

Maschke, Mario; Schmidt, Ulrich

Research Report

Das Wettmonopol in Deutschland: Status Quo und Reformansätze

Kiel Policy Brief, No. 18

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Maschke, Mario; Schmidt, Ulrich (2010) : Das Wettmonopol in Deutschland: Status Quo und Reformansätze, Kiel Policy Brief, No. 18, Kiel Institute for the World Economy (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32848>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Kiel **Policy Brief**

Das Wettmonopol in Deutschland: Status Quo und Reformansätze

Mario Maschke / Ulrich Schmidt

Nr. 18 | Mai 2010



Das Wettmonopol in Deutschland: Status Quo und Reformansätze

Mario Maschke^a und Ulrich Schmidt^{a,b,*}

^aInstitut für Weltwirtschaft, Kiel

^bInstitut für Volkswirtschaftslehre, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Abstract:

This paper focuses on the legal monopoly for sporting bets in Germany. We analyze the pricing behavior of the monopolist *ODDSET* and find that typical pricing inefficiencies on betting markets are reinforced under the monopoly. This result in conjunction with the decreasing tax revenue may motivate a liberalization of betting markets in Germany. We consider several tax designs for a liberalized market and favor gross earnings as tax base.

JEL classification: D42, D84, G14.

* Korrespondenz an: Prof. Dr. Ulrich Schmidt, Kiel Institute for the World Economy, 24100 Kiel, Germany, email: ulrich.schmidt@ifw-kiel.de, Fon: +49 4318801400, Fax: +49 4318804621

1 Einleitung

Hill (1974) zeigte in den 70er Jahren, dass Spielausgänge nicht allein vom Zufall abhängen, sondern zu einem bestimmten Grad vorhersagbar sind. In diesem Zusammenhang ist ein bedeutender Markt entstanden, der den Sachverhalt nutzt, dass viele Menschen von sich glauben, Spielausgänge besser vorhersagen zu können als andere: Der Markt für Sportwetten.

In Deutschland beansprucht der Staat ein Monopol auf die Veranstaltung von Sportwetten durch den Anbieter *ODDSET*. Die Tendenz der Wettnehmer, zunehmend auf das Angebot ausländischer Anbieter zurückzugreifen, hat zur Folge, dass die Umsätze *ODDSETs*, entgegen der gesamten Marktentwicklung, in den letzten Jahren rückläufig sind. So stiegen die Spieleinsätze des privaten Anbieters *Bwin* in den Jahren 2002 bis 2007 um durchschnittlich 85 Prozent, die Umsätze bei *ODDSET* hingegen sanken im gleichen Zeitraum um durchschnittlich 12 Prozent (Britschkat et al. 2008). Mit den Umsätzen sanken auch die aus dem Wettbetrieb generierten Steuereinnahmen deutlich.

Während man in anderen Ländern einen liberalisierten Wettmarkt vorfindet, ist in Deutschland derzeit nicht endgültig geklärt, wer in Zukunft Sportwetten anbieten darf. In einem Urteil¹ aus dem Jahre 2006 stellte das Bundesverfassungsgericht es dem Gesetzgeber frei, private Anbieter kontrolliert zuzulassen oder unter der Bedingung einer konsequenten Ausrichtung an der Bekämpfung von Spielsucht am bestehenden Monopol festzuhalten. Die Vertreter der Länderregierungen einigten sich daraufhin auf den am 01.01.2008 in Kraft getretenen Glückspielstaatsvertrag, welcher ein Fortbestehen des staatlichen Monopols unter stark reduzierten Werbemaßnahmen vorsieht. Das Angebot privater Buchmacher anderer EU-Mitgliedstaaten wird in diesem Glückspielstaatsvertrag grundsätzlich als illegal angesehen, was wiederum nicht europarechtskonform² ist, da es unter anderem gegen die Dienstleistungsfreiheit innerhalb der EU verstößt.

Vor dem Hintergrund der Ineffizienzen, die ein Monopol in der Regel mit sich bringt, wird im Folgenden das Preissetzungsverhalten des staatlichen Anbieters analysiert und mit dem Verhalten privater Buchmacher unter Wettbewerb verglichen. Zu diesem Zweck wird zunächst auf die Theorie der effizienten Märkte eingegangen und gezeigt, wie sich diese auf den Sportwettmarkt übertragen lässt. Abschließend werden mögliche steuerliche Ausgestaltungen für den Fall einer staatlich regulierten, kontrollierten Öffnung des Marktes untersucht.

2 Übertragung der Theorie effizienter Märkte auf den Sportwettmarkt

Der Wettnehmer hat die Möglichkeit, zu den vom Buchmacher festgelegten Quoten auf den Ausgang eines Spiels zu wetten. So setzte beispielsweise der Buchmacher *bwin* für das Finale der Fußball-Europameisterschaft 2008 Spanien gegen Deutschland die Quoten

¹ BVerfG, Urteil vom 28. März 2006, Az. 1 BvR 1054/01, NJV 2006, 1261ff.

² EuGH, Rs. C-243/01, Gambelli, 2003.

(2,3/3,2/3,0) fest.³ Diese Quoten sagen aus, dass der Wettnehmer für jeden eingesetzten Euro bei einem Sieg Spaniens € 2,30, bei einem Unentschieden € 3,20 und bei einem Erfolg Deutschlands € 3,00 erhält, sofern er den korrekten Spielausgang prognostiziert. Anderenfalls verliert er seinen Einsatz. Fama (1970) bezeichnet einen Markt, auf dem Preise alle verfügbaren Informationen vollständig widerspiegeln, als einen effizienten Markt. Für den Wettmarkt würde dies bedeuten, dass in die Wettquoten der Buchmacher alle bis zum Spielbeginn bekannten Informationen einfließen, wie zum Beispiel die Spielstärke beteiligter Mannschaften, Fähigkeiten der Trainer, Heimvorteil, Spielerausfälle oder die Bedeutung von Siegesserien. Für den Fall, dass der Wettmarkt die Anforderungen eines effizienten Marktes erfüllt, muss der erwartete Gewinn einer Wette sowohl für die möglichen Ausgänge eines Spiels als auch zwischen den verschiedenen Spielen übereinstimmen (Snyder 1978). Anderenfalls würden sich die Wettnehmer auf Wetten von Spielen mit höherem Gewinnerwartungswert konzentrieren.

