

Alka Obadić\*

UDK 331.564 (497.5)  
JEL Classification J41, J61, J63, R23  
Izvorni znanstveni rad

## REGIONALNA ANALIZA UČINKOVITOSTI HRVATSKOG TRŽIŠTA RADA

*Težište ovog rada usmjereno je na utvrđivanje novonastalih strukturnih promjena i neravnoteže na tržištu rada Hrvatske u tijeku tranzicijskog razdoblja. Postojeća ponuda rada sve se teže prilagođuje promjenljivoj potražnji za radom koja je povezana s rastućom konkurencijom i tehnološkim promjenama na globalnom tržištu. Empirijski dio istraživanja svodi se na dezagregiranu analizu matching procesa po županijama u Hrvatskoj.*

*Empirijskom primjenom teorijskog oblika matching funkcije na dezagregiranoj razini po županijama u promatranome razdoblju zaključuje se kako je pouzdanije koristiti se translog oblikom matching funkcije nego log-linearnim oblikom klasične matching funkcije. Time se potvrđuje da se model matchinga odnosno novog zapošljavanja mnogo bolje opisuje sa dvije nezavisne varijable  $U$  (nezaposleni) i  $V$  (slobodna radna mjesta). Ekonometrijskom dezagregiranom analizom ukazano je na istovremeno postojanje viška ponude i potražnje, odnosno na postojanje regionalnog mismatcha u pojedinim županijama. Uvođenjem dummy varijable u odabrani model matching funkcije potvrđuje se kako su ratne okolnosti u Hrvatskoj imale obrnuto proporcionalan utjecaj na učinkovitost novog zapošljavanja.*

*Ključne riječi: tržište rada, strukturna nezaposlenost, Hrvatska, županija, ratno razdoblje*

---

\* A. Obadić, doktor znanosti, asistent Ekonomskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu. Članak primljen u uredništvo: 04. 05. 2004.

## Uvodne napomene

U tranzicijskim je zemljama, kandidatima za članstvo u EU, od sredine devedesetih godina 20. stoljeća, rast bruto domaćeg proizvoda (BDP) praćen kontinuiranim rastom zaposlenosti, ali je sve do danas rast zaposlenosti manji od rasta BDP. Blagi porast zaposlenosti u Hrvatskoj započinje tek na svršetku devedesetih godina 20. stoljeća. Navedeno se stanje djelomično objašnjava porastom proizvodnosti u tim zemljama, ali i činjenicom da je ili došlo do pada skrivene nezaposlenosti ili je došlo do jačeg izražaja pojave mismatcha<sup>1</sup> odnosno utvrđivanja postojećeg nesklada odnosno neravnoteže ili neusklađenosti između ponude i potražnje na tržištu rada. Naime, postojeća se ponuda rada sve teže prilagođuje promjenljivoj potražnji za radom koja je povezana s rastućom konkurencijom na globalnome tržištu i ubrzanim tehnološkim promjenama. Takvo stanje ukazuje na postojanje porasta udjela strukturne nezaposlenosti. Fokusna točka teorije strukturne nezaposlenosti odnosi se na istovremeno postojanje velikog broja slobodnih radnih mjesta i velikog broja nezaposlenih. Stoga je za tržište rada posebno važno proučavati matching proces. U ovome radu analiza matching procesa svodi se na regionalnu analizu učinkovitosti hrvatskoga tržišta rada primjenom novih dostignuća na tržištu rada. Pritom se ekonometrijsko istraživanje zasniva na primjeni dezagregirane analize matching funkcije<sup>2</sup>.

Veće postojanje mismatcha rezultat je značajnih promjena u devedesetim godinama 20. stoljeća u strukturi tržišta proizvoda, koje su dovele do promjena strukture potražnje za radom, a nisu usklađene s ponudom rada. Spomenuta neusklađenost, a time i krutost na tržištu rada može se javiti kao rezultat nesavršenih informacija, neefikasnog funkcioniranja tržišta na tržištu i izvan njega, ali i zbog individualnih preferencija i društvenih vrijednosti. Slaba efikasnost tržišta rada na početku procesa tranzicije objašnjava se i činjenicom da ni uredi za zapošljavanje, niti sami nezaposleni nisu bili priviknuti na tržišnu utakmicu, pa tako ni na aktivno traženje posla na tržištu.

Glavni razlog odabira ovoga istraživanja, dakle, proizlazi iz pojave otvorene nezaposlenosti koja za vrijeme tranzicijskoga razdoblja u Hrvatskoj sve više prerasta

---

<sup>1</sup> Mismatch se najjednostavnije može definirati kao postojanje neravnoteže odnosno neusklađenosti ili nespojivosti između potražnje i ponude rada, odnosno ukazuje na nemogućnost povezivanja nezaposlenih i slobodnih radnih mjesta na određenoj dezagregiranoj razini. Mismatch objašnjava zašto postoji nezaposlenost u trenucima kada je potražnja za radom nezadovoljena.

<sup>2</sup> Matching funkcija određuje u kojem je odnosu očekivani broj sparivanja, odnosno usklađivanja (matches) registriranih nezaposlenih radnika s postojećim brojem slobodnih radnih mjesta. Broj uspješnih matchinga ovisi o broju tražitelja zaposlenja i broju slobodnih radnih mjesta, te o brzini koja je potrebna da se početni kontakt između nezaposlene osobe i slobodnog radnog mjesta pretvori u formalno novo zapošljavanje.

u postojanju. Budući da su uzroci rastuće nezaposlenosti prije svega strukturne prirode, smanjivanje postojećeg broja nezaposlenih moguće je samo ako se uspostavi efikasnije usklađivanje ponude i potražnje za radnim mjestima na dezagregiranoj razini, ako, naravno, izuzmemo pretpostavku stvaranja novih radnih mjesta. Stoga se u ovom slučaju osnovna svrha rada svodi na utvrđivanje postojećeg nesklada (mismatcha) među tražiteljima zaposlenja i postojećim slobodnim radnim mjestima na regionalnoj razini na području Hrvatske.

Plan pojedinih dijelova u radu dan je na sljedeći način. U drugom dijelu ovoga rada najprije se detaljno objašnjava pojam mismatch hipoteze, pa se teorijski izvodi matching funkcija na tržištu rada. U nastavku se ističu specifične karakteristike matching procesa u tranzicijskim zemljama. U trećem se dijelu analizira metodologija empirijskog dijela istraživanja i primjena korištenih podataka i procjenjuje se pouzdanost pojedinog modela matching funkcije. U četvrtome dijelu autor se bavi ekonometrijskim testiranjem modela. Dakle, provodi se dezagregirana analiza matching funkcije u Hrvatskoj kojom se nastoji objasniti u okviru koje županije postoji najveći nesklad između ponude i potražnje na tržištu rada, odnosno na razini koje županije djeluju rastući prinosi i time ukazuju na postojanje učinkovitosti matchinga. U nastavku se također istražuje utjecaj ratnog razdoblja na učinkovitost matching procesa u tranzicijskom razdoblju u Hrvatskoj.

## **Teorijsko i analitičko polazište modela**

### *Polazne pretpostavke istraživanja*

Uvid u strukturu rada ukazuje na činjenicu da se problem istraživanja u ovome radu ne svodi na puklo sučeljavanje slobodnih radnih mjesta i nezaposlenih osoba na agregatnoj razini hrvatskoga tržišta rada, već se u radu provodi detaljna usporedba pojedinih varijabli tijekom na dezagregiranoj razini u tranzicijskom razdoblju. Stoga se empirijska analiza svodi na dezagregirano procjenjivanje matching funkcije s namjerom utvrđivanja nepotpune usklađenosti između postojeće ponude i potražnje na razini županija.

Radi postojećeg cilja i svrhe istraživanja i definiranoga problema proizlaze i osnovne HIPOTEZE ISTRAŽIVANJA:

H1:... istovremeno postojanje viška potražnje i ponude na regionalnoj razini ukazuje na postojanje mismatcha na tržištu rada Hrvatske

H2:... ratno razdoblje utječe na smanjivanje novog zapošljavanja.

Hipoteza H1 ispituje se dezagregiranom multiplom regresijskom analizom matching funkcije po županijama na području tržišta rada Hrvatske, a hipoteza H2

ispituje se uvođenjem dummy varijable za ratno razdoblje u tijeku promatranoga tranzicijskoga razdoblja.

### *Teorijsko izvođenje matching funkcije*

Matching proces najjednostavnije se može definirati kao popunjavanje postojećih slobodnih radnih mjesta s registriranim nezaposlenim osobama, jer se na taj način istovremeno smanjuje i broj nezaposlenih i broj slobodnih radnih mjesta.

