

*Kosovka Ognjenović **

DOI:10.2298/EKA07720210

EVALUACIJA AKTIVNIH MERA NA TRŽIŠTU RADA SRBIJE PRIMENOM METODA SKLONOSTI KA UČEŠĆU U TRETMANU**

THE USE OF PROPENSITY SCORE-MATCHING METHODS IN EVALUATION OF ACTIVE LABOUR MARKET PROGRAMS IN SERBIA

APSTRAKT: Cilj ovog rada je da ocenimo uticaj aktivnih mera na tržištu rada Srbije na verovatnoću zapošljavanja korisnika. U ocenjivanju prosečnih efekata aktivnih mera primenili smo metod sklonosti ka učešću u tretmanu. Primena ovog metoda je značajno redukovala pristrasnost u ocenaama prosečnih efekata koja se javlja usled sistematskih razlika u uzorku korisnika i lica koja nisu koristila aktivne mere. Ocene uticaja aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika su pozitivne i statistički značajne.

KLJUČNE REČI: prosečan efekat tretmana, sklonost ka učešću u tretmanu, metodi ocenjivanja uparenih podataka, neeksperimentalna evaluacija, aktivne mere, tržište rada u Srbiji.

ABSTRACT: The aim of the paper is to evaluate impacts of active labour market measures in Serbia on the probability of the participants' employment. In the estimation process of average treatment effects, propensity score-matching method was applied. Its use has considerably reduced the bias in evaluation of the average treatment effects, induced by systematic differences between samples of those who participated in the active labour market programmes and those who did not. The estimated impacts of active labour market programmes on the probability of employment were found to be both positive and statistically significant.

KEY WORDS: Active Policy Effects; Propensity Score; Matching Estimators; Non-experimental Evaluation; Labour Market in Serbia

Klasifikacija prema JEL: J21, C21, C81

* Institut za ekonomska i socijalna istraživanja, Beograd.

** Ovaj rad je izvod iz istraživanja Ocena neto efekata aktivnih mera na tržištu rada koje je urađeno za Nacionalnu službu za zapošljavanje [Ognjenović (2007)]. Za raspoloživost podatka o socijalno-ekonomskim karakteristikama nezaposlenih lica iz evidencije Nacionalne službe za zapošljavanje, zaslužni su: Svetlana Aksentijević, načelnik Sektora za statistiku, Dragan Đukić, direktor Sektora za zapošljavanje, kao i Mirjana Kitanović i Milan Đuretanović iz Sektora za informatiku Nacionalne službe za zapošljavanje, filijala Beograd.

1. Uvod

Razvijene su dve grupe statističkih metoda evaluacije mera ekonomske politike. Prva grupa metoda se naziva eksperimentalnim, a druga neeksperimentalnim. Ovi metodi se zasnivaju na istovremenom praćenju uspeha dve grupe uzoračkih jedinica, jedne koja je bila izložena tretmanu, tj. određenoj meri ekonomske politike i druge koja nije. Međutim, metodi evaluacije se razlikuju po tome kako je osmišljen društveni eksperiment, tj. da li je izvršena randomizacija jedinica ciljne i kontrolne grupe ili je kontrolna grupa formirana naknadno sa izostavljenim pravilom o slučajnom rasporedu jedinica u uzorke. Da bi se prevazišao problem neujednačenosti opservacija za dva uzorka, definisan je metod tzv. uparivanja opservacija na osnovu ocenjene sklonosti ka učešću u tretmanu. Ovaj metod, iako deskriptivan, daje nam veoma dobar uvid u to koliko su uzorci izbalansirani i omogućava nam da primenom dodatnih tehnika ujednačimo opservacije uzoraka i otklonimo pristrasnost u ocenama prosečnih efekata tretmana koja je posledica samoizbora ili subjektivnog prosuđivanja onoga ko vrši raspored jedinica u uzorke. Različite diskusije su se vodile o primeni metoda sklonosti ka učešću u tretmanu u neeksperimentalnoj evaluaciji, ali Dehejia i Wahba (2002) su pokazali da je taj metod veoma efikasan i da daje konsistentne i nepristrasne ocene prosečnih efekata. Na taj način su empirijski opovrgnuli LaLondeovu kritiku o primeni neeksperimentalnih metoda u oceni prosečnih efekata². Iako su ovi metodi svoju primenu najpre našli u medicini³, danas se veoma često primenjuju u evaluaciji mera aktivne politike tržišta rada⁴.

Prilikom pisanja ovog rada imali smo dva motiva. Prvi motiv je bio da ocenimo prosečan uticaj aktivnih mera⁵ na verovatnoću zapošljavanja lica koja su ih

² LaLonde (1986).

³ Pogledati npr. Rosenbaum i Rubin (1983).

⁴ Pogledati npr. O'Leary, Kolodziejczyk i Lazar (1998) za tranzicione zemlje, Dehejia i Wahba (2002) za SAD, Bonin i Rinne (2006) za Srbiju, Lechner i Wunsch (2006) za Nemačku *itd.*

⁵ Aktivne mere na tržištu rada predstavljaju oblik pomoći pri zapošljavanju tražilaca zaposlenja, koja se najčešće ostvaruje kroz aktivno učešće u programima obuka, subvencionisanje zarada, uključujući i finansijsku pomoć pripravniciima-volonterima, savetodavne usluge i sl. Praksa primene aktivne politike na tržištu rada potekla je od

koristila. Drugi motiv je bio da damo doprinos grupi svih dosadašnjih istraživanja koja su se bavila ovom problematikom, tim pre što do sada nije napisano mnogo radova u kojima je analizirana efikasnost instrumenata aktivne politike tržišta rada u Srbiji⁶.

U ocenjivanju prosečnih efekata aktivnih mera primenili smo neeksperimentalne metode evaluacije⁷. Osnovna pretpostavka od koje smo pošli u evaluaciji je da uzorci ciljne grupe, dakle grupe lica koja je koristila mere, i kontrolne grupe lica sa kojom smo poredili karakteristike pre izlaganja tretmanu (tj. aktivnoj meri), nisu raspoređeni u relevantne grupe na slučajan način⁸. To znači da se evaluacija sprovodi za naknadno formirane grupe lica, tako što upoređujemo rezultate koje je grupa korisnika postigla nakon što je napustila aktivnu meru sa rezultatima koje je postigla grupa nezaposlenih lica, koja je u trenutku kada je korišćena mera imala jednake šanse da bude izabrana u uzorak korisnika, ali nije učestvovala u primeni aktivne mere. Dakle, prosečan efekat aktivne mere smo definisali kao razliku u ostvarenim stopama zapošljavanja dve grupe lica, nakon što smo uzorke ujednačili po posmatranim (tj. opažanim) karakteristikama. Posmatrane karakteristike izbalansiranih uzoraka ciljne i kontrolne grupe smo izrazili u funkciji uslovne verovatnoće participacije kako bismo ocenili sklonost ka učešću u aktivnim merama⁹. Stoga smo prosečan efekat interpretirali kao doprinos tretmana (tj. aktivne mere) verovatnoći zapošljavanja korisnika.

Rezultati ocenjivanja prosečnih efekata aktivnih mera¹⁰ pokazuju da one imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na verovatnoću zapošljavanja korisnika¹¹.

razvijenih zemalja da bi je kasnije usvojile i zemlje u tranziciji. Primena aktivnih mera na tržištu rada u Srbiji ima svoj pravni osnov u Zakonu o zapošljavanju i osiguranju za slučaj nezaposlenosti (Službeni glasnik Republike Srbije br. 71/2003).

⁶ Pogledati npr. Bonin i Rinne (2006).

⁷ Dehejia i Wahba (2002).

⁸ Rosenbaum i Rubin (1983).

⁹ Ibidem.

¹⁰ Procenjuje se da Srbija izdvaja oko 0,1% bruto domaćeg proizvoda za mere aktivne politike zapošljavanja, dok npr. Češka, Poljska i Mađarska na aktivne mere troše oko 0,1%, 0,3% i 0,4% bruto domaćeg proizvoda, respektivno (Martin, 2000). Prema istom izvoru zemlje OECD-a u proseku izdvajaju 0,8% bruto domaćeg proizvoda za aktivne mere, dok prosek za EU-15 iznosi 1,1%.

¹¹ Ognjenović (2007).

U ocenjivanju prosečnih efekata aktivnih mera, u ovom radu, primenili smo nekoliko metoda: metod najbližeg suseda sa i bez radijusa, metod jezgra i metod stratifikacije. Ovi metodi se međusobno razlikuju po tome kako uparuju slične opservacije iz uzorka korisnika sa licima koja nisu koristila aktivne mere i koje im pondere pridružuju prilikom uprosečavanja rezultata kroz parove¹². Na ovaj način smo želeli da proverimo koliko su ocene uticaja aktivnih mera na povećanje šansi zapošljavanja korisnika robustne.

U fokusu analize su bile sledeće aktivne mere: obuke za aktivno traženje posla, finansijska pomoć za pripravnike-volontere, zatim osnovna informatička obuka i specijalistička informatička obuka. Budući da su izvornim istraživanjem bile obuhvaćene samo četiri pilot filijale Nacionalne službe za zapošljavanje (NSZ) – Beograd, Pančevo, Kraljevo i Niš, podaci o korisnicima aktivnih mera ne reprezentuju ukupnu populaciju korisnika aktivnih mera na tržištu rada Srbije, već samo korisnike sa četiri izabrane pilot teritorije.

U radu su korišćeni podaci iz ankete o praćenju efekata aktivnih mera i programa na zapošljavanje i zadovoljstvo korisnika, koju je Institut za ekonomska i socijalna istraživanja sproveo tokom januara i februara 2006. godine. Na osnovu podataka koji su prikupljeni ovom anketom obrazovane su četiri ciljne grupe korisnika aktivnih mera. Podaci o socijalno-ekonomskim karakteristikama učesnika u anketi su, zatim, u Nacionalnoj službi za zapošljavanje kombinovani sa podacima iz evidencije nezaposlenih lica da bi se obrazovala preliminarna kontrolna grupa za poredenje ključnih rezultata.

