

**EKONOMSKI INSTITUT PRAVNE FAKULTETE d.o.o.**  
Prešernova 21, Ljubljana, Slovenija  
Tel: +386 1 2521688, 2518776, Fax: +386 1 4256870  
e-mail: info@eipf.si

**TRG IGRANJA NA IGRALNIH AVTOMATIH**  
**(Segment v Primorsko-kraškem področju)**

Velimir Bole in Žiga Jere

**Ljubljana, 2004**

Raziskava je bila opravljena po pogodbi št. 1617-02/04 med Ministrstvom za finance, Urad RS za nadzor prirejanja iger na srečo, ki je raziskavo naročil in Ekonomskim inštitutom pravne fakultete d.o.o., ki jo je opravil.

## **TRG IGRANJA NA IGRALNIH AVTOMATIH; (Segment v Primorsko-kraškem področju)**

**Velimir Bole in Žiga Jere**

### **Pregled rezultatov in zaključek**

V študiji je analiziran trg igranja na igralnih avtomatih. Študija se ne ukvarja s posledicami igranja na igralnih avtomatih za ostale igre na srečo, niti z ustreznimi posledicami za ostale dejavnosti prostega časa. Tudi morebitne socialne posledice igranja na avtomatih niso predmet analize.

Analizirane so igralne enote v Primorsko-kraški regiji, ki obsega igralne enote v Obalno-kraškem področju, v Novi Gorici in Posočju. Igralni enoti v Kranjski Gori sta vključeni v analizo le kot del konkurence analiziranega segmenta igralnih enot.

Za analizo so bili dostopni le zelo skrženi podatki za obdobje 1996-2000 in popolnejši podatki za razdobje po začetku 2001. Dostopnost podatkov za igralne salone je bila znatno večja od dostopnosti podatkov za igralnice, ki so, razen dveh, omogočile le nepopolen dostop do podatkov. Analiza je opravljena na neuravnoteženem panelu vseh razpoložljivih podatkov, opazovana enota je igralna enota – mesec.

Analiza je narejena z modelom povpraševanja po igranju na igralnih avtomatih in funkcijo cen. Model povpraševanja razlikuje segment igralnic od segmenta igralnih salonov, tako pri neposrednih ponudnikih storitev kot pri konkurenci. Model, dalje, razlikuje značilnosti potencialnega tržnega območja v Italiji od tistega v Sloveniji. Funkcija cen specificira vpliv tržne strukture (koncentracije) na raven cen (verjetnost izgube).

Faktorji, ki so neposredno specificirani v modelu povpraševanja po igranju na avtomatih obsegajo spremenljivke cen (verjetnosti izgube), kvalitete storitev (števila avtomatov in lokacije), zasvojenosti (»navad«), kupne moči (dohodka) in sezone. Vse spremenljivke so ločeno definirane in kvantificirane za lastne vrednosti in vrednosti pri konkurenci. Odvisna spremenljivka je definirana z realnimi prodajami (bruto vplačili). Upoštewane so tudi večje eksterne spremembe v pogojih poslovanja (odprtje igralnice v Benetkah).

Odvisna spremenljivka v funkciji cen je verjetnost izgube (cena), ki je definirana kot bruto dobiček na enoto bruto vplačil. Pojasnjevalni spremenljivki sta dve, tržna in »geografska« koncentracija. Prva je kvantificirana s H-indeksom, druga pa s povprečno oddaljenostjo vsake igralne enote od vseh ostalih igralnih enot.

Zaradi nepopolnih podatkov je večji del spremenljivk lahko le posredno ustrezno kvantificiran; pri tem je izkoriščena narava panelnega modela (nevtralizacija individualnih učinkov).

Povpraševanje po igrah na avtomatih v igralnicah odlikujeta dve empirični značilnosti (zasvojenost in cenovna elastičnost), ki sta ključni, tako za dobičkonosnost igralnic, kakor tudi za ustrezní davčni donos.

V igralnicah je statistično visoko značilen in visok koeficient zasvojenosti (0.41); ocena je v zgornjem delu intervala vrednosti, ki so znane iz tujih analiz. Visoka zasvojenost igralcev igralnic povečuje potencialne dolgoročne (negativne) učinke konkurenčnih enot na uspešnost igralnic!

Cenovna elastičnost povpraševanja po igranju na avtomatih je v igralnicah visoko statistično značilna, tako lastna kot navzkrižna. Kratkoročna lastna elastičnost je -0.46, dolgoročna pa -1.13. Ocene so v sredini intervala vrednosti, ki so znane iz tujih raziskav. Dolgoročna elastičnost je v bližini optimalne velikosti za obdavčitev. Navzkrižna elastičnost, glede na konkurenčne igralnice, je (absolutno) sicer nižja, vendar prav tako visoko značilna! Igralnice se torej s ceno še vedno lahko učinkovito branijo pred konkurenčnimi igralnicami, čeprav razlika (manevrski prostor) ni velika! Majhna razlika med lastno in navzkrižno elastičnostjo bi lahko bila nevarna za velikost davčne osnove, čeprav je dolgoročna elastičnost zelo blizu -1!

Pri igralnih salonih, v razliko z igralnicami, ni statistično značilna niti zasvojenost niti cena (verjetnost izgube). Ocenjene cenovne elastičnosti, niti lastne niti navzkrižne (konkurenčnih igralnih salonov), ne vplivajo na obisk v igralnih salonih. Navzkrižna elastičnost na ceno pri igralnicah sicer ni majhna (0.28), vendar ni značilna niti pri 10% tveganju.

Igralni saloni ne prevzemajo strank igralnic z ugodnejšimi cenami! Čeprav se cene hitro zmanjšujejo. Pred dvema letoma so bile cene (verjetnost izgube) v igralnih salonih še znatno (skoraj za 25%) višje kot v igralnicah, ustrezno višji je bil zato tudi davčni donos. Igralni saloni prevzemajo stranke s povečevanjem števila avtomatov in predvsem izborom lokacije. Vstopi konkurenčnih igralnih salonov zmanjšujejo obisk tudi v obstoječih salonih, vendar manj intenzivno kot v igralnicah.

Ključno pomembnost lokacije novih vstopov igralnih salonov kaže koeficient relativnega tržnega potenciala konkurenčnih igralnih salonov, saj poslabšanje relativnega tržnega potenciala analiziranega igralnega salona (zaradi, vstopa novega konkurenčnega salona z boljšo dostopnostjo) za 1%, zmanjša njegov obisk za več kot 2%! Pri potencialnem dodeljevanju novih koncesij za igralne salone je zato potrebno izbirati lokacije tako, da se potencialna tržna območja čim manj prekrivajo z tistimi od obstoječih igralnih salonov.

Ocenjena dostopnost za potencialno tržno območje v Italiji je večja kot za ustrezno območje v Sloveniji. Tako se za vsako dodatno minuto vožnje z avtomobilom delež potencialnih igralcev iz Italije zmanjša za 2.6%, delež potencialnih igralcev iz Slovenije pa za 6.1%. Ocena dostopnosti iz Slovenije, pomeni, da lahko izven kroga 11 minut vožnje z avtomobilom, nov vstopnik prevzame manj kot polovico potencialnih igralcev obstoječih igralnih salonov.

Analiza koncentracije potrjuje veliko pomembnost izbora lokacije tudi za raven cen (verjetnost izgube) in posledično za davčni donos. Igralni saloni, ki so oddaljeni od ostalih igralnih enot za 10% več od povprečne oddaljenosti, imajo za približno 5% višjo ceno (verjetnost izgube).

Sezonska nihanja (število vikendov v mesecu) spreminjajo obseg igranja v igralnih salonih znatno manj kot v igralnicah. V mesecu z enim vikendom več je, pri ostalih enakih pogojih poslovanja, obisk v igralnih salonih le za 4% večji, v igralnicah pa kar za 17.3%!

Segmenta igralcev v igralnih salonih in igralnicah ne sovpadata (se pa delno prekrivata). Hevristično rečeno, igrajo v igralnicah predvsem »zreli«, v igralnih salonih pa »priložnostni« igralci. Takšno naravo segmentiranja igralcev so zasledile tudi analize v tujini. Da gre pri igralnicah za »zrele« igralce dokumentira visoka in značilna zasvojenost ter značilne vrednosti lastnih in navzkrižnih elastičnosti. »Priložnostno« naravo igralcev v igralnih salonih dokumentira neznačilna vrednost zasvojenosti, neznačilne cenovne elastičnosti, nižja elastičnost na število prostih dni v mesecu in dominantnost lokacije igralne enote. Struktura strank se tudi sicer razlikuje od strank v igralnicah, kar kaže značilnost plač v Sloveniji in neznačilnost plač v Italiji. V igralnih salonih je torej za pričakovati večji delež rezidentov, kot v igralnicah.

Ker je dostopnost igralnic v Primorsko-kraški regiji za stranke iz Italije boljša (ustrezna vrednost spremenljivke relativnega tržnega potenciala pri konkurenci je nižja) kakor pri igralnih salonih, ki vstopajo na trg v notranjosti te regije, se tudi potencialna prednost (relativno) boljšega dostopa pri novih vstopih na trg (novih igralnih salonov) nanaša le na potencialno tržno območje v Sloveniji, torej na rezidente.

Pri odločanju za ali proti novim vstopom igralnih salonov je za davčni donos bolj pomemben učinek vstopa na bruto dobiček obstoječih igralnih salonov in manj igralnic.

Novi vstopi igralnih salonov na trg igranja na igralnih avtomatih konkurirajo obstoječim igralnim salonom preko povečanja števila avtomatov in izbora lokacije. Ker je v analiziranem obdobju zadnjih treh let in pol cenovna elastičnost (lastna in navzkrižna) povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih statistično nepomembna za obseg obiska, zaenkrat ni mogoče trditi, da novi vstopi na trg negativno vplivajo na davčni donos od obstoječih igralnih salonov.

Potrebno je poudariti, da bi se, ob »večjem« povečanju obsega vstopov na trg z neustrezno lokacijo, lahko dobičkonosnost obstoječih igralnih enot v bližini zmanjšala, celotna davčna osnova pa le malo povečala ali (zaradi znižanja verjetnosti izgube) celo zmanjšala. Pri dodeljevanju novih koncesij igralnim salonom v Primorsko-kraški regiji bi bilo zato smiselno izbirati lokacije, ki so od najbližjih igralnih enot oddaljene vsaj 11-22 minut »normalne« vožnje z avtomobilom.

## 1. Modeliranje povpraševanja po igrah na srečo – pregled empiričnih analiz

**Elastičnost povpraševanja in substitucija med igrami na srečo.** Če pustimo ob strani analize potencialnih socialnih škod iger na srečo, so empirične analize iger na srečo večinoma uperjene v ocenjevanje sprememb davčnega donosa države, do katerih prihaja zaradi različno velikih elastičnosti povpraševanja, kakor tudi navzkrižnih elastičnosti med posameznimi vrstami iger na srečo, torej substitucije med različnimi igrami na srečo še zlasti loterijo, pa tudi s trošenjem za druge storitve dejavnosti prostega časa<sup>1</sup>. Spreminjanje obsega, strukture in lokacije ponudbe namreč lahko opazno vpliva na spremembe davčnega donosa od iger na srečo, pa tudi na spremembe davčnega donosa od ostalih storitev dejavnosti prostega časa (gostinstva, potovanje, šport, itd.), še zlasti ker je celotni davčni donos na enoto realizacije (vplačil) pri obdavčitvi iger na srečo praviloma manjši.

<sup>1</sup> Glej, na primer, Paton in drugi (2003).

Večina empiričnih analiz kaže, da so različne igre na srečo med seboj slabi substituti. V nekaterih primerih je dokumentirana celo opazna komplementarnost med različnimi igrami na srečo, pa tudi z drugimi storitvami dejavnosti prostega časa. Najbolj često se analize ukvarjajo s substitucijo med loterijo in drugimi igrami na srečo. Saj je lahko izpad davčnega donosa ravno pri loteriji največji, tudi v primeru če loterija ni neposredno v državni lasti (v Veliki Britaniji, naprimer, loterijo izvajajo privatni operaterji)<sup>2</sup>. Ocenjene kratkoročne lastne elastičnosti se pri loteriji gibljejo okoli 1 (torej okoli idealnih vrednosti za obdavčitev), dolgoročne pa so nekoliko višje, od 1.2 do 1.5, elastičnosti drugih vrst iger (naprimer konjskih stav) so precej višje, do 3.1.