Kao sinonim za matching funkciju često se koristi nazivom funkcija zapošljavanja (job hiring function - H)<sup>3</sup>, odnosno kao najboljom specifikacijom procesa zapošljavanja koristi se matching funkcijom koja je specifičnog oblika Cobb-Douglasove proizvodne funkcije (Blanchard, Diamond, 1992.: 354). Najjednostavniji oblik matching funkcije dovodi u vezu novozaposlene (O-outflow)<sup>4</sup>, s jedne strane, i prijavljene potrebe za radnicima (V-vacancies) i broj nezaposlenih (U-unemployed), sa druge strane:

$$O = f(U, V) \quad (1).$$

Prema jednadžbi (1), matching funkciju moguće je napisati u obliku Cobb-Douglasove proizvodne funkcije na ovaj način (Blanchard, Diamond, 1992.; Lindeboom, van Ours, Renes, 1994.; Saint-Paul, 1996.):

$$O = \beta U^{\alpha_1} V^{\alpha_2} \quad (2)$$

tu je O broj zaposlenih osoba (odnosno prijelaz (outflow) iz nezaposlenih u zaposlene<sup>5</sup>),  $\beta$  označuje efikasnost tržišta rada (odnosno tehnološki napredak), U je broj nezaposlenih, V je broj slobodnih radnih mjesta, a  $\alpha_1$  i  $\alpha_2$  označuju parametre<sup>6</sup>. Na taj se način matching proces poistovjećuje s proizvodnim procesom, gdje novo

<sup>3</sup> Detaljnije vidjeti u Jackman, Roper (1987).

<sup>4</sup> Zavisna varijabla outflow zapravo predstavlja broj novo zaposlenih radnika, jer obuhvaća tijek radnika iz skupine nezaposlenih u zaposlene.

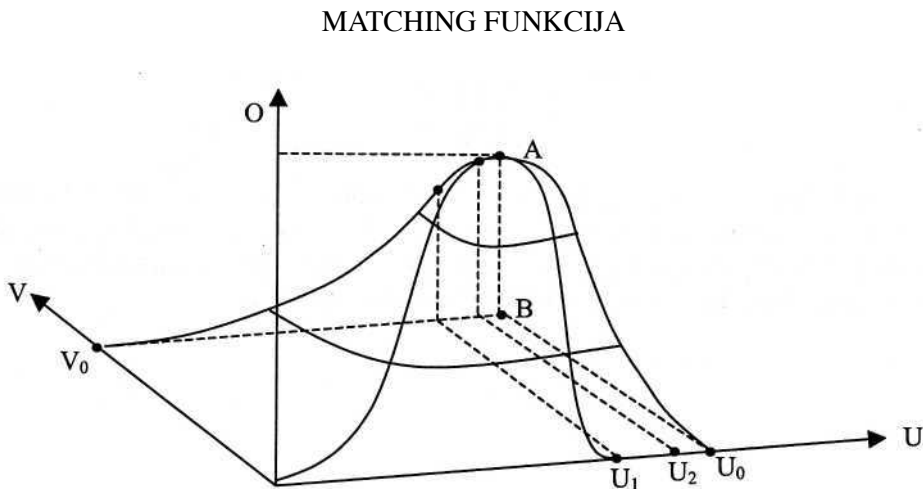
<sup>5</sup> Navedeni outflow iz nezaposlenih u zaposlene odnosno novo zapošljavanje zapravo odgovara očekivanom broju matching-a (Puhani, 1999.: 2).

<sup>6</sup> Parametri  $\alpha_1$  i  $\alpha_2$  ujedno predstavljaju koeficijente parcijalne elastičnosti te pokazuju relativnu važnost ponude i potražnje na tržištu rada što se dokazuje parcijalnim deriviranjem po pojedinoj nezavisnoj varijabli na slijedeći način:

zapošljavanje, odnosno prijelaz iz nezaposlenih u zaposlene predstavlja output koji je nastao procesom usklađivanja dvaju inputa (nezaposlenih i slobodnih radnih mjesta) na obje strane tržišta (Saint-Paul, 1996.: 21).

Funkcija novozaposlenih, odnosno matching funkcija O funkcija je sa dvije nezavisne varijable U i V, pa se u prostoru prikazuje u tri dimenzije (vidjeti grafikon 1.).

Grafikon 1.



U slučaju da je  $\alpha_2 = 1 - \alpha_1$ , odnosno u slučaju da djeluju konstantni prinosi na opseg i ako postoje dva faktora ( $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ ), matching funkcija može se napisati na ovaj način:

$$O = \beta U^{\alpha_1} V^{1-\alpha_1} \quad (3)$$

$$E_{O,U} = \frac{\frac{dO}{O}}{\frac{dU}{U}} = \frac{U}{O} \frac{dO}{dU} = \frac{U}{\beta U^{\alpha_1} V^{\alpha_2}} \beta V^{\alpha_2} \alpha_1 U^{\alpha_1-1} = \alpha_1 \quad (2a)$$

$$E_{O,V} = \frac{\frac{dO}{O}}{\frac{dV}{V}} = \frac{V}{O} \frac{dO}{dV} = \frac{V}{\beta U^{\alpha_1} V^{\alpha_2}} \beta U^{\alpha_1} \beta V^{\alpha_2-1} = \alpha_2 \quad (2b).$$

no radi jednostavnosti može se umjesto  $\alpha_1$  pisati samo  $\alpha$ , odnosno:

$$O = \beta U^\alpha V^{1-\alpha} \quad (3)$$

Za potrebe grafičkog prikaza pretpostavlja se da matching funkcija ima konstantne prinose kao i proizvodna funkcija, da bi se prikazala veza između  $O/U$  i  $V/U$ . Pritom je važno naglasiti da matching funkcija samo u rijetkim slučajevima pokazuje postojanje konstantnih prinosa na opseg (Romer, 2001.: 445). Dijeljenjem obje strane jednadžbe 3 sa brojem nezaposlenih ( $U$ ) dobivamo linearno homogenu funkciju:

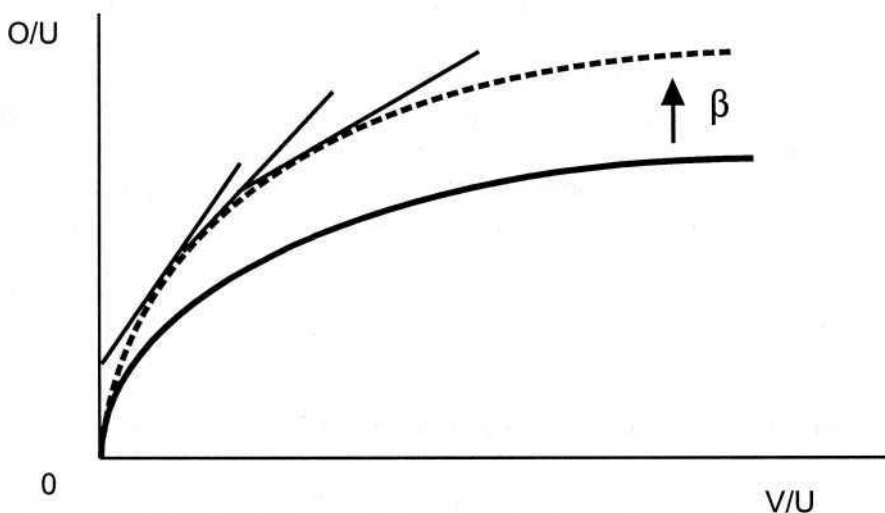
$$\frac{O}{U} = \beta U^{\alpha-1} V^{1-\alpha}$$

$$\frac{O}{U} = \beta \left( \frac{V}{U} \right)^{1-\alpha} \quad (4).$$

Navedena se funkcija može grafički prikazati na način kako slijedi (vidjeti grafikon 2). Budući da vrijedi da je  $0 < (1-\alpha) < 1$ , odnosno da je grafikon jednadžbe 4 eksponencijalnog oblika, funkcija se pomiče prema gore kako raste  $\beta$  (u slučaju jednadžbe 4,  $\beta$  odgovara tehnološkom napretku).

Grafikon 2.

MATCHING FUNKCIJA KAO SPECIFIČAN OBLIK  
PROIZVODNE FUNKCIJE



Porast broja slobodnih radnih mjesta po nezaposlenome uzrokovat će porast broja novozaposlenih po nezaposlenom. Navedeni će porast biti sve manji i manji, što se povećava broj slobodnih radnih mjesta zbog djelovanja opadajućih prinosa. Znači, granični su proizvodi faktora opadajući, ali pozitivni, pa je matching funkcija konkavnog oblika. Nagib matching funkcije sve je blaži, a to pokazuju i tangente na prethodnom grafikonu.

Ako u nekoj regiji ili zemlji postoji uspješniji proces usklađivanja slobodnih radnih mjesta i nezaposlenih osoba, matching je efikasniji. Navedeni se proces može poistovjetiti s dostupnošću novijih i efikasnijih metoda proizvodnje ili s novim pronalascima koji mogu dovesti do povećanja proizvodnje. Takve promjene u tehnologiji čine tehnološki napredak ( $\beta$ ). Tehnološki se napredak javlja i zbog novih inovacija u proizvodnom procesu, a taj se proces grafički prikazuje upravo pomakom proizvodne funkcije prema gore (vidjeti grafikon 2.). Na tržištu rada

takve se inovacije<sup>7</sup> očituju u većoj fleksibilnosti i efikasnosti samoga tržišta, pa stoga dolazi do pomicanja matching funkcije prema gore.

Bit koncepta matching funkcije u makroekonomskoj literaturi svodi se na utvrđivanje postojanja strukturne nezaposlenosti, teškoća u funkcioniranju tržišta rada, njegove učinkovitosti i usklađenosti. Zbog nesavršenih informacija i poteškoća funkcioniranja samoga tržišta<sup>8</sup> usklađivanje (matching) između radnika koji traže posao i poduzeća koja traže nekoga za popunjavanje slobodnog radnog mjesta ne događa se istovremeno, već je za prikladno usklađivanje potrebno dulje vremensko razdoblje. Što je veći broj ljudi koji aktivno traže zaposlenje (U) i što je više oglašanih slobodnih radnih mjesta (V) koja poduzeća nastoje popuniti stvara se veći broj usklađivanja (matchinga).