Rad se sastoji od pet delova. Nakon kratkog uvoda, u drugom delu rada smo opisali metodologiju istraživanja, osvrćući se na primenjene metode evaluacije uticaja aktivnih mera, dali smo pregled metoda uparivanja uzoraka ciljne i kontrolne grupe lica i opisali metode ocene prosečnih efekata. U trećem delu smo opisali podatke koje smo koristili u analizi i definisali kriterijume na osnovu kojih smo uradili preliminarni izbor kontrolne grupe. U četvrtom delu smo prikazali rezultate ocenjivanja prosečnih efekata aktivnih mera na zapošljavanje korisnika. I na kraju, u petom delu smo dali zaključke rada.

¹² Za pregled metoda pogledati npr. Heckman i dr. (1997), Heckman i dr. (1998), O'Leary i dr. (2001), Smith i Todd (2004).

2. Metodi evaluacije

Ukazaćemo na dva metodološka pristupa u evaluaciji aktivnih mera koja se koriste u primenjenim istraživanjima. Prvi pristup se zasniva na razlici ocenjenih srednjih vrednosti određenog rezultata za grupu učesnika i neučesnika u aktivnim merama. Primena ovog metoda evaluacije aktivnih mera podrazumeva korišćenje eksperimentalnog dizajna u izboru uzoraka ciljne i kontrolne grupe lica, te rezultate dobijene ovim metodom ne možemo smatrati validnim u kontekstu naše analize. Drugi pristup je zahtevniji u pogledu obilnosti informacione baze podataka i procedura koje se sprovode da bi se dobio krajnji rezultat. Ovaj pristup se naziva metodom uparivanja opservacija ciljne i kontrolne grupe (tj. grupe za poređenje), a njegova primena je dozvoljena pri korišćenju neeksperimentalnih metoda dizajniranja uzorka.

Evaluacija četiri aktivne mere u našem istraživanju sprovedena je u uslovima neeksperimentalnog dizajna, na osnovu kojeg su ciljna i kontrolna grupa birane kao neslučajni uzorci iz iste populacije nezaposlenih lica evidentiranih u registru NSZ. Evaluacija je usledila nakon što su lica prošla kroz aktivne mere i protekao period od aproksimativno šest meseci od učešća u merama, nakon čega je anketom proveren njihov status na tržištu rada. Kontrolna grupa lica za poređenje odabrana je *ex post*, tako da su karakteristike lica u kontrolnoj grupi, po izabranom skupu kriterijuma, uparene sa karakteristikama korisnika aktivnih mera koji su odgovarali na pitanja ankete. Ovo samo odražava prvi korak u kombinovanju podataka ciljne i kontrolne grupe. Da bi se postigla izbalansiranost uzoraka ciljne i kontrolne grupe u statističkom smislu, biće potrebno uraditi dodatno ujednačavanje opservacija kroz uzorke, kao što ćemo pokazati u tekstu koji sledi.

Opširan pregled ovih metoda evaluacije dali su Heckman i dr. (1997), Heckmana i dr. (1998), O'Leary i dr. (2001), Smith i Todd (2004). Sledi objašnjenje i kratak opis izračunavanja neprilagođenih ocena uticaja tretmana, kao i metoda uparivanja uzoraka ciljne i kontrolne grupe koje smo primenili u izračunavanju prosečnih efekata aktivnih mera na zapošljavanje korisnika.

2.1. Neprilagođene ocene uticaja tretmana

Jednostavan način da se oceni prosečan efekat tretmana odnosno aktivne mere, ukoliko je u odabiru uzoraka primenjen eksperimentalni metod, jeste da se

izračuna srednja vrednost određenog rezultata za grupu lica koja su bila podvrgnuta tretmanu i za grupu lica koja nisu bila izložena dejstvu tretmana odnosno aktivne mere. Ukoliko su uzorci ciljne i kontrolne grupe lica birani slučajno, opažane i neopažane karakteristike lica se u proseku statistički značajno ne razlikuju, tako da se jedina razlika u postignutim rezultatima ove dve grupe lica može pripisati uticaju tretmana odnosno korišćenju aktivne mere. Ovaj metod omogućava da se prosečan efekat izračuna kao razlika između neprilagođenih srednjih vrednosti, koje se mogu opisati dvema situacijama koje međusobno jedna drugu isključuju, tj. da se istovremeno oceni kakav bi rezultat postigla grupa lica da je koristila aktivnu meru u odnosu na to kakav bi rezultat postigla da nije koristila aktivnu meru. Prema Rosenbaumu i Rubinu (1983) statistički se razlika između ocena prosečnih efekata u ove dve situacije može izraziti na sledeći način:

$$E(Y1) - E(Y0) = c. \quad (1)$$

U izrazu (1) $E(.)$ je očekivana vrednost slučajne promenljive Y , pri čemu indeksi 1 i 0 označavaju pripadnost ciljnoj odnosno kontrolnoj grupi lica, respektivno. U našem slučaju, očekivani rezultat je prosečan uticaj koji meri razlike u ostvarenim stopama zaposlenosti između grupe lica koja je koristila aktivne mere i grupe lica koja nije koristila aktivne mere, ali je u trenutku aktiviranja mere imala jednaku šansu da uđe u program kao i stvarni korisnici.

2.2. Sklonost ka učešću u tretmanu

Eksperimentalni pristup u evaluaciji aktivnih mera je veoma zahtevan u pogledu količine i kvaliteta podataka o licima ciljne i kontrole grupe, tako da su pronađena odgovarajuća metodološka rešenja koja omogućavaju korišćenje metoda čijom primenom se oponaša eksperiment i kao krajnji rezultat dobijaju konsistentne i nepristrasne ocene prosečnih efekata. Neeksperimentalni metodi su primenjivani u evaluaciji aktivnih mera na tržištima rada tranzicionih zemalja, od kojih izdvajamo Mađarsku i Poljsku¹³. Bonin i Rinne (2006) su za tržište rada u Srbiji uradili prvu neeksperimentalnu evaluaciju programa javnih radova „Lepša Srbija“ primenjujući metod uparivanja opservacija uzoraka ciljne i kontrolne grupe na osnovu ocenjene verovatnoće participacije u programu.

¹³ Pogledati npr. O’Leary i dr. (1998), O’Leary i dr. (2001).

Metod uparivanja opservacija na osnovu sklonosti ka učešću u tretmanu, tj. ocenjene verovatnoće participacije¹⁴ sa primenom u analizi efektivnosti aktivnih mera na tržištu rada počiva na pretpostavci da se svaki učesnik u programu uparuje sa sličnim neučesnikom, polazeći od što je moguće šireg skupa opažanih faktora¹⁵. Pod pretpostavkom da su dve grupe individua ujednačene po širokom skupu kriterijuma¹⁶, razlika između njihovog uspeha pri nalaženju zaposlenja rezultat je samo činjenice da je jedna grupa lica učestvovala u aktivnim merama, a druga nije. Na ovaj način je značajno redukovana pristrasnost usled izbora uzoraka ciljne i kontrolne grupe koja ima izvor u opažanim i neopažanim faktorima.

Analitički okvir za primenu neeksperimentalnih metoda ocene kauzalnih efekata na osnovu ocenjene verovatnoće participacije postavili su Rosenbaum i Rubin 1983. godine. LaLonde (1986) je pokazao da klasični ekonometrijski metodi evaluacije nisu dobra zamena za eksperimentalnu evaluaciju, što je u literaturi poznato kao *LaLonde-ova kritika* primene neeksperimentalnih metoda u evaluaciji aktivne politike na tržištu rada. LaLondeovu diskusiju¹⁷ su ponovo oživelili Dehejia i Wahba (2002) kada su na istim podacima, metodom uparivanja opservacija na osnovu ocenjene uslovne verovatnoće participacije, pokazali da je moguće dobiti približno iste ocene prosečnih efekata i u situaciji kada jedinice kontrolne grupe nisu birane na slučajan način, i kada se, usled toga, opservacije ciljne i kontrolne grupe značajno razlikuju. Međutim, ostaju zaključci da tačnost neeksperimentalnih evaluacija zavisi od kvaliteta podataka i od metoda koji je primenjen u oceni prosečnih efekata. Zbog toga ćemo u ovom radu primeniti nekoliko tehnika ocene prosečnih efekata aktivnih mera. Međutim, ocene prosečnih efekata ne možemo da uporedimo sa rezultatima eksperimentalne evaluacije kako bismo dodatno potvrdili njihovu robustnost.

Prema Rosenbaumu i Rubinu (1983) metod uparivanja lica ciljne grupe sa odgovarajućim licima kontrolne grupe zasniva se na pretpostavci da su

¹⁴ *Propensity score-matching method.*

¹⁵ Ovom metodu se pripisuje nedostatak jasnog pravila u izboru opažanih faktora [pogledati Heckman i dr. (1998)].

¹⁶ U narednoj tački 3, dati su kriterijumi koje smo preliminarno primenili prilikom ujednačavanja uzorka učesnika u aktivnim merama i uzorka lica koja nisu učestvovala u aktivnim merama.

¹⁷ LaLonde (1986).

očekivani rezultati nezavisni od učešća u aktivnoj meri, posmatrano u odnosu na uslovni skup opažanih karakteristika. Time je u evaluaciji aktivnih mera definisana pretpostavka o uslovnoj nezavisnosti¹⁸. U statističkom smislu, to znači da postoji skup opažanih promenljivih X^{19} za koje su očekivani rezultati, u uzorku korisnika i nekorisnika aktivnih mera (označimo ih sa Y_1 i Y_0), nezavisni od učešća u aktivnim merama. Ovaj uslov se može napisati kao:

$$(Y_1, Y_0) \perp D | X, \quad (2)$$

pri čemu matematički simbol „ \perp “ označava nezavisnost, a „ $|$ “ uslovljenost. D je binarna promenljiva koja uzima vrednost jedan za korisnike aktivne mere ($D=1$), a vrednost nula za lica koja nisu koristila aktivnu meru ($D=0$).