Analize elastičnosti povpraševanja ter substitucije med drugimi (»neloterijskimi«) igrami na srečo so redkejše, vendar so tudi te skoraj praviloma uperjene v davčne posledice. Takšne so, naprimer, analize-primerjave rečnih igralnih salonov (Riverboat casinos) in indijanskih igralnih salonov (Indian casinos), saj so prvi obdavčeni drugi pa ne. Zato drugi izrivajo prve in zmanjšujejo davčni donos<sup>3</sup>.

Za analizo substitucije (izrivanja) med storitvami klasičnih igralnic (s širokim spektrom iger, in ne le igralnih avtomatov) in storitvami igralnih salonov v Sloveniji sta zanimivi še zlasti analizi medsebojnega vpliva rečnih igralnih salonov in klasičnih igralnic v Ameriki, kakor tudi študija vpliva igralnih salonov na ostale vrste iger na srečo v Novi Zelandiji. Obe kažeta, da širitev igralnih salonov, z enostavno ponudbo le igralnih avtomatov (»slot machines«), povečuje povpraševanje po storitvah klasičnih igralnic, da torej igralni saloni delujejo katalizatorsko, saj ne gre le za prerazdeljevanje tržnih deležev, temveč za učinke na rast trga!<sup>4</sup> Velja poudariti, da ima pri takšni katalizatorski vlogi igralnih salonov ključno vlogo oddaljenost. Saj v obeh primerih poraja komplementarnost prav oddaljenost igralnic od igralnih salonov! Rezultati analize za Novo Zelandijo so zanimivi tudi zaradi dodatno ocenjenih učinkov (navzkrižnih elastičnosti) na ostalo potrošnjo (predvsem storitev dejavnosti prostega časa) in na varčevanje.

**Specifikacija povpraševanja po igrah na srečo.** Specifikacija empiričnih funkcij povpraševanja po igrah na srečo praviloma obsega običajne spremenljivke, torej spremenljivko prodaj (»handle«) kot odvisno spremenljivko ter pojasnjevalne spremenljivke dohodka, cen ter spremenljivke kvalitete storitev. V analizah povpraševanje po igrah na srečo sta pomembni predvsem dve spremenljivki kvalitete: opremljenost igralne enote (število avtomatov in igralnih miz) ter spremenljivka dostopnosti (lokacije) igralne enote<sup>5</sup>.

Vsebinski smisel in predznaki spremenljivk cen, dostopnosti in opremljenosti so v funkcijah povpraševanja po igrah na srečo pričakovani, medtem ko je vloga in predznak spremenljivke dohodka, ki tudi praviloma nastopa v empiričnih analizah, manj jasen.

Konkretne definicije-kvantifikacije spremenljivk se v analizah precej razlikujejo, glavni razlog za razlike je praviloma slaba razpoložljivost podatkov.

Prodaje so v empiričnih analizah kvantificirane ali z realnimi bruto vplačili, realnimi bruto vplačili na prebivalca v »potencialnem tržnem območju« ali s številom obiskov. Pri tem

<sup>2</sup> Glej, naprimer, Forrest in drugi (2001), Farrell in drugi (1999), Thalheimer in Ali(2001) ter Paton in drugi (2001).

<sup>3</sup> Glej, naprimer, Siegel in Anders(2001)

<sup>4</sup> Glej McMillen(1998) in Hunsaker(2001).

<sup>5</sup> Glej, naprimer, Paton in drugi(2003)

spremenljivka prebivalstva v potencialnem tržnem območju obsega prebivalstvo v območju, iz katerega je, hevristično rečeno, konkretna igralna enota (igralnica oziroma igralni salon) še dosegljiva, torej prebivalce, za katere je dostopnost igralne enote »še dovolj« velika.

Cena je praviloma definirana z verjetnostjo izgube igralca, kvantificirana je z bruto dobičkom (bruto vplačila zmanjšana za izplačila dobitkov igralcem) na enoto bruto vplačil, dostopnost pa z (eksponentno) funkcijo oddaljenosti kraja.

Praviloma funkcije povpraševanja po igrah na srečo vsebujejo tudi spremenljivko dohodka in (često) nezaposlenosti v »potencialnem tržnem območju«, torej območja od koder je igralnica »še dosegljiva«. Vendar rezultati tujih empiričnih analiz ne potrjujejo nedvoumno običajno vsebino spremenljivke razpoložljivega dohodka v funkcijah trošenja. Zato tudi ni jasno kakšen znak je pri teh spremenljivkah apriori za pričakovati. Tako nekatere analize kažejo, da je igranje na srečo inferiorna dobrina, saj se s povečevanjem dohodka igranje zmanjšuje<sup>6</sup>. V drugi skupini analiz ima učinek dohodka na igranje (podobno kot, naprimer, pri trošenju alkohola) obliko U - več igrajo prebivalci iz nizkih in visokih dohodkovnih razredov<sup>7</sup>. Tretja, največja, skupina analiz pa kaže, da so igre na srečo običajna dobrina, da je torej znak dohodka pozitiven (nezaposlenosti pa negativen)<sup>8</sup>. Takšen je v splošnem tudi zaključek preglednih analiz povpraševanja po igrah na srečo, saj te, kljub omenjenim ugovorom, uvrščajo igranje na srečo med normalne dobrine<sup>9</sup>!

Podobno kot pri funkcijah trošenja tobačnih ali alkoholnih proizvodov je tudi pri igrah na srečo lahko pomemben faktor trošenja zasvojenost. Vendar teoretično smiselna mikroekonomska osnova za vključitev spremenljivke zasvojenosti zahteva »težke« predpostavke o naravi pričakovane funkcije koristnosti. Saj je v primeru povpraševanja po igrah na srečo konkavnost funkcije koristnosti lahko vprašljiva. Konkavnost funkcije koristnosti, naprimer, omogočata apriori predpostavki, da se z obsegom igranja zmanjšuje mejna koristnost, kakor tudi, da je tipičen igralec nagnjen k netveganju. Zdi se, da v primeru iger na srečo ne prva ne druga apriorna predpostavka nista ravno smiselni!<sup>10</sup>

Empirične analize iger na srečo često predpostavljajo, da gre za trg diferenciranih proizvodov, da torej igralne enote na kratek rok tekmujejo s ceno, na daljši pa s kvaliteto (in stroški). Zato nastopajo v funkcijah povpraševanja spremenljivke cen in kvalitete produktov, tako lastnih kot tržnih konkurentov iz istega segmenta iger na srečo, kakor tudi ponudnikov iz drugih segmentov iger na srečo, ki pa so (vsaj apriori) delni substituti (ali komplementi) konkretno analiziranega segmenta iger na srečo!<sup>11</sup>

## 2. Specifikacija testnega modela in postopek testiranja

**Specifikacija funkcij povpraševanja.** Vstop nove igralne enote (igralnega salona ali igralnice) na trg iger na igralnih avtomatih lahko povzroči le prerazdelitev tržnih deležev, in torej zmanjšanje profitabilnosti obstoječih igralnih enot, ki ponujajo igre na igralnih avtomatih. Lahko pa povzroči tudi (pospešeno) povečanje trga torej prodaje, v primeru, če

<sup>6</sup> Glej, naprimer, Thalheimer in Ali(1999).

<sup>7</sup> Glej, naprimer, Thalheimer in Ali (2001).

<sup>8</sup> Glej, naprimer, Paton in drugi (2001).

<sup>9</sup> Glej, naprimer, Paton in drugi (2003).

<sup>10</sup> Glej, naprimer, Farrell in drugi (1999).

<sup>11</sup> Glej, naprimer, Siegel in Anders(2001) ali Thalheimer in Ali(1999).

potencialno tržno območje nove igralne enote ne sovпада s potencialnimi tržnimi območji obstoječih igralnih enot (če je lokacija vstopa »dovolj« oddaljena) oziroma, če igre v konkretni igralni enoti predstavljajo komplement storitev (iger na srečo) obstoječih igralnih enot<sup>12</sup>.

Nov vstop na trg lahko povzroči ustrezen izpad davčnega donosa pri obstoječih igralnih enotah, zaradi zmanjšanja verjetnosti izgube (cene), ki jo povzroči večja konkurenca, pa se lahko zmanjša tudi celotni davčni donos. Končne posledice na davčni izplen so odvisne od relativne lokacije, dalje od elastičnosti povpraševanja po konkretni igri na srečo (igranju na igralnih avtomatih) in ustreznih navzkrižnih elastičnosti glede na druge igre na srečo ter tudi glede na storitve drugih dejavnosti prostega časa.

Za regulatorja iger na srečo (in ministrstvo za finance) je bistveno vprašanje, kolikšno je izrivanje davčnega donosa pri novem vstopu na trg igralnih salonov, kakor tudi kateri faktorji-spremenljivke so ključni za preračunavanje tržnih deležev in kateri za povečanje trga.

Za analizo učinkov vstopa na trg iger na igralnih avtomatih je specificiran model povpraševanja po igrah na igralnih avtomatih. Analiza je narejena v več korakih. Na vseh so odvisne in pojasnjevalne spremenljivke vsebinsko enako definirane, odvisna spremenljivka kaže prodajo (vplačila), pojasnjevalne pa ceno, zasvojenost, opremljenost, tržni potencial (glede na konkurenco) in dohodek. Specifikacija modela se na posameznih korakih razlikuje le po disagregatih igralnih enot, ki jih obsegajo posamezne (odvisne in pojasnjevalne) spremenljivke. Razlikuje se torej le po tem, ali v funkciji povpraševanja konkretna spremenljivka obsega vse igralne enote (igralnice in igralne salone), ali pa sta obe skupini igralnih enot obseženi v ločenih spremenljivkah!

Na vseh treh korakih, je v funkcijah povpraševanja po igrah na igralnih avtomatih vključena tudi spremenljivka kupne moči (razpoložljivega dohodka) definirana in kvantificirana z dvema spremenljivkama, namreč bruto povprečnimi plačami v Sloveniji in bruto povprečnimi plačami v Italiji. Povsod je vključena tudi sezonska spremenljivka, ki kaže število sobot in nedelj v posameznem mesecu, kakor tudi slamnata spremenljivka za igralnico v Benetkah, ki je pričela z delom septembra 1999.

V funkcijah povpraševanja je tako pričakovana izguba (cena) kot opremljenost z igralnimi avtomati specificirana s po dvema spremenljivkama; eno za lastno vrednost in drugo za vrednost pri konkurenčnih igralnih enotah. Spremenljivka tržnega potenciala pa je že sicer definirana kot relativna, torej kot razmerje tržnega potenciala konkurenčnih igralnih enot in lastnega tržnega potenciala.

**Analiza učinkov vstopa na cene.** Študija je uperjena tudi v identifikacijo in kvantifikacijo posledic vstopa nove igralne enote na tržno strukturo analiziranega segmenta trga iger na srečo. Zato je pomembno vprašanje, kako nov vstop na trg vpliva na verjetnost izgube (ceno) nove in obstoječih igralnih enot.

<sup>12</sup> Empirična evidenca za ZDA kaže, da vstopanje na trg (enostavnih) rečnih igralnih salonov (riverboats casinos), ki ponujajo le igre na igralnih avtomatih, povečuje obseg trga, saj povečuje tudi trošenje za igre na srečo v (obstoječih) klasičnih igralnicah. Sprva zanemarljivi transportni stroški pritegnejo v rečne igralnice nove stranke iz potencialnega bližnjega tržnega območja. Gre za stranke z malo ali nič izkušnjami z igrami na srečo, ki niso pripravljene na večje oportunitetne stroške (izdatke) dostopa do klasičnih igralnic. Ko se te stranke v igralnih salonih navadijo igrati, so pripravljene prevzeti tudi večje oportunitetne stroške za dostop do klasičnih igralnic, z bogatejšo ponudbo. Bistven pogoj takšne komplementarnosti je "dovolj velika" oddaljenost med rečnimi igralnimi saloni in klasičnimi igralnicami. Glej, Hunsaker(2001).

