

**Gör oddssättare realistiska bedömningar?
En ekonomisk-psykologisk analys av realismen i odds***

Patric Andersson
Sektionen för ekonomisk psykolog
Handelshögskolan i Stockholm
Box 6501, 113 83 Stockholm
Email: ppa@hhs.se
Tfn: 08 – 736 9576

SSE/EFI Working Paper in Business Administration No 2007:002

15 januari, 2007

Abstrakt

Denna uppsats redogör för en empirisk undersökning av realismen gällande odds från ett stort spelbolag. Undersökningen tillämpar teorier från psykologisk beslutsforskning och beteendeorienterad ekonomisk vetenskap. Baserat på analyser av ett unikt empiriskt material bestående av odds från de fem senaste världsmästerskapen i fotboll, konstateras att oddssättarna förefaller vara välkalibrerade och besitta god förmåga att bedöma förutsättningar för framtida utfall. För vissa sannolikhetsnivåer, uppvisade oddssättarna tendenser till såväl underkonfidens som överkonfidens. Möjligheten att ekonomiskt profitera på dessa skevheter var emellertid dålig och renderade oftast i förluster.

Keywords: betting; calibration; experts; football; forecasting; overconfidence; odds-setters

* Finansiellt stöd i form av Wallander-stipendium har tacksamt emottagits från Handelsbankernas Forskningsstiftelser. Ett tack riktas till professor Ingolf Ståhl för synpunkter och kommentarer på tidigare versioner av detta manuskript. Vänligen notera att citering eller referering av detta manuskript sker efter författarens godkännande.

1. INLEDNING

Sedan psykologen Daniel Kahneman tilldelats Sveriges Riksbanks pris i ekonomisk vetenskap till Alfreds Nobels minne år 2002, har ekonomer ägnat allt större intresse för teorier och forskningsrön inom kognitiv psykologi och psykologisk beslutsforskning. Ett fenomen som särskilt anammats är kalibrering och handlar om individers förmåga att göra realistiska och precisa sannolikhetsbedömningar. Psykologiska forskningsrön pekar på att individer oftast är benägna att överskatta precisionen av sina bedömningar. Denna tendens kallas för överkonfidens och anses hämma individens förmåga att fatta rationella beslut. Detsamma gäller för benägenheten att vara överdrivet försiktig och underskatta riktigheten av sina bedömningar, dvs underkonfidens. Sådana brister i kalibreringsförmågan kan leda till ekonomiska konsekvenser. En yrkesgrupp där bristande precision i bedömningsförmågan skulle kunna ge stora förluster är spelbolagens oddssättare. Deras arbetsuppgifter är att analysera och värdera sannolikheterna för framtida utfall av främst sporthändelser (men även politiska val och melodifestivaler) samt att beräkna oddsen för dessa utfall. Odds är alltså en typ av sannolikhetsbedömningar och bestämmer hur mycket spelarna får tillbaka på sina insatser givet att deras vad slår in. Oddssättare som gör bedömningar med bristande grad av realism och precision, kan orsaka förluster för sina arbetsgivare genom att antingen underskatta eller övervärdera sannolikheterna för framtida utfall med påföljd att de sätter för höga respektive för låga odds än vad som är befogat. Medan det sistnämnda felet lär ge intäktsbortfall i form av färre ingångna vad, betyder det förra att spelbolaget riskerar att betala onödigt stor utdelning; något som kan vara förödande för bolagets finanser. Ur ett ekonomiskt perspektiv torde dessa potentiella konsekvenser emellertid motivera oddssättarna att undvika att falla offer för under- och överkonfidens. Med andra ord, spelbolagens oddssättare bör på grund av ekonomiska incitament besitta god kalibreringsförmåga. Detta antagande prövas i denna artikel.

Syftet med föreliggande artikel är att dels empiriskt undersöka hur bra oddssättarna på ett stort spelbolag är på att bedöma utfall i ett världsomfattande sportevenemang och precisionen i deras bedömningar, dels utreda huruvida oddssättningen är effektiv i den meningen att det inte är lönsamt att utnyttja eventuella skevheter i denna. Det undersökta sportevenemanget är världsmästerskapet i fotboll för herrar om vars utfall det är mycket populärt att slå vad. Exempelvis redovisade Svenska Spel och Unibet i sina respektive delårsrapporter avseende det första halvåret 2006 att fotbolls-VM2006 gav rekordstor

omsättning. Dessutom torde oddssättning av matcher i världsmästerskapet i fotboll vara relativt besvärligt eftersom dessa involverar nationer som sällan möts regelbundet med påföljd att tillgängligheten av matchstatistik från tidigare möten är dålig.

2. TEORETISK REFERENSRAM OCH TIDIGARE FORSKNING

2.1. *Kalibrering, överkonfidens och andra psykologiska bedömningsfenomen*

Psykologisk beslutsforskning har riktat stort intresse för individers förmåga att hantera osäkerhet och uttrycka sig i termer av sannolikheter, för översikter, se Lichtenstein, Fischhoff & Phillips (1982); McClelland & Bolger (1994); Griffin & Brenner (2004). Fokus har lagts på att undersöka realismen hos individers sannolikhetsbedömningar. Ett centralt begrepp i sammanhanget är kalibrering. Begreppet avser i vilken utsträckning individer tillskriver händelser med sannolikheter som överensstämmer deras faktiska frekvens. Betänk en finansanalytiker som för vart och ett av 100 börsbolag uppskattar hur troligt det är att aktiekursen för bolagen kommer att öka under det kommande året. I genomsnitt säger hon att sannolikheten för kursuppgång är 70% alternativt att hon känner sig 70% säker på att kursen kommer att stiga. Om 70 av de 100 aktieprognoserna slår in, betyder detta att analytikerns subjektiva sannolikhetsbedömningar är lika med den verkliga frekvensen. Analytikern sägs då vara kalibrerad och kapabel att ställa rimliga sannolikhetsbedömningar. Skulle däremot färre än 70 prognoser vara korrekta, överskattar hon prognosförmågan och hon anses, enligt beslutspsykologisk terminologi, vara överkonfident. Om fler än 70 prognoser skulle falla in, är analytikerna benägna att underskatta prognosförmågan och visar prov på underkonfidens.

I en välciterad översiktsartikel från 1980-talet (Lichtenstein et al., 1982) konstaterades att individer i allmänhet tenderar att vara överkonfidenta, på så sätt att när de exempelvis säger sig vara 100% respektive 70% säkra betyder det att den faktiska sannolikheten för att bedömningen är korrekt är mindre än 80% respektive 60%. Senare forskning har bekräftat men också nyanserat denna tendens. Förekomsten av överkonfidens har visats sig vara starkt avhängigt av urvalen av de kunskapsfrågor som använts i studiernas experimentuppgifter. När frågorna utgör ett representativt urval av de uppgifter som individerna kan tänkas stöta på vardagligen, reduceras eller elimineras tendensen till överkonfidens (jfr McClelland & Bolger, 1994; Klayman, Soll, González-Vallejos & Barlas, 1999; Koehler & Harvey, 2004). Följande problem är ett exempel på kunskapsfrågor som använts: "Vilket land har en

population med en högre förväntad medellivslängd: Indonesien eller Sudan? Hur säker är du på ditt svar? 50%, 60%, 70%, 80%, 90% eller 100%.”

Även kalibreringsförmågan hos professionella bedömare och experter har studerats. Generellt har de funnits vara dåligt kalibrerade och, framförallt, överkonfidenta (för en översikt se Allwood & Granhag, 1999). Exempelvis har studier visat att börsmäklare tenderar att kraftigt överskatta träffsäkerheten i sina bedömningar av aktiers kortsiktiga prisutveckling (Törngren & Montgomery, 2003), att företagsledares förutsägelser om framtida affärsförhållanden oftast är oriktiga (Aukutsionek & Belianin, 2001) samt att precisionen i ekonomers kvartalsprognoser av konjunkturedgångar är begränsad (Braun & Yaniv, 1992). Dessutom finns det belägg för att statsvetares bedömningar av sannolika politiska händelser är ytterst tveksamma (Tetlock, 2005) och att förståsigpåare på fotboll är benägna att vara överdrivet säkra på sina utsagor när de i själva verket presterar lika bra som personer med obefintlig kunskap (Andersson, Edman & Ekman, 2005). Det finns dock några områden där experter observerats besitta exceptionellt god kalibreringsförmåga. Forskningsrön pekar på att meteorologers värderingar av nederbördsrisk överensstämmer med den faktiska förekomsten (Murphy & Winkler, 1984) och att professionella bridgespelare gör exakta skattningar av vinstmöjligheter för en giv av spelkort (Keren, 1987). Att experter presterar bra inom dessa områden anses bero på att områdena är förknippade med mindre komplexa egenskaper (jfr Shanteau, 1992).