Aus den von Buchmachern vorgegebenen Quoten lassen sich unter der Annahme eines effizienten Marktes die Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Spielausgänge ableiten. Ohne Berücksichtigung von Margen der Buchmacher würde die Eintrittswahrscheinlichkeit eines Ereignisses dabei dem Kehrwert der entsprechenden Quote x_i entsprechen. Betrachtet man beispielsweise eine Wette auf den Sieger eines Fußballspiels, so tritt eines der drei folgenden Ereignisse mit Sicherheit ein: Heimsieg, Unentschieden oder Auswärtssieg. Demnach würde gelten:

$$\sum_{i=1}^3 \frac{1}{x_i} = 1 \quad (1)$$

Betrachtet man die Quoten des Wettanbieters *bwin* für das Finale der Europameisterschaft Spanien gegen Deutschland (2,3/3,2/3,0), so zeigt sich, dass die Summe der Quotenkehrwerte aufgrund der Buchmachermarge größer als eins ist (ca. 1,08). Um die Eintrittswahrscheinlichkeiten zu ermitteln, müssen demnach die jeweiligen Quotenkehrwerte durch die gemäß Gleichung (1) berechnete Summe dividiert werden. Somit betrug die Wahrscheinlichkeit eines spanischen Erfolgs unter der Annahme effizienter Quoten 40,23 Prozent, so dass die erwartete Auszahlung eines Wettnehmers je eingesetzter Einheit ca. 0,925 (0,4023*2,3) Einheiten beträgt. Die Auszahlungsquote des Wettanbieters beträgt im vorliegenden Beispiel folglich 92,5 Prozent. Da Wettnehmer bei Auszahlungsquoten unter 100 Prozent einen Verlust zu erwarten haben, bezeichnen Peel et al. (2005) solche Wetten als unfair (unfair odds). Allgemein ergibt sich die Auszahlungsquote (μ), indem man die Kehrwerte der Quoten aller k alternativen Spielausgänge addiert und von dieser Summe nochmals den Kehrwert bildet. Formal gilt:

$$\mu = \left(\sum_{i=1}^k x_i^{-1} \right)^{-1} \quad (2)$$

³ Quelle: www.betexplorer.com.

Definiert man einen Wetteinsatz in Höhe von einem Euro als Mengeneinheit, so lässt sich der Preis (P) für Einzelwetten pro Einheit gemäß Gleichung (3) als ein Euro abzüglich der Auszahlungsquote bestimmen. Im vorliegenden Beispiel liegt der Preis pro Einheit bei 7,5 Cent.

$$P = 1 - \mu \quad (3)$$

Gründe für die rückläufige Entwicklung *ODDSETs* trotz steigender Umsätze in der Wettbranche sind vor allem darin zu sehen, dass *ODDSET* von den Umsätzen aus dem Wettbetrieb 16 ⅔ Prozent als Lotteriesteuer abführt. Durch die im internationalen Vergleich hohen Steuerabgaben kann *ODDSET* den Wettnehmern nur entsprechend geringere Quoten bieten. Im europäischen Vergleich zeigt sich, dass Buchmacher in anderen Ländern einem deutlich geringeren Steuersatz ausgesetzt sind. In Österreich beträgt der Steuersatz auf die Wetteinsätze 2 Prozent, auf Malta lediglich 0,5 Prozent (Hornuf et al. 2006). *Tabelle 1* vergleicht die angebotenen Quoten und die daraus abgeleiteten Preise⁴ verschiedener Wettanbieter mit dem Angebot *ODDSETs* für das Finale der Europameisterschaft 2008.

Tabelle 1: Preise für Einzelwetten ausgewählter Wettanbieter

Anbieter	Quote Spanien	Quote Unentschieden	Quote Deutschland	Preis pro Einheit (in Cent)
ODDSET	2,30	2,75	2,50	16,6
Bet 365	2,25	3,10	3,50	5,0
Bwin	2,30	3,20	3,00	7,5
Interwetten	2,30	3,10	3,10	7,4
William Hill	2,30	3,10	3,30	5,7

Quelle: Eigene Darstellung und Berechnungen nach Quoten von www.betexplorer.com und www.oddorakel.de (Quoten *ODDSET*).

Es zeigt sich, dass Wettnehmer beim Abschluss einer Wette bei *ODDSET* mit 16,6 Prozent einen deutlich höheren Verlust zu erwarten haben als bei privaten Anbietern.

Bei Kombinationswetten ergibt sich die Gesamtquote aus der Multiplikation aller einzelnen Quoten der getippten Ereignisse. Die Wette ist nur dann gewonnen, wenn jedes einzelne Ereignis korrekt getippt wird. Die allgemeine Berechnung der Auszahlungsquote für Einzelwetten in Gleichung (2) ist bei einer kombinierten Wette, die n Spielausgänge beinhaltet, folgendermaßen zu modifizieren:

$$\mu = \left(\sum_{i=1}^k x_i^{-1} \right)^{-n} \quad (4)$$

Unfaire Wetten haben zur Folge, dass der Preis mit der Anzahl an kombinierten Wetten steigt, was erklärt, weshalb Wettbüros daran interessiert sind, dass Wettnehmer möglichst Kombinationswetten abschließen oder einige nur solche Wetten anbieten. So bietet bei-

⁴ Die Preise beziehen sich auf Einzelwetten unter der Annahme effizienter Wettquoten.

spielsweise der staatliche Anbieter *ODDSET* Einzelwetten, die sogenannte *TOP-Wette*, nur für ausgewählte Spiele an.

