschauer mehr als Eintracht Frankfurt. Angesichts von 17 Heimspielen pro Saison haben die beiden genannten Teams also rund 218.000 bzw. 202.000 Zuschauer mehr als das Referenz-Team. Bei einem durchschnittlichen Ticketpreis von rund 25 € ergibt dies ein Einnahmeplus von 5,45 bzw. 5,05 Mio. €. Umgekehrt verhält es sich im Fall der beiden „Schlusslichter“ der Zuschauerstabelle: Der VfL Wolfsburg (der in der laufenden Saison erstmals alle Heimspiele in einem neuen Stadion absolviert) und die SpVgg Unterhaching realisieren 7,8 bzw. 10,0 Mio. € weniger aus dem Verkauf von Eintrittskarten als Eintracht Frankfurt. Dementsprechend erlöst Borussia Dortmund als der „Zuschauerkrösus“ der Liga rund 15 Mio. € mehr aus dem Verkauf von Eintrittskarten zu Bundesligaspielen als die SpVgg Unterhaching.

Als ein Indiz für die empirische Relevanz der „Teamproduktionshypothese“ (vgl. Neale 1964) ist zu konstatieren, dass ein zusätzlicher Sieg - der definitionsgemäß zu lasten eines Konkurrenten geht - die Kulisse bei jedem Heimspiel um 960 Zuschauer anwachsen lässt. Dies impliziert zusätzliche Einnahmen aus dem Ticketverkauf von 408.000 € über die gesamte Saison hinweg (der Grenzertrag sportlichen Erfolges hinsichtlich der Zuschauerzahlen ist - wie alternative Modellschätzungen zeigen - keineswegs abnehmend, sondern konstant).

Darüber hinaus macht die Modellschätzung deutlich, dass die Nachfrage nach Eintrittskarten im Zeitablauf durchaus Schwankungen unterworfen ist, die aber nicht mit Veränderungen der sportlichen Wettbewerbsintensität zu erklären sind. Die „autonome“, d.h. von den übrigen Faktoren unabhängige, Nachfrage ist - wie entsprechende Schätzungen mit einem die gesamte Bundesligageschichte umfassenden Datensatz zeigen - während des Zeitraumes 1981/82-2002/03 mit rund 15.600 Tickets fast doppelt so groß wie bei Zugrundelegung des Zeitraumes 1963/64-2002/03.

Literatur

- Antonioni, P. und J. Cubbin (2000): The Bosman Ruling and the Emergence of a Single Market in Soccer Talent. *European Journal of Law and Economics*, 9, 157-173
- Czarnitzki, D. und G. Stadtmann (2002): Uncertainty of Outcome versus Reputation: Empirical Evidence from the First German Football Division. *Empirical Economics*, 27, 101-112
- Feess, E. und G. Mühlheußner (2002): Auswirkungen des neuen Transfersystems auf den Europäischen Fußball: Eine mikroökonomische Analyse. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72, Ergänzungsheft 4, Sportökonomie, 143-162
- Forrest, D. und R. Simmons (2002a): Team Salaries and Playing Success in Sports: A Comparative Perspective. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72, Ergänzungsheft 4, Sportökonomie, 221-237
- Forrest, D. und R. Simmons (2002b): Outcome Uncertainty and Attendance Demand in Sport: The Case of English Soccer. *The Statistician*, 51, 229-241
- Forrest, D.K. und R. Simmons (2003): Buying Success: Team Performance and Wage Bills in U.S. and European Sports Leagues, Management School, Lancaster University, mimeo
- Franck, E. (1999): Zur Organisation von Sportligen – Übersehene ökonomische Argumente jenseits von Marktmacht und Kollusion. *Die Betriebswirtschaft*, 59, 531-547
- Frick, B. (1998): Management Abilities, Player Salaries and Team Performance. *European Journal of Sport Management*, 4, 6-22
- Frick, B. (2001): Die Einkommen von „Superstars“ und „Wasserträgern“ im professionellen Team-Sport – Ökonomische Analyse und empirische Befunde. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 71, 701-720
- Frick, B., A. Dilger und J. Prinz (2002): Arbeitsmarktregulierung und nachvertraglicher Opportunismus: Die Verhaltensfolgen garantierter Handgeldzahlungen in der National Football League. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72, Ergänzungsheft 4, Sportökonomie, 163-180
- Frick, B., E. Lehmann und J. Weigand (1999): Kooperationserfordernisse und Wettbewerbsintensität im professionellen Team-Sport: Sind exogene Regelungen überflüssig oder unverzichtbar?, in: Engelhard, J. und E. Sinz (Hrsg.): *Kooperation im Wettbewerb*, Wiesbaden: Gabler, 495-523
- Frick, B. und J. Prinz (2000): Die Entlohnung professioneller Mannschaftssportler: Gibt es einen Trade-off zwischen Entgelten und Vertragslaufzeiten? in: Backes-Gellner, U., M. Kräkel und B. Schauenberg (Hrsg.): *Flexibilisierungstendenzen in der betrieblichen Personalpolitik: Anreize, Arbeitszeiten und Qualifikation*, München und Mering: Hampp, 129-154
- Frick, B. und E. Lehmann (2001): Die Kosten der externen Rekrutierung qualifizierten Personals: Empirische Evidenz aus dem professionellen Fußball, in: Backes-Gellner, U., M. Kräkel und D. Sadowski (Hrsg.): *Entlohnung, Ar-*