På senare år har forskare inom de ekonomiska vetenskaperna anammat begreppet överkonfidens. Begreppet spelar framförallt en betydande roll i det teoretiska ramverket hos den beteendemässiga inriktningen av finansiell ekonomi (behavioral finance), där det antas ge en viktig förklaring till varför individuella investerare agerar på sätt som avviker från rationalitetsantaganden och ekonomiska modeller (Glaser, Nöth & Weber, 2004). På basis av transaktionsanalyser av depåer hos aktiemäklarföretag har belägg funnits att privatinvesterare i allmänhet handlar aktier i en omfattning som leder till stora förluster; en tendens som ansetts bero på överkonfidens (Odean, 1998; Barber & Odean, 2000). Med andra ord, investerarna överskattar sin förmåga att identifiera lönsamma aktier och bedöma tidpunkten för köp respektive försäljning. Ekonomers intresse för överkonfidens tar sig främst uttryck på två sätt. Det ena sättet innebär att fenomenet inkorporeras i modeller och att dess effekt sedan härleds matematiskt (t.ex. Gervais & Odean, 2001). Det andra sättet omfattar empiriska försök att studera överkonfidens och dess konsekvenser för marknadsbeteende (jfr Biaias, Hilton,

Mazuerier & Pouget, 2005), men dessa försök kan dock ge tvetydiga resultat då ingen hänsyn tas till urvalet av kunskapsfrågorna i experimenten.

Bristande realism i sannolikhetsbedömningar behöver inte bara innebära över- eller underkonfidens. Det kan också ta sig uttryck i två andra tankemässiga tendenser (Griffin & Brenner, 2004): (1) att konsekvent bedöma händelser som mer troliga än vad de egentligen är eller (2) att systematiskt tillskriva händelser lägre sannolikheter än deras faktiska förekomst. Dessa tendenser kan växelvis kombineras. Exempelvis kan en individ vara benägen att för vissa sannolikhetsnivåer ange sannolikheter som objektivt sett är ständigt för låga, medan hon för andra nivåer visar prov på den motsatta tendensen. I sammanhanget bör nämnas den deskriptiva modell för beslutsfattande under risk som utvecklats av (Kahneman & Tversky, 1979). Denna modell, som kallas för prospektteorin, antar att individer överskattar händelser med små sannolikheter respektive underskattar händelser med stora sannolikheter.

2.2. Vadhållning ur ett ekonomiskt-teoretiskt perspektiv

För de ekonomiska vetenskaperna är vadhållning ett intressant fenomen att studera. En anledning är att vad kan ses som en form av värdepapper som, i motsats till aktier, löper på en begränsad tid och har en tydlig tidpunkt då värdet realiseras. Så snart fotbollsmatchen är färdigspelad, loppet på Solvalla är färdigtravat eller rösterna räknats i Eurovisionsfestivalen går det att fastställa vilka vad som ger utdelning och vilka som är värdelösa. Detta medför att aktörerna på marknaden, vilka är spelbolagen och spelarna, omgående får feedback om utfallen. Därmed skapas goda förutsättningar för att marknaden för vadhållning skall vara effektiv. Enligt (Thaler & Ziemba, 1987) kan detta ha två betydelser: (1) alla vad saknar positiva väntevärden eller (2) att alla vad har åtminstone snarlika förväntade värden.

Vadhållningsmarknaden kan indelas i två huvudkategorier. Den ena kategorien, som kallas för totalisatorsystem (på engelska parimutuel betting) och som vanligen rör häst- och hundkapplöpningar, kännetecknas av att utdelningen på ett vad bestäms enligt principen: Ju fler som satsar på ett visst vad, desto lägre blir dess utdelning (efter avdrag för eventuella transaktionskostnader). Exempelvis spelaren som satsar på att en viss häst skall vinna ett lopp erhåller, i det fall hästen vinner, en utdelning som bestäms av relationen mellan satsningar på denna häst och den totala mängden av insatserna på samtliga hästar i loppet. Genom att undersöka ett stort antal kapplöpningslopp är det möjligt att kontrollera i vilken omfattning hästar där relationen, som kan ses som en subjektiv sannolikhet, uppgår till ett visst intervall

(t.ex. 0.35 – 0.44) verkligen vinner. Detta angreppssätt har utnyttjats för att studera totalisatorvadhållningens effektivitet. Korrelationen mellan de subjektiva och objektiva sannolikheterna har funnits vara förvånansvärt hög (Thaler & Ziemba, 1987). Det har dock påvisats att vadhållare tenderar att över- och underskatta utsikterna för att händelser med små respektive stora sannolikheter kommer att inträffa. Fenomenet kallas för ”favorit-långskott-villfarelsen” och kan leda till att konsekventa satsningar på favoriter (dvs vad med stor objektiv sannolikhet att kommer slå in) är förknippade med positiva förväntade värden medan strategier där insatserna läggs på osannolika vad (så kallade långskott) har negativa förväntade värden, för en översikt se Coleman (2004). Denna tendens är en ekonomisk teoretisk paradox i så motto att den strider mot de ovannämnda villkoren för marknadseffektivitet (Thaler & Ziemba, 1987; Vaughan William, 1999). Paradoxen har förklarats med beteendemässiga faktorer (Thaler & Ziemba, 1987; Coleman, 2004).

Den andra kategorien av vadhållningsmarknader, som studeras i föreliggande studie, innebär att utdelningen på vad bestäms i förväg genom odds som bestäms av bookmakers eller spelbolag. Oddsen är normalt fasta men kan förändras efter hur mycket pengar som satsas. Med fasta odds löper bookmakers stora risker att förlora pengar. Det enkla skälet är att ny information kan uppkomma. Exempelvis kan ett fotbollslags nyckelspelare hastigt insjukna med påföljd att lagets möjligheter försämras drastiskt. Den nya informationen har sålunda inte kunnat beaktats av spelbolagens oddssättare. Enligt (Levitt, 2004) kan spelbolag försäkra sig mot dessa risker genom tre teoretiska tillvägagångssätt. Ett sätt är att förutse spelarnas beteende och sätta odds så att insatserna fördelas jämnt över de olika vadmöjligheterna. Med andra ord, bookmakers försöker hitta jämviktspriser där efterfrågan möter utbudet. Ett annat sätt är att vara bättre på att förutsäga framtiden än spelarna och sätta odds som realistiskt återspeglar det förväntade värdet för händelser. Därmed kan spelare inte utnyttja skevheter i prissättning. Slutligen kan bookmakers teoretiskt använda sig av en kombination av dessa två tillvägagångssätt. Förutom att sätta realistiska odds, kan de även exploatera systematiska tendenser bland vadhållare som att exempelvis ha en övertro på att favoritlag vinner. (Levitt, 2004) har funnit empiriskt stöd för att denna kombination tillämpas av amerikanska spelbolag och att det är ytterst sällsynt att vadhållare är konsekvent bättre på att bedöma framtiden än bookmakers.

Inom Europa uttrycks oddsen i huvudsak på två sätt. Det ena sättet innebär att oddsen anges i decimalform och berättar hur mycket spelarna får tillbaka på sina insatser givet att deras vad slår in. Det andra betyder att oddsen noteras i kvoter såsom ”a – b”, där ”b”

betecknar insatsen och "a" utgör den utdelning (exklusive insatsen) som spelbolaget kommer att utbetala givet att vadet slår in.

Ett odds speglar hur pass troligt ett spelbolag, eller snarare dess oddssättare, bedömer att ett visst händelseutfall kommer att ske. Enligt Pope & Peel (1989) beror oddset (Φ_{ij}) för ett visst utfall (j) av en händelse (i) på dels oddssättarens bedömning av sannolikheten för detta utfall (p_{ij}), dels en marginal som täcker kostnader och vinstpåslag (λ). Givet att odds anges enligt det ovannämnda decimalsystemet blir sambandet $\Phi_{ij} = 1 / (p_{ij} + \lambda)$. Troligtvis är marginalen (λ) förutbestämd, vilket innebär att oddssättarens uppgift är att göra sannolikhetsbedömningar av händelseförlopp.

Även vadhållningsmarknader av bookmakerssystem har varit föremål för studier av marknadseffektivitet (Vaughan William, 1999; Coleman, 2004). Dessa studier har helt enkelt, enligt gängse matematisk metod, transformerat oddsen för ett stort urval av främst sporthändelser och undersökt i vilken utsträckning dessa överensstämmer med de faktiska frekvenserna. Oddsen skildrar ju bookmakers sannolikhetsbedömningar av framtiden. Den generella slutsatsen är att odds samvarierar starkt med de faktiska frekvenserna (Pope & Peel, 1989; Cain, Law & Peel, 2000) och det ovannämnda fenomenet "favorit-långskott-villfarelsen" är mer framträdande på vadhållningsmarknader av bookmakerssystem än med totalisatorsystem (Coleman, 2004). Strategier som söker utnyttja denna felprissättning förefaller dock generera negativ avkastning (Vaughan Williams, 2000; Cain et al., 2000). Det går därför att argumentera att vadhållning som bedrivs av bookmakers och spelbolag är effektiv.