Skolonost ka učešću u tretmanu tj. aktivnoj meri, može da se izrazi kao uslovna verovatnoća participacije za dati skup karakteristika lica pre izlaganja tretmanu (tj. aktivnoj meri), ako su jedinice u uzorcima korisnika i nekorisnika izbalansirane:

$$p(X) = p[D=1|X] = E[D|X] \quad (3)$$

Da bi se prevazišao problem višedimenzionalnosti skupa uslovnih promenljivih X , po kome se vrši ujednačavanje opservacija uzorka učesnika i neučesnika, Rosenbaum i Rubin (1983) su pokazali da, ako je raspodela jedinica u tretmanu slučajna za dati skup karakteristika lica pre izlaganja tretmanu, tada je slučajna i za indeksnu promenljivu, definisanu uslovnom verovatnoćom participacije $p(X)$.

Pod uslovom da važe pretpostavke (2) i (3) i da je $p(X)$ poznato, prosečan efekat tretmana na korisnike²⁰ – (skraćeno *ATT*), može da se izrazi na sledeći način:

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_1 - Y_0 | D=1] \\ &= E\{E[Y_1 - Y_0 | D=1, p(X)]\} \\ &= E\{E[Y_1 | D=1, p(X)] - E[Y_0 | D=0, p(X)] | D=1\}. \end{aligned} \quad (4)$$

¹⁸ *Conditional independence assumption.*

¹⁹ Posmatrani skup X uključuje promenljive kao što su: starost, pol, obrazovanje, regionalna pripadnost, dužina čekanja na zaposlenje, status na tržištu rada i sl.

²⁰ *Average treatment effect on the treated.*

U izrazu (4), prvi član na desnoj strani jednakosti može da se oceni na uzorku korisnika aktivnih mera, a drugi na uzorku uparene kontrolne grupe lica koja nisu koristila aktivne mere, za datu funkciju skupa opažanih promenljivih koja je izražena u formi uslovne verovatnoće. Očekivna razlika u srednjim vrednostima rezultata za izbalansirani uzorak korisnika i uparenih nekorisnika, prema Rosenbaumu i Rubinu (1983), nepristrasna je ocena prosečnog efekta tretmana, ako je ispunjena pretpostavka o uslovnoj nezavisnosti.

Korak koji prethodi ocenjivanju prosečnih efekata aktivnih mera jeste provera da li je zadovoljen uslov kojim se potvrđuje hipoteza o izbalansiranosti opservacija kroz uzorke korisnika i lica koja nisu koristila aktivne mere. Statistička signifikantnost razlika između srednjih vrednosti, za dve grupe lica, testira se standardnim t -testom. Ukoliko se ne može odbaciti $H_0: \mu_i^c - \mu_j^k = 0$, tj. da je razlika između srednjih vrednosti dvaju uzoraka jednaka nuli za svaku od promenljivih iz skupa X , donosi se zaključak da su uzorci međusobno izbalansirani. Ukoliko je hipoteza o izbalansiranosti potvrđena, to znači da će individue sa istom ocenjenom verovatnoćom participacije imati istu distribuciju opažanih i neopažanih karakteristika, koje čine skup kontrolnih promenljivih X , bez obzira na to da li su ili nisu koristile aktivne mere.

Ocena verovatnoće participacije u aktivnim merama dobija se primenom standardnih binarnih modela verovatnoće kao što su *logit* i *probit* modeli²¹. Predviđanje uslovnih verovatnoća participacije u aktivnim merama u ovom radu bazira se na ocenjenoj probit regresiji binarne promenljive koja uzima vrednost jedan ako je osoba korisnik aktivne mere i nulu inače.

Ocenjeni probit model rezultuje kumulativnom normalnom funkcijom verovatnoće:

$$P[N^C = 1|X] = \Phi[f(X)]. \quad (5)$$

Elementi u gornjoj jednačini imaju značenje: N^C je broj jedinica koje su učestvovala u aktivnoj meri, $\Phi(\cdot)$ označava normalnu kumulativnu funkciju

²¹ Rosenbaum i Rubin (1983).

raspodele verovatnoće, a $f(X)$ je inicijalna funkcija skupa kontrolnih promenljivih koja se u početnoj specifikaciji sastoji samo od linearnih članova²².

2.3. Metodi ocenjivanja prosečnih efekata

U nastavku rada ćemo dati pregled nekoliko metoda uparivanja opservacija grupe korisnika sa grupom lica koja nisu koristila aktivne mere na osnovu prethodno ocenjene uslovne verovatnoće participacije. Budući da način uparivanja jedinica ciljne sa jedinicama kontrolne grupe prethodi oceni prosečnog efekta za korisnike²³, veoma je bitno koji ćemo metod izabrati. U literaturi o evaluaciji aktivnih mera, često se izbor između različitih metoda ocene neto efekata svodi na biranje između kvaliteta informacija koje poseduju obrazovani parovi i kvantiteta, odnosno broja jedinica ciljne grupe koje su korišćene u obrazovanju parova sa jedinicama kontrolne grupe.

Metod uparivanja sa najbližim susedom²⁴ zasniva se na uparivanju jedinica ciljne grupe sa kontrolnim jedinicama po principu traženja, za svaku ciljnu jedinicu, odgovarajuće kontrolne jedinice sa najbližom uslovnom verovatnoćom participacije. Dakle, parovi se formiraju po principu minimalne distance koja je određena normom: $\min_j \|p_i - p_j\|$, pri čemu su p_i i p_j ocenjene uslovne verovatnoće participacije, tj. sklonost ka učešću u aktivnoj meri za i -tu opservaciju ciljne i j -tu opservaciju kontrolne grupe, respektivno.

Metod radijusa²⁵ se razlikuje od metoda uparivanja ciljnih jedinica sa najbližim susedom po tome što je udaljenost između uslovne verovatnoće participacije jedinica ciljne i kontrolne grupe dodatno ograničena radijusom (r):

$$p_j \mid \|p_i - p_j\| < r.$$

²² Uključivanjem stepenovanih promenljivih u specifikaciju probit modela, u iterativnim fazama ocenjivanja, postiže se bolje predviđanje verovatnoća participacije u aktivnim merama, u slučaju da u početku nije zadovoljen uslov o izbalansiranosti opservacija kroz uzorke ciljne i kontrolne grupe na osnovu uparivanja ocenjenih verovatnoća participacije.

²³ Pregled metoda ocene prosečnih efekata sa analitičkim rešenjima može se pronaći kod Heckmana i dr. (1997), Heckmana i dr. (1998), Smitha i Todda (2004).

²⁴ *Nearest neighbor matching.*

²⁵ *Radius matching.*

Ocena prosečnih efekata za korisnike mere, na osnovu oba metoda uparivanja uslovnih verovatnoća participacije, izračunava se kao uprosečena razlika između srednjih vrednosti očekivanog rezultata za jedinice ciljne i uparene kontrolne grupe:

$$ATT_{n,r} = \frac{1}{N^C} \sum_{i \in C} Y_i^C - \frac{1}{N^C} \sum_{j \in K} \omega_j Y_j^K, \quad (6)$$

pri čemu je $\omega_j = \sum_i \omega_{ij}$ suma pondera koja ima dvojaku vrednost: (i) izraženu recipročnom vrednošću broja kontrolnih jedinica koje su uparene sa i -tom jedinicom ciljne grupe, ako je j -ta jedinica kontrolne grupe element skupa najbližih suseda definisanih normom ili (ii) nulom inače. U izrazu (6), N^C označava broj jedinica ciljne grupe, a Y_i^C i Y_j^K mere prosečne efekte za uzorak ciljnih i kontrolnih jedinica, redom.

Metod jezgra²⁶ u uparivanju opservacija ciljne sa jedinicama kontrolne grupe zasniva se na funkciji $G(\cdot)$ razlike između uslovnih verovatnoća participacije koja je pomnožena recipročnom vrednošću parametra izravnjanja k . Dva su načina za određivanje vrednosti parametra izravnjanja: (i) fiksiranjem vrednosti parametra u intervalu od 0 do 1 ili (ii) izjednačavanjem vrednosti parametra sa apsolutnom vrednošću udaljenosti ocenjene uslovne verovatnoće participacije između i -te jedinice ciljne grupe i najbližeg suseda, tj. $k = \|p_i - p_j\|$. Prosečan efekat za korisnike aktivnih mera se izračunava po formuli:

$$ATT_k = \frac{1}{N^C} \sum_{i \in C} \left[Y_i^C - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{k}\right)}{\sum_{l \in C} G\left(\frac{p_l - p_i}{k}\right)} \right], \quad (7)$$

gdje je $G(\cdot) / \sum_{l \in C} G(\cdot)$ funkcija pondera koja ima ulogu da udaljenim opservacijama dodeljuje manje pondere, tako da je izbor parametra izravnjanja

²⁶ Kernel matching.

identičan izboru broja najbližih suseda, u smislu uparivanja opservacija sa sličnom uslovnom verovatnoćom participacije²⁷.

Metod stratifikacije²⁸ se zasniva na podeli ranga varijacija ocenjene uslovne verovatnoće participacije u intervale u kojima ciljne i kontrolne jedinice imaju u proseku istu uslovnu verovatnoću participacije. Ocenjivanje prosečnog efekta za korisnike aktivnih mera se zasniva na uprosečavanju razlika u ocenjenim efektima između ciljnih i uparenih kontrolnih jedinica kroz blokove (b), pri čemu je B broj blokova koji su dobijeni nakon stratifikacije.

$$ATT_s = \sum_{b=1}^B ATT_b^s \frac{\sum D_i}{\sum_{\forall i} D_i} \cdot \text{ief}(b). \quad (8)$$

U izrazu (8), ATT_b^s je ocenjeni prosečan efekat za korisnike u bloku (tj. stratumu) b , koji se ponderiše frakcijom ciljnih jedinica u pripadajućem bloku, dok je $I(b)$ skup jedinica ciljne i uparene kontrolne grupe u bloku b .

Standardne greške ocena prosečnih efekata izračunali smo metodom „pojačavanja“²⁹, umesto da smo koristili analitičke standardne greške. Procedura izračunavanja standardnih grešaka ovim metodom sastoji se u ponovnom uzorkovanju jedinica originalne empirijske distribucije određeni broj puta, koje prati izračunavanje standardne greške ocene parametra za svaki takav uzorak, što na kraju ima za rezultat jedinstvenu standardnu grešku ocene parametra za dati broj ponavljanja izbora uzoraka. Ovako izračunate standardne greške obuhvataju varijacije koje se javljaju u procesu uparivanja opservacija kroz uzorke³⁰.