Pretpostavlja se, da je matching funkcija konstantna ili blago rastuća u svojim argumentima, konkavna i uobičajeno homogena stupnja jedan. Testiranjem homogenosti ili konstantnim prinosima bavi se i najveći dio empirijske literature<sup>9</sup>. Teorijski oblik matching funkcije najčešće je specificiran u obliku linearnog modela i ima oblik:

$$O = CONS U_{it}^{\alpha} V_{it}^{\beta} Z_{it}^{\gamma} T^{\xi} \quad (5)$$

ali za potrebe ekonometrijske analize koristi se modificirani oblik:

$$\ln O_{it} = CONS + \alpha \ln U_{it} + \beta \ln V_{it} + \gamma \ln Z_{it} + \xi T + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

<sup>7</sup> Inovacije uključuju određene reforme kao što je kompjutorizacija ureda za zapošljavanje, oglašavanje poslova na Internetu i povećana sredstva vlade da bi se poboljšao matching. Vlada najčešće nastoji povećati efikasnost matching procesa investiranjem u aktivne politike na tržištu rada (Petrongolo, Pissarides, 2001.: 399). Na primjer, poboljšana kompjutorizacija ureda za zapošljavanje može smanjiti dužinu traženja posla.

<sup>8</sup> Poteškoće se javljaju zbog nepotpunih informacija o potencijalnim sudionicima na tržištu, heterogenosti, zbog slabe mobilnosti, i zbog velikog broja tražitelja zaposlenja, s jedne strane, i velikog broja slobodnih radnih mjesta sa druge strane (Petrongolo, Pissarides, 2001.: 390).

<sup>9</sup> Kao primjer može poslužiti klasična Cobb-Douglasova funkcija proizvodnje oblika:

$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i}$ , gdje je Y output,  $X_1$  je input rada, a  $X_2$  je input kapitala,  $\beta_1$  i  $\beta_2$  u modelu predstavljaju parcijalne koeficijente nagiba, a nazivamo ih još i parcijalnim koeficijentima elastičnosti. Zbrajanjem navedenih koeficijenata dobiva se značajan ekonomski parametar, tzv. parametar prinosa obujma/ekonomija razmjera (returns to scale), koji predstavlja odnos između porasta inputa i porasta outputa. Ako je zbroj navedenih koeficijenata elastičnosti 1, postoje konstantni prinosi (npr. udvostručenje inputa udvostručuje output), ako je zbroj veći od 1, djeluju rastući prinosi, a ako je manji od 1, djeluju opadajući prinosi. U navedenom primjeru postojanje rastućih prinosa upućuje na postojanje veoma brzog rasta proizvodnosti u nekoj ekonomiji.



pri čemu indeks  $i$  može označivati regiju, sektor, stručnu spremu ili drugo,  $t$  označuje vrijeme,  $CONS$  konstantu,  $U$  broj nezaposlenih osoba,  $V$  broj slobodnih radnih mjesta,  $T$  vremenski trend, a  $Z$  ostale kontrolne varijable koje se javljaju u obliku dummy varijable. Koeficijenti  $\alpha$  i  $\beta$  predstavljaju koeficijente elastičnosti uz broj nezaposlenih i broj slobodnih radnih mjesta matching funkcije i u slučaju konstantnih prinosa njihov zbroj iznosi 1. Pozitivni koeficijenti u procijenjenoj matching funkciji ukazuju na porast efikasnosti tržišta rada, odnosno na povećani matching. Suprotni zaključci proizlaze u slučaju negativnih ili malih vrijednosti koeficijenata odnosno kada je njihov zbroj manji od 1. U slučaju niske vrijednosti koeficijenta  $\beta$  i visoke vrijednosti koeficijenta  $\alpha$ , svako dodatno slobodno radno mjesto gotovo uopće ne stvara novo zapošljavanje, a dodatan tražitelj zaposlenja s velikom vjerojatnošću dovodi do novog matchinga. Drugim riječima, može se zaključiti da na navedenom tržištu prevladava relativno pomanjkanje ponude rada. Interpretacija relativnog pomanjkanja potražnje za radom slijedi analogijom.

### *Specifičnost matching procesa u tranzicijskim zemljama i u Hrvatskoj*

U predtranzicijskom je razdoblju u svim planskim ekonomijama postojao specifičan slučaj pune zaposlenosti, što je značilo da su se stope nezaposlenosti svugdje kretale oko nule. Budući da službeno nije bilo registriranih nezaposlenih pojedinaca (pri čemu se ne smije isključiti značajan udio skrivene nezaposlenosti<sup>10</sup>), cjelokupan se postupak zapošljavanja (hiring) svodio na direktno prvo zapošljavanje ili na promjenu posla.

Osim specifičnog ekonomskog stanja tranzicijskih zemalja postoje i neke značajne razlike u odnosu na procjene napravljene za slučaj zemalja EU i SAD. Najveći problem predstavlja serija odgovarajućih podataka za provedbu korektna analize. Teškoće pri mjerenju potječu od nedostatka potrebnih statističkih podataka (posebno podataka o slobodnim radnim mjestima<sup>11</sup>) ili od njihove dvojbene kvalitete (Mrnjavac, 2002.: 227). Za pravovaljanu analizu matching funkcije potrebni su podaci o prijelazu (outflowu) nezaposlenih u zaposlene (O), odnosno podaci

---

<sup>10</sup> Procjene koje je napravio Rutkowski godine 1990. pokazuju da je udio skrivene nezaposlenosti u Poljskoj industriji u kasnim osamdesetim 20. stoljeća činio oko 25% ukupne zaposlenosti (Rogut, Tokarski, 2002.: 63).

<sup>11</sup> "Kvaliteta podataka o slobodnim radnim mjestima je upitna zbog njihova načina prikupljanja. Naime, u različitim zemljama on se razlikuje. U nekim se bilježe podaci o prijavljenim radnim mjestima u uredima za zapošljavanje, u drugim se vrše periodična ispitivanja uzorka, a u nekim se kao indikator upotrebljava kretanje oglasa o slobodnim radnim mjestima u odabranim novinama (Mrnjavac, 2002.: 228)".

o broju novozaposlenih, podaci o broju nezaposlenih (stock varijabla), i podaci o broju novoprijavljenih nezaposlenih (U) i broju prijavljenih slobodnih radnih mjesta (V) na dezagregiranoj razini.

Prvu specifičnost ili problem, u slučaju tranzicijskih zemalja predstavlja veoma mala serija podataka, pa se tako većina istraživača odlučila za korištenje mjesečnih podataka, što najčešće nije slučaj u istraživanjima koja su provođena u drugim zemljama, gdje su se najčešće koristili kvartalnim ili godišnjim podacima.

Drugu specifičnost ili problem, čini nedostupnost svih potrebnih registriranih podataka na odgovarajućoj dezagregiranoj razini. Posebno kada je riječ o podacima o dostupnim slobodnim radnim mjestima. Riječ je o pokazatelju koji često potcijenjuje potražnju za radom, jer brojna mala privatna poduzeća često i ne objavljuju svoje potrebe za radnicima, i to posebno kada se radi o poduzećima u urbanim i razvijenim područjima. Sa druge strane, u ruralnim i slabije razvijenim područjima potcijenjivanje je stvarnih potreba manje, zato što se sve potrebe javno objavljuju, jer je najčešće manje zainteresiranih tražitelja zaposlenja (Scarpeta, 1995.: 33-34). Općenito, broj stvarnih slobodnih radnih mjesta javno objavljen u uredima za zapošljavanje zapravo je precijenjen, jer je u velikom broju slučajeva namijenjen unaprijed poznatim kandidatima, a sa druge strane, predstavlja samo jedan mali dio ukupnih stvarnih slobodnih radnih mjesta koja se nude<sup>12</sup> (OECD, 1997.: 61).

U Hrvatskoj su poslodavci morali na propisanim obrascima dostaviti Zavodu za zapošljavanje takozvanu prijavu potrebe za zaposlenicima, na osnovi koje Zavod registrira slobodna radna mjesta do godine 2002. (HZZ, 2002.: 24). Sukladno s novim Zakonom<sup>13</sup> poslodavci više ne moraju HZZ-u podnositi prijavu potreba za zaposlenicima<sup>14</sup>.

---

<sup>12</sup> Sve su se empirijske analize matching funkcije u tranzicijskim zemljama koje su dosad rađene (Boeri, Scarpeta, 1995., 1996.; Lubyova, van Ours, 1994.; Erbenova, 1995.; Scarpeta, 1995.) koristile podacima o slobodnim radnim mjestima na osnovi državnih ureda za zapošljavanje. U slučaju empirijskih analiza, EU koristi isti izvor (European Central Bank, 2002: 29). Pritom je važno naglasiti da u EU one čine samo jedan mali dio stvarno ponuđenih radnih mjesta, jer ne uključuju podatke objavljene u novinama, na Internetu ili u privatnim agencijama. Tako registrirana slobodna radna mjesta u Njemačkoj čine oko 1/3 ukupnih slobodnih radnih mjesta, dok u Španjolskoj i Portugalu ona čine samo oko 10%-20% (European Central Bank, 2002.: 30).

<sup>13</sup> Zakon o posredovanju pri zapošljavanju i pravima za vrijeme nezaposlenosti, NN, broj 32/2002.