2.3. Forskning om vadhållning kring fotbollsresultat

Det har genomförts flertalet studier av den marknad som är inriktad på vadhållning av fotboll (för en översikt se kapitel 8 i Dobson & Goddard, 2001). På denna marknad, som följer bookmakerssystemet, fastställs och publiceras oddsen för en match ett antal dagar före det att den äger rum. Vanligtvis handlar oddsen om matchens utfall (hemmaseger, oavgjort eller bortaseger) och målresultat. Det är framförallt brittiska forskare som studerat vadhållning kring fotboll; ett faktum som ingalunda är förvånande med tanke på sportens popularitet och utbud av spelbolag i Storbritannien.

Några studier har visat att oddssättningen avseende fotbollsmatcher inte är optimal i den betydelsen att det är möjligt att - ur spelbolagens perspektiv - sätta bättre (och därmed för

spelarna sämre) odds med hjälp av regressionsmodeller som väger samman tillgänglig information (Pope & Peel, 1989; Cain et al., 2000; Dobson & Goddard, 2001; Forrest, Goddard & Simmons, 2005).¹ Med bättre – eller mer effektiva - odds avses att oddssättningen skall i möjligast mån inkorporera all offentligt tillgänglig information. Här kan paralleller dras till villkoret för den svaga varianten av marknadseffektivitet (Fama, 1998).

I en nyligen publicerad studie undersökte Forrest et al., (2005) huruvida brittiska bookmakers var effektiva när det gällde att sätta odds på engelska ligamatcher. På basis av nästan 10.000 engelska ligamatcher från säsongerna 1998 – 2003 och upplysningar avseende diverse faktorer (såsom matchstatistik, publiksiffror, geografiskt avstånd mellan hemma- och bortalag) konstruerades en modell för rationell oddssättning. Forrest mfl. (2005) gjorde sedan jämförelser mellan oddsen från bookmakers och modellen. Slutsatsen var att bookmakers tenderade att med åren sätta alltmer effektiva odds; något som enligt författarna sammanföll med den ökade konkurrensen bland spelbolag.

Även om vadhållning om fotbollsresultat karaktäriseras av viss ineffektivitet, är det tveksamt om det är möjligt att konsekvent profitera på denna ineffektivitet. Dobson och Goddard (2001) kommenterade detta med: ”with regard to the present authors’ bank balances, however, the inefficiencies revealed are insufficient to... overcome the margins and tax deductions built into the bookmaker’s price (s. 417).

3. DATAMATERIAL

Artikelns empiriska material utgörs av Svenska Spels (Lången) odds för utfallen av 288 matcher i de senaste fem världsmästerskapen i fotboll (för herrar), dvs Italien 1990 (44 matcher), USA 1994 (52), Frankrike 1998 (64), Japan / Korea 2002 (64) samt Tyskland 2006 (64).² Med utfall avses det resultat som föreligger när matchens ordinarie 90 minuter inklusive tilläggstid har färdigspelats. Världsmästerskapen i fotboll består numera av gruppsspelsmatcher, åttondelsfinaler, kvartsfinaler, semifinaler och medaljmatcher. Medaljmatcher rör antingen spel om brons eller om guld. Gruppsspelsmatcher innebär att fyra nationer spelar mot varandra och de två bästa lagen i en grupp fortsätter till åttondelsfinaler. Segrarna av dessa kvalificerar sig till kvartfinalerna medan de förlorande lagen har spelat

¹ Tendensen verkar även gälla för spelbolag som ger odds på matcher i Allsvenskan och andra fotbollserier i Sverige (Jonsson, 2006).

² Den fotbollskunnige läsaren noterar att detta matchantal inte riktigt motsvarar det totala antal av slutspelsmatcher som spelats i fotbolls-VM sedan 1990 och som uppgår till 296. Orsaken är att spelbolaget avstod från att sätta odds på åtta matcher i turneringen 1990.

färdigt. Kvartsfinalerna spelas på samma sätt. Därefter följer semifinalerna. Förlorarna av dessa möts i en bronsmatch. Vinnarna spelar finalen. I en VM-turnering kan en nation spela totalt sju matcher (tre gruppsspelsmatcher, åttondelsfinal, kvartsfinal, semifinal och medaljmatch).

Ett skäl till att oddsnoteringar från ovannämnda spelbolag används beror på att de är relativt tillgängliga genom att de regelbundet har publicerats i svensk media sedan slutet av 1980-talet. I likhet med konkurrenterna noterar Svenska Spel sina odds enligt det europeiska systemet för vadhållning.³ Detta innebär att oddsen uttrycks i decimaler och anger hur mycket spelarna får tillbaka på sin insats givet att deras vad slår in. Exempelvis gav nämnda spelbolag oddset 3,25 för ett oavgjort resultat i matchen mellan Sverige och Trinidad & Tobago i fotbolls-VM 2006. Ett vad på oavgjort skulle alltså rendera en utdelning om 3,25 gånger insatsen (dvs en vinst om 225 kr på en satsad hundralapp) eftersom matchen slutade mållöst. I sammanhanget bör det sägas att nämnda spelbolag inte tillåter vadhållning på att enstaka matcher kommer att sluta med hemmaseger, oavgjort eller bortaseger. Istället krävs satsningar på minst tre matcher.

Odds för de 288 VM-matcherna har insamlats genom granskning av Aftonbladets och Expressens sportsidor för de perioder när världsmästerskapen i fotboll (för herrar) spelades. Beträffande turneringarna 1990 - 2002 har insamlingen skett genom att mödosamt granska mikrofilmade årgångar av nämnda tidningar. Vad gäller 2006 års turnering har oddsen hämtats från papperskopior av nämnda tidningar.

För var och en av de 288 matcherna fanns det odds för tre möjliga utfall: (1) seger för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en match och därmed ansågs spela på hemmaplan, (2) oavgjort samt (3) seger för den nation som nämndes sist och därmed ansågs vara bortalaget.⁴ För enkelhetens skull benämns dessa utfall härnäst som hemmaseger (h), oavgjort (d) och bortaseger (a).

De insamlade oddsen konverterades till sannolikheter enligt $p(h) = 1/h$, $p(d) = 1/d$ och $p(a) = 1/a$. Eftersom spelbolagen tar ut en marginal för att täcka kostnader och vinstpålägg kommer de konverterade sannolikheterna avseende utfallet för en match att ofrånkomligen summera till mer än 1 (jmf (Forrest et al., 2005)). Beträffande det insamlade datamaterialet uppgick summan till 1,24. Det är emellertid möjligt att få implicita

³ Det förefaller som om spelbolagen sätter snarlika odds för samma VM-fotbollsmatcher. Ett stickprov av odds från andra spelbolag (t.ex. Ladbrokes och Unibet) insamlades och korrelerade mycket starkt med motsvarande odds från Svenska Spel ($r = 0,97$).

sannolikheter som summerar till 1. I det aktuella fallet beräknades dylika sannolikheter för hemmaseger, oavgjort och bortaseger (avseende samma match) enligt följande: $p(h) / (p(h) + p(d) + p(a))$, $p(d) / (p(h) + p(d) + p(a))$ respektive $p(a) / (p(h) + p(d) + p(a))$. Dessa justerade mått refereras hädanefter som implicita sannolikheter och används i de kommande analyserna.

Information om utgången av de 288 VM-matcherna erhöles på det internationella fotbollsförbundets internetsida (www.FIFA.com). Med tanke på att oddsen avsåg utfallet när den ordinarie matchtiden färdigspelats, innebar detta att de faktiska resultaten enbart omfattade den matchställning som förelåg efter 90 minuter (inklusive tilläggstid). I de 27 slutspelsmatcher, där förlängningar och straffläggningar förekom, räknades alltså den oavgjorda ställning som rådde vid ordinarie full tid. På basis av de faktiska resultaten konstruerades tre binära utfallsvariabler. En av dessa variabler rörde hemmasegrar och antog värde 1 om detta matchutfall inträffat respektive 0 givet annat utfall (i det här fallet oavgjort eller bortaseger). De andra utfallsvariablerna, som representerade oavgjorda resultat och bortasegrar, kodades på motsvarande sätt.