Predstavljeni metodi ocene prosečnih efekata međusobno se razlikuju i po tome da li su jedinice kontrolne grupe korišćene samo jedanput u obrazovanju parova

²⁷ Heckman i dr. (1997).

²⁸ *Stratification method*.

²⁹ Engl.: *bootstrap method*. Za detaljnije objašnjenje ocene standardnih grešaka metodom „pojačavanja“ pogledati Efron i Tibshirani (1993).

³⁰ Dehejia i Wahba (2002).

sa jedinicama ciljne grupe ili je jedinicama kontrolne grupe dozvoljeno višestruko uparivanje, tj. da li se radi o uparivanju jedinica ciljne grupe sa jedinicama kontrolne grupe sa ili bez ponavljanja.

3. Podaci

U radu su korišćeni podaci iz ankete o praćenju efekata aktivnih mera i programa na zapošljavanje i zadovoljstvo korisnika koja je telefonskim putem sprovedena tokom januara i februara 2006. godine. Na osnovu informacija prikupljenih ovom anketom formirane su ciljne grupe korisnika aktivnih mera. Podaci iz ankete su kombinovani sa podacima iz evidencije nezaposlenih lica NSZ, te je na taj način definisana kontrolna grupa za poređenje ključnih rezultata. Evaluacija aktivnih mera je bila skoncentrisana na četiri pilot filijale NSZ – Beograd, Pančevo, Kraljevo i Niš, tako da podaci o korisnicima aktivnih mera ne reprezentuju ukupnu populaciju korisnika aktivnih mera na tržištu rada Srbije, već samo izabrane pilot teritorije.

Ukratko ćemo opisati svaku od aktivnih mera. Obuke za aktivno traženje posla su vid pomoći koji je pretežno namenjen mlađim, lakše zapošljivim kategorijama lica koja prvi put zasnivaju radni odnos. Pomoć se realizuje kroz obuke u trajanju od nekoliko dana, a sprovodi je osoblje NSZ, u cilju podučavanja nezaposlenih lica kako da se što bolje predstavljaju poslodavcima. Finansijska pomoć pripravnici-volonterima je aktivna mera koja se realizuje kroz program finansijske pomoći mladim, obrazovanim licima, koja prvi put zasnivaju radni odnos. Trajanje ove vrste pomoći zavisi od toga koji stepen školske sprema ima lice tražilac pomoći pri zapošljavanju i realizuje se u trajanju od 6, 9 ili 12 meseci u zavisnosti od toga da li korisnik mere ima srednju, višu ili visoku stručnu spremu. Osnovna informatička obuka je vid pomoći kojim se želi poboljšati stepen informatičke pismenosti radne snage. Mera je pretežno namenjena ženskim osobama koje imaju srednje ili visoko obrazovanje. Specijalistička informatička obuka je specifičan tip obuke koju pohađaju lica koja već imaju određeno informatičko predznanje, a dužina trajanja obuka zavisi od vrste kursa koji se pruža tražiocima zaposlenja.

Podaci o četiri aktivne mere, čije smo efekte na zapošljavanje korisnika analizirali u ovom radu, sadrže izabrane karakteristike 250 lica koja su koristila obuke za aktivno traženje posla – ATP-1, zatim 195 pripravnika-volontera, 267

lica koja su pohađala osnovu informatičku obuku i 272 lica koja su pohađala specijalističku informatičku obuku. Podaci o korisnicima aktivnih mera kombinovani su sa podacima za 954 nezaposlena lica, koja su u trenutku raspoređivanja korisnika u mere bila evidentirana kod NSZ, ali nisu bila uključena u mere i programe aktivne politike zapošljavanja.

Da bismo formirali konačne uzorke, bilo je potrebno da iz uzoraka eliminišemo one opservacije za koje nismo raspolagali podacima. Iz uzorka pripravnika-volontera, izbacili smo dve opservacije usled nedostajućih podataka o tome da li je lice zasnovalo radni odnos ili ne, tako da je taj uzorak sveden na 193 opservacije. Iz istog razloga, iz uzorka učesnika u osnovnoj informatičkoj obuci je izbačena jedna opservacija, čime je broj jedinica sveden na 266. Uzorci ostale dve grupe korisnika nisu menjani, kao ni uzorak kontrolne grupe lica.

Kriterijumi izbora grupe neučesnika u aktivnim merama, odnosno kontrolne grupe za poređenje sa licima koja su pohađala obuke za aktivno traženje posla – ATP-1, osnovnu informatičku i specijalističku informatičku obuku ili su koristila finansijsku pomoć za zapošljavanje pripravnika-volontera, su: (i) da je lice bilo prijavljeno na evidenciju nezaposlenih lica tokom prvog kvartala 2005. godine, odnosno tokom prva dva kvartala 2004. godine, ukoliko je lice koristilo finansijsku pomoć za zapošljavanje pripravnika-volontera; (ii) da je istog pola; (iii) približno iste starosti; (iv) približno istog zanimanja i školske spreme³¹; (v) da pripada istoj filijali; (vi) da ima približno istu dužinu čekanja na zaposlenje.

Dakle, posmatrali smo status na tržištu rada obe grupe lica, ciljne i kontrolne, u dve vremenske tačke, pre i nakon učešća u aktivnim merama. Ocena uticaja aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja odnosi se samo na prvi kvartal 2006. godine, tokom kojeg je sprovedena anketa o praćenju efekata aktivnih mera na zapošljavanje korisnika i identifikovan status na tržištu rada lica koja nisu koristila aktivne mere. Zbog relativno kratkog vremenskog perioda praćenja statusa korisnika na tržištu rada, ocenjivali smo samo kratkoročni uticaj aktivnih mera na njihovo zapošljavanje.

³¹ Nacionalna služba za zapošljavanje koristi jedinstveni šifarnik zanimanja i stručne spreme koji se nalazi u *Priručniku evidencije u oblasti zapošljavanja*, Savremena administracija, 1998. Za uparivanje su korišćenje prve 4 cifre iz šifarnika zanimanja i stručne spreme.

4. Ocena prosečnih efekata aktivnih mera

Ocena prosečnih efekata aktivnih mera se sprovodi u nekoliko faza, kao što smo objasnili u tački 2. Sada ćemo korišćenjem podataka o učesnicima u aktivnim merama i podataka o licima iz kontrolne grupe sprovesti evaluaciju³². Najpre se sprovodi preliminarno testiranje pretpostavke o izbalansiranosti opservacija kroz uzorke ciljne i zajedničke kontrolne grupe po svim uslovnim promenljivim. Budući da naši podaci nisu odabrani da bi poslužili eksperimentalnoj evaluaciji, za očekivati je da među uzorcima postoje sistematske razlike. Zatim se u sledećoj fazi pristupa odabiru specifikacije modela verovatnoće, ocenjuje se model i izračunavaju marginalni efekti i na osnovu ocenjenog modela predviđa verovatnoća participacije u aktivnim merama. Zbog toga što ocena probit modela rezultuje kumulativnom normalnom raspodelom verovatnoće, opredelili smo se za njegov izbor i datu specifikaciju ocenili metodom maksimalne verodostojnosti. Nakon toga se primenjuje jedan od metoda uparivanja ciljne i kontrolne grupe na osnovu ocenjene uslovne verovatnoće participacije. Ponovo se sprovodi statistički test o izbalansiranosti opservacija ciljne i uparene kontrolne grupe po svim uslovnim promenljivim. Ukoliko su statistički testovi potvrdili početnu hipotezu, izračunavaju se srednje vrednosti očekivanih rezultata za ciljnu i uparenu kontrolnu grupu i prosečan efekat dobija kao njihova razlika.

Skup uslovnih promenljivih, koje ćemo koristiti u analizi, sastoji se od: geografske pripadnosti jednoj od četiri filijale NSZ, pola, starosti, obrazovanja, dužine čekanja na zaposlenje, kao i informacija o tome da li je lice primalo novčanu naknadu i da li je aktivno tražilo posao. Na osnovu ocenjenih prosečnih efekata želimo utvrditi koliko korišćenje aktivnih mera doprinosi verovatnoći zapošljavanja korisnika.

4.1. Testiranje hipoteze o izbalansiranosti podataka ciljne i kontrolne grupe

Korisnici aktivnih mera na tržištu rada preliminarno su upareni sa kontrolnom grupom na osnovu nekoliko opažanih karakteristika, kao što smo definisali u tački 3. Prosečan efekat aktivne mere, odnosno razlika u srednjim vrednostima postignutih rezultata u zapošljavanju, jednostavno se izračuna poređenjem

³² Evaluaciju četiri aktivne mere na tržištu rada Srbije sproveli smo u statističkom programu *Stata* korišćenjem modula *psmatch28*, citirano prema Leuven i Sinaesi (2003).

rezultata ciljane i kontrolne grupe. Međutim, kada uzorci nisu slučajno birani, što je naš primer, rezultati mogu biti pristrasni zbog zanemarivanja razlika u posmatranim karakteristikama između dve grupe lica. Iz tog razloga je potrebo ispitati da li postoje statistički signifikantne sistematske razlike između dvaju uzoraka. To ćemo ispitati standardnim *t*-testom testiranjem hipoteza o jednakosti aritmetičkih sredina uslovnih promenljivih za dva uzorka.

Podimo od testiranja hipoteze o izbalansiranosti podataka ciljane grupe lica koja su koristila obuke za aktivno traženje posla i zajedničke kontrolne grupe. Rezultati testiranja iz tabele 1 (kolona 4) nam sugerišu da postoje statistički značajne razlike između dva uzorka u starosnoj strukturi, školskoj spremi, dužini čekanja na zaposlenje i aktivnosti pri traženju zaposlenja. Naime, lica koja su koristila ovu aktivnu meru imaju povoljniju starosnu strukturu u odnosu na lica kontrolne grupe, jer se radi o mlađim osobama. Među korisnicima mere više je onih koji su završili srednju školu i onih koji na zaposlenje čekaju kraće od godine dana, ali su i aktivniji u traženju posla u odnosu na pripadnike kontrolne grupe.