<sup>14</sup> U slučaju Češke i Slovačke, podaci o slobodnim radnim mjestima najbolje oslikavaju realno stanje na tržištu rada jer poslodavci plaćaju kaznu ako se primijeti da su nekoga zaposlili a da prethodno nisu javno oglasili slobodno radno mjesto u uredu za zapošljavanje. Poslodavci su obvezni unutar pet dana o svakom kreiranom slobodnom radnome mjestu obavijestiti regionalni ured za zapošljavanje od godine 1991. (Munich, Svejnar, Terrell, 1995.: 103). U Sloveniji su poslodavci također obvezni objaviti svako slobodno radno mjesto, pa je svaka osoba zaposlena u suradnji sa zavodom za zapošljavanje (OECD, 1997.: 52; Kovac, Kluzer, Kaizer, 2002.: 105). U Poljskoj poduzeća nisu obvezna davati informacije o slobodnim radnim mjestima uredu za zapošljavanje (Rogut, Tokarski, 2002.: 70), jednako kao ni u Mađarskoj (OECD, 1993.: 24).

Treća se specifičnost odnosi na uočavanje odgovarajućih strukturnih poremećaja u pojedinim vremenskim intervalima, da bi se eventualno uočile promjene izazvane procesom restrukturiranja. Uočavanje strukturnih poremećaja vidi se promatranjem kretanja konstante, promjene koja ukazuje na učinkovitost funkcioniranja tržišta rada. U svim dosad provedenim istraživanjima, jednako kao i u osobnom istraživanju provedenom u nastavku, konstanta je nesignifikantna. Posebno je važno uočiti djelovanja konstantnih, opadajućih ili rastućih prinosa u procijenjenoj matching funkciji, koja ukazuju na učinkovitost funkcioniranja tržišta rada u pojedinoj zemlji.

### **Metodologija i specifikacija modela**

Prilikom provođenja empirijske dezagregirane analize matching funkcije na tržištu rada najprije je važno ukazati na adekvatnost pojedinih podataka koji će biti korišteni u modelu zbog specifičnosti tržišta rada. Kao što je istaknuto u uvodu, osnovna specifičnost tržišta rada proizlazi iz činjenice da se usluge rada mogu samo iznajmiti, jer se ne mogu odvojiti od radnika, ali se radnici ne mogu kupiti ili prodati, pa se na taj način tržište rada razlikuje od tržišta dobara ili tržišta novca. Bez obzira na spomenuto, uvjeti prema kojima poslodavci iznajmljuju usluge rada u potpunosti čine tržište.

### ***Analiza korištenih podataka***

Empirijska dezagregirana analiza zasniva se na obliku matching funkcije iz jednadžbe (2):

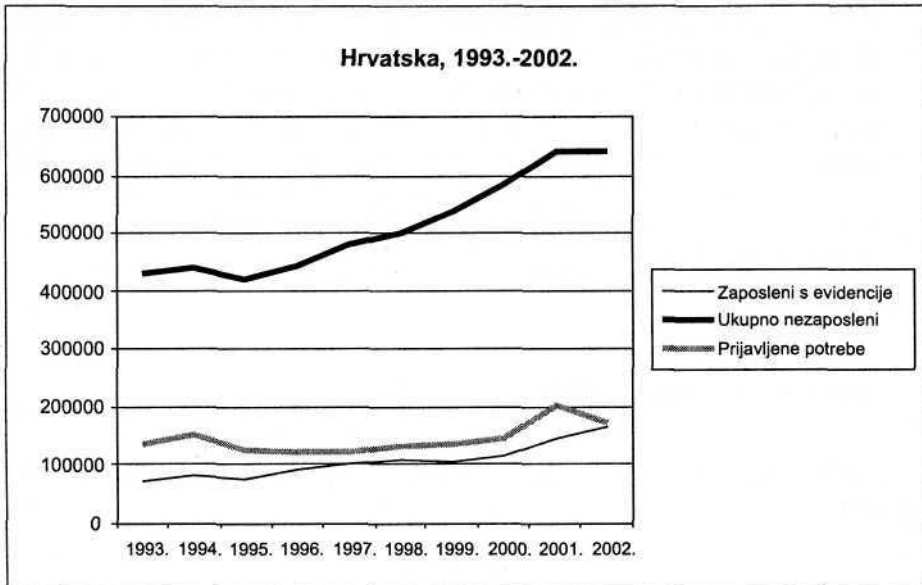
$$O = \beta U^{\alpha_1} V^{\alpha_2}$$

Nedostatak koncepta matching funkcije proizlazi iz činjenice da ne promatra tijekove s jednoga posla na drugi ("job to job flows"). Osnovna je pretpostavka da se slobodna radna mjesta popunjuju isključivo iz kategorije nezaposlenih. Sam problem matching-a, najjednostavnije rečeno, svodi se na sučeljavanje ponude i potražnje na tržištu rada. Na taj način najjednostavniji oblik matching funkcije dovodi u vezu novozaposlene (O-outflow), s jedne strane, i prijavljene potrebe za radnicima (V-vacancies) i ukupan broj nezaposlenih (U-unemployed) koji čini zbroj nezaposlenih (stanje 31.12. prethodne godine) i svih novoprijavljenih u urede za zapošljavanje u tijeku tekuće godine, sa druge strane.

Prije provođenja dezagregirane analize *matching* funkcije dan je grafički pregled agregatnih podataka (nezaposlenih, novozaposlenih i slobodnih radnih mjesta) na tržištu rada Hrvatske. Grafikon prikazuje ukupno kretanje novog zapošljavanja, nezaposlenih i prijavljenih potreba na agregatnoj razini, jer se na tim podacima provodi daljnja dezagregirana analiza po županijama (vidjeti grafikon 3.).

Grafikon 3.

### AGREGATNO KRETANJE ZAPOŠLJAVANJA, NEZAPOSLENOSTI I PRIJAVLJENIH POTREBA



Izvor: baza podataka Hrvatskog zavoda za zapošljavanje.

Gornji grafikon prikazuje crnu sliku o rješavanju problema nezaposlenosti u Hrvatskoj, i to zbog velikoga broja ukupno nezaposlenih osoba u cijelom promatranom razdoblju. Postojeće stanje ipak ukazuje i na mogući optimistički izlaz iz takve situacije. Naime, kao što se može vidjeti, prosječan je broj prijavljenih potreba, odnosno slobodnih radnih mjesta, u svim godinama veći od broja novog zapošljavanja, a što upućuje na činjenicu da radnih mjesta ima, no očito je da se

ona ne popunjavaju na odgovarajući način, kao što se poslije objašnjava prilikom dezagregirane analize matching funkcije. Takvo stanje postojećih agregatnih vrijednosti ukazuje na značajno odstupanje od, na primjer, kretanja ponude i potražnje na tržištu rada SAD<sup>15</sup>.

Empirijska se analiza zasniva na dezagregiranim registriranim podacima na regionalnoj razini (NUTS 2)<sup>16</sup>. Analiza se provodi na razini makroregija, dakle županija, a ne na razini mikroregija, odnosno područnih službi, a to zato da bi se izbjegli mogući problemi mjerenja. Naime, u svim dosad provedenim istraživanjima smatra se da nije dobro promatrati matching proces na premalim zemljopisnim jedinicama, jer postoji veliki broj komunikacija između graničnih područja. To znači, da na primjer, novo zapošljavanje u nekoj manjoj zemljopisnoj jedinici može biti rezultat zapošljavanja nezaposlene osobe iz neke druge zemljopisne jedinice (Lubyova, Ours, 1994.: 13).

U analizi se ne koristi podacima na osnovi Ankete o radnoj snazi zato što nije moguće očekivati da ona može dati pouzdane rezultate na dezagregiranoj regionalnoj razini (Franco, 2002.: 2). U slučaju ovoga rada ona je također neprimjenljiva, jer ne obuhvaća podatke o potražnji, odnosno o slobodnim radnim mjestima na tržištu rada. Osnovni je nedostatak Ankete o radnoj snazi u Hrvatskoj to što se ona u razdoblju od godine 1996. do 1999. provodila na uzorku kućanstava biranom iz okvira koji nije obuhvaćao područja koja su bila izravno zahvaćena ratom. Od početka 2000. promijenjen je okvir, pa je to omogućilo proširivanje obuhvata kućanstava na područje cijele zemlje, ali je posljedica toga da podaci nisu u potpunosti usporedivi (DZS, 2002.: 1)<sup>17</sup>.

<sup>15</sup> Usporedni grafikon za SAD vidjeti u Blanchard, Diamond (1989.: 23). Naime, grafikon daje prikaz broja novog zapošljavanja, nezaposlenih i slobodnih radnih mjesta u SAD u razdoblju od 1968-81. iz kojeg se može uočiti da je u najvećem dijelu navedenog razdoblja broj novog zapošljavanja veći od broja slobodnih radnih mjesta, što znači da se jedan dio zapošljava iz redova onih koji nisu nezaposleni (nikada se točno ne zna koliko zaposlenih traži novi posao (Anderson, Burgess, 2000.: 97)), i da se vjerojatno ne registriraju sva slobodna radna mjesta. Isti podaci za EU u promatranome razdoblju nisu dostupni.

