

UNA NOTA SUL MERCATO DELLE SCOMMESSE CALCISTICHE IN ITALIA

di *Marco Rossi**

SOMMARIO: Introduzione – 1. Formulazione delle ipotesi – 2. Verifica empirica – 2.1 Statistiche descrittive – 2.2 Efficienza previsionale – 2.3 «*The favorite-longshot bias*» – Conclusioni – Bibliografia

KEYWORDS: *Gambling, local risk-loving, favorite-longshot bias*

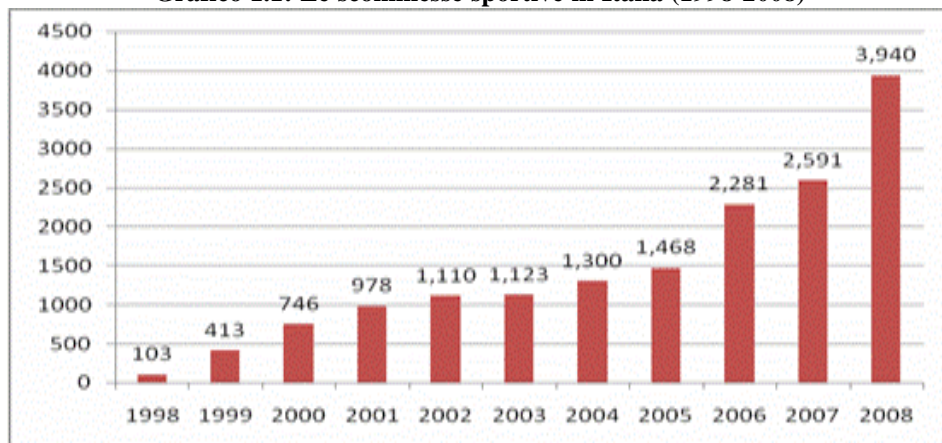
CLASSIFICAZIONE JEL: L83

Introduzione

In Italia il mercato delle scommesse, in particolare su eventi sportivi, vanta tanto un'antica tradizione quanto un recente sviluppo. Nella Roma Imperiale, il Circo Massimo poteva ospitare oltre 250mila spettatori, di cui molti dediti a scommettere sulle corse ippiche.¹ Passando alla storia recente, dal 1998 in poi il mercato delle scommesse sportive ha sempre aumentato il suo fatturato, in media del 64% l'anno: in particolare dai 1100 milioni di euro scommessi nel 2003, si arriva ai quasi quattro miliardi del 2008 (grafico 1.1).

* Ricercatore presso l'Università "La Sapienza", Roma. E-mail: rotorossi@yahoo.com. Ringrazio un anonimo referee per i commenti; l'Agenzia di stampa giochi a pronostico e scommesse (AGIPRONEWS) e l'Ufficio Stampa della SISAL-MATCHPOINT per la gentile concessione dei dati.

¹ TERTULLIANUS, *De Spectaculis* (191-202 d.c.), Harvard University Press, Cambridge, MA, 1997. «*Aspice populum ad id spectaculum iam venientem, iam tumultuosum, iam caecum, iam de sponsionibus concitatum*», 271-2.

Grafico 1.1: Le scommesse sportive in Italia (1998-2008)

Fonte: Agipronews.

Nell'ambito delle scommesse sportive, quelle calcistiche sono assolutamente dominanti: nel 2008 le scommesse calcistiche hanno costituito il 98% del totale delle scommesse sportive registrate in Italia. Questo lavoro studia appunto il mercato delle scommesse relative al principale torneo calcistico italiano: il campionato di serie A. L'obiettivo è di verificare empiricamente la razionalità e l'attitudine verso il rischio degli scommettitori. L'analisi procede sulla base di un semplice modello, il *Constant Expected Return Model* (CERM), che assume la razionalità degli scommettitori, cioè che gli scommettitori usino in maniera efficiente l'informazione a loro disposizione per prevedere gli esiti degli eventi su cui scommettono. Ipotesi che può essere verificata misurando l'efficienza previsionale delle quote rispetto agli esiti delle partite. La ricognizione dell'attitudine verso il rischio degli scommettitori parte invece dalla considerazione che le lotterie sono giochi con un rendimento atteso negativo: il montepremi (ripartito tra i vincitori) è, per costruzione, inferiore al totale delle scommesse, essendone una parte trattenuta dal gestore della lotteria. Per giustificare tali acquisti da parte di agenti razionali è necessario ipotizzare una loro propensione (almeno locale) al rischio.² Ma, come ha dimostrato

² Vari autori hanno suggerito l'ipotesi di una propensione «locale» al rischio per giustificare l'acquisto da parte di un agente razionale di biglietti della lotteria e la sua contemporanea sottoscrizione di assicurazioni sulla casa (si vedano M. FRIEDMAN, L. SAVAGE, *The Utility Analysis of Choices Involving Risk*, in *J. of Pol. Ec.*, vol. 56, n. 4, 1948, 279-304. H. MARKOWITZ, *The Utility of Wealth*, in *J. of Pol. Ec.*, vol. 56 n. 4, 1952, 151-58. D. KAHNEMAN, A. TVERSKY, *Prospect Theory: An Analysis of Decisions Under Risk*, in *Econometrica*, vol. 47, 1979, 263-91; e *Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent Model*, in *Q. J. of Ec.*, vol. 106, 1991, 1039-61). Formalmente si ipotizza che nell'ambito di una funzione d'utilità generalmente convessa, vi sia un flesso nell'intorno della ricchezza corrente. Questa ipotesi implicherebbe un comportamento propenso al rischio nelle decisioni per le quali l'entità dell'eventuale perdita sia