Ispitivanjem razlika između pripravnika-volontera i zajedničke kontrolne grupe takođe se može potvrditi zaključak o tome da razlike među njima nisu slučajne (tabela 1, kolona 6). Statistički značajne razlike između uzoraka postoje u polu korisnika, starosti, dužini čekanja na zaposlenje i u tome da li su lica koristila novčanu naknadu ili ne. U ciljnoj grupi je manji broj muškaraca u odnosu na kontrolnu grupu. Primaoci ove vrste pomoći su u proseku mlađe osobe od lica zajedničke kontrolne grupe. Daleko kraće čekaju na zaposlenje i češće su primaoci novčane naknade u odnosu na lica kontrolne grupe, što je i opravdano, s obzirom na to da se radi o osobama koje prvi put zasnivaju radni odnos i koje ostvaruju pravo na finansijsku pomoć prilikom trajanja pripravničko-volonterskog staža.

Lica koja su učestvovala u osnovnoj informatičkoj obuci statistički se značajno razlikuju od lica kontrolne grupe po tome gde su prijavljena na evidenciju, po polu, starosti, školskoj spremi, dužini čekanja na zaposlenje i stepenu aktivnosti pri traženju posla (tabela 1, kolona 8). Među korisnicima aktivne mere manje je lica iz Beograda u odnosu na kontrolnu grupu, manji je broj muškaraca i češće se radi o mlađim osobama sa završenom srednjom školom. Takođe su manje

zastupljena dugoročno nezaposlena lica koja čekaju na zaposlenje duže od dvanaest meseci, ali ima više onih koji aktivnije traže posao.

Tabela 1. Testiranje razlika u srednjim vrednostima karakteristika uzoraka ciljne i kontrolne grupe

Promenljiva	Zajednička kontrolna grupa	ATP-1	t -test ¹	Finansijska pomoć	t -test ¹	Osnovna informatička obuka	t -test ¹	Specijalistička informatička obuka	t -test ¹
Pol: muški	0,27	0,26	-0,27	0,21	-1,73††	0,13	-4,79†	0,46	5,83†
Filijala:									
Beograd	0,76	0,78	0,77	0,79	0,91	0,67	-3,00†	0,80	1,54
Ln(starost)	3,46	3,34	-5,79†	3,21	-11,74†	3,56	5,06†	3,47	0,88
Ln(starost) ²	12,04	11,24	-5,66†	10,33	-11,54†	12,73	5,01†	12,14	0,74
Ln(starost) ³	42,19	38,09	-5,53†	33,33	-11,32†	45,81	4,94†	42,62	0,60
Obrazovanje:									
treći i četvrti stepen ŠS	0,57	0,68	3,13†	0,51	-1,62†††	0,68	3,22†	0,39	-5,46†
Čeka na zaposlenje: < 1 god.	0,32	0,76	13,24†	0,48	4,12†	0,36	1,28	0,55	7,01†
Čeka na zaposlenje: 1-2 god.	0,36	0,07	-9,21†	0,47	2,99†	0,21	-4,44†	0,21	-4,51†
Primalac novčane naknade: da	0,44	0,50	1,58	0,54	2,65†	0,49	1,51	0,43	-0,19
Status na TR: aktivan	0,70	0,79	2,85†	0,67	-0,90	0,82	3,72†	0,66	-1,36

Izvor: Anketa o praćenju efekata aktivnih mera i programa na zapošljavanje i zadovoljstvo korisnika i evidencija Nacionalne službe za zapošljavanje. Proračun autora.

¹ Primenjen je dvostrani t -test o testiranju razlika u srednjim vrednostima promenljivih za ciljnu i kontrolnu grupu.

† statistički značajno na nivou od 1%.

†† statistički značajno na nivou od 5%.

††† statistički značajno na nivou od 10%.

Ciljna grupa učesnika u specijalističkoj informatičkoj obuci se statistički značajno razlikuje od zajedničke kontrolne grupe po polu, obrazovanju i dužini čekanja na zaposlenje (tabela 1, kolona 10). U grupi korisnika veći je broj lica

muškog pola u odnosu na kontrolnu grupu, manji je broj onih koji imaju srednje obrazovanje, ali i veći broj onih koji na posao čekaju kraće od godine dana.

Dakle, ni za jednu grupu korisnika aktivnih mera ne možemo prihvatiti pretpostavku o slučajnim razlikama između njihovih karakteristika i karakteristika zajedničke kontrolne grupe. Stoga je potrebno da preliminarno obrazovanu kontrolnu grupu lica, korišćenjem metoda uparivanja, koji uzimaju u obzir sve informacije koje sadrži skup uslovnih varijabli, pridružimo ciljnoj grupi korisnika aktivnih mera na osnovu ocenjene uslovne verovatnoće participacije.

4.2. Ocene probit modela

Rezultati ocenjivanja probit modela verovatnoće participacije u aktivnim merama za ciljne i zajedničku kontrolnu grupu prikazani su u tabeli 2. Ocenjene specifikacije probit modela uključuju mali broj uslovnih promenljivih, a njihov izbor je urađen na osnovu ankete o praćenju efekata aktivnih mera i raspoloživih podataka iz evidencije NSZ. Polazeći od raspoloživog skupa uslovnih promenljivih izabrali smo najbolju specifikaciju za ocenu verovatnoće participacije. Međutim, treba napomenuti da je iz probit specifikacije izostavljena promenljiva koja opisuje istoriju zaposlenosti osobe u godini koja prethodi uključivanju u aktivne mere, i za koju se očekuje da ima signifikantan uticaj na verovatnoću participacije³³. Izostavljanje ove promenljive umanjuje moć predviđanja probit modela.

Zbog lakše interpretacije ocenjenih parametara probit modela, izračunali smo marginalne efekte koji mere uticaj jedne procentualne promene u svakoj pojedinačnoj uslovnoj promenljivoj na verovatnoću participacije u aktivnim merama, pod uslovom da su druge uslovne promenljive konstantne.

Analiza marginalnih efekata ocenjenog probit modela verovatnoće participacije u obukama za aktivno traženje posla nam pokazuje da se statistički signifikantno smanjuje verovatnoća participacije sa pomeranjem starosne granice. Dužina čekanja na zaposlenje kraća od dvanaest meseci signifikantno pozitivno utiče na verovatnoću participacije, što nije slučaj sa osobama koje na

³³ Pogledati npr. Heckman i dr. (1998).

zaposlenje čekaju od jedne do dve godine. Završena srednja škola i aktivan status na tržištu rada dodatno, pozitivno i statistički signifikantno, utiču na verovatnoću participacije u ovoj aktivnoj meri.

Na primeru volontera-pripravnika iz ocenjenog probit modela se može zaključiti da godine starosti značajno smanjuju verovatnoću participacije za starije osobe. Na verovatnoću participacije u ovoj aktivnoj meri statistički signifikantno pozitivno utiču kraće vreme provedeno na evidenciji NSZ i aktivan status pri traženju posla.

Ukoliko osoba dolazi iz Beograda, muškog je pola i čeka na zaposlenje od dvanaest do dvadeset i četiri meseca statistički joj je značajno redukovana verovatnoća participacije u osnovnoj informatičkoj obuci. Faktori koji pozitivno utiču na verovatnoću participacije su kratko vreme provedeno na evidenciji NSZ, završena srednja škola, informacija o tome da je primala novčanu naknadu i da aktivno traži posao. Veću verovatnoću participacije u osnovnoj informatičkoj obuci imaju mlađe osobe.

Za osobe muškog pola koje na evidenciji NSZ čekaju na posao kraće od dvanaest meseci i aktivno traže posao, postoji veća verovatnoća da će učestvovati u specijalističkoj informatičkoj obuci. Faktor koji statistički signifikantno smanjuje verovatnoću participacije u ovoj obuci je činjenica da osoba ima samo završenu srednju školu.

Tabela 2. Marginalni efekti ocena probit modela
– zavisna promenljiva: participacija u aktivnim merama –

Promenljiva	Obuke za aktivno traženje posla -ATP-1		Pripravnici-volonteri		Osnovna informatička obuka		Specijalistička informatička obuka	
	Ocena parametra	<i>p</i> -nivo signif.	Ocena parametra	<i>p</i> -nivo signif.	Ocena parametra	<i>p</i> -nivo signif.	Ocena parametra	<i>p</i> -nivo signif.
Filijala:								
Beograd	-0,03185	0,299	-0,00556	0,633	-0,09376	0,002†	0,03092	0,284
Pol: muški	-0,00491	0,853	-0,01338	0,200	-0,12563	0,000†	0,12951	0,000†
Ln(starost)	-32,60596	0,084†††	-49,64286	0,000†	-27,39832	0,139	9,28646	0,633
Ln(starost) ²	9,23849	0,090†††	14,82582	0,000†	8,01886	0,128	-2,23885	0,685
Ln(starost) ³	-0,87389	0,095†††	-1,47867	0,000†	-0,77299	0,121	0,17501	0,737

Obrazovanje: treći i četvrti stepen ŠS	0,06830	0,007†	-0,04722	0,1070	0,07497	0,002†	-0,08393	0,001†
Čeka na zaposlenje: < 1 god.	0,55787	0,000†	0,20950	0,019††	0,31125	0,000†	0,39014	0,000†
Čeka na zaposlenje: 1-2 god.	-0,12477	0,000†	0,06380	0,073†††	-0,09304	0,000†	-0,03824	0,214
Primalac novčane naknade: da	0,03908	0,1380	0,01873	0,163	0,07313	0,004†	-0,01021	0,688
Status na TR: aktivan	0,32348	0,000†	0,06264	0,076†††	0,26426	0,000†	0,24974	0,000†
Pseudo R ² =	0,3579		0,2518		0,1249		0,1185	
LR χ^2 (10)	440,1900	0,000 †	263,5700	0,000 †	160,1600	0,000 †	153,8400	0,000 †
N ^C =	250		193		266		272	
N ^K =	954		954		954		954	
N =	1.204		1.147		1.220		1.226	

Izvor: Anketa o praćenju efekata aktivnih mera i programa na zapošljavanje i zadovoljstvo korisnika i evidencija Nacionalne službe za zapošljavanje. Proračun autora.

† statistički značajno na nivou od 1%.

†† statistički značajno na nivou od 5%.