Från nämnda internetsida hämtades även upplysningar om hur nationernas fotbollslandslag var officiellt rankade av FIFA när VM-turneringarna 1994 – 2006 inleddes. Eftersom värdsrankningen introducerades 1993 gick det inte att få tag på upplysningar om hur fotbollslandslagen var rankade i turneringen 1990. För mer information om FIFAs system för världsrankning, se FIFA (2006b).

4. RESULTAT

4.1. Förhållandet mellan implicita sannolikheter och observerade baskvoter

Som framgår av Tabell 1 förefaller oddssättarna på det undersökta spelbolaget vara skickliga på att bedöma chanserna för hemmasegrar, oavgjorda matcher och bortasegrar i fotbolls-VM. Beräknat över de fem VM-turneringarna, hade sannolikheterna i medeltal mycket god överensstämmelse med de verkliga förhållandena. Exempelvis uppgick den genomsnittliga sannolikheten för hemmaseger till 0,43, vilket kan jämföras med att ca 45% av de 288 matcherna i verkligheten vanns av det lag som så att säga hade hemmaplan. Differensen mellan de genomsnittliga sannolikheterna och baskvoterna var försumbar gällande de tre utfallen (-0,02, -0,02 och 0,03), vilket indikerar god prognosförmåga.

⁴ Det som avgör om en nation skall anges som hemmalag i spelprogrammet bero på en kombination av seeding, lottning och andra faktorer. För mer information, se FIFA (2006a).

Tabell 1. *Implicita sannolikheter, baskvoter, korrelationskoefficienter och Brierpoäng beräknat över fem VM-turneringar i fotboll.*

Matchutfall	Genomsnittlig implicit sannolikhet (SD) ^C	Faktisk frekvens eller baskvot ^C	Korrelation mellan implicita sannolikheter och verkligt utfall ^D	Genomsnittlig Brier poäng (SD)
Hemmaseger ^A	0,43 (0,17) _a	0,45 _a	0,39	0,21 (0,15)
Oavgjort resultat	0,27 (0,05) _b	0,29 _b	0,13	0,20 (0,20)
Bortaseger ^B	0,29 (0,16) _b	0,26 _b	0,30	0,16 (0,19)

Noter. SD = standardavvikelse

^A Med hemmaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en match och därmed anses ha hemmaplan.

^B Med bortaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs sist i en match och därmed anses ha bortaplan.

^C Sannolikheter och baskvoter som har olika indexbokstäver är signifikant olika ($p < 0,05$) enligt McNemars test.

^D Verkligt utfall avser en binär variabel som är kodad 1 (0) givet att ett viss utfall inträffat (icke skett). Korrelationsanalysen är baserad på icke-parametrisk test av typen Kendalls Tau. Alla korrelationer är signifikanta ($p < 0,001$).

En förklaring till den relativt höga baskvoten för hemmaseger i fotbolls-VM är att ”hemmalag” var i genomsnitt lägre och därmed bättre rankade än ”bortalagen”. Medelvärden för världsrankningen för ”hemmalag” och ”bortalag” var 17,8 respektive 22,0 (standardavvikelse = 14,8 och 14,2). Denna skillnad var signifikant ($t(243) = -3,1, p < 0,01$).

Oddssättarnas bedömningsförmåga analyserades även med avseende på enskilda VM-turneringar och olika typer av matcher. Med det senare begreppet menas att de undersökta 288 matcherna antas ha olika grader av betydelse. Exempelvis en kvartsfinalsmatch bör vara viktigare för de inblandade landslagen än en match i den första gruppsspelsomgången. En kvartsfinal torde dessutom vara annorlunda att bedöma än en gruppsspelsmatch, eftersom ny information om ett lags spelförmåga tillkommer ju längre det finns kvar i VM-turneringen. För att undersöka detta antagande, indelades matcherna i fyra kategorier: (1) första gruppsspelsomgången, (2) andra gruppsspelsomgången, (3) tredje gruppsspelsomgången samt (4) utslagsomgången som dels omfattade åttondedels-, kvarts- och semifinaler, dels rörde medaljerna.

Som framgår av Tabell 2 - 3 fanns det skillnader mellan den genomsnittliga implicita sannolikheten och baskvoten när VM-turneringarna respektive matchtyperna analyserades

separat. Dessa skillnader varierade mellan -0,09 och 0,07 respektive -0,10 och 0,12; en indikation på vissa VM-turneringar och matchtyper var svårare att bedöma för oddssättarna.

Tabell 2. *Implicita sannolikheter, baskvoter, korrelationskoefficienter och Brierpoäng beräknat för var och en av fem VM-turneringarna i fotboll.*

Turnering	Genomsnittlig implicit sannolikhet (SD)	Faktisk frekvens eller baskvot (diff. sannolikhet och baskvot)	Korrelation mellan implicita sannolikheter och verkligt utfall. ^C	Genomsnittlig Brier poäng (SD)
Hemmaseger ^A				
VM 1990	0,46 (0,17)	0,43 (0,03)	0,23	0,24 (0,16)
VM 1994	0,41 (0,17)	0,50 (-0,09)	0,21	0,24 (0,18)
VM 1998	0,49 (0,17)	0,42 (0,07)	0,46**	0,19 (0,11)
VM 2002	0,40 (0,15)	0,42 (-0,02)	0,28**	0,22 (0,16)
VM 2006	0,41 (0,18)	0,48 (-0,07)	0,47**	0,18 (0,13)
Oavgjort resultat				
VM 1990	0,25 (0,03)	0,34 (-0,09)	0,18	0,23 (0,24)
VM 1994	0,26 (0,04)	0,23 (0,03)	0,18	0,17 (0,20)
VM 1998	0,25 (0,04)	0,31 (-0,06)	0,25*	0,21 (0,22)
VM 2002	0,27 (0,04)	0,30 (-0,03)	0,16	0,20 (0,20)
VM 2006	0,32 (0,04)	0,27 (0,05)	0,18	0,19 (0,16)
Bortaseger ^B				
VM 1990	0,29 (0,16)	0,23 (0,06)	0,18	0,17 (0,21)
VM 1994	0,32 (0,15)	0,27 (0,05)	0,26	0,18 (0,18)
VM 1998	0,26 (0,15)	0,31 (-0,05)	0,34**	0,16 (0,21)
VM 2002	0,32 (0,14)	0,30 (0,02)	0,21	0,19 (0,18)
VM 2006	0,28 (0,17)	0,27 (0,01)	0,47**	0,12 (0,16)

Noter. SD = standardavvikelse

* = $p < 0,01$ ** = $p < 0,001$

^A Med hemmaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en match och därmed anses ha hemmaplan.

^B Med bortaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs sist i en match och därmed anses ha bortaplan.

^C Verkligt utfall avser en binär variabel som är kodad 1 (0) givet att ett viss utfall inträffat (icke skett).

Korrelationsanalysen är baserad på icke-parametrisk test av typen Kendalls Tau.

Tabell 3. *Implicita sannolikheter, baskvoter, korrelationskoefficienter och Brierpoäng beräknat för olika matchtyper som spelats i de fem VM-turneringarna i fotboll.*

Matchtyp ^A	Genomsnittlig implicit sannolikhet (SD)	Faktisk frekvens eller baskvot (diff. genomsnittlig sannolikhet och baskvot)	Korrelation mellan implicita sannolikheter och verkligt utfall. ^D	Genomsnittlig Brier poäng (SD)
Hemmaseger^B				
Första omgång	0,46 (0,18)	0,50 (-0,04)	0,40**	0,20 (0,15)
Andra omgång	0,45 (0,17)	0,55 (-0,10)	0,25*	0,23 (0,15)
Tredje omgång	0,38 (0,19)	0,32 (0,06)	0,25*	0,21 (0,17)
Utslagsomgång	0,43 (0,13)	0,43 (0,00)	0,36**	0,21 (0,13)
Oavgjort resultat				
Första omgång	0,27 (0,05)	0,24 (0,03)	0,15	0,17 (0,20)
Andra omgång	0,27 (0,05)	0,29 (-0,02)	0,05	0,20 (0,20)
Tredje omgång	0,27 (0,05)	0,30 (-0,02)	0,08	0,20 (0,21)
Utslagsomgång	0,29 (0,04)	0,33 (-0,04)	0,17	0,22 (0,20)
Bortaseger^C				
Första omgång	0,27 (0,17)	0,26 (0,01)	0,35**	0,16 (0,20)
Andra omgång	0,28 (0,15)	0,16 (0,12)	0,24*	0,13 (0,16)
Tredje omgång	0,35 (0,18)	0,38 (-0,03)	0,33**	0,20 (0,20)
Utslagsomgång	0,28 (0,11)	0,24 (0,04)	0,27**	0,16 (0,19)

Noter. SD = standardavvikelse

* = $p < 0,01$ ** = $p < 0,001$

^A De undersökta 288 matcherna delades in fyra grupper: Första omgång, andra omgång, tredje omgång samt utslagsomgång. Med första omgång avses de inledande matcherna i gruppspellet och omfattade 72 matcher. Med andra omgång avses de matcher som spelas mellan den första och tredje omgången av gruppspellet. Totalt fanns 69 matcher tillhörande denna kategori. Med tredje omgång avses de avslutande matcherna i gruppspellet och omfattade 68 matcher. Med utslagsomgång avses åttondels-, kvarts- och semifinaler samt match om tredjepris och finalen. Totalt fanns det 79 matcher i denna kategori.