Die hergeleiteten Auszahlungsquoten der Buchmacher, und die daraus abgeleiteten Preise für den Wettnehmer basierten auf der Annahme, dass es sich bei den Wettmärkten um effiziente Märkte handelt. Im Folgenden wird mit Hilfe empirischer Daten untersucht, inwieweit der Wettmarkt die Anforderungen an einen effizienten Markt erfüllt und das Preissetzungsverhalten zwischen privaten Buchmachern und dem staatlichen Anbieter *ODDSET* verglichen.

3 Das Preissetzungsverhalten von Buchmachern

Ein effizienter Wettmarkt setzt voraus, dass die Gewinnerwartungswerte zwischen allen alternativen Spielausgängen übereinstimmen. Wetten auf den Ausgang eines Spiels sind nur dann gleichermaßen profitabel, wenn die angebotenen Quoten der Buchmacher die tatsächlichen Eintrittswahrscheinlichkeiten widerspiegeln, da anderenfalls Verzerrungen auftreten (Franck et al. 2008). Empirische Studien über die Effizienz von Wettmärkten zeigen die Existenz des sogenannten „Favourite-Longshot Bias“ (FLB). Dieser besagt, dass Wetten auf wahrscheinlichere Ausgänge erfolversprechender sind als Wetten auf Außenseiter, und somit Ineffizienzen auf den Wettmärkten auftreten. Die meisten Studien beziehen sich dabei auf den Markt für Pferdewetten (siehe unter anderem: Griffiths (1949), Weitzman (1965), Ali (1977), Vaughan Williams und Paton (1997), Jullien und Salanié (2000), Bruce und Johnson (2000), Law und Peel (2002)). Pope und Peel (1989) untersuchten als erste die Effizienz der Wettquoten für Fußballspiele. Ihre Studie bestätigt auch für diesen Markt das Auftreten des FLB. Spätere Studien kommen zu ähnlichen Ergebnissen (siehe unter anderem: Cain et al. (2000), Kuypers (2000) sowie Goddard und Asimakopoulos (2004)).

Aufgrund der leicht unterschiedlichen Erwartungen der Buchmacher, welche aus den angebotenen Quoten hervorgehen (siehe *Tabelle 1*), kann die hergeleitete Eintrittswahrscheinlichkeit nicht bei allen Buchmachern gleichzeitig der tatsächlichen Wahrscheinlichkeit entsprechen. Vor diesem Hintergrund werden im Folgenden die Berechnungen auf Basis von Durchschnittsquoten einer Vielzahl von Buchmachern⁵ herangezogen, um so zu untersuchen, inwieweit aus den Quoten der Wettanbieter im Mittel die tatsächlichen Eintrittswahrscheinlichkeiten hervorgehen. *Tabelle 2* zeigt die mittleren Auszahlungsquoten der Buchmacher in Abhängigkeit der Eintrittswahrscheinlichkeit eines Spielausgangs. Die Auswertung basiert auf der Analyse von 83.230 Spielen aus 41 unterschiedlichen Ligen⁶ im Zeitraum vom

⁵ Die Durchschnittsquoten der Buchmacher stammen von www.betexplorer.com. Die Anzahl der Buchmacher variiert dabei von Spiel zu Spiel. Tendenziell steigt die Anzahl für Spiele, die stärker im öffentlichen Interesse stehen, da nicht alle Buchmacher für alle Ligen Quoten anbieten.

⁶ Die Auswertung beinhaltet die Ligen folgender Länder (falls in einem Land nicht nur die erste Liga berücksichtigt wurde, ist in Klammern die Anzahl der Spielklassen des entsprechenden Landes aufgeführt): Argentinien, Belgien, Brasilien, Schweiz (2), Tschechien, Deutschland (3), Dänemark, England (5), Finnland, Frankreich (2), Griechenland (2), Irland, Italien (2), Japan, Nordirland, Niederlande (2), Norwegen, Österreich, Polen, Portugal (2), Rumänien, Russland, Schottland, Spanien (2), Schweden, Türkei, Ukraine, Wales.

01.07.2002 bis zum 25.02.2009. Die mittlere Auszahlungsquote der unterschiedlichen Buchmacher für alle Spiele lag unter der Annahme eines effizienten Wettmarktes bei 89,98 Prozent. Die Anforderung an einen effizienten Wettmarkt erfordert, dass diese Auszahlungsquote über unterschiedliche Eintrittswahrscheinlichkeiten konstant ist, da nur dann der Gewinnerwartungswert zwischen allen alternativen Spielausgängen übereinstimmt.

Tabelle 2: Auszahlungsquoten der Buchmacher in Abhängigkeit der Eintrittswahrscheinlichkeiten

Wahrscheinlichkeitsintervall gemäß Quoten (in %)	Mittlere Wahrscheinlichkeit gemäß Quoten (in %)	Anzahl der Tipps	Relative Häufigkeit korrekter Tipps (in %)	Auszahlungsquote (in %)	Verhältnis berechneter Wahrscheinlichkeit und relativer Häufigkeit (in %)
[55,100]	63,03	18799	67,32	95,98	93,63
[45,55)	49,65	26438	51,85	93,93	95,76
[35,45)	39,63	40010	40,57	92,09	97,68
[25,35)	29,06	111443	28,52	88,24	101,89
[15,25)	20,82	41747	18,69	80,56	111,40
[0,15)	11,75	11253	9,36	69,45	125,53

Quelle: Eigene Berechnungen nach Quoten von www.betexplorer.com.

Aus der Tabelle geht hervor, dass die Buchmacher bei den zugrunde gelegten Spielen im Mittel einen größeren Anteil der Wetteinsätze ausgezahlt haben, je höher die aus den Quoten abgeleitete Eintrittswahrscheinlichkeit des Spielausgangs war, auf den der Wettnehmer die Wette platzierte. Dieser positive Zusammenhang zwischen der berechneten Wahrscheinlichkeit und der Auszahlungsquote bestätigt die Existenz des FLB. Die Quoten der Buchmacher unterschätzen folglich systematisch die objektive Eintrittswahrscheinlichkeit bei wahrscheinlichen Ereignissen, während unwahrscheinlichere Spielausgänge überschätzt werden.