Quandt,³ l'ipotesi di una propensione al rischio degli scommettitori implica che essi eccedano nello scommettere sugli eventi meno probabili a scapito delle loro puntate sugli eventi più probabili. Questa asimmetria nella distribuzione delle scommesse induce un'alterazione nelle quote di mercato: per la legge della domanda e dell'offerta, l'eccesso di scommesse sugli sfavoriti ne riduce le quote, mentre la carenza di scommesse sui favoriti ne aumenta le quote. In questo equilibrio di mercato risulta pertanto che il rendimento atteso delle puntate sui favoriti sia maggiore rispetto al rendimento atteso delle puntate sugli sfavoriti. Questa distorsione, nota in letteratura come «*favorite-longshot bias*»⁴ può essere verificata analizzando i profitti medi riscossi nei vari sottogruppi di eventi distinti per maggiore/minore probabilità dell'esito. Per verificare empiricamente queste ipotesi abbiamo utilizzato due campioni di dati: il primo contiene le quote fornite da tre diversi allibratori che si riferiscono a 289 partite del campionato italiano di calcio di serie A stagione 2007-08, il secondo le quote fornite da un solo allibratore che si riferiscono a 6369 partite dei campionati dal 2002/03 al 2007/08. La comparazione

modesta relativamente alla ricchezza dell'acquirente (il prezzo di un biglietto della lotteria è infatti modesto rispetto alla ricchezza dello scommettitore), e, invece, un comportamento avverso al rischio nelle decisioni in cui la perdita sia significativa per il soggetto decisionale (come l'incendio della propria abitazione).

³ Si veda R. QUANDT, *Betting and Equilibrium*, in *Q. J. of Ec.*, vol. 101, n. 1, 1986, 201-207.

⁴ Numerose analisi di laboratorio confermano l'esistenza di un «*favorite-longshot bias*», si vedano M.G. PRESTON, P. BARATTA, *An experimental study of the auction-value of an uncertain outcome*, in *Am. J. of Psych.*, vol. 61, 1948, 183-93; E. YAARI, *Convexity in the Theory of Choice Under Risk*, in *Q. J. of Ec.*, vol. 79, 1965, 278-90; R.N. ROSSETT, *Weak experimental verification of the expected utility hypothesis*, in *Rev. of Ec. St.*, vol. 38, 1971, 481-92; R. PIRON, L.R. SMITH, *Testing risk love in an experimental racetrack*, in *J. of Ec. Beh. and Org.*, vol. 27, 1995, 465-74; W. HURLEY, L. McDONOUGH, *A Note on the Hayek Hypothesis and the Favorite Long Shot Bias in Parimutuel Betting*, in *Am. Ec. Rev.*, vol. 85, n. 4, 1995, 949-55. La presenza di un «*favorite-longshot bias*» è stata inoltre rilevata in numerosi studi sui mercati delle scommesse ippiche. Per il mercato statunitense si vedano R. GRIFFITH, *Odds Adjustments by American Horse Race Bettors*, in *Am. J. of Psych.*, vol. 62, 1949, 290-94; W.H. MCGLOTHIN, *Stability of Choices Among Uncertain Alternatives*, in *Am. J. of Psych.*, vol. 69, 1956, 604-15; A.E. HOERL, H.K. FALLIN, *Reliability of Subjective Evaluations in a High Incentive Situation*, in *J. of the Royal Stat. Ass.*, vol. 137, 1974, 227-30; M.M. ALÌ, *Probability and Utility estimates for Racetrack Bettors*, in *J. of Pol. Ec.*, vol. 85, n. 4, 1977, 803-15; W. SNYDER, *Horse Racing: Testing the Efficient Market Models*, in *J. of Fin.*, vol. 33, 1978, 1109-18; P. ASCH, B.G. MALKIEL, R.E. QUANDT, *Racetrack Betting and Informed Behavior*, in *J. of Fin. Ec.*, vol. 10, 1982, 487-94; R.H. THALER, W.T. ZIEMBA, *Anomalies-Parimutuel Betting Markets: Racetrack and Lotteries*, in *J. of Ec. Persp.*, vol. 2, 1988, 161-74. Per il mercato inglese si vedano E.L. FIGGIS, *Focus on Gambling*, Barker, Londra, 1951; J. DOWIE, *On the Efficiency and Equity of Betting Markets*, in *Economica*, vol. 3, 1976, 139-50; ROYAL COMMISSION ON GAMBLING, *Final report, 1*, HMSO, Londra, 1978; R.J. HENERY, *On the average probability of losing bets on horses with given starting price odds*, in *J. of the Royal Stat. Soc.*, vol. 148, n. 4, 1985, 342-9; W.L. VAUGHAN WILLIAMS, D. PATON, *Risk, return, and adverse selection: a study of optimal behavior under asymmetric information*, in *Riv. di Pol. Ec.*, vol. 11, n. 12, 1996, 63-81; e *Why is There a Favorite Long Shot Bias in British Racetrack Betting Markets*, in *Ec. J.*, vol. 107, 1997, 150-58. L'esistenza di un «*favorite long-shot bias*» è invece negata dall'analisi di altri mercati delle scommesse. Per le scommesse ippiche giapponesi e di Hong Kong, si vedano K. BUSCHE, C. HALL, *An Exception to the Risk Preference Anomaly*, in *J. of Bus.*, vol. 61, 1988,

tra le quote offerte dai tre allibratori mostra una loro sostanziale omogeneità, in particolare è assai elevata la loro correlazione, risultato che suggerisce che vi sia un'elevata concorrenza tra queste imprese. Per verificare empiricamente la prima delle ipotesi di cui sopra, cioè l'efficienza previsionale del mercato, sono state eseguite delle regressioni *Multinomial Logit* aventi come variabile dipendente (categoriale) il vettore esito delle partite (1, X, 2) e come variabili esplicative la matrice di probabilità implicite nelle quote offerte dai singoli allibratori. I risultati di questa valutazione empirica indicano che le quote offerte dai singoli allibratori hanno un'elevata capacità previsionale. Le percentuali di risposte corrette sono assai elevate per ogni segno e ogni allibratore. A conferma dell'efficienza del mercato, la regressione degli esiti sulle medie non ponderate delle quote offerte dai tre allibratori per lo stesso evento (metodo «delphi») ha una capacità previsionale quasi perfetta. Per verificare invece la presenza di un «*favorite-longshot bias*», abbiamo identificato gli eventi «favoriti» e gli «sfavoriti», ripartendo così il campione in sottogruppi. L'analisi del nostro campione conferma l'ipotesi della presenza di una «simpatia per gli scommettitori per gli sfavoriti» nella distribuzione dei profitti medi per sottogruppi. I rendimenti medi per ogni allibratore derivanti dalle scommesse sugli eventi classificati meno probabili sono stati sempre superiori a quelli sugli eventi più probabili per ambedue i campioni analizzati. I risultati della nostra analisi empirica confermano quindi le ipotesi teoriche che il mercato delle scommesse calcistiche sia popolato da soggetti razionali localmente propensi al rischio. Questo articolo è così composto: la corrente introduzione, una formulazione delle ipotesi teoriche, la verifica empirica delle stesse e alcune considerazioni conclusive. Riferimenti bibliografici completano il lavoro.