††† statistički značajno na nivou od 10%.

Dakle, analizirajući ocenjene modele verovatnoće participacije u četiri izabrane aktivne mere, možemo zaključiti da će osobe sa kraćim stažom aktivnog traženja zaposlenja sigurno učestvovati u jednoj od aktivnih mera. Osobe koje žive u Beogradu imaju manju šansu da učestvuju u aktivnim merama, u odnosu na lica prijavljena u preostale tri filijale, izuzev ukoliko se ne prijave za specijalističku informatičku obuku. Aktivne mere su namenjene mladim osobama koje kraće čekaju na zaposlenje, osim specijalističke informatičke obuke. Završena srednja škola daje više šansi za učešće u obukama za ATP-1 i u osnovnoj informatičkoj obuci, dok finansijska pomoć za pripravnike-volontere i specijalistička informatička obuka daju veće šanse za učešće osobama sa visokim obrazovanjem.

4.3. Uparivanje uzoračkih jedinica na osnovu ocenjene verovatnoće participacije

Primenili smo nekoliko metoda uparivanja jedinica ciljne sa jedinicama kontrolne grupe. Ovi metodi koriste različit broj jedinica ciljne i kontrolne grupe, pa u zavisnosti od toga variraju i rezultati ocenjivanja srednjih vrednosti, odnosno prosečni efekti aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika.

Prvi metod koji smo primenili, zasniva se na proceduri uparivanja svake jedinice ciljne sa najbližom susednom jedinicom kontrolne grupe po principu jedan na jedan, što ćemo kraće označiti „1-1“, u smislu ocenjene verovatnoće participacije u aktivnim merama. Za svaku jedinicu ciljne grupe tražili smo par u kontrolnoj grupi, a širinu susedstva smo ograničili radijusom ($r=0,0001$), s tim da smo dozvolili mogućnost da jedinica ciljne grupe koja ne nađe suseda u promeru definisanom radijusom bude uparena sa sledećom najbližom jedinicom iz kontrolne grupe ili ukoliko, pak, ne nađe najbližeg suseda da se eliminiše. Takođe, dozvolili smo mogućnost da jedna kontrolna jedinica bude više puta uparena sa susednim jedinicama ciljne grupe. Kako smo postavili uslov da se jedinice koje obrazuju parove nalaze unutar regiona poklapanja³⁴, time smo definisali dodatnu pretpostavku, a to je da jedan broj jedinica ciljne grupe, čija verovatnoća participacije prevazilazi verovatnoću participacije jedinica kontrolne grupe, takođe odstranimo iz dalje procedure. Ovaj uslov smo postavili da bismo dobili bolji kvalitet informacija koje sadrže obrazovani parovi, ali pod cenu gubitka jednog broja jedinica čija se ocenjena verovatnoća participacije nalazi izvan intervala poklapanja.

Za uzorak korisnika obuka za aktivno traženje posla na ovaj način smo obrazovali 103 para korisnika (odbacivši čak 147 jedinica) korišćenjem 190 uparivanja sa susednim jedinicama kontrolne grupe. Prilikom formiranja uzorka pripravnika-volontera zadržali smo 144 jedinice ciljne grupe (a odbacili 49 jedinica) i uparili ih sa 212 jedinica kontrolne grupe. Uzorak lica koja su pohađala osnovnu informatičku obuku je sveden na 157 jedinica (dok 109 jedinica nije pronašlo svoj par) koje su uparivane sa 285 jedinica kontrolne grupe. Uslov opšte podrške zadovoljilo je 148 jedinica u uzorku lica koja su pohađala specijalističku informatičku obuku (bez podrške su ostale 124 jedinice) i uparili smo ih sa 263 lica iz kontrolne grupe.

³⁴ *Common support region.*

Proceduru testiranja izbalansiranosti karakteristika lica ciljne i uparene kontrolne grupe smo ponovo sproveli pre ocene prosečnih efekata. Testiranje smo sproveli standardnim *t*-testom, analogno preliminarnom ispitivanju ujednačenosti dvaju početnih uzoraka. Rezultati testiranja su prikazani u tabeli 3. Na osnovu rezultata testova uočavamo da su jedinice korisnika i uparene kontrolne grupe ujednačene po svim opažanim karakteristikama za sve četiri aktivne mere. Izabrani metod uparivanja jedinica ciljne sa najbližom susednom jedinicom iz kontrolne grupe, na osnovu indeksne promenljive uslovne verovatnoće participacije, značajno je redukovao pristrasnost generisanu opažanim faktorima participacije. Ni za jednu od opažanih promenljivih ne možemo prihvatiti hipotezu o prisustvu statistički signifikantne razlike između ciljne i uparene kontrolne grupe.

Pre uparivanja jedinica ciljne i kontrolne grupe primenom ostalih metoda, testirali smo izbalansiranost opservacija kroz blokove. Ovu proceduru smo sproveli u tri koraka. Najpre smo za svaku aktivnu meru testirali hipoteze o jednakosti uslovnih verovatnoća participacije, potom smo formirali intervale sa niskim varijabilitetom uslovnih verovatnoća participacije za jedinice ciljne i kontrolne grupe, da bismo na kraju unutar svakog bloka testirali izbalansiranost opservacija uslovnih promenljivih za ciljnu i kontrolnu grupu lica³⁵. Kako su podaci zadovoljili sve iterativne provere ujednačenosti, prihvatili smo hipotezu o izbalansiranosti opservacija kroz blokove. Broj blokova je određen minimalnim varijabilitetom u uslovnoj verovatnoći participacije za uzoračke jedinice³⁶. Sve one kontrolne jedinice čija uslovna verovatnoća participacije ne pada u interval poklapanja, odstranjene su iz blokova.

Najveći broj uparivanja ciljnih sa kontrolnim jedinicama, za sva četiri uzorka korisnika aktivnih mera, postignut je pri ocenjenim verovatnoćama participacije od 0,2 i ispod te vrednosti. Ciljne jedinice koje imaju ocenjenu verovatnoću participacije 0,4 i iznad su lošije uparene sa jedinicama zajedničke kontrolne

³⁵ Rezultate testiranja izbalansiranosti jedinica ciljne i kontrolne grupe kroz blokove nismo prikazali u ovom radu zbog njihove obimnosti. Procedura testiranja se sprovodi istim testom i slična je proceduri čije rezultate smo prikazali u tabeli 3.

³⁶ Distribucija opservacija ciljne i kontrolne grupe za specijalističku informatičku obuku je data kroz 5 blokova, a za osnovnu informatičku obuku kroz 7 blokova, omeđenih ocenjenom uslovnom verovatnoćom participacije. Za program ATP-1 je formirano 6, a za program finansijske pomoći pripravniciima-volonterima 4 bloka.

grupe. Jedan od razloga za niske predviđene verovatnoće participacije je oskudna specifikacija probit modela, odnosno restriktivan izbor opažanih faktora participacije u aktivnim merama.

Zatim smo metod uparivanja jedinica ciljne grupe sa najbližim susedom primenili bez ograničenja u izboru najbližih jedinica kontrolne grupe u okruženju, tj. isključili smo pravilo određeno radijusom, i dozvolili mogućnost da se odabir jedinica za uparivanje vrši na slučajan način. Ovaj metod nam dozvoljava da za sve jedinice ciljne grupe potražimo odgovarajuće susede u kontrolnoj grupi. Uparivanje jedinica ciljne sa jedinicama kontrolne grupe uradili smo sa ponavljanjem, kako bi svaka jedinica ciljne grupe pronašla svoj par. Međutim, nedostatak ovog metoda je što i udaljeniji parovi doprinose oceni prosečnih efekata aktivnih mera.

Metod uparivanja opservacija po principu radijusa sa predeterminisanim promerom $r=0,0001$ ³⁷ redukovao je broj ciljnih jedinica koje su našle svog suseda po uslovnoj verovatnoći participacije i tako zadovoljile uslov poklapanja. Primenom ovog metoda uzorak učesnika u obukama za aktivno traženje posla je sveden na 103 jedinice. Broj ciljnih jedinica u uzorku pripravnika-volontera, koje su unutar zadatog radijusa našle svoj par, nakon primenjene procedure iznosio je 144. Uzorak učesnika u osnovnoj informatičkoj obuci je redukovano na 157 jedinica, a uzorak učesnika u specijalističkoj informatičkoj obuci je sveden na 148 jedinica. Primenili smo metod uparivanja sa kontrolnom grupom sa ponavljanjem.

Metod jezgra u uparivanju opservacija dva uzorka nam omogućava da sačuvamo sve informacije o ciljnoj grupi lica. Naime, korišćenjem ovog metoda sve jedinice ciljne grupe su uparene sa ponderisanim prosekom svih jedinica kontrolne grupe, pri čemu su ponderi inverzno proporcionalni udaljenosti

³⁷ Iako je namera da se primenom metoda ograničavanja „susedstva“ uslovnih verovatnoća participacije za kontrolne jedinice, postavljanjem pravila radijusa, izbegne obrazovanje loših parova sa ciljnim jedinicama, zamerka korišćenju ovog metoda je to što se izbor radijusa *a priori* vrši iskustveno. Sužavanjem prostora tolerancije između udaljenosti jedinica ciljne i kontrolne grupe, s jedne strane, postiže se formiranje kvalitetnih parova, ali s druge strane, gubi se značajna informaciona osnova ciljne grupe i umanjuje njena reprezentativnost, čime se posledično može postići kontraproduktivan rezultat, tj. povećati pristrasnost u ocenama prosečnih efekata.

između uslovne verovatnoće participacije jedinica ciljne i kontrolne grupe. Koristili smo tzv. Epanečnikovu funkciju gustine jezgra³⁸ sa fiksnim parametrom izravnanja k .

Primena metoda stratifikacije u uparivanju uzoraka nam je takođe omogućila da koristimo sve raspoložive informacije iz ciljne i kontrolne grupe lica. Broj stratumata je identičan broju blokova, a jedinice ciljne i kontrolne grupe su razvrstane po stratumima tako da su razlike u ocenjenoj uslovnoj verovatnoći participacije između jedinica dva uzorka minimizirane.