Čeprav se, tradicionalno, novemu vstopu na trg, pripisuje blagodejen učinek k odpravljanju pomanjkljivosti tržne strukture (»neustrezno visoke« dobičkonosnosti analizirane dejavnosti), pa so posledice na margino med ceno in stroški (dobičkonosnost) relativno majhne, saj so cenovne reakcije obstoječih udeležencev na trgu, da bi preprečili vstop, praviloma le selektivne in počasne; razlog leži v lahkem vstopu in težkem preživetju novih udeležencev.<sup>13</sup> Tuje empirične analize tržne strukture posameznih dejavnosti zato praviloma ugotavljajo, da je pozitivna povezava med koncentracijo in ravniyo cene precej boljša evidenca za nekonkurenčno tržno strukturo, kakor povezava med koncentracijo in margino med cenami in stroški. Vendar ni potrebno, da bi bila povezava med koncentracijo in ravniyo cen trdna v fazah poslovnega ciklusa, kaj šele trendno<sup>14</sup>.

V študiji je koncentracija na analiziranem segmentu iger na srečo analizirana s funkcijo cene. Odvisna spremenljivka je raven cene (verjetnost izgube).

Trg iger na srečo je geografsko praviloma jasno definiran-omejen<sup>15</sup>. Takšen je tudi analiziran segment trga igranja na igralnih avtomatih. Zato koncentracija kvantificirana le z H-indeksom enostavnih tržnih deležev (naprimer, deležev v bruto vplačilih) ni dovolj, čeprav spremenljivka H-indeksa v načelu lahko dobro kaže vpliv tržne strukture na cene<sup>16</sup>. Zaradi tega je med pojasnjevalne spremenljivke dodana tudi spremenljivka »bližine«. Njena kvantifikacija ustreza kvantifikaciji potencialnega tržnega območja, le da za vsako igralno enoto kaže povprečno oddaljenost od ostalih igralnih enot. Ta spremenljivka ima v funkciji cene lahko, ali dopolnilno vlogo indikatorja »geografske koncentracije«, ali pa bolj vsebinsko vlogo proxy spremenljivke za vstopne ovire.

Ker je model ocenjen na panelnih podatkih, so (v času konstatni) faktorji različnih relativnih ravni cen med igralnimi enotami nepomembni, saj so zajeti v individualnih učinkih (ustrezni komponenti motnje).

Tako specificirana funkcija cene zato omogoča tudi analizo učinkov lokacije novega vstopa na trg igranja z igralnimi avtomati v Primorsko-kraški regiji.

**Koraki modeliranja.** Empirični del analize je sestavljen iz štirih delov.

V prvem delu je podan kratek pregled osnovnih kvantitativnih značilnosti trga. Struktura in dinamika trga je prikazana le za spremenljivke števila obiskov, bruto vplačil, bruto dobička in števila avtomatov. Ilustrirane so značilnosti celotnega trga iger na srečo v Sloveniji v razdobju po 1996, in analiziranega trga igranja na igralnih avtomatih v Primorsko-kraškem območju po 2000.

V drugem delu analize je za vse igralne enote (igralne salone in igralnice) specificirana in ocenjena ena skupna funkcija s pojasnjevalnimi spremenljivkami verjetnosti izgube-cene (lastne in od konkurence), zasvojenosti, spremenljivke opremljenosti z igralnimi avtomati (lastne in pri konkurenci), spremenljivko relativnega tržnega potenciala (glede na

<sup>13</sup> Glej, naprimer, Geroski(1995)

<sup>14</sup> Glej hevristične zaključke ("stylized facts") v Schmalensee(2000); o anticikličnem nihanju učinka na cene glej Domowitz in drugi (1987).

<sup>15</sup> V analizi rečnih igralnih salonov v ZDA sta, naprimer, avtorja ocenila, da je geografsko trg omejen z oddaljenostjo približno 100 milj; glej Thalheimer in Ali(1995).

<sup>16</sup> Glej, naprimer, vlogo H-indeksa pri analizi tržne strukture trgovine na drobno (Cotterill(1986)).



konkurenco) ter s spremenljivkami dohodka. Vse spremenljivke konkurence so na tem koraku analizirane skupno, za vse igralne enote (igralnice in igralni saloni niso ločeni). Na tem koraku torej spremenljivke cen konkurence, opremljenosti konkurence in relativnega tržnega potenciala konkurence niso ločene na igralnice in na igralne salone!

Končna ocena povpraševanja na trgu igranja na igralnih avtomatih je podana v tretjem delu študije. Ocenjeni sta dve funkciji povpraševanja po igrah na igralnih avtomatih, ena za igralnice in ločena za igralne salone. Vsebinske značilnosti specifikacije obeh funkcij (upoštevane spremenljivke in funkcijske oblike) so povsem enake kakor na prvem koraku, edina razlika je, da so na tem, drugem, koraku prodaje definirane in kvantificirane ločeno v dveh spremenljivkah, eni za igralne salone in drugi za igralnice. Poleg tega pa je tudi vsaka od (pojasnjevalnih) spremenljivk konkurence ločena v dve spremenljivki, eno z vrednostmi v konkurenčnih igralnicah in drugo z vrednostmi konkurenčnih igralnih salonih!

Zadnji del analiza obsega oceno učinkov tržne strukture na ceno (verjetnost izgube). Ocenjeni so ločeno, učinki koncentracije (tržnih deležev) in učinki lokacije vstopa nove igralne enote na analiziran trg v Primorsko-kraški regiji.

**Potencialno tržno območje.** Pri specifikaciji funkcije povpraševanja po igrah na srečo (naprimer, igrah na igralnih avtomatih) je zelo pomembna lokacija (dostopnost) igralne enote oziroma tržni potencial enote. Medtem ko je definicija ostalih pojasnjevalnih spremenljivk hevrstično rečeno enaka kakor v funkcijah povpraševanja za druge produkte, je definiranje in kvantificiranje spremenljivke relativnega tržnega potenciala specifično in zahteva nekaj več pojasnil<sup>17</sup>. Natančnejši opis kvantifikacije spremenljivke je podan v poglavju o ocenjevanju modela.

Oceniti je potrebno ne le posledice samega vstopa na profitabilnost konkurenčnih igralnih enot in na davčni donos, temveč tudi vpliv lokacije potencialnega vstopa nove igralne enote na profitabilnost konkurence in ustrezen davčni donos. Potrebno je torej določiti, ne le kako bo specifikirana spremenljivka tržnega potenciala, temveč tudi kakšen bo sam obseg vzorca igralnih enot, torej igralnih enot, ki bodo eksplicitno vključene v ocenjevanje funkcij povpraševanja.

Definirajmo dostopnost konkretne igralne enote od kraja, ki je oddaljen  $d$  minut »normalnega« potovanja z avtomobilom, z eksponentno funkcijo časa potovanja ( $\exp(-\beta d)$ ). Pri tem je  $\beta$  parameter, ki kaže, kako hitro se zmanjšuje atraktivnost konkretne igralne enote že samo zaradi njene oddaljenosti oziroma potrebnega časa potovanja do nje. Imenovali ga bomo parameter dostopnosti. Parameter  $\beta$  je seveda potrebno oceniti.

Potencialno tržno območje konkretne igralne enote bomo definirali tako, da bo obsegalo vse kraje, pri katerih je dostopnost večja od 0.01, torej vse kraje pri katerih je dostopnost večja od 1% dostopnosti kraja v katerem je locirana igralna enota. Podobno bomo s tržnim potencialom konkretne igralne enote definirali vsoto dostopnosti tehtanih s številom prebivalcev za vse kraje iz potencialnega tržnega območja, torej z

<sup>17</sup> Glej, naprimer, skrbnost, ki je posvečena definiranju in kvantificiranju spremenljivke dostopnosti (in tržnega potenciala) v analizi rečnih igralnih salonov v ZDA (Thalheimer in Ali(1999)).

$$(1) \quad \sum n_i \exp(-\beta d_i) / \sum n_i$$

kjer je  $n_i$  število prebivalcev,  $d_i$  pa potreben čas potovanja z avtomobilom od kraja  $i$  do analizirane igralne enote.<sup>18</sup>

V modelu povpraševanja po igrah na avtomatih je spremenljivka, ki obsega vpliv tržnega potenciala, definirana relativno glede na tržni potencial vseh analiziranih konkurentov. Pri tem je tržni potencial vseh konkurentov tehtana sredina tržnih potencialov konkurentov, pri čemer je število avtomatov uporabljeno za uteži. Relativni tržni potencial je torej definiran z

$$(2) \quad \left( \sum a_k \left( \sum n_i \exp(-\beta d_{ik}) / \sum n_i \right) \right) / \left( \sum n_i \exp(-\beta d_i) / \sum n_i \right)$$

kjer je  $a_k$  število avtomatov pri konkurenčni igralni enoti  $k$  in  $d_{ik}$  čas vožnje od konkurenčne igralne enote  $k$  do kraja  $i$ .

Ker je velikost oportunitetnega stroška potovanja do igralne enote odvisna od igralnih navad strank, apriori ni mogoče predpostavljati, da je parameter  $\beta$  pri računanju dostopnosti igralnih enot za stranke iz Italije enak kakor za stranke iz Slovenije. Saj so igralne navade verjetno različne. Zato je relativni tržni potencial v modelu povpraševanja po igrah na avtomatih kvantificiran v dveh ločenih spremenljivkah. Ena se nanaša na relativni tržni potencial, ki leži v Sloveniji, druga pa na relativni tržni potencial, ki leži v Italiji.

Ker ležijo igralne enote Primorsko –kraške regije v največjem delu na meji obeh delov potencialnega tržnega območja, sta spremenljivki relativnega tržnega potenciala zelo kolinearni. Saj, hevristično rečeno, vsebujeta praktično enako informacijo. Zato so funkcije povpraševanja ocenjene v dveh variantah, v eni je vključena spremenljivka relativnega tržnega potenciala za Italijo, v drugi pa za Slovenijo; vse ostale pojasnjevalne spremenljivke so v obeh variantah enake.

**Analiziran segment trga.** Analiza se, po predpostavki, ukvarja le z enim segmentom trga iger na srečo v Sloveniji. Ta segment je definiran tako z (geografsko določenim) naborom igralnih enot kot tudi z izborom analizirane igre na srečo. Tako specifikacija kot ocena modela povpraševanja je omejena na igralne enote v Primorsko-kraški regiji. Pri tem sta v spremenljivkah opremljenosti pri konkurenci, pričakovani izgubi (ceni) pri konkurenci ter relativnemu tržnemu potencialu vključeni tudi igralni enoti iz Kranjske Gore. Analizirane so samo igre na igralnih avtomatih.

V kolikor ni posebej drugače rečeno, se vsi rezultati in sklepi analize nanašajo le na tako opredeljen segment trga.

<sup>18</sup> Na podoben način je dostopnost definirana, naprimer, v Thalheimer in Ali(1999), razlika je le, da so v članku avtorji namesto potrebnega časa potovanja z avtomobilom dostopnost merili neposredno z razdaljo v miljah! V istem članku je potencialno tržno območje (market area), na osnovi razpoložljivih podatkov igralnic, ocenjeno z oddaljenostjo 100 milj

### 3. Empirični rezultati

**Pregled analiziranega segmenta trga.** V Sloveniji je bilo konec leta 2003 23 igralnih salonov in 12 igralnic. Ocenjujemo, da je v tem letu celotni prihodek igralnih enot (bruto dobiček) dosegel v tekočih cenah 40.7 mrd SIT (0.8% BDP).

V tabeli 6 je prikazano spreminjanje števila obiskov in avtomatov na igralno enoto v Sloveniji v zadnjih treh letih za celoten trg in ločeno za igralnice in salone. Za število avtomatov je povprečna vrednost izračunana najprej v letu, nato pa na igralno enoto.

Slika 1 prikazuje število obiskov na mesec v igralnih enotah v Sloveniji.

Število obiskov v igralnicah se je po septembru 1999 zmanjšalo, ko je bila odprta igralnica Ca'Noghera v Benetkah. Na sliki 2 je prikazano število obiskov za igralnice v Sloveniji od januarja 1996.

Igralni saloni so po 2001 pospešeno vstopali na trg in povečevali delež. Tudi njihova dobičkonosnost (in ustrezna davčna osnova) se je hitro povečevala. Razmerje bruto dobičkov posebnih iger na srečo na avtomatih med igralnicami in igralnimi saloni se je spreminjalo v korist salonov, kar je prikazano v tabeli 7.