Neben Wettmärkten, bei denen Buchmacher feste Quoten anbieten, existieren auch sogenannte Totalisator-Wetten, bei denen die Quoten nicht von Buchmachern festgelegt werden, sondern diese sich aus den getätigten Einsätzen der Wettnehmer ergeben. Die Quoten errechnen sich dabei als Quotient aus der Summe aller Einsätze und der Summe der Einsätze auf das entsprechende Ereignis. Das Totalisator-Verfahren findet man häufig auf dem Markt für Pferdewetten vor. Der in der Literatur am häufigsten verwendete Erklärungsansatz für die Existenz des FLB ist die Annahme, dass Wettnehmer sich risikofreudig verhalten (Sobel und Raines 2003). Wetten auf den Außenseiter führen bei einer niedrigeren Erfolgswahrscheinlichkeit zu einem höheren Gewinn. Wenn Wettnehmer solche riskanteren Wetten bevorzugen, so resultiert hieraus bei Totalisator-Wetten ein relativ höherer Preis für Wetten auf Außenseiter, da die Quote sinkt, je höher der relative Anteil der Einsätze auf dieses Ereignis ist (Weitzman 1965). Dieser Ansatz ließe sich auch auf Buchmachermärkte übertragen, wenn Buchmacher, aufgrund der relativ höheren Nachfrage, höhere Preise für Außenseiterwetten ansetzen.

Thaler und Ziemba (1988) sehen die Existenz des FLB dagegen nicht in den Risikopräferenzen der Wettnehmer begründet. Sie sind der Ansicht, dass Wettnehmer nicht vornehmlich aus finanziellen Gründen wetten und beschreiben Wetten als ein Konsumgut, bei dem der Reiz größer ist, wenn Wetten auf Außenseiter platziert werden. Hurley und McDonough (1995) schließen sich dem am weitest verbreiteten Erklärungsansatz der risikofreudigen Wettnehmer an und beziehen sich bei ihrer Argumentation auf die von Kahneman und Tversky (1979) entwickelte Prospect Theory. Aus dieser Theorie geht hervor, dass Menschen kleine Wahrscheinlichkeiten tendenziell überschätzen, was zur Folge haben kann, dass zum einen relativ häufiger auf Außenseiter als auf Favoriten gewettet wird und andererseits Kombinationswetten bevorzugt werden, bei denen die Eintrittswahrscheinlichkeit mit der Anzahl kombinierter Spiele sinkt. Verschiedene Studien ergeben, dass der FLB auf Märkten, bei denen Buchmacher die Quoten vorgeben, stärker ausgeprägt ist als bei Totalisator-Wetten (siehe unter anderem Sauer (1998) und Coleman (2004)) und bei Wettbörsen (Smith et al. 2004). Buchmacher scheinen demnach die Präferenzen der Wettnehmer derart auszunutzen, dass sie zum Ziel der Gewinnmaximierung systematisch Ineffizienzen auf dem Wettmarkt in Form des FLB hervorrufen.

4 Das Preissetzungsverhalten beim Monopol

Vor dem Hintergrund, dass das Bundesverfassungsgericht dem Gesetzgeber eingeräumt hat, am bestehenden Monopol festzuhalten, sofern dieses konsequent am Ziel der Suchtbekämpfung ausgerichtet ist und nicht fiskalische Interessen im Vordergrund stehen, wird im Folgenden das Preissetzungsverhalten des staatlichen Anbieters untersucht und mit dem der privaten Anbieter verglichen. Zu diesem Zweck wurden 3.833 Spiele aus dem Angebot *ODDSETS*⁷ im Zeitraum vom 01.01.2008 bis zum 30.06.2009 analysiert. Unter Annahme eines effizienten Marktes lag die mittlere Auszahlungsquote der zugrunde gelegten Spiele bei 80,94 Prozent. Diese deutlich niedrigere Auszahlungsquote (private Anbieter: ca. 90 Prozent) lässt sich durch die höhere steuerliche Belastung erklären, der *ODDSET* im Vergleich zu ausländischen Anbietern ausgesetzt ist. Die folgende Tabelle zeigt die Ergebnisse der Auswertung in derselben Form wie sie in *Tabelle 2* für private Anbieter dargestellt wurde.

⁷ Die Auswertung beinhaltet Spiele der Ligen folgender Länder (falls in einem Land nicht nur die erste Liga berücksichtigt wurde, ist in Klammern die Anzahl der Spielklassen des entsprechenden Landes aufgeführt): Belgien, Schweiz, Deutschland (3), Dänemark, England (2), Finnland, Frankreich (2), Irland, Italien (2), Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Schottland, Spanien (2), Schweden, Türkei.

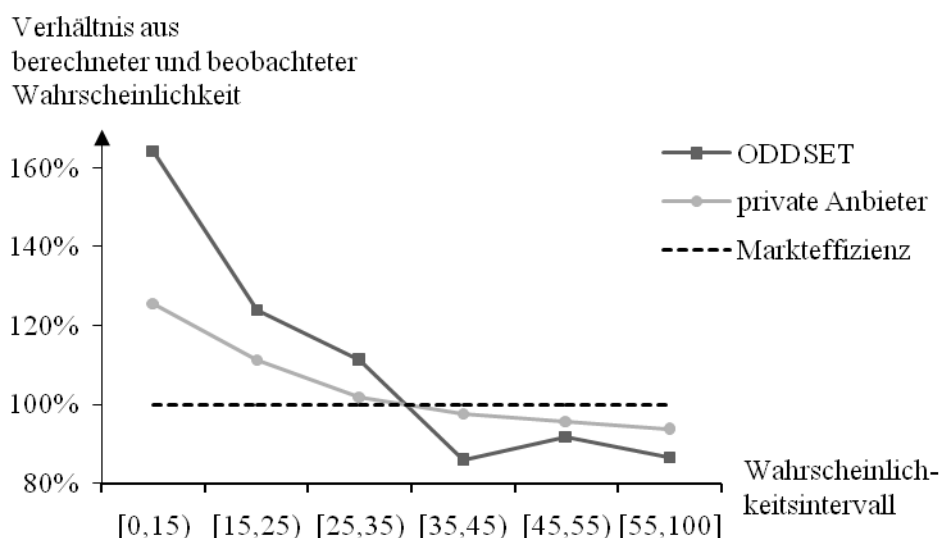
Tabelle 3: Auszahlungsquoten ODDSETs in Abhängigkeit der Eintrittswahrscheinlichkeiten