^B Med hemmaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en match och därmed anses ha hemmaplan.

^C Med bortaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs sist i en match och därmed anses ha bortaplan.

^D Verkligt utfall avser en binär variabel som är kodad 1 (0) givet att ett viss utfall inträffat (icke skett). Korrelationsanalysen är baserad på icke-parametrisk test av typen Kendalls Tau.

4.2. *Världsrankningens betydelse för observerade baskvoter och implicita sannolikheter*

En anmärkningsvärd observation från Tabell 3 (Kolumn 3) är att den faktiska frekvensen för hemmaseger var tämlig stor. Exempelvis uppgick proportionen hemmasegrar i de två första spelomgångarna till 55% respektive 50%. En förklaring till dessa tendenser är – som tidigare sagts – att ”hemmalagen” var signifikant bättre rankade än ”bortalagen”, se Tabell 4. Skälet till att proportionen hemmasegrar i den tredje spelomgången (av gruppspellet) var endast 32%

berodde på att ”hemmalaget” i genomsnitt var sämre rankat än ”bortalaget” (medelrankning = 23,3 och 20,0).

Tabell 4. Skillnader i världsrankning mellan ”hemmalag” och ”bortalag”.

VM-turnering / Matchtyp ^A	Genomsnittlig rankning för ”hemmalaget” ^B (SD)	Genomsnittlig rankning för ”bortalaget” ^C (SD)	t-värde
VM 1994	13,5 (11,5)	17,1 (11,8)	-1,52
VM 1998	18,4 (16,8)	22,0 (14,0)	-1,33
VM 2002	19,4 (13,2)	22,4 (12,4)	-1,27
VM 2006	19,3 (16,1)	25,6 (17,0)	-2,01*
Första omgång	17,2 (14,4)	25,9 (14,4)	-3,16**
Andra omgång	17,2 (15,2)	25,9 (13,4)	-3,28**
Tredje omgång	23,2 (15,1)	20,0 (14,7)	1,20
Utslagsomgång	14,0 (13,4)	16,7 (12,7)	1,21

Noter. * = $p < 0,01$ ** = $p < 0,01$

^A De undersökta 288 matcherna delades in fyra grupper: Första omgång, andra omgång, tredje omgång samt utslagsomgång. Med första omgång avses de inledande matcherna i grupp-spelet och omfattade 72 matcher. Med andra omgång avses de matcher som spelas mellan den första och tredje omgången av grupp-spelet. Totalt fanns 69 matcher tillhörande denna kategori. Med tredje omgång avses de avslutande matcherna i grupp-spelet och omfattade 68 matcher. Med utslagsomgång avses åttondels-, kvarts- och semifinaler samt match om tredjepris och finalen. Totalt fanns det 79 matcher i denna kategori.

^B Med hemmaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en match och därmed anses ha hemmaplan.

^C Med bortaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs sist i en match och därmed anses ha bortaplan.

Variationen av baskvoterna för de tre matchutfallen kunde till viss del förklaras av att skillnaden i världsrankningen av ”hemmalagen” och ”bortalagen” var varierande. Variabeln gällande denna skillnad visade sig vara svagt men signifikant korrelerad med de binära variablerna som representerade faktiska hemma- och bortasegrar ($r = 0,25$ respektive $r = -0,23$, $p < 0,001$). Sambandet tolkas som att hemmasegrar (bortasegrar) var förknippade med positiva (negativa) differenser vad gällde världsrankningen av lagen i matcherna.

Notabelt är också att skillnaden i världsrankning förefaller ha betydelse för odds-sättarna. Detta märktes genom att denna skillnad var starkt korrelerad med de implicita sannolikheterna gällande hemmaseger och bortaseger ($r_s = 0,63$ respektive $r_s = -0,64$, $p < 0,001$). Med andra ord, ju större den absoluta skillnaden i världsrankning är, desto högre blir sannolikheten för antingen hemma- eller bortaseger.

4.3. Förhållandet mellan implicita sannolikheter och faktiska utfall

Ett enkelt sätt att utvärdera oddssättarnas prognosförmåga är att beräkna sambandet mellan de implicita sannolikheterna (eller, för den delen, oddsen) och det verkliga utfallet. Närmare bestämt korrelerades sannolikheterna med de tidigare nämnda binära variablerna. Resultaten av dessa korrelationsanalyser anges i den fjärde kolumnen i Tabell 1 – 3. Över de fem VM-turneringarna var korrelationen för hemmaseger, oavgjort och bortaseger 0,39, 0,13 respektive 0,30. För enskilda VM-turneringar varierade korrelationen mellan 0,13 och 0,47.

Gällande de olika matchtyperna var motsvarande samband mellan 0,05 och 0,40. Ur teoretisk synvinkel skulle koefficienten för en bedömare med perfekt prognosförmåga ligga nära 1. Det kan därför hävdas att oddssättarna var måttligt skickliga på att bedöma utfallet av matcher i VM-turneringar. Oddssättarna verkade ha särskilt svårt att bedöma möjligheterna för oavgjorda resultat, vilket märktes genom att korrelationen mellan implicita sannolikheter och faktisk utfall var tämligen svag ($0,05 < r < 0,25$). Emellertid bör hänsyn tas till prognosuppgiftens egenskaper. Mer om detta i ett kommande avsnitt.

4.4. Brierpoängberäkningar och kalibrering av oddssättarnas bedömningar

Ett etablerat mått för att mäta precisionen i sannolikhetsbedömningar är Brier-poäng. Detta mått beräknas genom att för varje prognos subtrahera sannolikheten för en händelse med en variabel som antar värdet 1 om händelsen har inträffat eller värdet 0 om den inte har skett. Denna differens kvadreras sedan. Genom att ta medelvärdet av de kvadrerade differenserna erhålls ett mått på graden av prognosförmågan. Teoretiskt sett kan detta mått variera mellan 0 och 1. Ju lägre poäng desto bättre prognosförmåga.

Sett över de fem VM-turneringarna uppgick Brierpoängen för hemmaseger, oavgjort och bortaseger till 0,21, 0,20 respektive 0,16, se Tabell 1 (Kolumn 5). Dessa värden är snarlika de som observerats för brittiska bookmakers, men ligger något under de som gäller för rationell oddssättning av engelska ligamatcher (Forrest et al., 2005).

Som framgår av Tabell 2 (Kolumn 5) varierade de genomsnittliga Brierpoängen avseende hemmasegrar, oavgjorda resultat och bortasegrar för de fem VM-turneringarna mellan 0,12 och 0,24. För bortasegrar var Brierpoängen för VM-turneringen 2006 något lägre än de övriga turneringarna. Parametriska tester (ANOVA) visade att skillnaderna inte var signifikanta. För de olika matchtyperna noterades det inga signifikanta skillnader. Tabell 3

(Kolumn 5) visar att Brierpoängen varierade mellan 0,13 och 0,23, vilket var ungefär som för VM-turneringarna.

Ett vanligt tillvägagångssätt inom forskningen om (subjektiva) sannolikhetsbedömningar är att bryta ned Brierpoängen i tre faktorer (Yates, 1990).⁵ Den första faktorn mäter graden av förutsägbarheten hos den händelse som skall prognosticeras och baseras på den faktiska frekvensen av denna händelse (t.ex. hemmaseger, oavgjort och bortaseger). Teoretiskt sett kan detta mått (VI) variera mellan 0 och 0,25, där det lägre och det högre värdet anger att fenomenet är mycket enkelt respektive mycket svårt att bedöma (se (Tetlock, 2005). Ju högre baskvoten är för en händelse, desto enklare är den att förutse. Den andra faktorn kallas för kalibreringsindex (CI) och avser i vilken grad bedömaren förmår att uttrycka sannolikheter för händelser så att dessa överensstämmer med de verkliga frekvenserna. Den tredje faktorn benämns diskrimineringsindex (DI) och åsyftar bedömarens förmåga att rapportera olika nivåer på sannolikheter när händelser sker och när de inte inträffar.