V letu 2003 je bilo v analizirani regiji (torej Primorsko-kraški regiji) 14 salonov in 5 igralnic.

V tabeli 8 je prikazano število avtomatov in obiskov v analiziranem območju (Primorsko-kraški regiji). Iz primerjave med tabelama 6 in 8 je razvidno, da so igralne enote v obravnavanem območju večje (po številu avtomatov) od slovenskega povprečja. Večina obiskov igralnic ali igralnih salonov v Sloveniji je v tej regiji. Leta 2003 je bil ta delež kar 85.8%.

**Agregatna funkcija povpraševanja po igrah na avtomatih.** V tabeli 9 so prikazane ocene funkcije povpraševanja po igrah na igralnih avtomatih v Primorsko-kraški regiji, skupno za vse igralne enote.

V prvem stolpcu je prikazana ocena funkcije povpraševanja z vsemi teoretično smiselnimi spremenljivkami. Pri tem je relativni tržni potencial kvantificiran za italijanski del potencialnega tržnega območja.

Statistike splošne kvalitete modela so zadovoljive. Koeficienti spremenljivk imajo pričakovane znake. Vsi koeficienti, razen pri slamnati spremenljivki za igralnico v Benetkah, so seveda elastičnosti. Od koeficientov vsebinsko pomembnih spremenljivk le koeficienti pri spremenljivkah cen (verjetnosti izgube) niso značilni, tako pri lastni ceni kot pri ceni konkurence. Koeficienti pri ostalih spremenljivkah (zasvojenosti, plačah v Sloveniji in Italiji, številu avtomatov, lastnih in pri konkurenci, ter relativni dostopnosti) so visoko značilni in pričakovanega znaka. Ocena kaže, da je igranje na igralnih avtomatih »normalna« dobrina, saj je dohodek (v Italiji in Sloveniji) visoko značilen in pozitivnega znaka!

Visoko značilni sta, kot pri obeh funkcijah povpraševanja, ki sta prikazani v nadaljevanju, tudi obe pomožni spremenljivki, namreč slamanta spremenljivka za igralnico v Benetkah in sezonska spremenljivka za število sobot in nedelj v mesecu. Oba učinka sta velika. Odprtje igralnice v Benetkah je pri ostalih enakih pogojih zmanjšalo zanimanje za igranje na igralnih

avtomatih v Primorsko-kraški regiji za približno 31%. Vsak mesec, ki ima vikend več, poveča igranje na igralnih avtomatih v tem mesecu (pri ostalih enakih pogojih) za 12%.

Vrednosti v drugem stolpcu kažejo, da zamenjava spremenljivke tržnega potenciala glede na italijanski del potencialnega tržnega območja s spremenljivko tržnega potenciala glede na slovenski del tržnega območja, z izjemo konstante, zanemarljivo spremeni vse ocene. Kot rečeno, je razlog verjetno v lokaciji večine analiziranih igralnih enot, saj te ležijo približno na meji med obema potencialnima tržnima območjema! Razlika v konstanti pa je posledica različno velikega parametra dostopnosti.

Tudi po izločitvi spremenljivke lastne cene (ker ima t statistiko »zelo majhno«, absolutno manjšo od 1), se ocenjeni parametri opazno ne spremenijo, kot kažejo vrednosti v tretjem stolpcu tabele 9.

**Povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnicah.** V tabeli 10 so prikazane ocene povpraševanja po igranju na igralnih avtomatih v igralnicah. Učinki spremenljivke cen pri konkurenci, števila avtomatov pri konkurenci, kakor tudi relativnega tržnega potenciala konkurence, so v tabeli 10 analizirani ločeno, za konkurenco salonov in konkurenco ostalih igralnic. Tako je spremenljivka verjetnosti izgube (cen) pri konkurenci razdeljena na spremenljivko verjetnosti izgube pri drugih igralnicah in spremenljivko verjetnosti izgube pri igralnih salonih; podobno je spremenljivka avtomatov pri konkurenci razdeljena v spremenljivko avtomatov pri drugih igralnicah in spremenljivko avtomatov pri igralnih salonih; in končno, spremenljivka relativnega tržnega potenciala je razbita v spremenljivko relativnega tržnega potenciala glede na druge igralnice in spremenljivko relativnega tržnega potenciala glede na igralne salone!

Končna oblika funkcije povpraševanja po igrah na igralnih avtomatih v igralnicah za vse teoretično smiselne spremenljivke je prikazana v prvem stolpcu tabele 10. Splošna kvaliteta modela je zadovoljiva. Od vsebinsko pomembnih spremenljivk ni statistično značilna (vsaj pri tveganju 10%) cena pri (konkurenčnih) igralnih salonih, število lastnih avtomatov in avtomatov pri konkurenčnih igralnicah ter relativni tržni potencial drugih igralnic! Ostale spremenljivke so visoko značilne, koeficienti pa imajo pričakovan znak!

Kot kažejo vrednosti v drugem stolpcu so tudi pri tej končni specifikaciji povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnicah razlike v ocenah majhne (razen pri spremenljivki relativnega tržnega potenciala igralnih salonov), če se upošteva le relativni tržni potencial glede na slovenski (in ne italijanski) del potencialnega tržnega območja. Koeficient pri relativnem tržnem potencialu igralnih salonov pa se (absolutno) zmanjša nekaj več (z -2.7 na -2.4), čeprav ostane še vedno visoko značilen.

Če se iz funkcije povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnicah izločijo spremenljivke z zelo nizkimi t vrednostmi, se dobi končna ocena, ki je prikazana v tretjem stolpcu. Očitno so obiskovalci igralnic »zreli« igralci, saj je koeficient zasvojenosti visoko značilen in precej visok (0.41)<sup>19</sup>. Visoka zasvojenost (»zrelost«) igralcev v igralnicah povečuje dolgoročne (negativne) učinke konkurenčnih enot na uspešnost igralnic!

Rezultati v tabeli 10 tudi kažejo, da je za igralce v igralnicah verjetnost izgube (cena) pomemben faktor pri odločanju za obisk. Kratkoročna lastna elastičnost je -0.46, dolgoročna

<sup>19</sup> Zasvojenost z igranjem loterije v UK, za katero so dostopne ocene, je na primer le 0.33 (glej Farrell in drugi(1999)).

pa  $-1.13^{20}$ . Dolgoročna elastičnost je potemtakem v bližni optimalne velikosti za obdavčitev. Navzkrižna elastičnost, glede na konkurenčne igralnice, je (absolutno) sicer nekaj nižja, vendar prav tako visoko značilna! Igralnice se torej s ceno (verjetnostjo izgube) še vedno lahko učinkovito branijo pred konkurenčnimi igralnicami, čeprav razlika (manevrski prostor) ni velika! Majhna razlika med lastno in navzkrižno elastičnostjo bi lahko bila nevarna za velikost davčne osnove, čeprav je dolgoročna elastičnost zelo blizu  $-1$ !

Igralni saloni očitno ne prevzemajo strank igralnic z ugodnejšimi cenami (nižjimi pričakovanimi izgubami), saj je ustrezna elastičnost neznčilna! Poleg tega je tudi verjetnost izgube v igralnih salonih še vedno znatno (skoraj za 25%) višja kot v igralnicah. Igralni saloni prevzemajo stranke s povečevanjem števila avtomatov in izborom lokacije (boljšo dostopnostjo), ustrezni spremenljivki sta namreč visoko značilni; tako, naprimer, za 1% večje skupno število avtomatov v igralnih salonih (ob ostalih nespremenjenih pogojih) zmanjša število obiskov v igralnicah za 1.9%. Ker se število avtomatov v posameznih salonih praviloma malo spreminja, takšna vrednost elastičnosti na število avtomatov v igralnih salonih dejansko kaže zmanjševanje prodaje v igralnicah zaradi povečevanja števila igralnih salonov. Velikost elastičnosti prodaje (obiska) igranja na avtomatih na število lastnih avtomatov pri igralnicah sicer ni majhna (0.3), vendar ocena ni značilna niti pri 10%! Verjetno je za neznačilnost krivo predvsem majhno spreminjanje števila avtomatov v času, pri posameznih igralnicah.

Končne ocene za igralnice v tabeli 10 tudi kažejo, da so vikendi za igralnice precej bolj pomembni kot za igralne salone, dodaten vikend v mesecu tako poveča (ob ostalih nespremenjenih pogojih) prodaje v igralnicah kar za 17.3%!

**Povpraševanje po igranju na avtomatih v igralnih salonih.** Končna specifikacija povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih je prikazana v tabeli 11. Tudi v tej funkciji je vsaka od spremenljivk »konkurence« disagegirana na po dve spremenljivki, eno za igralnice in drugo za igralne salone; ponovno gre za spremenljivko cen pri konkurenci, spremenljivko števila avtomatov pri konkurenci, kakor tudi spremenljivko relativnega tržnega potenciala.

Model povpraševanja za igralne salone je ocenjen na precej manjšem številu opazovanj kakor agregatni model oziroma model za igralnice, saj so se prvi igralni saloni pojavili šele v letu 2000. Enota opazovanja je mesec-igralni salon. Skupno število opazovanj je 334.

Vse spremenljivke, ki so omenjene v pregledu teoretičnih specifikacij funkcije povpraševanja po igrah na srečo, so upoštevane v specifikaciji, ki je prikazana v prvem stolpcu tabele 11. Statistična kvaliteta celotnega modela je zadovoljiva, vendar precej spremenljivk ni statistično značilno. Neznčilna je tako lastna cena kot cena pri konkurenci, dalje spremenljivka plač v Italiji, število avtomatov v igralnicah ter relativni tržni potencial igralnic.

Ponovno je enako specificirana funkcija povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih ocenjena s spremenljivkama relativnega tržnega potenciala (za konkurenčne salone in igralnice), ki se nanašata na slovensko (in ne italijansko) potencialno tržno območje. Ustrezne vrednosti so prikazane v drugem stolpcu tabele 11. Kvaliteta ocenjene funkcije je slabša, od koeficientov pa sta se opazneje spremenila koeficienta pri obeh spremenljivkah relativnega tržnega potenciala.

<sup>20</sup> Ocena elastičnosti je zelo podobna oceni cenovne elastičnosti za igranje na avtomatih v rečnih igralnih salonih v ZDA, namreč-1.14; glej Thalheimer in Ali(1999).

V zadnjem stolpcu tabele 11 je prikazana končna oblika funkcije povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih. Vse teoretično smiselne spremenljivke, ki so imele v osnovni specifikaciji (prikazani v prvem stolpcu) »zelo nizke« (absolutno manjše od 1) vrednosti t statistik, so v končni specifikaciji (prikazani v tretjem stolpcu) izpuščene.

Ocenjena zasvojenost je višja kakor pri igralnicah, vendar ni značilna niti pri tveganju 10%. Pričakovana izguba, niti lastna niti pri konkurenčnih igralnih salonih, ne vpliva na obisk v igralnih salonih. Navzkrižna elastičnost na ceno pri konkurenčnih igralnicah sicer ni majhna (0.28), vendar ni značilna niti pri 10% tveganju.

Le plače v Sloveniji statistično značilno povečujejo prodaje (bruto vplačila) v igralnih salonih, medtem ko so plače v Italiji neznačilne.

Konkurenčni igralni saloni zmanjšujejo obisk (v konkretno-analiziranem igralnem salonu) predvsem preko povečanega števila avtomatov in še zlasti boljše lokacije. Povečanje števila avtomatov pri konkurenčnih igralnih salonih v Primorsko-kraški regiji za 1% zmanjšujejo obisk v konkretno analiziranem igralnem salonu iz iste regije za 0.6%. Izredno pomembnost lokacije kaže koeficient relativnega tržnega potenciala konkurenčnih igralnih salonov, saj poslabšanje relativnega tržnega potenciala (zaradi, vstopa novega konkurenčnega salona z boljšo dostopnostjo) za 1%, zmanjša obisk (prodajo) analiziranega igralnega salona za več kot 2%!

Sezonska nihanja (število vikendov v mesecu) spreminjajo obseg igranja v igralnih salonih znatno manj kot v igralnicah. V mesecu z enim vikendom več je, pri ostalih enakih pogojih, poslovanje igralnih salonov (obisk) le za 4% večje.