Wahrscheinlichkeitsintervall gemäß Quoten (in %)	Mittlere Wahrscheinlichkeit gemäß Quoten (in %)	Anzahl der Tipps	Relative Häufigkeit korrekter Tipps (in %)	Auszahlungsquote (in %)	Verhältnis berechneter Wahrscheinlichkeit und relativer Häufigkeit (in %)
[55,100]	62,06	763	71,56	94,30	86,72
[45,55)	49,65	1072	54,10	87,72	91,77
[35,45)	39,45	2055	45,94	93,87	85,87
[25,35)	29,52	5387	26,54	72,52	111,23
[15,25)	20,88	1794	16,83	65,72	124,06
[0,15)	11,90	428	7,24	50,29	164,36

Quelle: Eigene Berechnungen nach Quoten von www.tip-ex.com.

Wie aus der Tabelle hervorgeht, zahlt auch der staatliche Anbieter ODDSET einen größeren Anteil der Wetteinsätze aus, je höher die aus den Quoten abgeleitete Eintrittswahrscheinlichkeit des Spielausgangs ist. Verglichen mit dem Angebot privater Anbieter weisen die Quoten hier einen deutlich höheren Grad der Ineffizienz auf. *Abbildung 1* veranschaulicht die unterschiedlichen Ausprägungen des FLB privater Wettanbieter und ODDSETs. Es wird deutlich, dass die Quoten des Monopolisten die objektive Eintrittswahrscheinlichkeit bei wahrscheinlichen (unwahrscheinlichen) Ereignissen in einem stärkeren Ausmaß unterschätzen (überschätzen) als die Quoten privater Anbieter.

Abbildung 1: Vergleich der Quotenineffizienzen



Quelle: Eigene Darstellung.

Das Ausnutzen der Spielgewohnheiten durch die systematisch hervorgerufenen Ineffizienzen zum Ziel der Gewinnmaximierung führt dazu, dass das Monopol auf dem deutschen Sportwettmarkt mit suboptimalen Wohlfahrtseffekten einhergeht, welche Monopole in der

Regel aufgrund höherer Preise mit sich bringen. Zu einem Wohlfahrtsverlust käme es dann nicht, wenn durch das Monopol eine deutliche Minderung negativer externer Effekte, wie z.B. Spielsucht oder Wettmanipulation, gewährleistet würde. Sowohl die Europäische Kommission als auch zahlreiche wissenschaftliche Untersuchungen zweifeln jedoch an, dass das staatliche Monopol mit den vom neuen Glückspielstaatsvertrag angestrebten Maßnahmen zur Erreichung dieser Ziele notwendig und geeignet ist (Britschkat et al. 2008). Quitzau (2007) unterstellt dem Staat beim Festhalten am Monopol fiskalische Interessen und stellt die Glaubwürdigkeit der aktuellen Politik in Frage. So wurde noch bis vor kurzem massiv das eigene Produkt zwecks Neukundenbindung beworben, und nunmehr das Monopol mit dem Argument der Spielsuchtprävention gerechtfertigt. Sowohl die Tatsache, dass *ODDSET* fast ausschließlich Kombinationswetten anbietet, welche bei unfairen Quoten zu höheren Preisen führen, als auch das Ausnutzen der Spielgewohnheiten durch einen, im Vergleich zur Wettbewerbssituation, stärker ausgeprägten FLB bestätigen den Verdacht fiskalischer Interessen. Vor dem Hintergrund der fehlenden ökonomischen Legitimation eines staatlichen Wettmonopols werden daher im Folgenden mögliche Ausgestaltungen einer staatlich regulierten, kontrollierten Öffnung des Marktes vorgestellt.

5 Kontrollierte Öffnung des Marktes

Im Falle einer Marktöffnung müssten Wettunternehmen, die ihren Firmensitz in Deutschland wählen, eine Wettsteuer in Höhe von $16 \frac{2}{3}$ Prozent auf die vom Wettnehmer getätigten Einsätze an den Staat abführen. Die von den Unternehmen zu zahlenden Wetteinsatzsteuern können demnach als Grenzsteuern aufgefasst werden, da jede abgesetzte Einheit, welche per Definition einen Euro Spieleinsatz entspricht, Kosten in Höhe von $16 \frac{2}{3}$ Cent verursacht. Zur Vereinfachung kann davon ausgegangen werden, dass Spieleinsatzsteuern die einzigen Grenzkosten eines Wettunternehmens darstellen, da es keinen Unterschied macht, wie viele Einheiten ein Wettnehmer konsumiert. Somit kann man den Sportwettanbietern konstante Grenzkosten in Höhe der Wetteinsatzsteuer unterstellen. Die geschilderten Präferenzen der Wettnehmer, sich zunehmend auf Wetten ausländischer Buchmacher mit höheren Auszahlungsquoten einzulassen, zeigen, dass Wetten als sehr homogene Güter angesehen werden können. Angesichts dieser Feststellung und der im internationalen Vergleich hohen Wetteinsatzsteuer, stellt sich die Frage, inwieweit Wettunternehmen einen Anreiz hätten, sich für einen Firmensitz in Deutschland zu entscheiden. Deutsche Wettbüros stünden in diesem Fall in einem asymmetrischen Bertrand-Wettbewerb mit ausländischen Anbietern.