<sup>16</sup> NUTS - Nomenclature of Territorial Units for Statistics. Podjela prema NUTS kriteriju nalazi se u slijedećim minimalnim i maksimalnim kriterijima prema prosječnoj veličini regije:

RAZINA	Minimum	Maksimum
NUTS 1	3 milijuna	7 milijuna
NUTS 2	800 000	3 milijuna
NUTS 3	150 000	800 000

Podrobnije vidjeti u dokumentu: "Introduction to the NUTS and the Statistical regions of Europe" na:

[http://europa.eu.int/comm/eurostat/ramon/nuts/introduction\\_regions\\_en.html](http://europa.eu.int/comm/eurostat/ramon/nuts/introduction_regions_en.html)

<sup>17</sup> Podaci Ankete o radnoj snazi u Hrvatskoj nisu u potpunosti usporedivi sa podacima EU i ostalim tranzicijskim zemljama zbog slijedećih metodoloških napomena (DZS, 2002.: 10-11): osobe

### *Odabir pouzdanog modela matching funkcije*

Prije detaljne dezagregirane analize navedenih podataka utvrđuje se u kvom su odnosu stvarni podaci po županijama za razdoblje tranzicije<sup>18</sup>, a zatim se odabire najreprezentativniji model matching funkcije. U tu se svrhu koristi jednadžbom (4):

$$\frac{O}{U} = \beta U^{\alpha-1} V^{1-\alpha}$$

$$\frac{O}{U} = \beta \left( \frac{V}{U} \right)^{1-\alpha}$$

Da bi se ispitaio odnos između zavisne i nezavisne varijable potrebno je napraviti procjenu parametra. Komercijalni softverski paketi<sup>19</sup> koji su primjenjivani ne koriste se ili se ne mogu koristiti eksponencijalnim oblikom funkcije oblika jednadžbe (4) prilikom procjenjivanja parametara. Stoga se, zbog specifičnosti problema koji se javljaju, navedenom analizom provodi linearna transformacija, pa jednadžba (4) u modificiranom obliku poprima oblik log-linearne funkcije:

$$\ln \left( \frac{O_i}{U_i} \right) = \ln \beta + (1 - \alpha) \ln \left( \frac{V_i}{U_i} \right) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

gdje O označuje outflow, odnosno novozaposlene, U novoregistrirane u uredima za zapošljavanje, V slobodna radna mjesta,  $\alpha$  i  $\beta$  vrijednost nepoznatih parametara,  $\varepsilon$  je nepoznata vrijednost slučajne varijable, a indeks i označuje županiju.

Parametri u regresijskom modelu procjenjuju se metodom najmanjih kvadrata<sup>20</sup>. Model s procijenjenim parametrima predočuje se jednadžbom:

---

koje su u referentnom tjednu bile na odsluženju vojnoga roka, u rezultatima su iskazane u kategoriji neaktivnog stanovništva; osobe na čekanju su, u skladu sa hrvatskim zakonodavstvom, ubrojene u zaposlene; osobe na porodiljnom dopustu, bez obzira na trajanje dopusta, također su ubrojene u zaposlene osobe; anketom u RH nije utvrđivano državljanstvo, pa se ne mogu razlikovati stranci iz zemalja EU od stranaca iz ostalih zemalja.

<sup>18</sup> Pritom je važno naglasiti da se u okviru teritorijalnog ustroja Hrvatske, tek od godine 1995. počinju koristiti županije, tako da su podaci o nezaposlenima, novoprijavljenima, zaposlenima i slobodnim radnim mjestima za godine 1993. i 1994. prikupljeni na osnovi podataka područnih službi (njih 114). Podaci po područnim službama usklađeni su prema ustrojstvu iz godine 2002.

<sup>19</sup> E-Views, SAS i SPSS.

<sup>20</sup> Navedenom metodom procjenjuju se i brojni drugi standardni modeli ekonomskoga rasta (npr. Solowljev model rasta), koji pretpostavljaju postojanje Cobb-Douglasove proizvodne funkcije (Mankiw, Romer, Weil, 1992.: 411).

$$\left( \ln \frac{\hat{O}_i}{\hat{U}_i} \right) = \ln \hat{\beta} + (1 - \hat{\alpha}) \left( \ln \frac{\hat{V}_i}{\hat{U}_i} \right) \quad (8)$$

Da dijeljenjem zavisne i nezavisne varijable brojem nezaposlenih ne bi došlo do stvaranja statistički lažne veze među varijablama, i radi lakše interpretacije rezultata, provodi se modifikacija jednadžbe (7), pa ona sada glasi:

$$\ln O = \ln \beta + \alpha \ln U + (1 - \alpha) \ln V$$

Navedenom modifikacijom dobiva se oblik transcendentalne logaritamske (translog) funkcije koja daje manje pristrane procjene parametara od početnog oblika jednadžbe (7). Na taj je način definiran novi model matching funkcije u kojem je novo zapošljavanje translog funkcija broja tražitelja zaposlenja (U) i broja slobodnih radnih mjesta (V)<sup>21</sup>. Novi model s procijenjenim parametrima dan je kao:

$$\left( \ln \hat{O} \right) = \ln \hat{\beta} + \hat{\alpha} \ln U + (1 - \hat{\alpha}) \ln V \quad (9)$$

Procjena navedenoga modela provedena je za 21 županiju u razdoblju od godine 1993. do 2002. Na osnovi metode najmanjih kvadrata zaključuje se da je procjena jednadžbe (9), odnosno procjena transcendentalne logaritamske (translog) funkcije, mnogo reprezentativnija. Naime, vrijednost koeficijenta determinacije u jednadžbi (9) iznosi 0,90, a njegova vrijednost u jednadžbi (7) iznosi 0,34. Na taj način procjena jednadžbe (9) ukazuje da je modelom protumačeno od 90% outflowa, odnosno novog zapošljavanja, što ukazuje na relativno visoku reprezentativnost modela. Time se potvrđuje da se model matchinga odnosno novog zapošljavanja, mnogo bolje opisuje dvjema nezavisnim varijablama (U) i (V), odnosno jednadžbom (9). Također se empirijska analiza matching funkcije, što je i predmet ovog rada, ponajprije odnosi na analizu varijable novog zapošljavanja, dakle outflowa (O), koja je zavisna varijabla u jednadžbi (9), a ne na analizu jednadžbe (7), gdje je zavisna varijabla  $\frac{O}{U}$ . Navedeno potvrđuje i nesustavno ponašanje reziduala jednadžbe (9). Reziduali ukazuju na postojanje homoskedastičnosti, pa se time još samo jednom potvrđuje da su korištene varijable odgovarajuće za procjenjivanje modela, i da nema drugih varijabli koje nisu obuhvaćene tim modelom, a imaju jak utjecaj na kretanje zavisne varijable.

---

<sup>21</sup> Navedenom modifikacijom koristili su se i drugi autori (podrobnije vidjeti kod Boeri, 1994.; Fazekas, 2000.: 13-15; Warren, Jr. 1996.: 136).

## Rezultati i testiranje hipoteza

Navedenom analizom po županijama u promatranome razdoblju utvrđeno je da je procjena modela (9) značajno reprezentativnija, pa je to razlog zbog kojeg se tim modelom koristi i u daljoj dezagregiranoj empirijskoj analizi.

### *Dezagregirana analiza matching funkcije po regijama*

Da bi se utvrdilo na razini koje županije u Hrvatskoj postoji najveća usklađenost između ponude i potražnje, i u kojoj je županiji smanjeno zapošljavanje zbog postojanja mismatcha, provodi se procjena matching funkcije pojedinačno po županijama u tijeku promatranoga vremenskog razdoblja. Promatra se matching funkcija pojedinačno po svakoj županiji, pa se zato procjenjuju matching funkcije prema jednadžbi (9) za svaku županiju pojedinačno u navedenome razdoblju. Za potrebe ove analize jednadžba (9) je malo izmijenjena i glasi:

$$\ln \hat{O}_i(t) = \ln \beta + \alpha \ln U_i(t) + (1 - \alpha) \ln V_i(t) \quad (10)$$

pri čemu i označuje županiju u vremenu  $t$ , koje se odnosi na promatrano razdoblje. Na taj način broj jednadžbi za dezagregiranu matching funkciju na osnovi godišnjih podataka odgovara broju županija. U nastavku je dan prikaz procijenjene matching funkcije pojedinačno za svaku županiju u Hrvatskoj za razdoblje između godine 1993.-2002.



Tablica 1.