Hevristično lahko rečemo, da v igralnih salonih igrajo predvsem »priložnostni« igralci<sup>21</sup>. Na to kaže neznačilna vrednost zasvojenosti, neznačilne spremenljivke cen, znatno nižja elastičnost na število prostih dni v mesecu in dominantnost lokacije igralne enote. Struktura strank se tudi sicer razlikuje od strank v igralnicah, kar kaže značilnost plač v Sloveniji in neznačilnost plač v Italiji. V igralnih salonih je torej za pričakovati večji delež rezidentov, kot v igralnicah.

Pri nespremenjeni relativni dostopnosti, bi lahko, v sedanji fazi razvitosti trga igranja na igralnih avtomatih, igralnice igralnim salonom učinkovito konkurirale predvsem s povečevanjem števila avtomatov, na kar kažejo predvsem visoke vrednosti elastičnosti obiska v igralnih salonih na število avtomatov pri konkurenčnih igralnih salonih. Ker se je število avtomatov pri posameznih igralnicah v analiziranem obdobju (vstopanja igralnih salonov na trg, torej po 2000) praktično zelo malo spreminjalo, tega ni mogoče identificirati-potrditi tudi z velikostjo elastičnosti na število avtomatov v igralnicah. Ker je dostopnost igralnic v Primorsko-kraški regiji za stranke iz Italije boljše (ustrezna vrednost spremenljivke relativnega tržnega potenciala pri konkurenci je nižja) kakor pri igralnih salonih, ki vstopajo na trg v notranjosti Primorsko-kraške regije, se tudi potencialna prednost (relativno) boljšega dostopa pri novih vstopih na trg (novih igralnih salonov) tako ali tako nanaša le na potencialno tržno območje v Sloveniji, torej na rezidente.

---

<sup>21</sup> Na podoben sklep kaže tudi analiza v ZDA; glej Hunsaker(2001).

Novi vstopi igralnih salonov na trg igranja na igralnih avtomatih v regiji močno konkurirajo obstoječim igralnim salonom preko povečanja števila avtomatov in izbora lokacije. Ker je v analiziranem obdobju zadnjih treh let in pol cenovna elastičnost (lastna in navzkrižna) povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih statistično povsem nepomembna za obseg obiska, zaenkrat ni mogoče trditi, da novi vstopi na trg negativno vplivajo na davčni donos. Vendar je potrebno poudariti, da bi se lahko davčna osnova znatno zmanjšala ob »večjem« povečanju konkurence (obsega vstopov na trg) z neustrezno lokacijo. Še zlasti, ker se verjetnost izgube (davčna osnova) pri igralnih salonih že sicer hitro znižuje proti tisti pri igralnicah.

**Funkcija cene in analiza vstopa.** V tabeli 12 so ilustrirane nekatere značilnosti spreminjanja strukture trga igranja na igralnih avtomatih na Primorsko-kraškem področju. Prikazano je spreminjanje cene (verjetnosti izgube), koncentracije (merjene s H-indeksom) ter bližine igralnih enot (»geografske koncentracije«) v razdobju hitrega vstopanja novih igralnih salonov na trg po 2000. Tabela je uporabna le za ilustracijo trga vseh igralnih enot, saj so prikazane številke, zaradi nepopolnih podatkov, reprezentativne le za igralne salone. Kot rečeno, so namreč omogočili dostop do podatkov o bruto vplačilih vsi igralni saloni (UNPIS) in le dve igralnici.

Na dlani je, da so se cene v igralnih salonih z novimi vstopi hitro znižale v bližino cen v igralnicah! Zniževanje cen je v korak spremljalo zmanjševanje tržne koncentracije (merjeno s H-indeksom). Pospešeno vstopanje novih igralnih salonov je zmanjšalo indeks koncentracije v dveh letih za približno 37%. Istočasno se je »geografska koncentracija« igralnih enot močno povečala, saj se je povprečna oddaljenost igralnih enot od ostalih igralnih enot v regiji zmanjšala za približno 33% (povprečna vrednost spremenljivke »bližina« se je zmanjšala z 72 minut na 54 minut).

Povezava med ceno in koncentracijo na trgu, ki je ilustrirana v tabeli 12, je formalno kvantificirana s funkcijo cen; ta torej kaže velikosti vstopnih ovir oziroma posledice vstopa na cene. Funkcija cen je prikazana v tabeli 13. Tudi funkcija cen je ocenjena le za omenjen skrčen panel podatkov (vseh igralnih salonov in dveh igralnic). Zato je s pomočjo ocenjene funkcije cen možna analiza vstopa le za igralne salone.

Ocenjena funkcija cen je slabše statistične kvalitete od prejšnjih. Obe analizirani pojasnjevalni spremenljivki, namreč H-indeks koncentracije in spremenljivka »bližine«, sta značilni pri tveganju 0.05. Vsebinsko zanimiv je predvsem učinek spremenljivke »bližine«, saj dodatno potrjuje pomembnost lokacije, tako za dobičkonosnost (novega) igralnega salona kakor tudi za davčni donos od obdavčitve iger na srečo. Za 10 minut večja povprečna oddaljenost nove igralne enote (igralnega salona) od ostalih igralnih enot na analiziranem trgu omogoča (novi) igralni enoti, pri ostalih enakih pogojih, za nekaj več kot 10% večjo verjetnost izgube. Za toliko večja je pri igralnih salonih seveda tudi ustrezna davčna osnova, saj kot kaže analiza funkcije povpraševanja, cena ne vpliva značilno na obisk v igralnih salonih!

#### 4. Uporabljeni empirični material in metode

**Analizirana evidenca - pokritje.** V študiji je analiziran segment trga iger na srečo za igralne enote iz geografskega področja, ki obsega Obalno-kraško območje, Novo Gorico in celotno Posočje. Igralne enote iz Kranjske Gore so upoštewane le kot konkurenčne enote (pri konstrukciji pojasnjevalnih spremenljivk konkurentov). Območje analize je delovno

označeno s Primorsko-kraško območje. Če ni eksplicitno rečeno obratno, študija praviloma predpostavlja, da so igralne enote (igralnice in igralni saloni) iz Primorsko-kraške regije.

Empirična evidenca je v načelu zbrana za igralne enote iz Primorsko-kraške regije, za razdobje od 1996 do 2004/4.

**Viri podatkov.** Glavni vir podatkov je Urad RS za prirejanje iger na srečo. Omogočil je dostop do podatkov 25 igralnih salonov in 12 igralnic. Ostali viri podatkov so Michelinova stran na internetu, italijanski statistični urad, Statistični letopis RS, baza podatkov OECD in baza podatkov EIPF.

Za igralne salone so nekateri podatki na razpolago od januarja 2001 oziroma od začetka poslovanja igralnega salona, če je to pozneje, do aprila 2004. To so podatki o številu obiskov, deležu tujih obiskov, razliki med bruto vplačili in izplačili in številu igralnih avtomatov. Drugi podatki, podatki o bruto vplačilih in številu iger obsegajo najmanj obdobje od pridobitve koncesije, podatki o koncesijski dajatvi pa obdobje, v katerem je igralni salon plačeval koncesijsko dajatev oziroma od januarja 2001, če je to pozneje.

UNPIS je prevzel nadzor nad saloni s pridobitvijo dovoljenja za posebne igre na srečo z vložkom do 3000 SIT. V tabeli 1 so prikazani saloni (po podatkih UNPISa), ki so pridobili dovoljenje na takšen način. Ostali so začeli poslovati s pridobitvijo koncesije po veljavnem zakonu. Označeni so z indeksom k.

Od tega je pet salonov že bilo v nadzoru pred januarjem 2001, ko so dostopni prvi podatki. V tretjem stolpcu je mesec prvega podatka o bruto vplačilih, ki je pomemben za analizo trga. Kot rečeno je to obdobje po pridobitvi koncesije. Torej so dosegljivi podatki za celotno obdobje samo za salone z indeksom k. Z minusom je označen salon, kjer je serija prekinjena oziroma ustavljena zaradi tehničnih težav s podatki. Sicer so podatki o bruto vplačilih dobljeni direktno iz nadzorno informacijskega sistema UNPIS.

Bolj skopi so podatki od igralnic. Podatki, ki segajo nazaj do leta 1996 so za pet igralnic (Perla, Park, Kranjska Gora, Portorož in Lipica). To so podatki o prihodkih, številu obiskov in številu igralnih avtomatov. Podatek o koncesijski dajatvi za te igralnice je od začetka plačevanja koncesije. Večina drugih podatkov in podatki od ostalih sedem igralnic so dostopni šele za razdobje po letu 2001. Igralnica v Čatežu in v Moravskih Toplicah sta vstopili na trg pozneje (dec 2001).

Za oceno učinkov koncentracije trga je bilo dostopno manj podatkov kot za oceno povpraševanja. Dostop do podatkov o bruto vplačilih, ki so bili potrebni le za analizo koncentracije, je omejen sicer na vse igralne salone vendar samo na dve igralnici. Podatke o bruto vplačilih na igralnih avtomatih pri igralnicah smo namreč dobili le od Perle in igralnice v Kranjski Gori, za razdobje po letu 2000 oziroma 2001. Podatki so dobljeni iz prešteti žetonov in pretvorjeni v tolarje tako, da je uporabljen povprečni letni tečaj, kar ni najbolje (bolje bi bilo, če bi bil uporabljen mesečni povprečni tečaj). Poleg tega smo dobili za ti dve igralnici tudi dostop do podatkov o bruto vplačilih na mizah. Od igralnic v Portorožu, Lipici in Čatežu smo dobili podatke od leta 2000 o bruto vplačilih, vendar ne ločeno za igralne avtomate, poleg tega pa le teoretično izračunane (kot nadomestek za bruto vplačila v igralne avtomate bi lahko uporabili le predpostavko o 5% prednosti hiše). Od ostalih igralnic pa nismo prejeli nobenih podatkov o bruto vplačilih.



Vir podatkov o razdaljah (merjenih v minutah) med igralnimi saloni oziroma igralnicami in med večjimi kraji v Sloveniji in med centri štirih regij v Italiji (FJK, Lombardija, Veneto in ER) je Michelinova baza na internetu ([www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com)). Z njeno pomočjo so ugotovljene razdalje po poteh, ki jih priporoča Michelin med vsemi saloni in igralnicami v Primorsko-kraški regiji in v Kranjski Gori in med občinami Ajdovščina, Bovec, Cerknica, Cerkno, Divača, Kozina, Idrija, Ilirska Bistrica, Izola, Kanal, Kobarid, Komen, Koper, Kranjska Gora, Logatec, Nova Gorica, Piran, Pivka, Postojna, Sežana, Tolmin, Vipava in Ljubljana. Center teh občin je vzet kraj z istim imenom razen pri Komnu smo vzeli Štanjel. Predpostavljeni centri štirih pokrajin v Italiji pa so Udine, Milano, Padova in Bologna.

Število prebivalcev je iz Statističnega Letopisa RS 2003. Pri tem smo predpostavili, da so prebivalci iz Brd v Kanalu, prebivalce iz Šempetra in občine Miren-Kostanjevica pa smo šteli k Novi Gorici.

Število prebivalcev v Italiji je iz baze podatkov statističnega urada v Italiji in je za januar 2003 ([demo.istat.it](http://demo.istat.it)).

Iz OECD baze podatkov so povprečne nominalne plače v Italiji, indeks cen življenjskih potrebščin in stopnja brezposelnosti za Italijo od januarja 1996 do aprila 2004.

Iz baze podatkov Instituta, za obdobje od januarja 1996 do aprila 2004, izvirajo spremenljivke o povprečnih plačah, indeksu cen življenjskih potrebščin, stopnji brezposelnosti (po ILO) in prehodih tujcev in vseh ljudi čez mejo.

**Konstrukcija spremenljivk pri funkcijah povpraševanja.** Večina spremenljivk, ki je uporabljena v analizi, se je lahko neposredno kvantificirala, saj njihove definicije ustrezajo merljivim spremenljivkam iz baze podatkov (naprimer, obseg obiskov, število igralnih avtomatov, bruto vplačila, itd.). Nekatere spremenljivke pa so konstruirane s pomočjo več merljivih spremenljivk. Ker so nekatere konstrukcije precej nepregledne, so tiste bolj zapletene v nadaljevanju na kratek način opisane.