Aus *Tabelle 1* geht hervor, dass die Preise ausländischer Wettanbieter bereits deutlich unter den Grenzkosten von $16 \frac{2}{3}$ Cent potentieller deutscher Anbieter liegen. Um Unternehmen einen Anreiz zu schaffen, sich für einen Firmensitz in Deutschland zu entscheiden, wäre daher eine Steuerreform unabdingbar. Allerdings stellt die Wettsteuer auf Basis der getätigten Einsätze auch im Fall einer Steuersenkung ein Risiko für die Unternehmen dar. Die Preise von Sportwetten ergeben sich aufgrund von Erwartungen der Buchmacher über die Spielausgänge sportlicher Ereignisse und können als unsichere Einnahmen angesehen werden. Diesen unsicheren Einnahmen stehen jedoch konstante Grenzkosten in Höhe der

Wetteinsatzsteuer gegenüber, welche unabhängig vom Preis und Unternehmenserfolg auf jede abgesetzte Einheit erhoben wird. Das Risiko möglicher Verluste in Folge falscher Erwartungen der Buchmacher steigt vor allem dann, wenn die Unternehmen wettbewerbsbedingt bei unveränderten Steuerzahlungen ihre Gewinnmargen senken müssen, um konkurrenzfähige Quoten anzubieten.

Dieses Problem kann durch die Einführung einer Rohertragssteuer umgangen werden. Bei der Besteuerung der Roherträge zahlen die Wettunternehmen Steuern auf die Wetteinsätze abzüglich der an die Wettnehmer auszahlenden Gewinne. Da die Rohertragssteuer einer Besteuerung der Preise gleichkommt, stellt sie eine Wertsteuer dar. Dagegen entspricht die Besteuerung der Wetteinsätze einer Mengensteuer (Paton et al. 2001). In Großbritannien sank vor einigen Jahren zunehmend die Zahl an Wettbüros, da diese aus Gründen der Steuerersparnis ihren Firmensitz ins Ausland verlagerten. Um den Standort Großbritannien für Wettanbieter attraktiver zu gestalten, wechselte die Regierung daraufhin im Oktober 2001 von einer Spieleinsatzsteuer von damals 6,75 Prozent auf eine Rohertragssteuer in Höhe von 15 Prozent (Paton et al. 2004). Angesichts der von Paton et al. (2002) geschätzten Auszahlungsquoten britischer Wettanbieter von 77 Prozent, was per Definition einem Preis von 23 Cent pro Einheit entspricht⁸, stellt diese Reform eine erhebliche Steuererleichterung für die Wettanbieter dar: Eine zur Rohertragssteuer in Höhe von 15 Prozent äquivalente Besteuerung der Wetteinsätze errechnet sich gemäß Gleichung (5):

$$t = P * \tau \quad (5)$$

Dabei entspricht t der Steuer pro Einheit Wetteinsatz, P dem Preis einer Einheit und τ dem Steuersatz auf die Roherträge. Setzt man die obigen Werte für P und τ in die Gleichung ein, stellt sich heraus, dass die Reform zu einer Steuersenkung von 6,75 auf 3,45 Prozent führte.

Neben dieser Steuererleichterung hat die Steuerreform einen zweiten Einfluss auf das Verhalten der Anbieter, der aus dem Wechsel der Besteuerungsgrundlage hervorgeht. Unterstellt man, dass auf dem Sportwettmarkt kein vollständiger Wettbewerb herrscht, zeigt sich, dass die Einführung einer Rohertragssteuer mit einem zur Wetteinsatzsteuer äquivalenten Steuersatz zu niedrigeren Preisen bei höheren Absatzmengen führt. Die unterschiedlichen Besteuerungsgrundlagen beeinflussen die Gewinnfunktion der Unternehmen. Gleichung (6) zeigt die Gewinnfunktion im Fall einer Wetteinsatzsteuer, während Gleichung (7) die Gewinnfunktion bei einer Besteuerung der Roherträge abbildet. Vereinfachend wird hier angenommen, dass neben den Steuern keine weiteren Kosten auftreten.

$$\pi^W = R(s, P) - t * s \quad (6)$$

$$\pi^R = (1 - \tau) * R(s, P) \quad (7)$$

⁸ Die, verglichen mit den errechneten Preisen in Tabelle 1, hohen Preise lassen sich durch den Abschluss von Kombinationswetten erklären.

$R(s, P)$ stellt dabei den Unternehmenserlös dar, der sich aus dem Produkt von Preis (P) und abgesetzter Menge (s) ergibt. τ steht für den Steuersatz auf die Roherträge, während t die zu zahlende Steuer auf jede abgesetzte Einheit abbildet. Die folgende Überlegung zeigt, dass unterschiedliche Steueraufkommen erzielt werden, wenn in beiden Szenarien gleiche Preis- und Mengeneffekte auftreten. Ausgangspunkt sind die jeweiligen Bedingungen erster Ordnung:

$$\frac{\partial \pi^W}{\partial s} = \frac{\partial R}{\partial s} - t = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial \pi^R}{\partial s} = (1 - \tau) * \frac{\partial R}{\partial s} = 0 \quad (9)$$

Sollen annahmegemäß die Preise und Mengen in beiden Gleichgewichten übereinstimmen, so stimmen auch die Grenzerlöse $\frac{\partial R}{\partial s}$ in beiden Situationen überein. Gleichsetzen von (8) und (9) ergibt demnach:

$$t = \tau * \frac{\partial R}{\partial s} \quad (10)$$

Um das Aufkommen pro Besteuerungseinheit vergleichen zu können, lässt sich die rechte Seite der Gleichung (10) mit dem Preis (P) erweitern, so dass gilt:

$$t = \tau * P * \frac{\partial R}{\partial s} / P \quad (11)$$

Vergleicht man die Gleichung (11) mit der der Beziehung aus (5) ($t = P * \tau$), stellt sich heraus, dass sich die Steueraufkommen um den Faktor $\frac{\partial R}{\partial s} / P$ unterscheiden. Aus der Annahme eines unvollständigen Wettbewerbs geht hervor, dass der Preis über dem Grenzerlös liegt. Folglich zeigt Gleichung (11), dass das Aufkommen pro Besteuerungseinheit bei der Wetteinsatzsteuer (t) um den Faktor $\frac{\partial R}{\partial s} / P$ kleiner ist als das einer Rohertragssteuer.