Över de fem VM-turneringarna (och de olika matchtyperna) beräknades kalibrerings- och diskrimineringsindex samt förutsägbarhetsgraden med avseende på de tre möjliga matchutfallen. De beräknade indexmåttarna antydde att oddssättarna var extremt välkalibrerade ($0,003 < CI < 0,008$) men mindre bra på att ange sannolikheter på ett sätt så att de gjorde åtskillnad mellan inträffade och icke-inträffade händelser ($0,01 < DI < 0,04$). Gradens av förutsägbarhet var relativt låg ($0,20 < VI < 0,25$), vilket pekar på att prognos av fotbollsmatcher i VM är ett komplicerat område. Detta förklaras delvis av att ovannämnda korrelationer mellan implicita sannolikheter och verkligt utfall inte var särskilt hög.

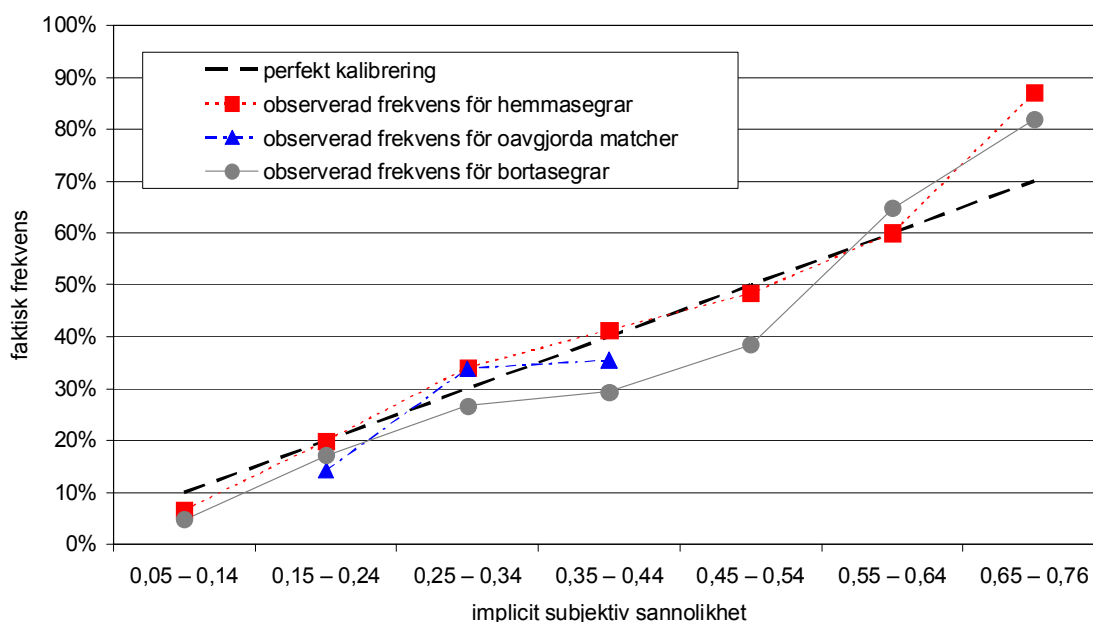
En kritik mot kalibreringsindex är att det inte visar om bedömaren är växelvis över- och underkonfident beroende på storleken av sannolikheterna. Psykologer använder sig därför av så kallade kalibreringsdiagram för att utvärdera realismen i sannolikhetsbedömningar (se t.ex. Yates, 1990). Se Figur 1. Från denna figur kan utläsas att de observerade frekvenserna för de tre möjliga matchutfallen (beräknade över de fem VM-turneringarna) har varierande grad av överensstämmelse, eller för den delen avvikelse, med den diagonala linjen som

⁵ Den matematiska formeln för uppdelningen av Brierpoäng lyder enligt följande (Yates, 1990): Brierpoäng = Grad av förutsägbarhet + Kalibreringsindex + Diskrimineringsindex =

$$b(1-b) + \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T n_t (p_t - b_t)^2 - \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T n_t (b_t - b)^2$$

där N = totalt antal händelser som förutses, T = antalet sannolikhetsnivåer, n_t = antalet bedömningar i sannolikhetsnivå t , p_t = bedömningen i sannolikhetsnivå t , b_t = baskvoten för sannolikhetsnivå t samt b = baskvoten för ett visst utfall.

beskriver perfekt kalibrering. Med detta begrepp avses att de subjektivt skattade sannolikheterna sammanfaller med de faktiska frekvenserna. Grafen som beskriver den observerade frekvensen av hemmasegrar överensstämmer ganska väl med diagonalen i fyra av de åtta sannolikhetsnivåerna. För nivåer på mer än 0,65 respektive 0,55 fanns tendenser till att underskatta den faktiska förekomsten av hemmasegrar och bortasegrar, vilket tyder på underkonfidens. De lägre nivåerna för bortasegrar var istället förknippade med överkonfidens på så sätt att bortasegrar bedömdes vara mer troliga än vad de var i verkligheten. Exempelvis när den implicita sannolikheten angavs vara mellan 0,35 och 0,45, uppgick den faktiska frekvensen till cirka 30%.



Figur 1. Kalibreringsgrafer för oddssättarnas bedömningar av diverse matchutfall. Graferna är beräknade över de fem VM-turneringarna.

Som framgår av Tabell 5 var antalet matcher dock inte jämt fördelade över de olika sannolikhetsnivåerna. Dessutom varierade Brierpoängen över nivåerna på så sätt att lägst poäng noterades för de låga och höga implicita sannolikheterna. ANOVA-tester visade att dessa variationer var starkt signifikanta för hemmaseger ($MS = 0,11$, $F(6, 287) = 5,54$, $p < 0,001$) liksom för oavgjort ($MS = 0,29$, $F(2, 287) = 7,36$, $p < 0,001$) samt bortaseger ($MS = 0,16$, $F(6, 287) = 4,98$, $p < 0,001$).

Tabell 5. Antal matcher och Brierpoäng fördelade över olika nivåer av sannolikheter

Nivåer av sannolikheter	Antal matcher			Genomsnittlig Brierpoäng för de möjliga utfallen (SD)		
	Hemma - seger ^B	Oavgjort	Bortaseger ^C	Hemma - seger	Oavgjort	Bortaseger
0,05 – 0,14	15		41	0,06 (0,20)		0,05 (0,16)
0,15 – 0,24	35	77	99	0,16 (0,24)	0,13 (0,20)	0,14 (0,23)
0,25 – 0,34	44	180	60	0,23 (0,19)	0,23 (0,21)	0,20 (0,19)
0,35 – 0,44	46	31	34	0,24 (0,10)	0,22 (0,14)	0,21 (0,11)
0,45 – 0,54	60		26	0,24 (0,03)		0,25 (0,03)
0,55 – 0,64	65		17	0,24 (0,10)		0,22 (0,08)
0,65 – 0,76 ^A	23		11	0,15 (0,14)		0,17 (0,14)

Noter. SD = standardavvikelse

^A Här ingår en match med sannolikheten 0,76 (odds = 1,05). Matchen härrörde från VM 2002 och spelades mellan Brasilien och Kina. Slutresultatet blev 4 – 0 till Brasilien.

^B Med hemmaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en match och därmed anses ha hemmaplan.

^C Med bortaseger avses vinst för den nation som enligt det officiella spelprogrammet angavs sist i en match och därmed anses ha bortaplan.

4.5. Avkastning på fingerade vadhållningsstrategier

Avvikelserna från perfekt kalibrering indikerar att det fanns skevheter i oddssättningen. För att utreda huruvida det skulle vara lönsamt att profitera på dessa skevheter beräknades avkastningen, eller det förväntade värdet, av vadhållning på alla matcher. För varje match och utfall kalkylerades den utdelning som en hypotetiskt satsad hundralapp skulle generera enligt följande sätt: (1) om det fingerade vadet hade slagit in så multiplicerades oddset för detta vad med 100 och från denna produkt gjordes sedan avdrag för insatsen om 100 kr eller (2) om vadet inte realiserats så skattades förlusten till insatsen om 100 kr. Avkastningen för vadhållning på hemmasegrar fastställdes genom att summera utdelningen över samtliga matcher och sedan dividera summan med totalt satsat kapital. (Eventuella transaktionskostnader beaktades inte.)

Som framgår av Tabell 6 resulterade vadhållningsstrategier som innebar konsekvent satsning på hemmasegrar, oavgjorda resultat eller bortasegrar i förluster om 18,3%, 17,4% respektive 34% av insatsen. Strategin att helgardera och konsekvent satsa på alla tre utfall gav en avkastning om -23,5%. Tabell 6 visar också att det förväntade värdet skiljde sig mellan de olika sannolikhetsnivåerna inom de tre möjliga utfallen. De enda statistiska säkerställda skillnader observerades för oavgjorda resultat ($F(2, 287) = 3,09, p < 0,05$). Beträffande hemmasegrar och nivåer överstigande 0,65 (odds < 1,20) noterades ett blygsamt positivt

förväntat värde (0,5%); något som visar att den observerade tendensen till underkonfidens i Figur 1 inte saknade konsekvenser.