1. Formulazione delle ipotesi

Nel mercato delle scommesse calcistiche gli scommettitori possono puntare su eventi (partite) che hanno tre possibili esiti: vittoria della squadra ospitante (segno 1), pareggio (segno X), vittoria della squadra in trasferta (segno 2). Per ciascun esito i -esimo ($i=1,X,2$) di ogni partita l'allibratore offre una quota ($Q_i : 1$) essa rappresenta l'ammontare di denaro che l'allibratore rende allo scommettitore se l'evento i -esimo si realizza, se altrimenti l'evento i -esimo non si realizza, l'allibratore

337-46; K BUSCHE, *Efficient Market Results in an Asian Setting*, in D.B. HAUSCH, V.S.Y. LO, W.T. ZIEMBA (a cura di), *Efficiency of Racetrack Betting Markets*, Academic Press, San Diego, 1994. Per i mercati minori delle scommesse ippiche Usa si veda S. SWINDLER, R. SHAW, *Racetrack wagering and the uninformed bettor: a study of market efficiency*, in *Q. Rev. of Ec. and Fin.*, vol. 35, n. 3, 1995, 305-14. Per il mercato delle scommesse Usa su baseball ed hockey si vedano L.M. WOODLAND, B.M. WOODLAND, *Market Efficiency and the Favorite Long Shot Bias: The Baseball Betting Market*, in *J. of Fin.*, vol. 49, n. 1, 1994, 269-80; e *Market efficiency and profitable wagering in the national hockey league: Can bettors score on long shots?*, in *South. Ec. J.*, vol. 67, 2001, 983-995. Per il mercato delle scommesse sul football australiano si veda A. SCHNYTZER, G. WEINBERG, *Testing for Home Team and Favorite Biases in the Australian Rules Football Fixed-Odds and Point Spread Betting Markets*, in *J. of Sports Ec.*, vol. 9, n. 2, 2008, 173-90.

trattiene la somma puntata. Definita f_i la frequenza dell'evento i -esimo e B_i la quantità di scommesse su questo esito, il profitto ex-post dell'allibratore è:

$$\pi = \sum B_i - \sum (B_i \cdot f_i \cdot Q_i) \quad (1)$$

Perciò, data la frequenza dell'evento i -esimo ($f_i=f$) e data la somma delle scommesse ($\sum B_i = B$), le curve di isoprofitto dell'allibratore sono una famiglia d'iperbole nel piano cartesiano definito dalla quantità di scommesse sull'esito i -esimo e dalla sua quota. In altri termini, la quota è una stima della probabilità dell'evento ponderata con il peso delle puntate sull'esito i -esimo rispetto al totale delle scommesse. In tal modo le quote rappresentano allo stesso tempo sia stime della probabilità degli eventi sia prezzi di equilibrio del mercato (fissati dall'allibratore sulla base della distribuzione delle puntate). Un modello, presente nella letteratura economica,⁵ utile a definire l'equilibrio del mercato è il *Constant Expected Returns Model* (CERM). Assunto che il mercato sia popolato da identici agenti razionali, neutrali rispetto al rischio, che massimizzano la propria ricchezza sulla base di un insieme d'informazioni condiviso con il resto del mercato, la soluzione di equilibrio richiede che il rendimento atteso di ogni scommessa debba essere lo stesso: cioè nullo (assenza di opportunità di arbitraggio). Corollario del CERM è che la distribuzione delle scommesse tra i vari esiti sia effettivamente identica alla distribuzione di probabilità degli esiti stessi ($B_i = f_i$). Dall'equazione (1), ne deriva che in assenza di profitto dell'allibratore ($\pi = 0$) le quote devono essere l'inverso della probabilità attesa degli eventi $Q_i = 1/E [f_i]$. Ad esempio, se in una singola partita i tre esiti fossero equiprobabili ($f_i = 1/3; i = 1, X, 2$), su ogni esito sarebbe puntata la stessa somma ($B_i = 1/3; i = 1, X, 2$), e le quote dovrebbero essere: $Q_i = 3 : 1; i = 1, X, 2$, garantendo in tal modo un equilibrio di mercato in cui sia gli scommettitori che l'allibratore otterrebbero un profitto atteso nullo. Questo modello suggerisce quindi la formulazione di una semplice ipotesi verificabile empiricamente:

$$H_0 : Q_i = 1 / f_i \quad (2)$$

Se le quote di mercato fossero l'inverso delle frequenze degli eventi, non sarebbe quindi possibile respingere l'ipotesi di un utilizzo efficiente dell'informazione da parte di operatori razionali.