PROCIJENJENI PARAMETRI MATCHING FUNKCIJE  
 PO ŽUPANIJAMA

Model	Konstanta	lnU	lnV	se	F-omjer	R <sup>2</sup>	Korigirani R <sup>2</sup>	DW
	Procijenjeni parametri (t-vrijednosti)							
(1) Zagrebačka	2,35 (1,54)	0,18 (0,8)	<b>0,5</b> (3,7)	0,2	36,6	0,91	0,88	1,65
(2) Krapinsko-zagorska	-5,65 (-2,07)	<b>1,29</b> (4,7)	0,17 (0,7)	0,14	13,6	0,79	0,73	1,92
(3) Sisačko-moslavačka	-1,97 (-1,29)	<b>0,74</b> (6,27)	0,33 (1,56)	0,08	39,8	0,91	0,89	2,31
(4) Karlovačka	-4,57 (-3,95)	<b>1,36</b> (6,5)	-0,08 (-0,65)	0,07	75,1	0,95	0,94	1,64
(5) Varaždinska	-8,04 (-6,25)	<b>1,4</b> (11,06)	<b>0,28</b> (3,96)	0,06	82,3	0,95	0,94	1,69
(6) Koprivničko-križevačka	-2,34 (-1,86)	<b>0,83</b> (8,14)	<b>0,29</b> (2,75)	0,08	38,1	0,91	0,89	1,97
(7) Bjelovarsko-bilogorska	-5,26 (-4,8)	<b>1,07</b> (9,8)	<b>0,36</b> (2,9)	0,07	79,1	0,95	0,94	1,64
(8) Primorsko-goranska	-7,45 (-3,27)	<b>1,7</b> (5,8)	-0,14 (-1,1)	0,07	31,53	0,9	0,87	1,64
(9) Ličko-senjska	-7,52 (-7,7)	<b>1,12</b> (7,5)	<b>0,67</b> (6,53)	0,06	149,14	0,97	0,97	1,69
(10) Virovitičko-podravska	-3,84 (-2,32)	<b>0,65</b> (7,74)	<b>0,69</b> (4,45)	0,06	33,03	0,9	0,87	2,23
(11) Požeško-slavonska	-9,46 (-4,6)	<b>1,45</b> (8,5)	<b>0,46</b> (2,57)	0,11	41,1	0,9	0,89	1,72
(12) Brodsko-posavska	-16,4 (-6,07)	<b>2,32</b> (10,6)	0,14 (1,14)	0,07	58,5	0,94	0,92	1,84
(13) Zadarska	-9,54 (-4,34)	<b>1,12</b> (3,35)	<b>0,78</b> (2,7)	0,08	38,8	0,91	0,89	1,71
(14) Osječko-baranjska	-6,61 (-5,1)	<b>1,12</b> (7,6)	<b>0,39</b> (3,7)	0,09	78,6	0,95	0,94	2,1
(15) Šibensko-kninska	-14,1 (-1,0)	2,24 (1,18)	-0,01 (-0,02)	0,42	3,93	0,52	0,39	0,97
(16) Vukovarsko-srijemska	-10,41 (-7,1)	<b>1,62</b> (6,94)	0,24 (1,69)	0,07	149,4	0,97	0,97	2,56

(17) Splitsko-dalmatinska	-31,33 (-5,6)	<b>4,49</b> (6,04)	<b>-0,95</b> (-2,81)	0,11	33,97	0,90	0,87	1,65
(18) Istarska	-9,78 (-2,7)	<b>1,59</b> (4,6)	0,28 (0,93)	0,16	15,04	0,81	0,75	1,72
(19) Dubrovačko-neretvanska	-15,1 (4,51)	<b>2,35</b> (4,99)	0,05 (0,25)	0,11	45,4	0,92	0,90	1,87
(20) Međimurska	-5,1 (-2,46)	<b>1,3</b> (4,86)	0,09 (0,7)	0,14	22,3	0,86	0,82	1,65
(21) Grad Zagreb	11,56 (2,8)	<b>0,55</b> (3,16)	-0,77 (-2,05)	0,13	6,23	0,64	0,53	1,48

Legenda: osjenčani koeficijenti značajni su na razini signifikantnosti od 5%. Svaka jednadžba označuje pojedinačno svaku županiju u tijeku razdoblja 1993.-2002. N=10. Teorijska vrijednost sampling distribucije za navedene jednadžbe iznosi  $F_{\alpha[K,N-(K+1)]} = F_{0,05[2,7]} = 4,74$ . Samo se u slučaju Šibensko-kninske županije prihvaća nulta hipoteza, odnosno činjenica da regresijski koeficijenti nisu signifikantni u modelu. Vrijednost teorijske test veličine na razini signifikantnosti od 5% za dvosmjerni test iznosi  $t_{0,025} = 2,365$ . Hipoteze o autokorelaciji prvog reda (dvosmjerni test) jesu  $H_{0...p} = 0, H_{1...p} > 0$ . Kritične vrijednosti za  $\alpha = 0,05$ , N=10, K=2 su  $d_L = 0,697$ ,  $d_U = 1,641$ . Odluka se donosi na sljedeći način:  $d > d_U$  ili  $d < (4 - d_U) \Rightarrow H_0$ , odnosno ne postoji autokorelacija prvog reda.

Testiranjem t-testom i F-testom utvrđeno je da su oba regresijska koeficijenta ispred nezavisnih varijabli statistički značajni u jednadžbama 5., 6., 7., 9., 10., 11., 13., 14. i 17. U slučaju svih 9 jednadžbi koeficijenti determinacije veći su od 0,90 i upućuju da je više od 90% stvarnog novog zapošljavanja (outflowa) u okviru svake županije pojedinačno u razdoblju od godine 1993. do 2002. protumačeno modelom. Zbroj regresijskih koeficijenata kreće se redom 1,68; 1,12; 1,43; 1,79; 1,34; 1,91; 1,9; 1,51 i 3,54, pa se za te županije može zaključiti da se u njima najusklađenije popunjavaju slobodna radna mjesta, zato što djeluju rastući prinosi<sup>22</sup>. Zaključuje se da u navedenim županijama zbog povećanoga broja slobodnih radnih mjesta radnici imaju veće mogućnosti izbora, što smanjuje mismatch i povećava ukupno zapošljavanje. Sa druge strane, postojanje rastućih prinosa može ukazivati na činjenicu da se te županije još uvijek nalaze u prijelaznom razdoblju, koje je uzrokovano procesom restrukturiranja (Lubyova, Ours, 1994.: 16). Navedeno može proizlaziti i iz činjenice da su neki tražitelji zaposlenja već zaposleni odnosno zaposleni su u trenutku traženja novoga posla, pa su zbog toga isključeni iz procjene zato što nisu evidentirani pri uredima za zapošljavanje (Lubyova, Ours, 1994.: 24).

<sup>22</sup> Rastuće prinose u svome radu objašnjavaju i Dixit, Stiglitz, koji ističu da upravo raznolikost dobara povećava mogućnost izbora i time dovodi do pojave ekonomije razmjera (podrobnije vidjeti kod Dixit, Stiglitz, 1977). Puhani ističe da postojanje rastućih, odnosno opadajućih, prinosa ukazuje na porast, odnosno na smanjenje efikasnosti matchinga (Puhani, 1999.: 3).

Iz provedene dezagregirane analize jednadžbi u kojima su regresijski koeficijenti signifikantni proizlazi da postoji relativan višak ponude radnika u Varaždinskoj, Ličko-senjskoj, Požeško-slavonskoj, Zadarskoj, Osječko-baranjskoj i Splitsko-dalmatinskoj županiji, na što ukazuje veoma visok koeficijent  $a$  (iznad 1). Sa druge strane, najveće relativno pomanjkanje ponude rada, odnosno višak potražnje, prevladava u Varaždinskoj, Koprivničko-križevačkoj, Bjelovarsko-bilogorskoj i Osječko-baranjskoj županiji, na što ukazuje nizak koeficijent  $(1 - a)$ . Visoki koeficijent  $a$  na regionalnoj razini ukazuje da u slučaju tih županija postoji velika vjerojatnost da se nezaposleni zaposle. Pritom je važno istaknuti da Varaždinska županija uz Istarsku županiju i Grad Zagreb u proteklome razdoblju bilježi najniže stope nezaposlenosti, a Osječko-baranjska uz Vukovarsko-srijemsku županiju bilježi najviše stope nezaposlenosti. Istovremeno, postojanje viška ponude i potražnje ukazuje na postojanje problema regionalnog mismatcha, osobito u Varaždinskoj i Osječko-baranjskoj županiji, odnosno na postojanje neusklađenosti između ponude i potražnje za radom, koja dijelom vjerojatno proizlazi iz slabe regionalne mobilnosti, a drugim je dijelom možda uzrokovana i mismatchom prema pojedinoj stručnoj spremi. Na taj je način istovremeno i potvrđena glavna hipoteza H1.

### *Utjecaj ratnog razdoblja na učinkovitost hrvatskog tržišta rada*

Učinkovitost hrvatskog tržišta rada za vrijeme ratnoga razdoblja ostvaruje se uvođenjem dummy varijable za ratne godine, koja odstranjuje utjecaj razlika između promatranih godina. Takva se analiza smatra prijeko potrebnom zato što je Hrvatska zbog ratnih okolnosti specifičan slučaj među tranzicijskim zemljama. Ponovo se po županijama promatraju podaci za razdoblje od godine 1993. do 2002. s tom razlikom da se sada uvodi indikator ili binarna, odnosno dummy varijabla za mjerenje utjecaja rata. Uvjeti razvitka gospodarskih pojava u vrijeme rata razlikuju se od onih u vrijeme mira. Pojedine se promatrane veličine razlikuju u mirnodopskim i ratnim uvjetima. Tako je, na primjer, u ratnim uvjetima došlo do drastičnog smanjenja prijavljenih potreba u županijama zahvaćenima ratom, a taj je broj stagnirao ili blago rastao u ostalim županijama.