Rezultati ocenjivanja prosečnih efekata, na uparenim opservacija uzoraka korisnika i nekorisnika aktivnih mera na gore opisan način, biće prikazani u nastavku rada.

³⁸ Epanechnikov kernel density.

Tabela 3. Testiranje razlika u srednjim vrednostima karakteristika uparenih uzoraka ciljine i kontrolne grupe

Promenljiva	Obuke za aktivno traženje posla – ATP – 1				Finansijska pomoć pripravnici-ma-volonterima				Osnovna informatička obuka				Specijalistička i informatička obuka			
	Srednja vrednost		% redukcije		Srednja vrednost		% redukcije		Srednja vrednost		% redukcije		Srednja vrednost		% redukcije	
	Ciljna grupa	Kontrolna grupa	pristрас-nosti	t-test ¹	Ciljna grupa	Kontrolna grupa	pristрас-nosti	t-test ¹	Ciljna grupa	Kontrolna grupa	pristрас-nosti	t-test ¹	Ciljna grupa	Kontrolna grupa	pristрас-nosti	t-test ¹
Poljmuški	0,26	0,19	-696,1	1,16	0,17	0,14	42,2	0,81	0,10	0,08	81,9	0,79	0,30	0,26	77,9	0,78
Filijala: Beograd	0,70	0,76	-151,2	-0,94	0,82	0,83	77,4	-0,15	0,72	0,73	93,0	-0,13	0,82	0,82	100,0	0,00
Ln(starost)	3,33	3,33	99,6	0,01	3,22	3,22	98,9	0,14	3,49	3,48	87,4	0,41	3,44	3,44	71,0	0,19
Ln(starost) ²	11,11	11,10	98,9	0,04	10,40	10,38	99,0	0,14	12,27	12,18	87,6	0,40	11,90	11,87	62,1	0,21
Ln(starost) ³	37,29	37,22	98,2	0,07	33,68	33,60	99,0	0,14	43,35	42,91	87,8	0,39	41,32	41,10	49,1	0,23
Obrazovanje: treći i četvrti stepen ŠS	0,71	0,70	91,1	0,15	0,44	0,44	100,0	0,00	0,73	0,74	88,3	-0,25	0,43	0,42	96,4	0,12
Češka na zaposlenje: < 1 god.	0,51	0,49	93,3	0,42	0,40	0,43	81,9	-0,48	0,22	0,20	69,5	0,28	0,50	0,52	91,1	-0,35
Češka na zaposlenje: 1-2 god.	0,14	0,13	96,6	0,21	0,53	0,51	75,6	0,47	0,29	0,30	91,1	-0,25	0,24	0,18	57,8	1,28
Primalac novčane naknade, da	0,38	0,40	65,2	-0,28	0,60	0,58	73,2	0,48	0,39	0,38	75,6	0,23	0,40	0,39	-5,1	0,12
Status na TR: aktivan	0,61	0,64	67,9	-0,43	0,63	0,60	15,5	0,48	0,82	0,83	88,9	-0,30	0,57	0,55	53,0	0,35

Izvor: Anкета o praćenju efekata aktivnih mera i programa na zapošljavanje i zadovoljstvo korisnika i evidencija Nacionalne službe za zapošljavanje. Proračun autora.

¹ Primenjen je dvostrani t-test o testiranju razlika u srednjim vrednostima promenljivih za ciljnu i kontrolnu grupu lica. Testiranje je sprovedeno na nivou značajnosti od 5%.

4.4. Uticaj aktivnih mera na zapošljavanje

U tabeli 4 prikazani su rezultati sprovedene evaluacije uticaja četiri aktivne mere na verovatnoću zapošljavanja korisnika. Zaposlenost je kroz anketu bila definisana pitanjem da li je lice potpisalo ugovor o radu kojim se radni odnos reguliše na neodređeno ili na određeno vreme. Ocene prosečnih efekata aktivnih mera smo dobili primenom metoda koji su opisani u tački 2.3. Dobijeni rezultati oslikavaju situaciju koja se odnosi samo na period januar-februar 2006. godine, kada je sprovedena anketa o efektima aktivnih mera među korisnicima, što aproksimativno iznosi šest meseci po završetku korišćenja aktivne mere, tako da ocenjeni parametri mere samo kratkoročni uticaj aktivnih mera na zapošljavanje.

Analizirajući rezultate ocenjivanja prosečnih efekata, koje smo dobili kao razliku u stopama zapošljavanja za grupu korisnika i uparenu grupu nekorisnika, možemo zaključiti da sve četiri aktivne mere imaju pozitivan (i statistički značajan) uticaj na verovatnoću zapošljavanja korisnika. Međutim, u dobijenim rezultatima postoje određene razlike koje su posledica toga koji smo metod koristili u obrazovanju parova korisnika i nekorisnika aktivnih mera.

Rezultate primenjenih metoda ocenjivanja možemo svrstati u dve grupe i u zavisnosti od toga možemo zaključivati o kvalitetu dobijenih ocena. Prilikom izbora metoda ocenjivanja prosečnih efekata rukovodili smo se time da dobijeni rezultati što bolje odražavaju reprezentativnost grupe korisnika. U skladu sa tim, izabrali smo tri metoda koja uzimaju potpun uzorak korisnika: metod najbližeg suseda, metod jezgra i metod stratifikacije³⁸, i uparivali opservacije dvaju uzoraka uz ograničenje da uslovne verovatnoće participacije padaju u interval poklapanja jedinica dvaju uzoraka. S druge strane, takođe smo izabrali i dva metoda koja su značajno restriktivnija u pogledu broja opservacija ciljne grupe koje zadovoljavaju uslov definisan regionom poklapanja, a to su: metod radijusa i metod uparivanja sa najbližim susedom u oblasti radijusa, ali sa dozvoljenom mogućnošću da jedinica ciljne grupe izađe iz oblasti radijusa i pronađe sledećeg najbližeg suseda po ocenjenoj uslovnoj verovatnoći

³⁸ Izuzev za uzorak pripravnika-volontera, u kojem je 6 opservacija ciljne grupe iz bloka 5 odstranjeno iz procedure, pošto se u tom bloku nije našla ni jedna jedinica iz kontrolne grupe za uparivanje, tako da je i broj blokova redukovan na 4.

participacije u aktivnim merama. U protivnom se jedinica ciljne grupe isključuje iz analize.

Jedinice ciljne grupe smo uparivali sa jedinicama kontrolne grupe sa ponavljanjem, kroz sve aktivne mere, zbog toga što smo utvrdili mali broj poklapanja između sličnih jedinica ovih dvaju uzoraka, naročito za uslovne verovatnoće participacije veće od 0,2.

Primenili smo nekoliko metoda u ocenjivanju prosečnih efekata aktivnih mera, jer smo nastojali da proverimo koliko su dobijeni rezultati ocenjivanja robustni. Standardne greške ocena prosečnih efekata dobije su metodom „pojačavanja“. Većina dobijenih ocena prosečnih efekata je statistički značajna, izuzev prosečnih efekata za obuke za ATP-1 i specijalističku informatičku obuku, koje smo ocenili metodom radijusa. Kao što vidimo u tabeli 4, standardne greške ocena prosečnih efekata, koje smo dobili metodom uparivanja sa najbližim susedom „1-1“ i ograničavanjem susedstva radiusom, kao i korišćenjem samog metoda radijusa, više su u poređenju sa standardnim greškama ocena koje smo dobili primenom ostalih metoda. Ovi rezultati nam dodatno osvetljavaju zaključivanje o stepenu značajnosti aktivnih mera pri zapošljavanju korisnika, iako u tako dobijenim ocenama postoji viša pristrasnost zbog značajne redukcije broja opservacija u uzorku ciljne grupe lica (pogledati broj opservacija u tabeli 4 koje su korišćene u obrazovanju parova).

Tabela 4. Uticaj aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika

Metodi ocene prosečnih efekata	Obuke za aktivno traženje posla - ATP – 1		Finansijska pomoć pripravnicima- volonterima		Osnovna informatička obuka		Specijalistička informatička obuka	
	Broj opser.	Prosečan efekat	Broj opser.	Prosečan efekat	Broj opser.	Prosečan efekat	Broj opser.	Prosečan efekat
Bez uparivanja	250	0,150	193	0,204	266	0,090	272	0,165
Metod uparivanja sa najbližim susedom ("1-1" i <i>radius=0,0001</i>)	103	0,165 (0,076) ††	144	0,118 (0,049) ††	157	0,153 (0,056) ††	148	0,122 (0,071) ††
Metod uparivanja sa najbližim susedom (<i>slučajan izbor</i>)	250	0,179 (0,041) ††	193	0,146 (0,045) ††	266	0,118 (0,046) ††	272	0,105 (0,042) ††

Metod jezgra ($k=0,02$)	250	0,160 (0,046)††	193	0,159 (0,048)††	266	0,114 (0,034)††	272	0,116 (0,033)††
($k=0,06$)	250	0,176 (0,035)††	193	0,155 (0,045)††	266	0,103 (0,037)††	272	0,117 (0,030)††
Metod radijusa ($r=0,0001$)	103	0,089 (0,081)	144	0,152 (0,064)††	157	0,129 (0,062)††	148	0,069 (0,060)
Metod stratifikacije ($b=1, \dots, n'$)	250	0,179 (0,036)††	187	0,153 (0,050)††	266	0,102 (0,040)††	272	0,118 (0,030)††

Izvor: Anкета o praćenju efekata aktivnih mera i programa na zapošljavanje i zadovoljstvo korisnika i evidencija Nacionalne službe za zapošljavanje. Proračun autora.

†† statistički značajno na nivou od 5%.

Standardne greške ocenjenih efekata su izračunate metodom „pojačavanja“ i date su u zagradama (br. pon.=100).

Ocene prosečnih efekata za program ATP-1 obuka kreću se u intervalu od 17,8 do 8,9 procentnih poena, u zavisnosti od toga da li smo koristili metod uparivanja sa najbližim susedom ili, pak, metod radijusa. Stoga, možemo zaključiti da lica koja su učestvovala u ovim obukama imaju veću šansu da se zaposle u poređenju sa licima sličnih karakteristika iz uparene kontrolne grupe. Ovaj zaključak potvrđuje i statistička signifikantnost ocenjenih efekata, tj. razlika u srednjim vrednostima uparenih uzoraka. Jedini izuzetak je ocena prosečnog efekta dobijena na uzorku jedinica koje su uparene metodom radijusa, koja iznosi 8,9 procentnih poena, ali se o njenoj pouzdanosti ne može zaključivati na standardnim statističkim nivoima.