Ker podatki o bruto vplačilih za analizo niso bili dostopni za vse analizirane igralne enote in za dovolj dolgo razdobje, je pri ocenjevanju funkcij povpraševanja verjetnost izgube za igralno enoto  $j$   $W_{0j}$  definirana s kvocientom realnega bruto dobička in števila obiskov (deflator je 100 v januarju 1996). Deflator so cene življenjskih potrebščin. Ker je model povpraševanja po igranju na igralnih avtomatih ocenjen na panelnih podatkih, so konstantne individualne razlike v bruto vplačilih na enoto obiska nepomembne za ocenjene parametre<sup>22</sup>.

Verjetnost izgube pri konkurenčnih igralnih enotah je definirana z naslednjo formulo

$$(3) \quad W_{1j} = \left( \sum W_{0i} a_i - W_{0j} a_j \right) / \left( \sum a_i - a_j \right)$$

pri čemer je  $a_i$  število avtomatov v igralni enoti  $i$ .

<sup>22</sup> Ker praviloma podatki o bruto vplačilih ("handle") tudi v tujini niso dostopni, je opisan način kvantificiranja prodaj igralnih enot (torej odvisne spremenljivke) in zato verjetne izgube tudi v tujih analizah pogost.

Tržni potencial glede na del potencialnega tržnega območja, ki leži v Sloveniji, za igralno enoto j, je definiran z naslednjo formulo

$$(4) \quad V_{0j}^{SLO} = \sum n_i e^{\alpha - d_{ij}\beta} / \sum n_i$$

$n_i$  je število prebivalcev v kraju i (iz Slovenije),  $d_{ij}$  je razdalja (čas vožnje) od igralne enote j do kraja i,  $\alpha$  in  $\beta$  pa sta parametra, ki jih ocenimo z modelom. Parameter  $\beta$  je parameter dostopnosti za Slovenijo. Sešteti je potrebno po vseh krajih Slovenije, ki ležijo v analiziranem potencialnem tržnem območju igralne enote j. V analizi je potencialno tržno območje vseh igralnih enot v Primorsko-kraški regiji kar celotna Primorsko-kraška regija.

Tržni potencial (glede na Slovenijo) za konkurenčne igralne enote je definiran z naslednjo formulo

$$(5) \quad V_{1j}^{SLO} = (\sum V_{0i}^{SLO} a_i - V_{0j}^{SLO} a_j) / (\sum a_i - a_j)$$

$a_i$  je število avtomatov v igralni enoti i. Vsota teče po vseh igralnih enotah. V primeru strukturiranja na salone in igralnice, sta člena, ki ju je potrebno odšteti (v števcu oziroma imenovalcu) različna od 0 samo, če je igralna enota j enake vrste kot so konkurenčne igralne enote i. Torej je v primeru tržnega potenciala igralnice j, tržni potencial konkurenčnih igralnic definiran z odštetima vrednostima, ki ustrezata igralnici j, torej

$$(6) \quad V_{1j}^{SLO} = (\sum V_{0i}^{SLO} a_i - V_{0j}^{SLO} a_j) / (\sum a_i - a_j)$$

V primeru tržnega potenciala konkurenčnih igralnih salonov pa je

$$(7) \quad V_{1j}^{SLO} = \sum V_{0i}^{SLO} a_i / \sum a_i$$

Podobno velja tudi v primeru konstrukcije tržnega potenciala konkurenčnih igralnih enot igralnega salona j.

Definiranje tržnega potenciala za del potencialnega tržnega območja, ki leži v Italiji je analogno.

Relativni tržni potencial je v obeh primerih, torej za slovenski oziroma italijanski del potencialnega tržnega območja, definiran z razmerjem  $V_{1j} / V_{0j}$ .

V tabeli 5 so prikazane nekatere enostavne statistike, s katerimi je ilustrirana porazdelitev analiziranih spremenljivk za Primorsko-kraško regijo (skupaj s Kranjsko Goro) za leto 2003. Tabela je ločena za igralne salone, igralnice in vse igralne enote skupaj.

**Konstrukcija spremenljivk pri analizi koncentracije.** H-indeks je ocenjen z vsoto kvadratov tržnih deležev izračunanih iz bruto vplačil. Upoštevane so samo tiste igralne enote, za katere je bil v posameznem mesecu dosegljiv podatek o bruto vplačilih, ne pa za vse, ki so bili v konkretnem mesecu na trgu v Primorsko-kraški regiji (in KG). Podatki so bili praviloma dostopni za vse igralne salone in za dve igralnici.

Cena (verjetnost izgube) je ocenjena z razmerjem med bruto dobičkom in bruto vplačili, ponovno le za igralne enote, ki so omenjene pri kvantifikaciji H-indeksa.

»Bližina« d je povprečna razdalja (čas vožnje) do vseh ostalih igralnih enot (razdalja do sebe je enaka 0). Pri tem smo upoštevali vseh 5 igralnic in samo tiste igralne salone, ki so imeli dovoljenje od UNPIS-a, torej tiste, ki so bili takrat na trgu v analizirani regiji. Poleg tega smo upoštevali tudi, da je bil salon v Škofijah zaprt en mesec in salon v Izoli 4 mesece.

**Ocena parametra dostopnosti za Italijo.** Parameter dostopnosti je ocenjen s preprostim modelom dostopa italijanskih gostov do HIT-ovih igralnic v Novi Gorici in Kranjski Gori od kraja bivališča. Omejili smo se na te igralnice, ker smo le zanje razpolagali z ustreznimi podatki!

Analizirane so štiri različne pokrajine v Italiji (FJK, Veneto, Lombardijo in ER), za katere so bili dostopni podatki o številu obiskovalcev za leto 2000. Skupno je bilo torej 12 opazovanj za tri igralnice. Za število prebivalcev smo vzeli število prebivalcev v pokrajinah v letu 2003 in predpostavili, da so vsi skoncentrirani v središču posamezne pokrajine (glede na gostoto prebivalstva posamezne pokrajine). Od tega središča smo nato izmerili čas normalne vožnje z avtomobilom do HIT-ovih igralnic. Pri merjenju časa smo ponovno uporabili Mishellin-ov router dostopen na spletni strani

Specifikacija modela predpostavlja, da se dostopnost eksponentno zmanjšuje s časom potovanja (kot je opisano v relacijah (1) in (2)), torej se delež obiskovalcev igralnic ( $\pi$ ) v populaciji vseh prebivalcev pokrajine eksponentno zmanjšuje z oddaljenostjo od igralnice. Ocenjena funkcija je torej  $\pi = \exp(\alpha - \beta d)$ , kjer je  $\beta$  parameter dostopnosti,  $\alpha$  konstanta, ki kaže kolikšen del prebivalstva je igralcev in d čas vožnje.

Ocene parametrov so v tabeli 2. Model je zadovoljive statistične kvalitete. Konstanta kaže delež prebivalcev konkretne italijanske pokrajine (namreč 7%!), ki bi igral v igralnicah HIT-a, če bi bila njihova dostopnost popolna, torej če bi potencialno tržno območje igralnic prekrivalo pokrajino (čas potovanja bi bil 0!). Ocenjena vrednost koeficienta  $\beta$  pa kaže, da se za vsako dodatno minuto vožnje (pri ostalih enakih pogojih) delež italijanskih obiskovalcev zmanjša za 2.64 odstotke<sup>23</sup>.

**Ocena parametra dostopnosti za Slovenijo.** V dostopni empirični evidenci za stranke igralnih enot iz Slovenije ni podatkov o njihovem bivališču. Zato je parameter dostopnosti za analizarno potencialno tržno območje (Primorsko-tržaško območje) ocenjen na posreden način.

Funkcija povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih je ocenjena v celotni specifikaciji, torej z vsemi teoretično smiselnimi pojasnjevalnimi spremenljivkami, kakor tudi z disagregiranimi spremenljivkami konkurence, torej z disagregirano spremenljivko cene (verjetnosti izgube) pri konkurenci, z disagregirano spremenljivko števila avtomatov pri konkurenci ter disagregirano spremenljivko relativnega tržnega potenciala. Vse navedene spremenljivke so torej ločene na del, ki obsega igralnice in del, ki obsega igralne salone.

<sup>23</sup> Ocenjena vrednost je podobna vrednosti iz analize povpraševanja po igranju na avtomatih v rečnih igralnih salonih (riverboats casinos) v ZDA. V omenjeni analizi je ocenjeno, da delež strank pade z vsako dodatno miljo vožnje za 3.1%! Glej Thalheimer in Ali(1999).

V takšni najsplošnejši specifikaciji je funkcija povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih ocenjena za tri različne hipotetične vrednosti parametra dostopnosti  $\beta$  za slovenski del potencialnega tržnega območja. Ustrezne ocene modela povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih so prikazane v tabeli 3. V glavi tabele so prikazane hipotetične vrednosti parametra dostopnost  $\beta$ . Ker je funkcija verjetja panelnega modela konkavna funkcija parametra dostopnosti, je s pomočjo hipotetičnih vrednosti  $\beta$  in pripadajočih ocenjenih vrednosti funkcije verjetja izračunana kvadratična aproksimacija funkcije verjetja

$$-292.38 \beta^2 + 32.59 \beta + 22.65$$

Vrednost  $\beta$ , kjer ta funkcija doseže svoj ekstrem, torej 0.056, je ocenjena vrednost parametra dostopnosti za slovenski del potencialnega tržnega območja! Na dlani je, da za rezidente, vsaka dodatna minuta vožnje do igralne enote zmanjša delež potencialnih strank igralnih enot za približno 6.1%! Lokacija igralnih enot je torej za rezidente še bolj pomembna kot za tujce (Italijane). Saj je že vožnja samo 11 minut dovolj, da se delež potencialnih strank med prebivalci konkretnega kraja zmanjša na polovico!

**Postopek ocenjevanja.** Model povpraševanja je ocenjen na panelnih podatkih. Upoštevana so mesečna opazovanja za vse igralne enote v Primorsko-kraški regiji (v spremenljivkah konkurence pa tudi obe enoti iz Kranjske Gore) v razdobju 1996 do 2004/4. Individualni učinki («within» transformacija) so odpravljeni z diferenciranjem. Z diferenciranjem je pri ocenjevanju nevtraliziran tudi vpliv potencialne nestacionarnosti spremenljivk, kot ilustrirajo vrednosti v tabeli 4.

Vse spremenljivke, razen slamnate spremenljivke za igralnico v Benetkah, so v funkcijah povpraševanja logaritmirane.

Ker so nekatere med pojasnjevalnimi spremenljivkami lahko korelirane z motnjo (so endogene v širše specificiranem modelu povpraševanja po igrah na srečo), je model ocenjen z instrumentalnimi spremenljivkami, ki so uporabljene neposredno na modelu diferenciranih spremenljivk. Instrumenti za odloženo spremenljivko prodaj (zasvojenost) in verjetnost izgube (ceno) so odložene spremenljivke z odlogom 2, stopnja nezaposlenosti v Sloveniji in Italiji ter vse ostale predeterminirane pojasnjevalne spremenljivke v funkciji povpraševanja po diferenciranju.

Funkcija cene pri analizi koncentracije je ocenjena na ravneh (spremenljivke niso logaritmirane). Model je ocenjen na panelnih podatkih za igralne enote iz Primorsko-kraške regije za katere so dostopni podatki o bruto vplačilih in bruto dobičku za obdobje od jan 2001 do aprila 2004. Panel je seveda neuravnotežen, saj so v tem obdobju igralni saloni formalno vstopali na trg ob različnih razdobjih. Individualni učinki so ponovno odpravljeni z diferenciranjem.

**Tabele.** Vse tabele z ocenami funkcij povpraševanja imajo enako strukturo. Vsaka od njih vsebuje ocene za tri variante. Prvi dve sta delovni, zadnja je dokončna. Vsaka varianta je prikazana v posameznem stolpcu.

V prvem stolpcu so nanizana kratka imena spremenljivk.

V drugem stolpcu je ocenjena specifikacija funkcije z vsemi teoretično pričakovanimi spremenljivkami, ki so navedene v splošnem opisu specifikacije v točki 3. V naslednjem stolpcu je ocenjena enaka (torej celotna) specifikacija, le da je namesto spremenljivke relativnega tržnega potenciala glede na italijanski del potencialnega tržnega območja, vključena spremenljivka relativnega tržnega potenciala glede na slovenski del potencialnega tržnega območja. Ker sta, kot rečeno, ti spremenljivki skoraj kolinearni ju skupno ni bilo mogoče uvrstiti v funkcijo.