- beitsorganisation und personalpolitische Regulierung, München und Mering: Hampp, 243-263
- Frick, B. und G. Wagner (1996): Bosman und die Folgen: Das Fußball-Urteil des Europäischen Gerichtshofes aus ökonomischer Sicht. *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 25, 611-615
- Frick, B., J. Prinz und K. Winkelmann (2003): Pay Inequalities and Team Performance: Empirical Evidence from the North American Major Leagues. *International Journal of Manpower*, 24, 472-488
- Hall, S., S. Szymanski und A. Zimbalist (2002): Testing Causality Between Team Performance and Payroll: The Cases of Major League Baseball and English Soccer. *Journal of Sports Economics*, 3, 149-168
- Hübl, L. und D. Swieter (2002): Der Spielermarkt in der Fußball-Bundesliga. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72, Ergänzungsheft 4, Sportökonomie, 105-125
- Kruse, J. und J. Quitzau (2002): Zentralvermarktung der Fernsehrechte an der Fußball-Bundesliga. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72, Ergänzungsheft 4, Sportökonomie, 63-82
- Lehmann, E. (2000): Verdienen Fußballspieler was sie verdienen? in: Schellhaaß, H.-M. (Hrsg.): *Sportveranstaltungen zwischen Liga- und Medieninteressen*, Schorndorf: Hofmann, 97-122
- Lehmann, E. und J. Weigand (1997): Money Makes the Ball Go Round: Fußball als ökonomisches Phänomen. *IFO-Studien*, 43, 381-409
- Lehmann, E. und J. Weigand (1999): Determinanten der Entlohnung von Profifußballspielern - Eine empirische Analyse für die Fußball-Bundesliga. *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 124-135
- Lucifora, C. und R. Simmons (2003): Superstar Effects in Sport: Evidence from Italian Soccer. *Journal of Sport Economics*, 4, 35-55
- Neale, W.C. (1964): The Peculiar Economics of Professional Team Sports. *Quarterly Journal of Economics*, 78, 1-14
- Parlasca, S. und S. Szymanski (2002): When the Whole is Less than the Sum of the Parts: The Negative Effects of Central Marketing of Football Television Rights on Fans, Media Concentration and Small Clubs. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72, Ergänzungsheft 4, Sportökonomie, 83-103
- Peel, D.A. und D.A. Thomas (1992): The Demand for Football: Some Evidence on Outcome Uncertainty. *Empirical Economics*, 17, 323-331
- Prinz, J. (2004): *Why Do Wages Slope Upwards with Tenure?* München und Mering: Hampp
- Quirk, J. und R. Fort (1999): *Hard Ball: The Abuse of Power in Pro Team Sports*, Princeton, NJ: Princeton University Press
- Rottenberg, S. (1956): The Baseball Player's Labor Market. *Journal of Political Economy*, 64, 242-258
- Szymanski, S. (2000): A Market Test for Discrimination in the English Professional Soccer Leagues. *Journal of Political Economy*, 108, 590-603

- Szymanski, S. (2002): The Economic Design of Sporting Contests, Imperial College Management School, London, mimeo (forthcoming in: Journal of Economic Literature)
- Szymanski, S. und S. Késenne (2002): Competitive Balance, The Contest Success Function and Gate Revenue Sharing in Team Sports, Imperial College Management School, London, mimeo
- Szymanski, S. und T. Kuypers (1999): Winners and Losers: The Business Strategy of Football, London: Viking
- Szymanski, S. und R. Smith (1997): The English Football Industry: Profit, Performance and Industrial Structure. *International Review of Applied Economics*, 11, 135-153
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838
- Whitney, J.D. (1993): Bidding Till Bankrupt: Destructive Competition in Professional Team Sport. *Economic Inquiry*, 31, 100-115
- Wiseman, F. und S. Chatterjee (2003): Team Payroll and Team Performance in Major League Baseball: 1985-2002. *Economics Bulletin*, 1, 1-10