Tabell 6. Avkastning på hypotetisk vadhållning för olika utfall och sannolikhetsnivåer

Nivåer av implicita sannolikheter	Odds- intervall	Avkastning på fingerade satsningar på			
		Hemma- seger	Oavgjort	Bortaseger	Över alla utfall
0,05 – 0,14	13,00 – 5,65	-54,3%		-71,7%*	-67,1%*
0,15 – 0,24	5,50 – 3,30	-19,3%	-48,2% ^a	-28,1%	-34,0%*
0,25 – 0,34	3,25 – 2,35	-7,5%	-3,9% ^b	-23,8%	-8,7%
0,35 – 0,44	2,80 – 1,80	-17,3%	-19,4% ^{ab}	-41,9%*	-25,4%*
0,45 – 0,54	1,80 – 1,50	-22,8%*		-37,5%*	-27,2%*
0,55 – 0,64	1,45 – 1,25	-20,1%*		-12,6%	-18,5%*
0,65 – 0,76	1,20 – 1,05	0,5%		-3,2%	-0,7%
Sammanlagt	Alla odds	-18,3%*	-17,4%*	-34,0%*	-23,5%*

Noter. * visar att avkastningen är statistiskt skiljd från 0 ($p < 0.05$).

Avkastningsvärdena i den fjärde kolumnen som har olika indexbokstäver är signifikant olika ($p < 0,05$).

Dessutom beräknades avkastningen på fingerade satsningar på hemmaseger, oavgjort respektive bortaseger för de olika VM-turneringarna och de ovannämnda matchtyperna.

Tabell 7 visar att strategin att under något av de fem VM-turneringarna konsekvent satsa på de tre utfallen renderade negativ avkastning vid nästa samtliga tillfällen. De två undantagen var satsningar på oavgjort resultat under VM-1990 och hemmaseger under VM-1994, vilka gav positiva avkastningar på 8,6% respektive 3,8%. Beträffande matchtyperna var satsningarna på de tre utfallen förknippade med negativ avkastning. Exempelvis individer som konsekvent hade satsat på att bortalag skulle vinna matcher i den andra gruppsspelsomgången skulle ha förlorat drygt 59% av sina insatser.

Avslutningsvis användes världsrankningen för att konstruera en enkel vadhållningsstrategi. Denna utgick från att det bättre rankade laget i match skulle segra och sålunda gjordes satsningar efter detta antagande. Ovanstående procedur utnyttjades för att beräkna avkastningen för dessa strategier gällande VM-turneringarna 1994 – 2006. Totalt skulle strategin givit utdelning i 120 av de 224 matcherna och en genomsnittlig avkastning om -19,2%. För att utvärdera om skillnader i denna avkastning förelåg med avseende på VM-turnering och matchkategori, skattades en ANOVA-modell där avkastningen var den beroende variabeln och de oberoende variablerna utgjordes av de fem VM-turneringarna och de fyra matchkategorierna. De oberoende variablerna visade sig vara icke signifikanta.

Sålunda var avkastningen ungefär densamma för de olika VM-turneringarna, de fyra olika matchkategorierna samt kombinationen av dessa två faktorer.

Tabell 7. Avkastning på fingerade satsningar på olika utfall beräknat för var och en av de fem VM-turneringarna samt de olika matchutfallen

Turnering / Matchtyp ^A	Avkastning på fingerade satsningar på		
	Hemma- seger	Oavgjort	Bortaseger
VM 1990	-17,4%	8,6%	-31,7%
VM 1994	3,8%	-32,2%	-33,0%
VM 1998	-38,4%*	-6,6%	-25,6%
VM 2002	-14,5%	-17,0%	-31,0%*
VM 2006	-20,7%	-34,5%*	-48,0%*
Första omgång	-13,3%	-30,0%	-31,1%
Andra omgång	-0,4%	-16,5%	-59,1%*
Tredje omgång	-35,8%*	-13,7%	-8,2%
Utslagsomgång	-23,4%*	-10,0%	-37,0%*

Not. ^A De undersökta 288 matcherna delades in fyra grupper: Första omgång, andra omgång, tredje omgång samt utslagsomgång. Med första omgång avses de inledande matcherna i grupp-spelet och omfattade 72 matcher. Med andra omgång avses de matcher som spelas mellan den första och tredje omgången av grupp-spelet. Totalt fanns 69 matcher tillhörande denna kategori. Med tredje omgång avses de avslutande matcherna i grupp-spelet och omfattade 68 matcher. Med utslagsomgång avses åttondels-, kvarts- och semifinaler samt match om tredjepris och finalen. Totalt fanns det 79 matcher i denna kategori.

* visar att avkastningen är statistiskt skiljd från 0 ($p < 0.05$).

5. DISKUSSION

Analyserna pekar på att spelbolagets oddssättare verkade ha överlag god förmåga att prognosticera hur matcher i fotbolls-VM (för herrar) kommer att utveckla sig. I genomsnitt överensstämde deras implicita sannolikheter för hemmaseger, oavgjort respektive bortaseger mycket väl med motsvarande faktiska frekvenser. Denna överensstämmelse gällde dock inte för alla sannolikhetsnivåer. För vissa nivåer bedömde oddssättarna att bortasegrar var mer troliga än vad de faktiskt var. Dessutom underskattade de den verkliga förekomsten av hemma- och bortasegrar vid relativt höga nivåer ($>0,65$); något som är i linje med dels prospektteorins antagande om att individer betraktar händelser med objektivt stora sannolikheter som mindre sannolika (jfr Kahneman & Tversky (1979), dels ”favorit-långskott-villfarelsen” (se Coleman ,2004). Sålunda var oddssättarna inte entydigt perfekt kalibrerade utan uppvisade tendenser till både över- och underkonfidens, som emellertid var begränsade för vissa sannolikhetsnivåer.

Tendenserna visade att det fanns skevheter i oddssättningen. Fingerade vadhållningsstrategier som systematiskt sökte utnyttja skevheterna gav i undantagsfall en försumbar positiv avkastning men var oftast mycket olönsamma. Sannolikhetsnivåerna var även förknippade med olika förväntade värden. Sammantaget innebär detta att vadhållning på VM-matcher förefaller inte uppfylla de ovannämnda villkoren för marknadseffektivitet som anförs av Thaler & Ziemba (1987). Ur spelbolagets perspektiv verkar likväl oddssättningen vara effektiv eftersom det inte gick att lönsamt profitera på oddssättarnas tendenser till underkonfidens. Den observerade tendensen till överkonfidens, vilken tog sig uttryck i att odds angavs lägre än befogat, lär i teorin innebära inkomstbortfall eftersom vadhållare väljer annat spelbolag som ger högre odds. Med tanke på det undersökta spelbolagets monopolsituation torde en sådan konsekvens i praktiken vara obetydlig. Dessutom är spelbolagens odds starkt korrelerade.

En annan observation handlade om den faktiska frevensen av så kallade hemmasegrar. Analyserna visade att nationen som enligt det officiella spelprogrammet angavs först i en VM-match – och som därmed var att betrakta som hemmalag - tenderade att i stor utsträckning vinna matchen. Ett undantag från denna tendens var de matcher som spelades i den tredje gruppsspelsomgången. En förklaring till denna tendens var att ”hemmalagen” generellt var bättre rankade än nationen som noterades sist i en VM-match. Detta betyder att världsrankning hade ett visst prognosvärde; något som noterats i andra studier (Andersson mfl., 2005). Emellertid förefaller kunskap om detta prognosvärde ge begränsad ekonomisk vinning, eftersom fingerad vadhållning som baserades på världsrankning innebar i genomsnitt ett negativt förväntat värde. Denna företeelse kan tolkas som att oddssättarna har beaktat världsrankning. Därmed kan det hävdas att denna typ av vadhållningsmarknad är effektiv i betydelsen att tillgänglig offentlig information är återspeglade i oddsen (se Vaughan William, 1999). Dessutom kan den negativa avkastningen gällande den enkla vadhållningsstrategin, som utnyttjade världsranking, tolkas att den berörda marknaden är effektiv (jfr. Pope & Peel, 1989).