V zadnjem stolpcu je ocenjena vsebinsko enaka specifikacija funkcije povpraševanja kot je prikazana v prvem varianti, le da so koeficienti vseh spremenljivk, pri katerih je v prvem stolpcu t statistika absolutno manjša od 1, v končni oceni (tretjem stolpcu) apriori enaki 0.

Vrednosti v oklepajih pod koeficienti so t- statistike.

Vrednost  $\chi^2$  testa za hipotezo, da so vsi koeficienti enaki 0, je skupaj s statistično značilnostjo navedena neposredno pod ocenami koeficientov modelov. Število medsektorskih enot (N) in število vseh opazovanj (N×T) je navedeno v naslednjih dveh vrsticah pod ocenjenimi koeficienti, medtem ko je v zadnji vrstici tabele naveden »umetni«  $R^2$ , ki enak kvadratu korelacije med ocenjenim delom regresijskega modela na panelu in odvisno spremenljivko.

Ocenjena funkcija cen, ki je uporabljena pri analizi koncentracije, je prikazana v zadnji tabeli (številka 13). Ker je, tako kot funkcije povpraševanja, ocenjena na panelnih podatkih, je njena struktura enaka kakor v primeru tabel z ocenami funkcij povpraševanja. Poleg ocenjenih koeficientov in statistik je torej prikazano tudi število vseh opazovanj kakor tudi splošne kvalitete modela.

## Statistični dodatek

**Tabela 1**  
Igralni saloni

Salon	Pridobitev dovoljenja	Bruto vplačila
Andor	okt-99	jan-01
AS MB <sup>k</sup>	apr-03	apr-03
Dama	avg-01	maj-02
Eximo <sup>k</sup>	sept-03	okt-03
Gambling	jan-02	maj-02
Game Star <sup>k</sup>	jul-03	avg-03
Gasper Trade	nov-01	maj-02
Gold Club <sup>k</sup>	jun-03	jul-03
Hampy	jan-02	maj-02
Hotel Žalec <sup>k</sup>	sept-03	okt-03
Inclub	okt-99	jan-01
Kongo <sup>k</sup>	jan-04	jan-04
Mako	apr-01	maj-02
Marwin	dec-02	jan-03
Memoria <sup>k</sup>	jul-03	jul-03
MIZ <sup>k</sup>	jun-03	jun-03
Oniks	jul-98	jan-01
Osare <sup>k</sup>	jul-03	jul-03
Panox	sept-00	maj-02
Portoroška	apr-00	maj-02
Rebus	mar-01	apr-02
Stava <sup>k</sup>	nov-03	okt-03
Vis a Vis <sup>k</sup>	dec-02	dec-02
Viva	okt-99	jan-01
Živila <sup>k</sup>	jan-04	jan-04

Vir: UNPIS.

**Tabela 2**  
Ocena parametra dostopnosti za stranke iz Italije

	Koeficient
Razdalja	0.023 (11.6)
Konstanta	-2.64 (-8.1)
R <sup>2</sup>	0.92

Vir: Prašnikar et al (2004); demo.itstat.it; www.michelin.com; lastni izračuni.

**Tabela 3**  
Ocena parametra dostopnosti za stranke iz Slovenije

	0.023	0.059	0.1
Zasvojenost	0.5391 (1.65)	0.5365 (1.65)	0.5394 (1.66)
Verjetnost izgube	0.0978 (0.69)	0.0988 (0.70)	0.1065 (0.75)
Verjetnost izgube pri drugih igr. salonih	-0.0517 (-0.35)	-0.0596 (-0.40)	-0.0527 (-0.35)
Verjetnost izgube pri igralnicah	0.3006 (1.21)	0.2829 (1.16)	0.2470 (1.02)
Plače v Sloveniji	1.2589 (2.50)	1.1958 (2.38)	1.2423 (2.49)
Plače v Italiji	-0.7745 (-0.18)	-0.7832 (-0.18)	-0.6700 (0.88)
Število avtomatov	0.1535 (1.88)	0.1492 (1.83)	0.1499 (1.84)
Število avtomatov pri drugih igral. salonih	-0.3919 (-2.13)	-0.5361 (-2.72)	-0.5964 (-2.63)
Število avtomatov pri igralnicah	1.7071 (0.91)	1.6485 (0.88)	1.6243 (0.86)
Relativni tržni potencial za druge salone	-1.6240 (-1.20)	-1.0964 (-1.48)	-0.6004 (-1.29)
Sobota – nedelja	0.1773 (1.92)	0.1715 (1.87)	0.1684 (1.84)
Konstanta	0.0117 (0.78)	0.01498 (0.99)	0.0158 (1.03)
$\chi^2$	23.24	23.55	22.98
P	0.0163	0.0148	0.0178
N	14	14	14
NxT	334	334	334
"R <sup>2</sup> "	0.6981	0.5470	0.6466

Vir: UNPIS; Statistični Letopis RS; [www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com); [demo.itstat.it](http://demo.itstat.it); lastni izračuni.

**Tabela 4**  
Test enotnega korena

Serija	Statistika	P
Število obiskov	-8.98	0.00
Število avtomatov	-6.70	0.00

Vir: UNPIS; baze podatkov igralnic; lastni izračuni.

Pripomba: DF test za diferenco logaritma števila obiskov in števila avtomatov v Sloveniji od januarja 2001 do 2004/4

**Tabela 5**  
Pregled vrednosti spremenljivk uporabljenih v analizi

Saloni

Spremenljivka	Število igralnih enot	Povprečje	St. Dev.	Min	Max
Število avtomatov	14	75	36	30	134
Bruto dobiček	14	567282	660624	16899	2070957
Število obiskov	14	38758	34581	2422	120206
Verjetnost izgube	14	6.65	2.74	2.46	13.18
Verjetnost izgube pri drugih igr. enotah	14	8.58	0.09	8.37	8.69
Verjetnost izgube pri drugih igr. salonih	14	7.73	0.27	6.96	8.07
Verjetnost izgube pri igralnicah	14	8.91	0.07	8.72	9.01
Relativni tržni potencial Slo za druge igr. enote	14	1.06	0.65	0.55	3.06
Relativni tržni potencial Slo za druge igr. salone	14	1.26	0.83	0.60	3.86
Relativni tržni potencial Slo za igralnice	14	1.40	0.83	0.75	3.94
Relativni tržni potencial Ita za druge igr. enote	14	0.92	0.34	0.59	1.84
Relativni tržni potencial Ita za druge igr. salone	14	1.14	0.45	0.70	2.39
Relativni tržni potencial Ita za igralnice	14	1.20	0.43	0.79	2.34



Nadaljevanje - igralnice

Število avtomatov	5	423	207	273	784
Bruto dobiček	5	5995323	4498729	2116091	13019285
Število obiskov	5	377550	193770	214687	674583
Verjetnost izgube	5	8.27	2.08	5.68	11.04
Verjetnost izgube pri drugih igr. enotah	5	8.49	0.47	7.70	8.90
Verjetnost izgube pri igr. salonih	5	7.75	0	7.75	7.75
Verjetnost izgube pri drugih igralnicah	5	8.86	0.71	7.68	9.46
Relativni tržni potencial v Slo za druge igr. enote	5	1.26	1.10	0.46	3.15
Relativni tržni potencial v Slo za igr. salone	5	1.46	1.17	0.66	3.47
Relativni tržni potencial v Slo za druge igralnice	5	1.73	1.54	0.60	4.38
Relativni tržni potencial v Ita za druge igralne enote	5	1.02	0.57	0.51	1.88
Relativni tržni potencial v Ita za igralne salone	5	1.25	0.62	0.74	2.20
Relativni tržni potencial v Ita za druge igralnice	5	1.36	0.78	0.67	2.54

Nadaljevanje - vse igralne enote

Število avtomatov	19	167	188	30	784
Bruto dobiček	19	1995714	3292905	16899	13019285
Število obiskov	19	127914	180833	2422	674583
Verjetnost izgube	19	7.08	2.63	2.46	13.18
Verjetnost izgube pri drugih igralnih enotah	19	8.55	0.24	7.70	8.90
Verjetnost izgube pri (drugih) igralnih salonih	19	7.74	0.23	6.96	8.07
Verjetnost izgube pri (drugih) igralnicah	19	8.90	0.34	7.68	9.46
Relativni tržni potencial v Slo za druge igralne enote	19	1.11	0.76	0.46	3.15
Relativni tržni potencial v Slo za (druge) igr. salone	19	1.31	0.90	0.60	3.86
Relativni tržni potencial v Slo za (druge) igralnice	19	1.48	1.02	0.60	4.38
Relativni tržni potencial v Ita za druge igralne enote	19	0.95	0.40	0.51	1.88
Relativni tržni potencial v Ita za (druge) igralne salone	19	1.17	0.49	0.70	2.39
Relativni tržni potencial v Ita za (druge) igralnice	19	1.24	0.52	0.67	2.54

Vir: UNPIS; www.viamichelin.com; demo.istat.it; lastni izračuni.

**Tabela 6**  
Pregled trga igranja na igralnih avtomatih

	2001	2002	2003
Število avtomatov	135.1	120.1	113.5
-saloni	33.9	33.9	61.7
-igralnice	227.2	220.6	221.3
Število obiskov	2544826	2582636	2832050
-saloni	354683	409706	697882
-igralnice	2190143	2172930	2134168

Vir: UNPIS; lastni izračuni.

**Tabela 7**  
Relativni bruto dobički igralnic

Leto	2001	2002	2003
Razmerje	7.92	6.33	3.58

Vir:UNPIS; lastni izračuni.

**Tabela 8**  
Pregled segmenta trga igranja na igralnih avtomatih v Primorsko-kraški regiji

	2001	2002	2003
Število avtomatov	200.7	171.4	166.6
-saloni	45.5	44.3	75.0
-igralnice	418.0	425.6	423.1
Število obiskov	2337521	2290285	2430356
-saloni	340851	362772	542605
-igralnice	1996670	1927513	1887751

Vir:UNPIS; lastni izračuni.

**Tabela 9**  
Funkcija povpraševanja po igranju na avtomatih za vse igralne enote

	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 3
Zasvojenost	0.4555 (3.24)	0.4599 (3.27)	0.4638 (3.37)
Verjetnost izgube	-0.0663 (-0.69)	-0.0668 (-0.69)	-
Verjetnost izgube pri konkurenci	0.1363 (1.23)	0.1399 (1.26)	0.0980 (1.02)
Plače v Sloveniji	2.0057 (5.38)	2.0038 (5.35)	5.8682 (2.37)
Plače v Italiji	5.8713 (2.34)	5.9027 (2.35)	1.9966 (5.42)
Število avtomatov	0.1537 (1.99)	0.1540 (1.99)	0.1493 (1.97)
Število avtomatov pri konkurenci	-0.6983 (-2.22)	-0.6760 (-2.13)	-0.7092 (-2.28)
Igralnica v Benetkah	-0.3759 (-3.22)	-0.3783 (-3.23)	-0.3747 (-3.25)
Relativni tržni potencial konkurence	-1.4738 (-2.56)	-1.1680 (-2.22)	-1.4675 (-2.58)
Sobota – nedelja	0.4834 (7.51)	0.4812 (7.45)	0.4818 (7.58)
Konstanta	-0.0014 (-0.15)	-0.006 (-0.06)	-0.0018 (-0.20)
$\chi^2$	87.77	85.40	43.30
P	0.0000	0.0000	0.0000
N	19	19	19
NxT	819	819	819
"R <sup>2</sup> "	0.7019	0.6671	0.7104

Vir: UNPIS; Statistični Letopis RS; [www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com); [demo.itstat.it](http://demo.itstat.it); lastni izračuni.

Pripombe:

Varianta 1 - dostopnost merjena glede na Italijo

Varianta 2 – dostopnost merjena glede na Slovenijo

Varianta 3 – izločene spremenljivke z absolutno vrednostjo t-statistike manjšo od 1.