In generale le lotterie sono giochi con un rendimento atteso negativo: il montepremi (ripartito tra i vincitori) è, per costruzione, inferiore al totale delle scommesse, essendone una parte trattenuta dal gestore della lotteria. In particolare, nel mercato delle scommesse calcistiche, il profitto dell'allibratore deriva dall'offerta di quote inferiori al loro «valore onesto». Definendo le probabilità implicite nella

⁵ Si veda R. D. SAUER, *The Economics of Wagering Markets*, in *J. of Ec. Lit.*, vol. 36, n. 12, 1998, 2021-2064.

quota: $q_i = 1/Q_i$, la condizione $\pi > 0$ è verificata se e solo se: $\sum q_i > 1 = \sum f_i$. Il profitto dell'allibratore deriva quindi dall'applicazione di un margine di guadagno (ex-ante) su ogni giocata, riflesso nella sovrastima degli eventi ($q_i > f_i$). Nell'esempio precedente, l'allibratore ottiene un profitto positivo se $Q_i < 3:1; i=1, X, 2$. L'acquisto di lotterie aventi un rendimento atteso negativo da parte di soggetti razionali è giustificabile solo assumendo una loro propensione al rischio.⁶ Quandt ha dimostrato che, assumendo tale propensione, condizione necessaria affinché il mercato delle scommesse sia in equilibrio è che il rendimento atteso dei favoriti sia maggiore rispetto agli sfavoriti («*favorite-longshot bias*»). In altri termini, una propensione al rischio implica che i giocatori scommettano sulle parti favorite meno di quanto dovrebbero se fossero neutrali rispetto al rischio, mentre eccedano nello scommettere sugli sfavoriti. Come indicato nella (1), questo sbilanciamento delle puntate influenzerebbe le quote di mercato: le quote degli eventi più probabili sarebbero maggiori dell'inverso della probabilità degli eventi stessi, viceversa per le quote degli eventi meno probabili. Ad esempio, se in una partita le probabilità degli eventi fossero: $f_1 = 0,5; f_x = 0,5; f_2 = 0,1$; l'ipotesi di propensione al rischio degli scommettitori implicherebbe: $Q_{1,x} > 2:1; Q_2 < 10:1$. Identificati i sottoinsiemi degli eventi relativamente meno/più probabili (sfavoriti_i/favoriti_i) in base alle probabilità implicite nelle quote, l'ipotesi della presenza di una propensione locale al rischio degli scommettitori non può essere respinta se:

$$H_0 : \pi(\text{sfavoriti}_i) > \pi(\text{favoriti}_i) \quad (3)$$

2. Verifica empirica

2.1 Statistiche descrittive

I campioni analizzati consistono in un panel di dati che si riferiscono agli esiti delle partite e alle relative quote fornite da tre diversi allibratori nella stagione 2007-08 (867 osservazioni) e in una serie storica degli esiti delle partite e delle relative quote fornite da un singolo allibratore nelle stagioni dal 2002 al 2008 (6369 osservazioni). Il primo campione che analizziamo contiene le quote fornite da tre diversi allibratori (acronimi: MP, MT e SB) concernenti 289 partite del campionato 2007-08.⁷ Le distribuzioni di frequenza delle probabilità implicite per ciascun segno sono state riassunte tramite una media non ponderata delle quote offerte dai tre allibratori (metodo delphi). Le loro rappresentazioni grafiche sono prossime alla normale per il segno 1 e per il segno 2 (quest'ultima è asimmetrica verso l'origine),

⁶ Generalmente l'importo e la durata delle singole scommesse è assai modesto, possiamo pertanto assumere che tali acquisti non siano indirizzati ad una diversificazione del portafoglio degli scommettitori.

⁷ Per rendere omogeneo il campione sono state escluse 71 partite.

mentre la distribuzione di frequenza per il segno X è fortemente leptocurtica (risultato già noto in letteratura⁸).

Comparando le quote offerte dai singoli allibratori per ogni segno (tab. 3.1.1), si osserva una sostanziale omogeneità nei valori dei primi due momenti delle quotazioni.

Tabella 3.1.1 Quote offerte dagli allibratori: statistiche descrittive

Allibratori	Segno 1			Segno X			Segno 2		
	MT	LM	SB	MT	LM	SB	MT	LM	SB
<i>Quota media</i>	2.44	2.48	2.45	3.27	3.29	3.20	4.56	4.59	4.53
	(1.23)	(1.29)	(1.25)	(0.69)	(0.75)	(0.69)	(2.94)	(2.89)	(3.02)

Note: in parentesi le deviazioni standard. Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

In verità, i test di campioni appaiati (tab. 3.1.2) mostrano che le differenze nei valori medi delle quotazioni, sebbene, modeste, sono statisticamente significative riguardo il segno X ($Q_{X,LM} > Q_{X,MT} > Q_{X,SB}$) e al segno 1 ($Q_{1,LM} > Q_{1,MT} \cong Q_{1,SB}$).

Tabella 3.1.2 Quote offerte dagli allibratori: test t per campioni appaiati

Segno 1			Segno X			Segno 2		
LM-MT	SB-MT	LM-SB	LM-MT	MT-SB	LM-SB	LM-MT	MT-SB	LM-SB
0.05**	0.02	0.03**	0.03**	0.06***	0.09***	0.03	0.03	0.06
(3.27)	(1.14)	(3.04)	(2.49)	(3.99)	(5.97)	(0.65)	(0.44)	(1.20)

Note: in parentesi il t-value. In grassetto sono evidenziati i coefficienti statisticamente significativi; ***significativo al 1%, **significativo al 5%, *significativo al 10%. Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

I campioni sono invece tutti omoschedastici per ogni segno e coppia. L'ipotesi che i tre allibratori forniscano quote omogenee tra loro è confermata dall'analisi dei coefficienti di correlazione lineare: tutti assi prossimi al loro valore massimo (tab.3.1.3).

⁸ P. POPE, D. A. PEEL, *Information, Prices, and Efficiency in a Fixed-Odds Betting Market*, in *Economica*, vol. 56, 1989, 322-41. «This behavior could simply reflect a general inability to predict draw outcomes with any degree of reliability, in which case the unconditional (constant) probability might be the most appropriate basis for setting the odds», 328.