Wenn sich bei identischen Mengen- und Preiswirkungen unterschiedliche Steueraufkommen ergeben, folgt daraus, dass bei gleichem Steueraufkommen eine Rohertragssteuer zu einer geringeren Mengen- und Preisreaktion führen wird als eine Wetteinsatzsteuer. Demnach hat ein Wechsel der Besteuerungsgrundlage von der Wetteinsatz- zur Rohertragssteuer eine Senkung der Preise bei steigenden Wetteinsatz zu Folge. Aufgrund dieser Preissenkung kann der Übergang von einer Wert- auf eine Mengensteuer bei unvollständigem Wettbewerb als wohlfahrtssteigernd angesehen werden (Delipalla und Keen 1992). Dieses Ergebnis lässt sich damit begründen, dass eine Rohertragssteuer Unternehmen den Anreiz gibt, einen erhöhten Output bei geringeren Gewinnmargen zu erzielen, während sie im Fall der Wetteinsatzsteuer einen geringeren Output bei höheren Margen anstreben.

6 Schlussbetrachtung

Aus der empirischen Analyse geht hervor, dass der Markt für Sportwetten den Anforderungen eines effizienten Wettmarktes nicht gerecht wird. Die Gegenüberstellung von Durchschnittsquoten verschiedener im Wettbewerb stehender Buchmacher mit den tatsächlich eingetretenen Spielausgängen für 83.230 Begegnungen aus den letzten Jahren zeigt, dass Buchmacher systematisch Verzerrungen auf dem Wettmarkt hervorrufen, indem sie die Quoten derart festlegen, dass Wetten auf den Favoriten einen höheren Gewinnerwartungswert besitzen als Wetten auf den Außenseiter. Angesichts der risikofreudigen Präferenzen der Wettnehmer kann unterstellt werden, dass diese Ineffizienzen das Ziel der Gewinnoptimierung verfolgen.

Ein Vergleich der Quoten privater Anbieter mit denen des staatlichen Anbieters *ODDSET* zeigt, dass der Grad der Verzerrung bei *ODDSET* deutlich stärker ausgeprägt ist. Sowohl die Tatsache, dass *ODDSET* fast ausschließlich Kombinationswetten anbietet, was bei sogenannten unfairen Wetten zu höheren Preisen führt, als auch das Ausnutzen der Spielgewohnheiten der Wettnehmer durch ineffiziente Quoten bestätigen die Vorwürfe fiskalischer Interessen beim Festhalten am staatlichen Monopol.

Angesichts des breiten Konsens zwischen der Europäischen Kommission und zahlreichen wissenschaftlichen Untersuchungen, welche in Frage stellen, dass das staatliche Monopol mit den vom neuen Glückspielstaatsvertrag angestrebten Maßnahmen zur Bekämpfung negativer externer Effekte notwendig ist, wurden in diesem Beitrag mögliche steuerliche Ausgestaltungen für den Fall einer staatlich regulierten, kontrollierten Öffnung des Marktes analysiert. Bei einer Öffnung des Marktes hätten private Unternehmen nur dann einen Anreiz, ihren Firmensitz in Deutschland zu wählen, wenn sie die Möglichkeit haben, international konkurrenzfähige Quoten anzubieten. Diese Möglichkeit ist den Unternehmen angesichts der vergleichsweise hohen Wetteinsatzsteuer (Mengensteuer) in Deutschland ohne eine deutliche Reduzierung dieses Steuersatzes nicht gegeben. Allerdings stellt sich heraus, dass eine Wetteinsatzsteuer auch bei niedrigeren Steuersätzen ein Risiko für die Unternehmen darstellt. Dieses tritt vor allem dann auf, wenn Wettanbieter aufgrund steigenden Wettbewerbs ihre Gewinnmargen bei konstanten Steuerabgaben senken müssen. Es wurde gezeigt, dass Unternehmen bei einer Rohertragssteuer (Wertsteuer), wie sie in Großbritannien erhoben wird, diesem Risiko nicht ausgesetzt sind, und ein Wechsel der Besteuerungsgrundlage in Folge zu erwartender Preissenkungen als wohlfahrtssteigernd angesehen werden kann. Britschkat et al. (2008) prognostizieren in ihrer Studie darüber hinaus, dass sowohl die gesamtwirtschaftlichen Wachstums- und Beschäftigungseffekte als auch die Höhe der Staatseinnahmen für den Fall einer Marktöffnung deutlich höher ausfielen als im Monopolszenario. Vor dem Hintergrund der dargestellten positiven Effekte auf die Volkswirtschaft und der zweifelhaften Rechtfertigung eines staatlichen Monopols wäre es zu befürworten, dass der Staat privaten Unternehmen eine Lizenz zum Anbieten von Sportwetten unter Auflagen erteilt, welche der Spielsuchtprävention und der Vermeidung von Manipulation gerecht werden. Ein Wechsel der Besteuerungsgrundlage auf eine Rohertragssteuer in angemessener Höhe hätte zur Folge, dass in Deutschland ansässige Unternehmen den Wettnehmern

attraktive konkurrenzfähige Quoten anbieten könnten. Damit wäre gewährleistet, dass Maßnahmen zur Spielsuchtprävention einen Großteil der Wettnehmer erreichen.