**Tabela 10**  
Funkcija povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnicah

↑	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 3
Zasvojenost	0.3998 (2.62)	0.4079 (2.65)	0.4072 (2.71)
Verjetnost izgube	-0.4504 (-2.13)	-0.4561 (-2.14)	-0.4635 (-2.24)
Verjetnost izgube pri drugih igralnicah	0.3498 (1.77)	0.3583 (1.80)	0.3512 (1.82)
Verjetnost izgube pri igralnih salonih	0.2179 (0.26)	0.1960 (0.23)	-
Plače v Sloveniji	2.7381 (4.52)	2.7266 (4.46)	2.6905 (4.76)
Plače v Italiji	10.4008 (3.11)	10.4091 (3.09)	10.5078 (3.14)
Število avtomatov	0.3041 (1.33)	0.3032 (1.32)	0.2924 (1.29)
Avtomati pri drugih igralnicah	-0.0998 (-0.25)	-0.1035 (-0.26)	-
Avtomati pri igralnih salonih	-1.8638 (-2.32)	-1.8365 (-2.24)	-1.8829 (-2.37)
Igralnica v Benetkah	-0.3430 (-2.78)	-0.3462 (-2.79)	-0.3459 (-2.80)
Relativni tržni potencial drugih igralnic	-0.5932 (-0.32)	-0.3909 (-0.27)	-
Relativni tržni potencial salonov	-2.6696 (-2.80)	-2.3582 (-2.61)	-2.6189 (-2.78)
Sobota – nedelja	0.6874 (7.40)	0.6885 (7.36)	0.6890 (7.41)
Konstanta	-0.0049 (-0.39)	-0.0043 (-0.34)	-0.0047 (-0.38)
$\chi^2$	85.48	83.80	84.08
P	0.0000	0.0000	0.0000
N	5	5	5
NxT	485	485	485
"R <sup>2</sup> "	0.7224	0.6673	0.4586

Vir: UNPIS; Statistični Letopis RS; [www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com); [demo.itstat.it](http://demo.itstat.it); lastni izračuni.

Pripombe:

Varianta 1 - dostopnost merjena glede na Italijo

Varianta 2 – dostopnost merjena glede na Slovenijo

Varianta 3 – izločene spremenljivke z absolutno vrednostjo t-statistike manjšo od 1.

**Tabela 11**  
Funkcija povpraševanja po igranju na avtomatih v igralnih salonih

	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 3
Zasvojenost	0.5210 (1.65)	0.5201 (1.64)	0.4556 (1.45)
Verjetnost izgube	0.0940 (0.63)	0.0910 (0.61)	-
Verjetnost izgube pri drugih igr. salonih	-0.0534 (-0.36)	-0.0671 (-0.44)	-
Verjetnost izgube pri igralnicah	0.2826 (1.13)	0.2948 (1.18)	0.2836 (1.22)
Plače v Sloveniji	1.1605 (2.36)	1.1947 (2.39)	1.1872 (2.50)
Plače v Italiji	-0.7950 (-0.18)	-1.2559 (-0.29)	-
Število avtomatov	0.1501 (1.86)	0.1478 (1.83)	0.1488 (1.81)
Število avtomatov pri drugih igral. salonih	-0.6087 (-2.86)	-0.5323 (-2.72)	-0.6349 (-3.01)
Število avtomatov pri igralnicah	1.6121 (0.86)	1.6949 (0.90)	-
Relativni tržni potencial drugih salonov	-2.1053 (-1.77)	-1.0933 (-1.48)	-2.1203 (-1.76)
Relativni tržni potencial igralnic	-0.9230 (-0.14)	-1.6877 (-0.29)	-
Sobota – nedelja	0.1600 (1.77)	0.1671 (1.84)	0.1614 (1.78)
Konstanta	0.0154 (1.03)	0.0149 (0.99)	0.0205 (1.43)
$\chi^2$	24.26	23.83	21.03
P	0.0188	0.0215	0.0037
N	14	14	14
NxT	334	334	334
"R <sup>2n</sup> "	0.3771	0.2453	0.4219

Vir: UNPIS; Statistični Letopis RS; [www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com); [demo.itstat.it](http://demo.itstat.it); lastni izračuni.

Pripombe:

Varianta 1 - dostopnost merjena glede na Italijo

Varianta 2 – dostopnost merjena glede na Slovenijo

Varianta 3 – izločene spremenljivke z absolutno vrednostjo t-statistike manjšo od 1.

**Tabela 12**  
Spreminjanje tržne strukture igralnih enot v Primorsko-kraški regiji

	N	2001	N	2002	N	2003
Cena-saloni	4	0.0871	10	0.0514	14	0.0472
Cena-igralnice	2	0.0549	2	0.0527	2	0.0531
»Bližina«	6	72.1	12	60.1	16	54.2
H-indeks	6	4838	12	4056	16	3063

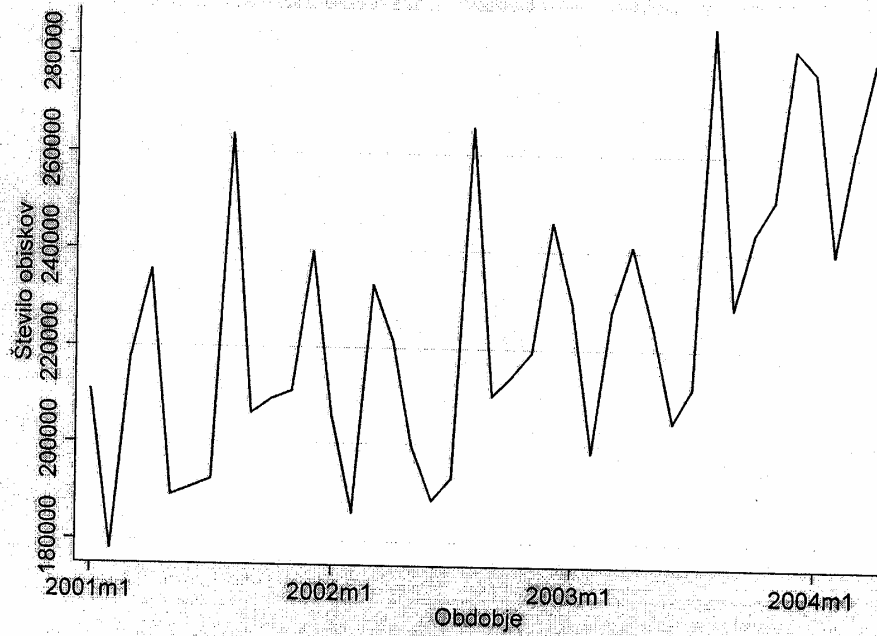
Vir: UNPIS; Perla, Kranjska Gora; [www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com); lastni izračuni.

**Tabela 13**  
Funkcija cene - analiza učinkov koncentracije

	Koeficient
H-indeks	0.03256 (3.10)
»Bližina«	0.00056 (3.19)
Konstanta	0.00990 (0.96)
$\chi^2$	27.7
P	0.000
N	16
NxT	391
»R <sup>2</sup> «	0.02

Vir: UNPIS; Perla, Kranjska Gora; [www.viamichelin.com](http://www.viamichelin.com); lastni izračuni.

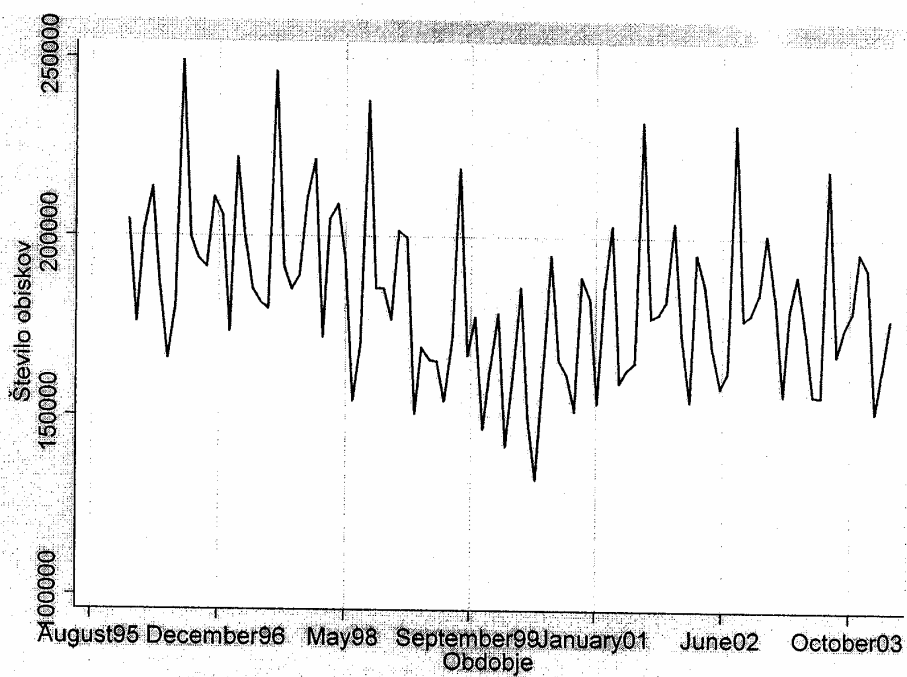
**Slika 1**  
Število obiskov v igralnih enotah



Vir:UNPIS; lastni izračuni.



Slika 2  
Obiski v igralnicah



Vir: UNPIS, lastni izračuni.

## Literatura

- Cotterill, R.S. (1986), »Market Power in the Retail Food Industry: Evidence from Vermont«, **Review of Economics and Statistics**, 68, 379-386.
- Domowitz I., R.G. Hubbard in B.C. Petersen, 1986, »The Intertemporal Stability of The Concentration-Margins Relationship«, **The Journal of Industrial Economics**, Vol. 35, No.1.
- Farrell L., E. Morgenroth in I. Walker, 1999, »A Time Series Analysis of U.K. Lottery Sales: Long and Short Run Price Elasticities«, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61, 4.
- Forrest D., O.D. Gulley, R. Simmons, 2000, »Elasticity of Demand for UK National Lottery Tickets«, **National Tax Journal**, Vol. 53, No.1.
- Forrest D., R. Simmons in N. Chesters, 2002, »Buying a Dream: Alternative Models of Demand for Lotto«, **Economic Inquiry**, 40, 3.
- Geroski, P.A., 1995, »What Do We Know About Entry?«, **International Journal of Industrial Organization**, 13.
- Hunsaker J., 2001, »The Impact of Riverboat Casinos on the Demand for Gambling at Casino Resorts: A Theoretical and Empirical Investigation«, **Managerial and Decision Economics**, Vol. 22, Issue 1-3.
- Paton D., D. Siegel, L.V. Williams, 2001, »A Time Series of the Demand for Gambling in the United Kingdom«, Nottingham University Business School Discussion Paper, Nottingham University Business School, <http://www.aems.salford.ac.uk/research/sal/esrc6301.doc>.
- Paton D., D. Siegel, L.V. Williams, 2003a, »The Demand for Gambling, A Review«, v **The Economics of Gambling**, ur. L.V. Williams, Chapter 18, London, Routledge.
- Paton D., D. Siegel, L.V. Williams, 2003b, »Taxation and the Demand for Gambling: New Evidence from the United Kingdom«, Rensselaer Working Papers in Economics, No. 306, <http://www.rpi.edu/dept/economics/www/workingpapers>.
- Prašnikar et al. 2004, »Ekonomska podlaga nove družbene pogodbe med podjetjem HIT d.d. Nova Gorica in Republiki Slovenijo«, Center za izpopolnjevanje in svetovanje Ekonomske Fakultete Univerze v Ljubljani.
- Siegel D., Anders G., 2001, »The Impact of Indian Casinos on State Lotteries: A Case Study of Arizona«, **Public Finance Review**, Vol. 29, No. 2.
- Schmalensee, R., 2000, »Inter-Industry Studies of Structure and Performance«, v **Handbook of Industrial Organization**, ur. Schmalensee, R. in R. Willig, Vol. 2, Elsevier Science, Amsterdam, 951-1010.
- Thalheimer R., M.M. Ali, 1995, »The Demand for Parimutuel Horse Race Wagering and Attendance«, **Management Science**, Vol. 41, No. 1.

Thalheimer R. in M.M. Ali, 1999, »The Demand for Riverboat Gaming With Special Reference to Firm Location«, University of Louisville,  
<http://136.165.62.51/eip/Newsletters/research/default.asp>.

Thalheimer R., M.M. Ali, 2003, »The Demand for Casino Gaming«, **Applied Economics**, Vol. 35, No. 8.