Tabella 3.1.3 Correlazioni lineari tra le coppie di quote offerte dagli allibratori

Coppie di allibratori	Segno 1	Segno X	Segno 2
MT : LM	0.98	0.97	0.96
MT : SB	0.98	0.93	0.92
LM : SB	0.99	0.94	0.96

Note: campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

L'ipotesi di assenza di sistematiche differenze nelle quotazioni offerte dai tre allibratori può anche essere verificata regredendo le quote di un allibratore su quelle di un altro. L'ipotesi nulla può essere respinta se l'intercetta è significativamente diversa da zero e il coefficiente di regressione diverso dall'unità ($H_0 : \alpha \equiv 0, \beta \equiv 1$). I risultati delle regressioni OLS delle quote tra allibratori sono statisticamente significativi e generalmente in linea con le aspettative teoriche: nessun valore stimato dei beta è significativamente diverso dal suo valore atteso e la varianza spiegata dalle regressioni è prossima al suo valore massimo (tab. 3.1.4). In particolare, nelle regressioni di MT1 e LM1 su SB1: $\alpha \equiv 0; \beta \equiv 1; R^2 = 1$. La regressione delle quote MP sulle quote degli altri allibratori mostra invece una intercetta positiva significativamente diversa da zero, così come la regressione di LM2 su SB2 ($0,11 < \alpha < 0,48$).

Tabella 3.1.4 Regressioni (OLS) tra le coppie di quote offerte dagli allibratori

Var. dipend.	Repressore	Alpha	Beta	R quadro	F
MT1	LM1	0.11*** (3.99)	0.94 (91.47)	0.97	8367
MT1	SB1	0.07** (2.60)	0.96 (93.16)	0.97	8678
LM1	SB1	-0.02 (-0.88)	1.02 (127.5)	0.98	16260
MTX	LMX	0.34*** (7.53)	0.89 (66.67)	0.94	4445
MTX	SBX	0.28*** (3.90)	0.93 (42.94)	0.87	1844
LMX	SBX	-0.01 (-0.16)	1.03 (48.03)	0.89	2308
MT2	SB2	0.48*** (4.02)	0.90 (41.15)	0.86	1693
MT2	LM2	0.07 (0.77)	0.98 (61.11)	0.96	3735
LM2	SB2	0.42*** (4.86)	0.92 (57.83)	0.92	3344

Note: MTi, LMi e SBi sono i vettori delle quote offerte per il segno i=1,X,2 dagli allibratori MT, LM e SB; in parentesi il t-value. In grassetto sono evidenziati i coefficienti alpha significativamente diversi da zero; ***significativo al 1%, **significativo al 5%, *significativo al 10%. Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

Riassumendo, l'analisi indica una sostanziale omogeneità tra le quote offerte dai vari allibratori, suggerendo quindi che vi sia un'elevata concorrenza tra queste imprese.

2.2 Efficienza previsionale

Per valutare l'efficienza previsionale del mercato, sono state eseguite delle regressioni multinomial logit aventi come variabile dipendente (categoriale) il vettore esito delle partite (1,X,2) e come variabili esplicative la matrice di probabilità implicite derivabili dalle quotazioni offerte dai singoli allibratori. I risultati di questa valutazione empirica indicano che le quotazioni offerte dai singoli allibratori hanno un'elevata e significativa capacità previsionale (tab. 3.2.1).

Tabella 3.2.1 Quote ed esiti: Analisi Multinomial Logit

Allibratore	Pseudo-R ²	-2LL	-2LL(1)	-2LL(X)	-2LL(2)
MP	0,87 (N)	415,61***	246,81	182,72	278,41*
	0,68 (MF)	(0,01)	(0,20)	(0,69)	(0,09)
SB	0,91 (N)	460,37***	111,43	42,79	158,67*
	0,75 (MF)	(0,00)	(0,24)	(0,52)	(0,09)
MT	0,92 (N)	473,54***	134,74*	34,55	183,33**
	0,78 (MF)	(0,00)	(0,06)	(0,95)	(0,02)

Note. N: indicatore di Nagelkerke e MF indicatore di McFadden; -2LL(i) con i=1,X,2: test del rapporto di verosimiglianza (X^2), in parentesi il p-value. In grassetto sono evidenziati i coefficienti statisticamente significativi; ***significativo al 1%, **significativo al 5%, *significativo al 10%. Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

I valori degli pseudo-R² sono, infatti, assai elevati e tutte le regressioni sono statisticamente significative. Per valutare la capacità previsionale del mercato nel suo insieme gli esiti delle partite sono stati infine regrediti sulle medie non ponderate delle quote offerte dai tre allibratori per lo stesso evento (metodo delphi). Il modello multinomial logit così specificato ha una capacità previsionale quasi perfetta, confermando l'efficienza del mercato nel suo complesso nel prevedere correttamente gli esiti delle partite. L'efficienza previsionale del mercato è infine confermata dalle elevate percentuali di risposte corrette fornite dai suddetti modelli multinomial logit (tab. 3.2.2). Ciò vale per i modelli che si riferiscono ai singoli allibratori ma ancora di più per la regressione degli esiti sulle quote sintetiche (delphi).

Tabella 3.2.2 Tabella di classificazione: percentuale di previsioni corrette

Esito osservato	MP	SB	MT	Delphi
1	87,6	89,8	89,8	100,0
X	80,8	78,2	84,6	98,7
2	82,4	78,4	81,1	97,3
Percent. globale	84,4	83,7	86,2	99,0

Note. Delphi: media non ponderata delle quote offerte dai tre allibratori (MP, SB e MT). Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

2.3 «The favorite-longshot bias»

L'analisi del nostro campione (tab. 3.3.1) indica gli allibratori hanno ottenuto un profitto positivo ($\pi = 10\%$). Questo margine di profitto è stato in media ottenuto su ciascun tipo di giocata, in particolare dalle scommesse sui segni X e 2 ($\pi_x = 5\%$; $\pi_2 = 4\%$).