SLUČAJ 1: Uključivanje binarne varijable koja statistički odstranjuje utjecaj razlika između promatranih godina

U navedenom su slučaju u regresijsku jednadžbu uključene binarne varijable (dummy variables) koje statistički odstranjuju utjecaj razlika između promatranih godina. Ponovo se promatra razdoblje od godine 1993. do 2002. Budući da imamo 10 godina, u svojstvu nezavisne varijable definira se 9 binarnih varijabli. Broj

binarnih varijabli ovisi o broju modaliteta kvalitativne varijable<sup>23</sup>. Kao referentna godina uzima se godina 1993. za koju se uzimaju stvarni podaci, a od godine 1994. dalje uzimaju se dummy varijable. Procijenjena matching funkcija s uključenim dummy varijablama predstavljena je jednačbom:

$$\ln \hat{O}_i = \ln \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 \ln U_i + \hat{\beta}_2 \ln V_i + \hat{\gamma}_1 G_{1994} + \hat{\gamma}_2 G_{1995} + \hat{\gamma}_3 G_{1996} + \hat{\gamma}_4 G_{1997} + \hat{\gamma}_5 G_{1998} + \hat{\gamma}_6 G_{1999} + \hat{\gamma}_7 G_{2000} + \hat{\gamma}_8 G_{2001} + \hat{\gamma}_9 G_{2002} + \ln \varepsilon_i \quad (11)$$

Tablica 2.

PROCIJENJENI PARAMETRI MATCHING FUNKCIJE  
S UKLJUČENOM DUMMY VARIJABLOM

Nezavisne varijable	Procijenjeni parametri (t-vrijednosti)
Konstanta	-0,58 (-3,04)
lnU	<b>0,52</b> (15,1)
lnV	<b>0,41</b> (14,7)
G <sub>1994</sub>	0,06 (1,12)
G <sub>1995</sub>	0,03 (0,72)
G <sub>1996</sub>	<b>0,27</b> (5,13)
G <sub>1997</sub>	<b>0,32</b> (6,1)
G <sub>1998</sub>	<b>0,34</b> (6,4)
G <sub>1999</sub>	<b>0,27</b> (5,1)
G <sub>2000</sub>	<b>0,31</b> (5,7)
G <sub>2001</sub>	<b>0,34</b> (6,4)
G <sub>2002</sub>	<b>0,48</b> (9,2)
se	0,17
F-omjer	307,9
R <sup>2</sup>	0,94
Korigirani R <sup>2</sup>	0,94
DW	2,177

<sup>23</sup> Ako jedna kvalitativna varijabla ima m modaliteta, u svojstvu nezavisne varijable definira se (m-1) binarnih varijabli, jer u protivnom sustav normalnih jednačbi koje slijede primjenom metode najmanjih kvadrata ne bi imao rješenje. Binarne varijable poprimaju vrijednost 0 ili 1.

Legenda: osjenčani koeficijenti značajni su na razini signifikantnosti od 5%.  $G_{1994}$  – za godinu 1994. uzeta je dummy varijabla vrijednosti 1, a za ostale godine vrijednost je nula i tako redom.  $N=210$ . Testiranje hipoteze o modelu višestruke linearne regresije F-testom na razini signifikantnosti od 5% pretpostavlja da su regresijske varijable u modelu signifikantne, jer je empirijski F-omjer veći od teorijske vrijednosti F-distribucije ( $F_{0,05[11,198]} = 1,87$ ). Teorijska test veličina kod t-testa na razini signifikantnosti od 5% za dvosmierni test iznosi  $t_{0,025} = 1,960$ . Hipoteze o autokorelaciji prvoga reda (dvosmjerni test) jesu  $H_{0...}\rho = 0, H_{1...}\rho > 0$ . Kritične vrijednosti za  $\alpha = 0,05, N=210, K=3$  su  $d_U=1,738, d_U=1,799$ . Odluka se donosi na sljedeći način:  $d > d_U$  ili  $d < (4-d_U) \Rightarrow H_0$ , odnosno ne postoji autokorelacija prvoga reda.

Procijenjeni regresijski koeficijenti ispred dummy varijable pokazuju za koliko se povećalo zapošljavanje u odnosu na referentnu godinu 1993. Regresijski koeficijenti ( $\gamma_1$  i  $\gamma_2$ ) ispred godine 1994. i 1995. najmanji su i ukazuju na činjenicu da je tih godina u promatranome razdoblju došlo do najmanjeg novog zapošljavanja u odnosu na godinu 1993. Navedeno se može objasniti činjenicom da je još uvijek riječ o procesu restrukturiranja i tržišne transformacije koja proizlazi iz nezadovoljavajućeg stanja gospodarstva i dugoročne višeslojne neravnoteže ili iz činjenice da je riječ o ratnim godinama. Od godine 1993. do 2002. jasno se uočavaju dva podrazdoblja u kojima postoje značajne razlike u vrijednostima regresijskih koeficijenata. Tako regresijski koeficijenti  $\gamma_1$  i  $\gamma_2$  za godine 1994. i 1995. poprimaju vrijednosti od 0,06 do 0,03, a regresijski koeficijenti od  $\gamma_3$  do  $\gamma_9$  za razdoblje od godine 1996. do 2002. poprimaju vrijednosti od 0,27 do 0,48. Kao što je već istaknuto, regresijski koeficijenti nisu signifikantni u godinama 1994. i 1995., pa zato nije moguće uspoređivati to razdoblje s razdobljem poslije (od godine 1996. do 2002.). Pretpostavlja se da regresijski koeficijenti u te dvije godine nisu signifikantni zbog ratnih okolnosti. U prvome je razdoblju novo zapošljavanje, znači, bilo oko 5 puta manje nego u razdoblju od godine 1996. do 2002., što je moguće objasniti ratnim okolnostima, jer se navedeno razdoblje smatra ratnim. Da bi se uočeni problem bolje istražio, radi se dalja analiza, pa se u slučaju 2 uvodi dummy varijabla za ratne godine.

#### SLUČAJ 2: Uključivanje dummy varijable za ratne godine

Ratnim se godinama u Hrvatskoj smatra pet godina, od godine 1991. do 1995. Stoga binarna varijabla poprima dva modaliteta = ratno i mirnodopsko. U slučaju rata dummy varijabla poprima vrijednost 1, a kada ga nije bilo - vrijednost 0. U ovom slučaju dummy varijabla poprima vrijednost 1 od godine 1993. do 1995. (zato što su podaci dostupni od godine 1993. do 2002.), a dalje, dakle, za razdoblje od godine 1996. do 2002. vrijednost 0.

Model s procijenjenim parametrima za cjelokupno razdoblje glasi:

$$\ln \hat{O} = \ln \hat{\beta} + \hat{\alpha} \ln U + (1 - \hat{\alpha}) \ln V + \hat{\gamma} D + \ln \varepsilon_t, \quad (12),$$

tu  $\gamma$  označuje parametar ispred dummy varijable D. Procijenjeni parametri nalaze se u sljedećoj tablici.

Tablica 3.

PROCIJENJENI PARAMETRI MATCHING FUNKCIJE  
S UKLJUČENOM DUMMY VARIJABLOM SAMO  
ZA RATNE GODINE

Konstan- ta	lnU	lnV	D	se	F- omjer	R <sup>2</sup>	Korigirani R <sup>2</sup>	DW
Procijenjeni parametri (t-vrijednosti)								
-0,32 (-1,62)	<b>0,51</b> (14,5)	<b>0,42</b> (14,9)	<b>-0,31</b> (-10,8)	0,17	1034,8	0,93	0,93	1,998

Legenda: osjenčani koeficijenti značajni su na razini signifikantnosti od 5%. D - dummy varijabla. N=210. Testiranje hipoteze o modelu višestruke linearne regresije F-testom na razini signifikantnosti od 5% pretpostavlja da su regresijske varijable u modelu signifikantne, jer je empirijski F-omjer veći od teorijske vrijednosti F-distribucije. Teorijska test veličina kod t-testa na razini signifikantnosti od 5% za dvosmierni test iznosi  $t_{0,025} = 1,960$ . Hipoteze o autokorelaciji prvog reda (dvosmjerni test) jesu  $H_{0...}\rho = 0, H_{1...}\rho > 0$ . Kritične vrijednosti za  $\alpha = 0,05$ , N=210, K=3 su  $d_L = 1,738$ ,  $d_U = 1,799$ . Odluka se donosi na sljedeći način:  $d > d_U$  ili  $d < (4 - d_U) \Rightarrow H_0$ , odnosno ne postoji autokorelacija prvoga reda.

Koeficijent determinacije iznosi 0,93 i ukazuje na visoku reprezentativnost modela. Regresijski koeficijent ispred dummy varijable za ratne godine negativnog je predznaka i statistički je značajan. Ukazuje da je u navedenom razdoblju zbog ratnih okolnosti došlo do smanjenja *outflowa* u prosjeku za 0,31%. Uključivanjem dummy varijable za svaku ratnu godinu posebno, vrijednost regresijskog koeficijenta ispred *dummy* varijable najveća je za godinu 1993., što ukazuje da je od promatranih ratnih godina upravo godina 1993. najjače utjecala na smanjenje *outflowa* u zemlji. Navedeno također odgovara teorijskim predviđanjima da ratne godine signifikantno utječu na smanjivanje *outflowa*, odnosno novog zapošljavanja<sup>24</sup> čime se potvrđuje istinitost hipoteze H2.

<sup>24</sup> Navedena empirijska analiza odgovara i realnoj situaciji koja se dogodila u Hrvatskoj. Naime, rat za neovisnost doveo je do velikih ljudskih stradanja, fizičkog uništenja, etničkog čišćenja i tisuće invalida i izbjeglica, a time i do smanjivanja novog zapošljavanja. Na svršetku godine 1999. ukupne ratne štete procijenjene su na 37 milijardi USD (Bičanić, 2001.: 163).