Det bör poängteras att uppgiften att prognosticera matcher i fotbolls-VM är en förhållandevis komplicerad uppgift. Detta faktum avspeglades i att sambandet mellan implicit sannolikhet och faktiskt utfall var medelmåttigt samt att graden av händelsernas förutsägbarhet var dålig. Mot bakgrund av dessa företeelser framstår oddssättarnas förmåga att ange hyfsat realistiska sannolikhetsbedömningar som berömvärd. Denna prestation lär delvis förklaras av ekonomiska incitament. De områden där experter funnits vara perfekt

kalibrerade, såsom meteorologi och kortspel, har kännetecknats av mindre grad av komplexitet och mångtydighet än vad som är fallet för prognoser av fotbollsmatcher (jmf Shanteau [1992]). Totalt sett ger (transformerade) odds tämligen träffsäkra prognoser av fotbollsmatcher när sannolikheten för ett visst utfall (t.ex. hemmaseger) är låg eller hög. När (implicita) sannolikheten ligger mittemellan dessa motpoler är precisionen dock begränsad. Således förefaller odds vara ett trubbigt prognosverktyg.

Viss försiktighet skall kanske iakttas beträffande generaliseringen av artikelns slutsatser. En invändning är att de baseras på ett jämförelsevis litet urval av sporthändelser. Artikelns datamaterial om 288 fotbollsmatcher kan jämföras med att Forrest m.fl. (2005) använde ett sampel om nästan 10.000 engelska ligamatcher för att analysera prognosförmågan hos brittiska bookmakers. Notabelt är att trots skillnader i sampelstorlek fanns det flera snarlika resultat mellan dessa två studier. Ett större urval hade krävt en mindre arbetskrävande datainsamling såsom att spelbolaget skulle kontaktas för att erbjuda tusentals observationer om exempelvis matcher i Allsvenskan. Troligtvis skulle spelbolaget avslagit denna begäran, då denna information lär vara känslig trots att den redan är publicerad. Det använda datamaterialet har dock flera fördelar: (1) det har aldrig tidigare varit föremål för vetenskapliga studier, (2) det rör ett återkommande, världsomfattande och populärt sportevenemang som stimulerar till vadhållning samt (3) tillstånd från berört spelbolag erfordras inte eftersom den analyserade informationen är offentlig.

En annan invändning är att artikelns resultat enbart grundas på oddssättning av ett slags sporthändelser, nämligen matcher i fotbolls-VM (för herrar). Det kan vara så att utfallet av annan idrott eller andra typer av händelser (t.ex. vinnare i schlagerfestivaler och politiska val) är lättare eller besvärligare att prognosticera för oddssättare. Förhoppningsvis kan detta spørsmål inspirera till framtida empiriska studier av kalibreringsförmågan hos oddssättare.

Ett annat spørsmål för framtida studier vore att undersöka förväntningarna hos de som spelar på matcher i fotbolls-VM. Dessa förväntningar kan mätas genom att relatera den insats som satsats för ett visst utfall i en match (t.ex. oavgjort) med de totala satsningarna som görs för samtliga utfall (dvs hemmaseger, oavgjort och bortaseger) av denna match. Tillvägagångssättet är detsamma som används för att beräkna subjektiva sannolikheter på vadhållningsmarknader av totalisatorsystem (se Thaler & Ziemba, 1987). Därmed vore det möjligt att utvärdera dels i vilken utsträckning det finns överensstämmelser mellan vadhållarnas förväntningar och oddssättarens sannolikhetsbedömningar, dels graden av realism i dessa förväntningar och bedömningar. Förutom kunskap om kalibrering hos vadhållare och

oddssättare, skulle sådana analyser ge ytterligare insikter om effektiviteten av vadhållningsmarknader som organiserade enligt bookmakerssystemet.

REFERENSER

- Allwood, C. M., & Granhag, P. A. (1999). Feelings of confidence and the realism of confidence in everyday life. In P. Juslin & H. Montgomery (Eds.), *Judgment and decision making: Neo-Brunswikian and process-tracing approaches* (pp. 123-146). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Andersson, P., Edman, J., & Ekman, M. (2005). Predicting the World Cup 2002 in Soccer: Performance and confidence of experts and non-experts. *International Journal of Forecasting*, 21, 565-576.
- Aukutsionek, S. A., & Belianin, A. V. (2001). Quality of forecasts and business performance: A survey study of Russian managers. *Journal of Economic Psychology*, 22, 661-692.
- Barber, B. M., & Odean, T. (2000). Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors. *The Journal of Finance*, 55, 773-806.
- Biais, B., Hilton, D., Mazuerier, K., & Pouget, S. (2005). Judgmental overconfidence, self-monitoring, and trading performance in an experimental financial market. *Review of Economic Studies*, 72, 287-312.
- Braun, P. A., & Yaniv, I. (1992). A case study of expert judgment: Economists' probabilities versus base-rate model forecasts. *Journal of Behavioral Decision Making*, 5, 217-231.
- Cain, M., Law, D., & Peel, D. (2000). The favorite-longshot bias and market efficiency in UK and football betting. *Scottish Journal of Political Economy*, 47, 25-36.
- Coleman, L. (2004). New light on the longshot bias. *Applied Economics*, 36, 315-326.
- Dobson, S., & Goddard, J. (2001). *The economics of football*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Fama, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- FIFA. (2006a). *Regulations 2006 FIFA World Cup Germany™*. Nedladdningsbart på <http://eur.il.yimg.com/eur.yimg.com/i/eu/fifa/regen.pdf>
- FIFA. (2006b). *FIFA/Coca-Cola World Ranking: Overview of Basic Principles and Method of Calculation*. Nedladdningsbart på <http://www.fifa.com/en/mens/statistics/rank/procedures/0,2540,3,00.html>
- Forrest, D., Goddard, J., & Simmons, R. (2005). Odds-setters as forecasters: The case of English football. *International Journal of Forecasting*, 21, 551-564.
- Gervais, S., & Odean, T. (2001). Learning to be overconfident. *The Review of Financial Studies*, 14, 1-27.
- Glaser, M., Nöth, M., & Weber, M. (2004). Behavioral finance. In D. J. Koehler & N. Harvey (Eds.), *Blackwell handbook of judgment and decision-making* (pp. 527-546). Oxford: Blackwell.
- Griffin, D., & Brenner, L. (2004). Perspectives on probability judgment calibration. In D. J. Koehler & N. Harvey (Eds.), *Blackwell handbook of judgment and decision-making* (pp. 177-199). Oxford: Blackwell Publishing.
- Jonsson, P. (2006). *Beräkning av sannolikheter för utfall i fotbollsmatcher*. D-uppsats vid Nationalekonomiska Institutionen, Uppsala Universitet.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.

- Keren, G. (1987). Facing uncertainty in the game of bridge - a calibration study. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 39, 98-114.
- Klayman, J., Soll, J. B., González-Vallejos, C., & Barlas, S. (1999). Overconfidence: It Depends on How, What, and Whom You Ask. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 79, 216-247.
- Koehler, D. J., & Harvey, N. (2004). *Blackwell handbook of judgment and decision-making*. Oxford: Blackwell Publishing.
- Levitt, S. D. (2004). Why are gambling markets organized so differently from financial markets? *The Economic Journal*, 114, 223-246.
- Lichtenstein, S., Fischhoff, B., & Phillips, L. D. (1982). Calibration of probabilities: The state of the art to 1980. In D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases* (pp. 306-335). New York: Cambridge Press.
- McClelland, A. G. R., & Bolger, F. (1994). The calibration of subjective probabilities: Theories and models 1980-1994. In G. Wright & P. Ayton (Eds.), *Subjective probability* (pp. 453-482). Chichester, UK: Wiley.
- Murphy, A. H., & Winkler, R. L. (1984). Probability forecast in meteorology. *Journal of the American Statistical Association*, 79, 489-500.
- Odean, T. (1998). Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average. *Journal of Finance*, 53, 1887-1934.
- Pope, P. E., & Peel, D. A. (1989). Information, prices and efficiency in a fixed-odds betting market. *Economica*, 56.
- Shanteau, J. (1992). Competence in experts: The role of task characteristics. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 53, 252-266.
- Tetlock, P. (2005). *Expert political judgment: How good is it? How can we know?* New Jersey: Princeton University Press.
- Thaler, R., & Ziemba, W. T. (1987). Parimutuel betting markets: Racetracks and lotteries. *Journal of Economic Perspectives*, 2, 161-174.
- Törngren, G., & Montgomery, H. (2003). Worse than chance? Performance and confidence among professionals and lay-people in the stock market. *The Journal of Behavioral Finance*, 5, 146-153.
- Vaughan William, L. (1999). Information efficiency in betting markets: A survey. *Bulletin of Economic Research*, 51, 1-30.
- Vaughan Williams, L. (2000). Can forecasters forecast successfully? Evidence from UK betting markets. *Journal of Forecasting*, 19, 505-513.
- Yates, J. F. (1990). *Judgment and decision making*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.