Tabella 3.3.1 Profitti medi degli allibratori: statistiche descrittive

	Segno 1	Segno X	Segno2	Totale
Frequenze	137	78	74	289
Frequenze (%)	0.47	0.27	0.26	1.00
Prob. Implicita	0.48	0.32	0.30	1.10
Profitto (%)	0.01	0.05	0.04	0.10

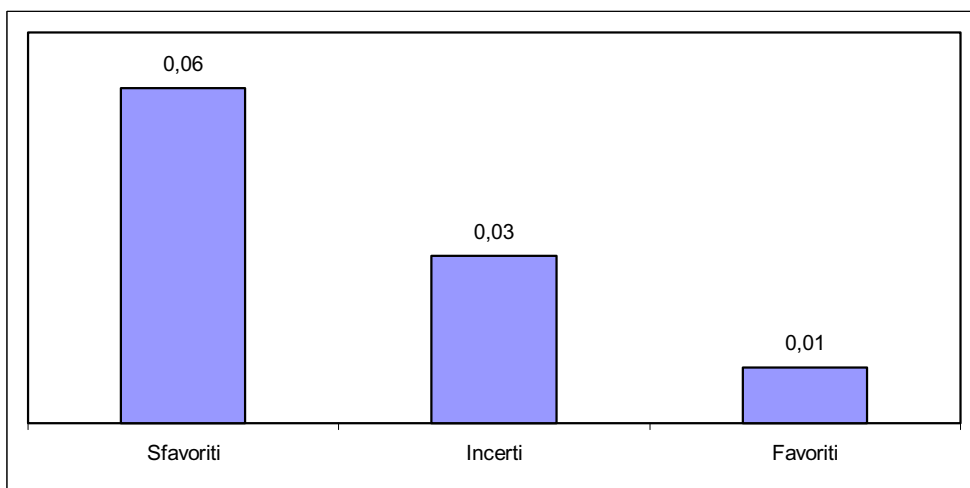
Note. Frequenze: numero di partite con esito i ($i=1,X,2$). Probabilità implicita: inverso della quota media offerta per il segno i ($i=1,X,2$). Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

Per verificare la presenza nel campione di un «*favorite-longshot bias*» il campione è stato ripartito in tre sottogruppi: il valore di soglia superiore/inferiore scelto è il valore medio più/meno la deviazione standard della distribuzione di frequenza delle quote offerte da ciascun *provider* per ogni segno. In seguito a questa ripartizione abbiamo ottenuto tre gruppi per ogni segno: «sfavoriti _{i} », «incerti _{i} » e «favoriti _{i} » ($i = 1, X, 2$). Il primo/terzo gruppo («sfavoriti _{i} »/«favoriti _{i} ») contiene le partite in la cui probabilità dell'evento i -esimo (implicita nella quota) appartiene alla coda inferiore/superiore della distribuzione di frequenza delle quote (per costruzione, circa un sesto del campione), ossia le partite in cui la probabilità (implicita) del verificarsi dell'evento i -esimo sono relativamente bassa/alta; il secondo gruppo («incerti _{i} ») contiene le partite in la cui probabilità dell'evento i -esimo (implicita nella quota) appartiene al corpo centrale della distribuzione (circa due terzi del campione). Questa ripartizione identifica, per ogni segno, gli eventi «*favorites*» nei sottogruppi «favoriti _{i} », e i «*longshots*» nei sottogruppi «sfavoriti _{i} ». L'analisi del nostro campione conferma l'ipotesi della presenza di un «*favorite-longshot bias*» nella distribuzione dei profitti medi per sottogruppi (tab. 3.3.2 e grafico 3.3.1).

Tabella 3.3.2 Profitti medi degli allibratori: analisi dei sottogruppi

Evento	Sottogruppo	MT	MP	SB
Segno 1	Sfavoriti	0,04	0,03	0,06
Segno 1	Incerti	0,01	0,01	0,00
Segno 1	Favoriti	0,00	-0,01	-0,01
Segno X	Sfavoriti	0,08	0,06	0,07
Segno X	Incerti	0,04	0,05	0,06
Segno X	Favoriti	-0,02	-0,08	-0,03
Segno 2	Sfavoriti	0,06	0,06	0,08
Segno 2	Incerti	0,04	0,03	0,04
Segno 2	Favoriti	0,04	0,06	0,01

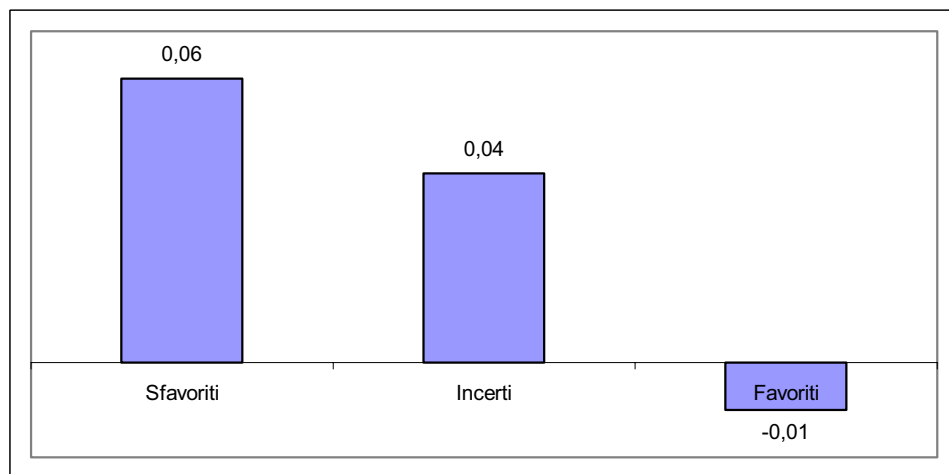
Note: Campionato serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni.

Grafico 3.3.1: Distribuzione dei rendimenti per sottogruppi

Note: Campionati di serie A italiana, stagione 2007-2008, 289 osservazioni per tre allibratori.