Literaturverzeichnis

- Ali, M.M. (1977). Probability and utility estimates for racetrack bettors. *Journal of Political Economy* 85 (4): 803-815.
- Britschkat, G., L. Hornuf und J. Reuter (2008). Studie über die Auswirkungen des Glücksspielstaatsvertrags zum Lotterie- und Sportwettmarkt auf die deutsche Volkswirtschaft, MKW Wirtschaftsforschung GmbH, München.
- Bruce, A.C., und J.E.V. Johnson (2000). Investigating the Roots of the Favorite-Longshot Bias: An analysis of decision-making by supply- and demand-side agents in parallel betting markets. *Journal of Behavioral Decision Making* 13 (4): 413-430.
- Cain, M., D. Law und D. Peel (2000). The Favourite-Longshot Bias and Market Efficiency in UK Football Betting. *Scottish Journal of Political Economy* 47 (1): 25-36.
- Coleman, L. (2004). New light on the longshot bias. *Applied Economics* 36 (4): 315-326.
- Delipalla, S., und M.J. Keen (1992). The Comparison Between Ad Valorem and Specific Taxation Under Imperfect Competition. *Journal of Public Economics* 49 (3): 351-367.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance* 25 (2): 383-417.
- Franck, E., E. Verbeek und S. Nüesch (2008). The sentiment bias in English soccer betting, Institute for Strategy and Business Economics University of Zurich, Working Paper No. 89.
- Goddard, J., und I. Asimakopoulos (2004). Forecasting football results and the efficiency of fixed-odds betting. *Journal of Forecasting* 23 (1): 51-66.
- Griffiths, R.M. (1949). Odds Adjustment by American Horse Race Bettors. *The American Journal of Psychology* 62 (2): 61-78.
- Hill, I.D. (1974). Association Football and Statistical Inference. *Applied Statistics* 23 (2): 203-208.
- Hornuf, L., G. Britschkat, R. Lechner und G. Nerb (2006). Auswirkungen des Bundesverfassungsgerichtsurteils zum Sportwettmarkt auf die deutsche Volkswirtschaft, ifo Institut (Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München).
- Hurley, W., und L. McDonough (1995). A Note on the Hayek Hypothesis and the Favorite-Longshot Bias in Parimutuel Betting. *The American Economic Review* 85 (4): 949-955.
- Jullien, B., und B. Salanié (2000). Estimating Preferences under Risk: The Case of Racetrack Bettors. *Journal of Political Economy* 108 (3): 503-530.
- Kahneman, D., und A. Tversky (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47 (2): 263-291.
- Kuypers, T. (2000). Information and Efficiency: An Empirical Study of a Fixed Odds Betting Market. *Applied Economics* 32 (11): 1353-1363.
- Law, D., und D.A. Peel (2002). Insider Trading, Herding Behaviour and Market Plungers in the British Horse-Race Betting Market. *Economica* 69 (274): 327-338.
- Paton, D., D.S. Siegel und L. Vaughan Williams (2001). Gambling Taxation: A Comment. *The Australian Economic Review* 34 (4): 437-440.

- Paton, D., D.S. Siegel und L. Vaughan Williams (2002). A Policy Response to the E-Commerce Revolution: The Case of Betting Taxation in the UK. *The Economic Journal* 112 (480): 296–314.
- Paton, D., D.S. Siegel und L. Vaughan Williams (2004). Taxation and the Demand for Gambling: New Evidence from the United Kingdom. *National Tax Journal* 57 (4): 847–861.
- Peel, D., M. Cain und D. Law (2005). Cumulative prospect theory and gambling, Lancaster University Management School, Working Paper 2005/034.
- Pope, P.F., und D. Peel (1989). Information, Prices and Efficiency in a Fixed-Odds Betting Market. *Economica* 56 (223): 323–341.
- Quitau, J. (2007). Staatliches Wettmonopol - ohne ökonomische Legitimation. *Wirtschaftswissenschaftliches Studium* 36 (2): 88–91.
- Sauer, R.D. (1998). The economics of wagering markets. *Journal of Economic Literature* 36 (4): 2021–2064.
- Smith, M.A., D. Paton und L. Vaughan Williams (2004). Costs, biases and betting markets: new evidence. *Discussion Papers in Applied Economics and Policy, Nottingham Trent University, 2004/5*.
- Snyder, W.W. (1978). Horse racing: Testing the efficient markets model. *Journal of Finance* 33 (4): 1109–1118.
- Sobel, R.S., und T. Raines (2003). An examination of the empirical derivatives of the favourite-longshot bias in racetrack betting. *Applied Economics* 35 (4): 371–385.
- Thaler, R.H., und W.T. Ziemba (1988). Anomalies: Parimutuel Betting Markets: Racetracks and Lotteries. *Journal of Economic Perspectives* 2 (2): 161–174.
- Vaughan Williams, L., und D. Paton (1997). Why is There a Favourite-Longshot Bias in British Race-track Betting Markets. *The Economic Journal* 107 (440): 150–158.
- Weitzman, M. (1965). Utility Analysis and Group Behavior: An Empirical Study. *Journal of Political Economy* 73 (1): 18–26.

Imprint

Publisher: Kiel Institute for the World Economy
Hindenburgufer 66
D – 24105 Kiel
Phone +49 (431) 8814–1
Fax +49 (431) 8814–500

Editorial team: Rita Halbfas
Helga Huß
Prof. Dr. Henning Klodt
(responsible for content, pursuant to § 6 MDStV)
Dieter Stribny

The Kiel Institute for the World Economy is a foundation under public law of the State of Schleswig-Holstein, having legal capacity.

Sales tax identification number DE 811268087.

President: Prof. Dennis Snower, Ph.D.

Vice President: Prof. Dr. Rolf J. Langhammer

Supervisory authority: Schleswig-Holstein Ministry of Science,
Economic Affairs and Transport

© 2010 The Kiel Institute for the World Economy. All rights reserved.