## Zaključak

Težište ovoga rada usmjereno je na utvrđivanje novonastalih strukturnih promjena i neravnoteže na tržištu rada Hrvatske za vrijeme tranzicijskoga razdoblja. Postojeća se ponuda rada sve teže prilagođuje promjenljivoj potražnji za radom koja je povezana s rastućom konkurencijom i tehnološkim promjenama na globalnom tržištu. Takvo stanje ukazuje na postojanje porasta udjela strukturne nezaposlenosti. Spomenuta neravnoteža ili neusklađenost, a time i krutost tržišta rada može biti izazvana niskom geografskom i kvalifikacijskom mobilnošću zbog nemogućnosti rješavanja stambenog pitanja i niskom željom radnika za dodatnim obrazovanjem ili prekvalifikacijom. Na taj se način javlja regionalna i kvalifikacijska neusklađenost (mismatch), koju karakterizira istovremeno postojanje velikog broja slobodnih radnih mjesta i velikog broja nezaposlenih. Empirijski dio istraživanja u ovome radu upravo zato podrobno analizira matching proces u Hrvatskoj primjenom dezagregirane matching funkcije.

Primjena dezagregirane analize matching funkcije posebno je otežana zbog veoma slabe dostupnosti podataka na tako dezagregiranoj razini. S problemom nedostupnosti podataka suočavali su se i drugi istraživači<sup>25</sup>. Empirijskom primjenom teorijskog oblika matching funkcije na dezagregiranoj razini po županijama u promatranome razdoblju zaključuje se kako je pouzdanije koristiti se translog oblikom matching funkcije, nego log-linearnim oblikom klasične matching funkcije. Time se potvrđuje da se model matchinga, odnosno novog zapošljavanja, mnogo bolje opisuje dvjema nezavisnim varijablama - U i V.

Empirijskom se procjenom matching funkcije pojedinačno po svakoj županiji zaključuje da je pretpostavljeni model matching funkcije pouzdan i da najbolje objašnjava novo zapošljavanje u Ličko-senjskoj županiji u Hrvatskoj. Istovremeno je ukazano na postojanje viška ponude i potražnje, odnosno na postojanje regionalnog mismatcha, osobito u Varaždinskoj i Osječko-baranjskoj županiji, čime se potvrđuje hipoteza H1. Uvođenjem dummy varijable za mjerenje utjecaja rata u Hrvatskoj u godinama 1993.-2002. potvrđuje se polazna hipoteza H2, odnosno činjenica da su ratne okolnosti u Hrvatskoj utjecale na smanjivanje novog zapošljavanja. Upravo je godina 1993. najjače utjecala na smanjenje novozaposlenih (outflow) u zemlji.

---

<sup>25</sup> Na primjer, Boeri je izračunavao mismatch indeks za Bugarsku, Češku, Poljsku i Slovačku samo za prva dva kvartala godine 1993. i zaključuje da dolazi do porasta regionalnog mismatcha između nezaposlenih i slobodnih radnih mjesta. Podrobnije vidjeti Boeri (1994.: 9-11).

## LITERATURA

- 1) Anderson, P.M., Burgess, S.M. (2000). *Empirical Matching Functions: Estimation and Interpretation using State-level Data*, The Review of Economics and Statistics, 82 (1): 312-322.
- 2) Bičanić, I. (2001). *Croatia*; Journal of Southeastern Europe and Black Sea Studies: 158-173.
- 3) Blanchard, O., Diamond, P. (1992). *The Flow Approach to Labour Markets*, The American Economic Review, Vol. 82, No. 2: 354-359.
- 4) Bleakly, H., Fuhrer, J.C. (1997). *Shifts in the Beveridge curve, job matching, and labor market dynamics*; New England Economic Review, Sep/Oct 97: 3-19.
- 5) Boeri, T. (1994). "Transitional" unemployment; Economics of Transition, Volume 2 (1), 1-25; Oxford University Press for EBRD.
- 6) Boeri, T., Flinn, C.J. (1999). *Returns to Mobility in the Transition to a Market Economy*; CEPR Discussion Paper No. 2098.
- 7) Coles, M., Petrongolo, B. (2003). *A Test between Unemployment Theories Using Matching Data*; IZA Discussion Paper No. 723.
- 8) Dixit, A.K., Stiglitz, J.E. (1977). *Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity*, The American Economic Review, Volume 67, Issue 3: 297-308.
- 9) DZS (2002). *Anketa o radnoj snazi - Aktivno stanovništvo u Republici Hrvatskoj u II. polugodištu 2001*; Priopćenje, 10. svibnja 2002, broj 9.2.7/2; Državni zavod za statistiku RH, Zagreb.
- 10) European Central Bank (2002). *Labour Market Mismatches in Euro Area Countries*, March, Frankfurt am Main.
- 11) Fazekas, K. (2000). *The Impacts of Foreign Direct Investment Inflows on Regional Labour Markets in Hungary*; SOCO Project Paper No. 77c; Institute for Human Sciences, Vienna: 1-17.
- 12) Franco, A. (2002). *LFS in the candidate countries*; 20th CEIES Seminar - Labour Statistics-Towards Enlargement; Budapest, 14-15 studeni 2002: 1-23.
- 13) HZZ (2002) *Godišnjak 2001 - Hrvatski zavod za zapošljavanje*, Zagreb.
- 14) Jackman, R., Roper, S. (1987). *Structural Unemployment*; Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 49 (1): 9-36.
- 15) Kovac, Z., Kluzer, F., Kaizer, F. (2002). *The Main Challenges of Slovenian Labor Market*; u publikaciji Svjetske banke (urednici Funck, B., Pizzati, L.): Labor, Employment, and Social Policies in the EU Enlargement Process - Changing Perspectives and Policy Options: 102-114.



- 16) Lindeboom, M., Ours, J. van, Renes, G. (1994). *Matching Employers and Workers: An Empirical Analysis on the Effectiveness of Search*, Oxford Economic Papers, Vol. 46, No. 1: 45-67.
- 17) Lubyova, M., Ours, J. van (1994). *The Matching Process in Labour Markets in Transition*; Institute for Advanced Studies, No. 13; East European Series, Vienna.
- 18) Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992). *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*; The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2 (May 1992): 407-437.
- 19) Mrnjavac, Ž. (2002). *Razlikovanje tipova nezaposlenosti - neizvodljiva misija*; Ekonomska misao i praksa - Časopis fakulteta za turizam i vanjsku trgovinu Dubrovnik; godina XI, br.2: 219-237.
- 20) Munich, D., Svejnar, J., Terrell, K. (1995). *Regional and Skill Mismatch in the Czech and Slovak Republics*; u OECD Publikaciji: *The Regional Dimensions of Unemployment in Transition Countries - A Challenge for Labour Market and Social Policies*: 98-125.
- 21) OECD (1993). *Employment and Unemployment in Economies in Transition - Conceptual and Measurement Issues*, Centre for Co-operation with the Economies in Transition; Paris.
- 22) OECD (1997). *Labour Market Policies in Slovenia*; Centre for Co-operation with the Economies in Transition; Paris.
- 23) Petrongolo, B., Pissarides, C.A. (2001). *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function*, The Journal of Economic Literature, 39 (2): 390-431.
- 24) Profit, S. (2000). *Job Search, Regional Mobility and Job-Matching - An Empirical Investigation of Regional Labor Markets in the Czech Republic and Britain*; Shaker Verlag, Aachen.
- 25) Puhani, P.A. (1999). *Estimating the Effects of Public Training on Polish Unemployment by Way of the Augmented Matching Function Approach*; Centre for European Economic Research (ZEW), Mannheim: 1-47.
- 26) Romer, D. (2001). *Advanced Macroeconomics*; 2nd Edition; McGraw-Hill International Edition; Singapore.
- 27) Saint-Paul, G. (1996). *Dual Labor Markets: A Macroeconomic Perspective*; MIT Press, Cambridge.
- 28) Scarpetta, S. (1995). *Spatial Variations in Unemployment in Central and Eastern Europe: Underlying Reasons and Labour Market Policy Options*; u OECD Publikaciji: *The Regional Dimensions of Unemployment in Transition Countries - A Challenge for Labour Market and Social Policies*: 27-74.

- 29) Waren, Jr., R.S. (1996). *Returns to scale in a matching model of the labour market*; Economics Letters 50: 135-142.

## REGIONAL ANALYSIS OF CROATIAN LABOUR MARKET EFFICIENCY

### Summary

The main emphasis of this research is directed to defining a newly risen structural changes and disequilibrium in the Croatian labour market during the transition period. The existing labour supply adjusts itself harder to the changing labour demand, which is connected with the growing competition on the global market and accelerated technological changes. The empirical part of the research is attributed to a disaggregated analysis of a matching process according to the counties in Croatia.

By empirical application of theoretical form of disaggregated matching function according to counties in observed period it is concluded that it is more reliable to use a translog form of the matching function as compared to the log-linear form of the classical matching function. With it, it is confirmed that the model of matching, that is new hiring or outflow (O), is much better described with the two independent variables – unemployed persons (U) and available vacancies (V). The econometric disaggregated analysis implies to a simultaneous existence of labour supply and demand surplus or existence of regional mismatch in single counties. By introduction of dummy variables in the selected model of matching function it is confirmed that war circumstances in Croatia had inversely proportional influence on the efficiency of new hiring.

Key words: labour market, structural unemployment, Croatia, county, war period