L'ipotesi $H_0 : \pi(\text{sfavoriti}_i) > \pi(\text{favoriti}_i)$ è confermata per ogni segno e ogni allibratore. In particolare, per i sottogruppi contenenti le partite un cui l'evento vittoria della squadra ospitante (1) o pareggio (X) era ritenuto relativamente più probabile, le quote offerte dagli allibratori hanno, in media, implicato la riscossione di profitti negativi: $\pi(\text{favoriti}_i) < 0, i = 1, X, 2$. Invece, per i sottogruppi contenenti le partite un cui l'evento i -esimo era ritenuto relativamente meno probabile, le quote offerte dagli allibratori hanno, in media, implicato la riscossione di profitti positivi: $3\% < \pi(\text{sfavoriti}_i) < 8\%, i = 1, X, 2$. I risultati della precedente analisi sezionale sono confermati dall'analisi longitudinale relativa alle quote fornite da un singolo allibratore dalla stagione 2002/03 alla 2007/08 (graf. 3.3.2). Anche in questo caso i risultati confermano l'asimmetrica distribuzione tra sottogruppi dei rendimenti medi: $\pi(\text{sfavoriti}_i) > \pi(\text{favoriti}_i)$. In particolare: $\pi(\text{favoriti}_i) < 0, i = 1, X; 4\% < \pi(\text{sfavoriti}_i) < 8\%, i = 1, X, 2$.

Grafico 3.3.2: Distribuzione dei rendimenti per sottogruppi



Note: Campionati di serie A italiana, stagioni 2002-2008, 6369 osservazioni.

Conclusioni

In Italia, nel recente decennio 1998-2008, il mercato delle scommesse sportive è cresciuto in maniera esponenziale, raggiungendo una dimensione (quasi quattro miliardi di euro scommessi nel 2008) che ricorda la passione per le scommesse sportive della Roma Imperiale. Nell'ambito delle scommesse sportive quelle relative agli eventi calcistici sono assolutamente dominanti: il 98% del totale nel 2008.

Questo lavoro ha studiato il mercato delle scommesse sulle partite della principale competizione calcistica italiana: il campionato di serie A. In particolare abbiamo studiato il mercato di un semplice tipo di scommessa: la puntata su uno dei tre possibili esiti di una partita (1,X,2). Il nostro studio ha utilizzato due campioni di dati. Il primo è un panel delle quotazioni fornite da tre diversi allibratori circa 289 partite del campionato italiano di calcio di serie A, stagione 2007-08. La comparazione tra le quote offerte dai tre allibratori mostra una loro sostanziale omogeneità, un risultato che suppone un'elevata concorrenza tra queste imprese. Per una verifica dei risultati abbiamo utilizzato un secondo campione, consistente in una serie storica delle quotazioni fornite da un solo allibratore per 6369 partite dei campionati dal 2002/03 al 2007/08. In generale, come ogni lotteria, anche le scommesse sportive hanno un contenuto speculativo, ma, a differenza di altri mercati finanziari le caratteristiche di questo mercato semplificano la sua analisi. Questo tipo di lotteria ha una durata breve (normalmente le puntate possono essere compiute presso gli allibratori da circa una settimana prima che l'incontro sia disputato) e non esiste un mercato secondario in cui rivendere le scommesse effettuate (quindi non sono possibili guadagni in conto capitale). Queste caratteristiche impediscono che nel mercato delle scommesse sportive possano sorgere bolle speculative, come invece può avvenire nelle borse valori. In altri termini, la semplicità di questo mercato consente di verificare in termini più nitidi alcune ipotesi suggerite dalla letteratura.

La teoria economica ipotizza che il mercato sia popolato da agenti razionali, cioè soggetti decisionali che fanno un uso efficiente dell'informazione.⁹ Corollario a quest'assunzione è l'ipotesi dei mercati efficienti:¹⁰ i prezzi correnti sono le migliori stime dei rendimenti attesi dei titoli. Nell'ambito delle scommesse calcistiche, ciò significa che usando le quote di mercato sia possibile prevedere in maniera efficiente gli esiti delle partite. Ipotesi che abbiamo verificato empiricamente. L'analisi del nostro campione conferma l'elevata capacità previsionale del mercato, corroborando l'ipotesi di razionalità degli scommettitori. Le lotterie sono giochi con un rendimento atteso negativo: il montepremi (ripartito tra i vincitori) è, per costruzione, inferiore al totale delle scommesse, essendone una parte trattenuta dal gestore della lotteria. Per giustificare l'acquisto di lotterie da parte di soggetti razionali è quindi necessario ipotizzare una loro propensione (almeno locale) al rischio. Corollario di questa ipotesi è il cosiddetto «*favorite-longshot bias*»: assumendo una propensione al rischio, condizione necessaria affinché il mercato delle scommesse sia in equilibrio è che il rendimento atteso dei favoriti sia maggiore rispetto agli sfavoriti. La verifica empirica conferma la presenza di una «*simpatia degli scommettitori per gli sfavoriti*»: i rendimenti medi per ogni allibratore derivanti dalle scommesse sugli eventi classificati meno probabili sono stati sempre superiori a quelli sugli eventi

⁹ Si veda J.F. MUTH, *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, in *Econometrica*, vol. 29, 1961, 315-335.

¹⁰ Si veda E. FAMA, *Efficient capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, in *J. of Fin.*, vol. 25, n. 2, 1970, 383-417.

più probabili per ambedue i campioni analizzati. In conclusione la nostra analisi empirica conferma l'ipotesi teorica che il mercato delle scommesse calcistiche sia popolato da soggetti razionali localmente propensi al rischio.

Crediamo che le implicazioni in termini di politica economica che si possono trarre dai nostri risultati debbano partire dalla constatazione che il mercato delle scommesse calcistiche italiane è in forte espansione, inoltre l'analisi del nostro campione conferma la sua efficienza informativa. Da questo punto di vista potrebbe essere saggio usare una politica liberista di non intervento. I nostri risultati rivelano tuttavia la propensione al rischio degli scommettitori, attitudine che talvolta è ritenuta moralmente deprecabile. Qualora si ritenga che questa assunzione di rischio implichi delle esternalità negative per la società, si potrebbe ipotizzare di imporre una «sin tax» sul mercato delle scommesse calcistiche per contenerne le dimensioni, come già accade in Italia per il consumo dei tabacchi, superalcolici, ecc. L'elevata concorrenzialità del mercato in oggetto porta tuttavia a supporre che l'imposizione di una tassa sugli allibratori italiani indurrebbe semplicemente gli scommettitori a collocare le loro puntate presso allibratori esteri via internet, rendendo così inefficace l'intervento impositivo.

Bibliografia

- AGIPRONEWS, Agenzia di stampa giochi a pronostico e scommesse, Roma.
- M.M. ALÌ, *Probability and Utility estimates for Racetrack Bettors*, in *Journal of Political Economy*, vol. 85, n. 4, 1977, 803-15.
- P. ASCH, B.G. MALKIEL, R.E. QUANDT, *Racetrack Betting and Informed Behavior*, in *Journal of Financial Economics*, vol. 10, 1982, 487-94.
- K. BUSCHE, C. HALL, *An Exception to the Risk Preference Anomaly*, in *Journal of Business*, vol. 61, 1988, 337-46.
- K. BUSCHE, *Efficient Market Results in an Asian Setting*, in D.B. Hausch, V.S.Y. Lo e W.T. Ziemba (a cura di), *Efficiency of Racetrack Betting Markets*, Academic Press, San Diego, 1994.
- J. DOWIE, *On the Efficiency and Equity of Betting Markets*, in *Economica*, vol. 3, 1976, 139-50.
- E. FAMA, *Efficient capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, in *Journal of Finance*, vol. 25, n. 2, 1970, 383-417.
- E.L. FIGGIS, *Focus on Gambling*, London, Barker 1951.
- M. FRIEDMAN, L. SAVAGE, *The Utility Analysis of Choices Involving Risk*, in *Journal of Political Economy*, vol. 56, n. 4, 1948, 279-304.
- R. GRIFFITH, *Odds Adjustments by American Horse Race Bettors*, in *American Journal of Psychology*, vol. 62, 1949, 290-94.
- R.J. HENERY, *On the average probability of losing bets on horses with given starting price odds*, in *Journal of the Royal Statistic Society*, vol. 148, n. 4, 1985, 342-9.
- A.E. HOERL, H.K. FALLIN, *Reliability of Subjective Evaluations in a High Incentive Situation*, in *Journal of the Royal Statistic Association*, vol. 137, 1974, 227-30.
- W. HURLEY, L. McDONOUGH, *A Note on the Hayek Hypothesis and the Favorite Long Shot Bias in Parimutuel Betting*, in *American Economic Review*, vol. 85, n. 4, 1995, 949-55.
- D. KAHNEMAN, A. TVERSKY, *Prospect Theory: An Analysis of Decisions Under Risk*, in *Econometrica*, vol. 47, 1979, 263-91.
- D. KAHNEMAN, A. TVERSKY, *Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent Model*, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, 1991, 1039-61.
- H. MARKOWITZ, *The Utility of Wealth*, in *Journal of Political Economy*, vol. 56, n. 4, 1952, 151-58.
- W.H. MCGLOTHLIN, *Stability of Choices Among Uncertain Alternatives*, in *American Journal of Psychiatry*, vol. 69, 1956, 604-15.
- J.F. MUTH, *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, in *Econometrica*, vol. 29, 1961, 315-335.
- R. PIRON, L.R. SMITH, *Testing risk love in an experimental racetrack*, in *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 27, 1995, 465-74.
- P. POPE, D.A. PEEL, *Information, Prices, and Efficiency in a Fixed-Odds Betting Market*, in *Economica*, vol. 56, 1989, 322-41.
- M.G. PRESTON, P. BARATTA, *An experimental study of the auction-value of an uncertain outcome*, in *American Journal of Psychology*, vol. 61, 1948, 183-93.
- R.N. ROSSETT, *Weak experimental verification of the expected utility hypothesis*, in *Review of Economic Studies*, vol. 38, 1971, 481-92.
- ROYAL COMMISSION ON GAMBLING, *Final report, 1*, HMSO, Londra, 1978.

- R.D. SAUER, *The Economics of Wagering Markets*, in *Journal of Economic Literature*, vol. 36, n. 12, 1998, 2021-2064.
- A. SCHNYTZER, G. WEINBERG, *Testing for Home Team and Favorite Biases in the Australian Rules Football Fixed-Odds and Point Spread Betting Markets*, in *Journal of Sports Economics*, vol. 9, n. 2, 2008, 173-90.
- W. SNYDER, *Horse Racing: Testing the Efficient Market Models*, in *Journal of Finance*, vol. 33, 1978, 1109-18.
- S. SWINDLER, R. SHAW, *Racetrack wagering and the uninformed bettor: a study of market efficiency*, in *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 35, n. 3, 1995, 305-14.
- TERTULLIANUS (160-220 d.c.) *De Spectaculis* (191-202 d.c.), Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 1997.
- R.H. THALER, W.T. ZIEMBA, *Anomalies-Parimutuel Betting Markets: Racetrack and Lotteries*, in *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, 1988, 161-74.
- R. QUANDT, *Betting and Equilibrium*, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, n. 1, 1986, 201-207.
- W.L. VAUGHAN WILLIAMS, D. PATON, *Risk, return, and adverse selection: a study of optimal behavior under asymmetric information*, in *Rivista di Politica Economica*, vol.11, n. 12, 1996, 63-81.
- W.L. VAUGHAN WILLIAMS, D. PATON, *Why is There a Favorite Long Shot Bias in British Racetrack Betting Markets*, in *Economic Journal*, vol. 107, 1997, 150-58.
- L.M. WOODLAND, B.M. WOODLAND, *Market Efficiency and the Favorite Long Shot Bias: The Baseball Betting Market*, in *Journal of Finance*, vol. 49, n. 1, 1994, 269-80.
- L.M. WOODLAND, B.M. WOODLAND, *Market efficiency and profitable wagering in the national hockey league: Can bettors score on long shots?*, in *Southern Economic Journal*, vol. 67, 2001, 983-995.
- E. YAARI, *Convexity in the Theory of Choice Under Risk*, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 79, 1965, 278-90.