Program finansijske pomoći za pripravnike-volontere ima pozitivan uticaj na verovatnoću zapošljavanja. Ocene prosečnih efekata rangirane su od 15,9 procentnih poena, ukoliko primenimo metod jezgra, do 11,8 procentnih poena, ako, pak, parove obrazujemo metodom uparivanja sa najbližim susedom „1-1“ uz prisustvo radijusa. Sve ocene prosečnih efekata su statistički signifikantne na konvencionalnim nivoima značajnosti.

Najviši prosečan efekat za program osnovne informatičke obuke se dobija ako primenimo metod uparivanja sa najbližim susedom „1-1“ uz dodatno ograničenje koje je definisano radijusom, a najniži ako primenimo metod stratifikacije. Prosečan uticaj na verovatnoću zapošljavanja se kreće od 15,3 do 10,2 procentnih poena. Međutim, ocena prosečnog efekta, dobijena nakon

ujednačavanja uzoraka metodom stratifikacije, ima manju standardnu grešku i meri uticaj na potpunom uzorku korisnika.

Najniža ocena prosečnog efekta za učesnike u specijalističkoj informatičkoj obuci, nakon uparivanja uzoraka primenom metoda radijusa, iznosi 6,9 procentnih poena, ali nije statistički pouzdana. Međutim, primenom ostalih metoda ujednačavanja uzoraka smo ocenili pozitivne i statistički signifikantne parametre. Vrednost ovih parametara se kreće u intervalu od 12,2 procentnih poena, ukoliko primenimo metod uparivanja sa najbližim susedom „1-1“ i susedstvo dodatno ograničimo metodom radijusa, do blizu 12 procentnih poena, koliko smo dobili primenom ostalih metoda ujednačavanja uzoraka.

Variranjem vrednosti parametra izravnjanja u primeni metoda jezgra uočavaju se dve zakonitosti: (i) povećanjem parametra izravnjanja sa 0,02 na 0,06, neznatno se smanjuju standardne greške ocena prosečnih efekata; (ii) veće promene se uočavaju u ocenama prosečnih efekata. Tako npr. kod programa obuka za ATP-1, širenje susedstva kontrolnih jedinica za formiranje parova, dovodi do viših ocena prosečnih efekata (uticaj aktivne mere se povećava sa 16 na 17,6 procentnih poena), a kod osnovne informatičke obuke ta promena se manifestuje u smanjuju vrednosti ocenjenog efekta (tj. uticaj aktivne mere opada sa 11,4 na 10,3 procentnih poena). Kod preostala dva programa ne uočavaju se značajnije promene. Prosečan efekat za pripravnike-volontere, primaoce finansijske pomoći, blago opada sa 15,9 na 15,5 procentnih poena, a za učesnike u specijalističkoj informatičkoj obuci raste sa 11,6 na 11,7 procentnih poena. Takođe, nakon poređenja rezultata primene svih metoda, zaključujemo da metod jezgra daje najniže standardne greške ocena prosečnih efekata, tako da bismo primeni ovog metoda dali malu prednost u odnosu na ostale metode ujednačavanja uzoraka.

Primena metoda stratifikacije, metoda jezgra i metoda uparivanja sa najbližom susednom jedinicom po uslovnoj verovatnoći participacije, daje slične ocene prosečnih efekata. Kao što vidimo iz tabele 4, izračunavanje prosečnih efekata primenom ovih metoda se zasniva na potpunom uzorku uparenih jedinica ciljne grupe.

5. Zaključci

Cilj istraživanja je bio da ocenimo prosečan uticaj aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika. Istraživanjem su bile obuhvaćene četiri aktivne mere – obuke za aktivno traženje posla (ATP-1), finansijska pomoć pripravnicima-volonterima i osnovna i specijalistička informatička obuka koje su u referentnom periodu sprovedene u četiri filijale Nacionalne službe za zapošljavanje. U analizi smo koristili statističke procedure evaluacije uticaja aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika. Podaci o ciljnoj grupi su dobijeni anketom o praćenju efekata aktivnih mera na zapošljavanje korisnika, dok podaci kontrolne grupe predstavljaju nezaposlena lica iz evidencije Nacionalne službe za zapošljavanje.

U evaluaciji uticaja svake aktivne mere primenili smo jedinstvenu metodologiju. Prosečan efekat aktivne mere predstavlja razliku u srednjim vrednostima efekata mere na zapošljavanje uparenih jedinica grupe korisnika i nezaposlenih lica koja nisu koristila aktivne mere, ali su u trenutku selekcije kandidata za konkretne aktivne mere imala jednake šanse da budu birana u grupu korisnika. Primenjeni metodi evaluacije su standardni metodi koji se koriste u neeksperimentalnim studijama ocene efikasnosti aktivne politike na tržištu rada.

Ocene prosečnih efekata aktivnih mera su pozitivne i u najvećem broju slučajeva statistički značajne. Izuzetak su ocene prosečnih efekata za obuke za ATP-1 i specijalističku informatičku obuku koje su pozitivne, ali prestaju da budu statistički značajne, kada u ocenjivanju primenimo metod radijusa. Ocena prosečnog efekta za svaku analiziranu aktivnu meru varira u zavisnosti od toga koji je metod ocenjivanja korišćen, kao i od broja uparenih jedinica koje ostaju u uzorcima prilikom izračunavanja ocena. U istraživanju smo koristili nekoliko metoda ocenjivanja prosečnih efekata. Primena različitih metoda ocenjivanja nam je omogućila da upoređujemo dobijene rezultate i da zaključujemo o kvalitetu ocena.

Kada upoređujemo ocene uticaja aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika, koje su rezultat primene različitih metoda ocenjivanja, treba im pristupiti sa oprežnošću. Rezultati ocenjivanja pokazuju da se parametri koji mere prosečne efekte međusobno razlikuju u zavisnosti od toga da li primenjujemo metode koji u proceduri zadržavaju naveći broj jedinica ciljne

grupe i time je dobro reprezentuju ili, pak, primenjujemo metod radijusa koji značajno redukuje broj opservacija u ciljnoj grupi. Ilustracije radi, uzorak korisnika obuke za ATP-1 je primenom ovog metoda redukovan za 59%. Iz uzorka lica koja su pohađala specijalističku informatičku obuku izgubili smo 46% opservacija, zatim smo iz uzorka korisnika osnovne informatičke obuke izbacili 41% opservacija, dok je uzorak pripravnika-volontera redukovan za 25%. Dakle, prilikom interpretacije ocena uticaja aktivnih mera na verovatnoću zapošljavanja korisnika moramo praviti razliku u kvalitetu dobijenih ocena i ukazati na to da su ocene veoma osetljive na promenu metoda ocenjivanja.

Primenjena procedura evaluacije nam je omogućila da iz ocena prosečnih efekata eliminišemo pristrasnost koja je generisana posmatranim karakteristikama lica u dva uzorka. Međutim, postavlja se pitanje do koje mere su ocene nepristrasne, ako uzmemo u obzir prisustvo neopažanih faktora koji takođe mogu uticati na verovatnoću participacije u aktivnim merama. U specifikaciju probit modela (u sve četiri jednačine) smo uključili promenljivu koja aproksimira stepen aktivnosti tražilaca zaposlenja. Ova promenljiva ima pozitivan i statistički signifikantan uticaj na verovatnoću participacije, čime možemo u određenoj meri nadoknaditi uticaj nedostajućih neopažanih faktora, kao što je motivacija u traženju posla, koji povećavaju pristrasnost u ocenama prosečnih efekata aktivnih mera.

Ukazaćemo i na ograničenja koja smo uočili prilikom pisanja ovog rada. Jedno ograničenje se tiče samih podataka, načina na koji su birane uzoračke jedinice, kao i činjenice da je grupa lica za poređenje izabrana naknadno, tj. nakon što je uzorak korisnika mera isfiltriran tokom sprovođenja ankete. Drugo ograničenje se tiče broja promenljivih koje su korišćene u specifikaciji probit modela. Iako ne postoje jasni kriterijumi za izbor uslovnih promenljivih, što se u literaturi o evaluaciji intervencija ekonomske politike ističe kao mana neeksperimentalnih metoda, sigurno je da bismo bili u situaciji da biramo između različitih funkcionalnih formi uslovnih modela verovatnoće, da nismo bili ograničeni malim brojem opažanih karakteristika datih skupom uslovnih promenljivih. Veći izbor bi, s druge strane, uticao i na rezultate obrazovanja parova iz uzorka korisnika i zajedničke kontrolne grupe i dao nam mogućnost da dodatno analiziramo efekte aktivnih mera na zapošljavanje korisnika. Rezultati ocenjivanja prosečnih efekata ne reprezentuju rezultate za celo tržište rada

Srbije, već samo za izabrane pilot regionalne celine, te ih u tim okvirima treba i tumačiti. I na kraju, za analizirane aktivne mere ne postoje rezultati eksperimentalne evaluacije sa kojima bismo mogli porediti naše ocene prosečnih efekata.

I pored ovih ograničenja ne treba zaboraviti da smo u istraživanju primenili skup procedura koje su dovele do toga da smo formirali sasvim uporedive uzorke, u kojima se razlike između posmatranih karakteristika uzoračkih jedinica ne mogu smatrati signifikantnim u statističkom smislu. Ovo je značajno redukovalo pristrasnost u dobijenim ocenama prosečnih efekata aktivnih mera na tržištu rada. Poređenje nekoliko bliskih rezultata evaluacije, koji su dobijeni primenom različitih metoda ocenjivanja, kao i statistička signifikantnost parametara koji mere prosečne efekte aktivnih mera, potvrda su robustnosti dobijenih ocena.

LITERATURA

Bonin, H. i Rinne, U. (2006), "Evaluation of the Beautiful Serbia Program". Radni dokument: UNDP Srbija, Beograd.

Dehejia, H. R. i Wahba, S. (2002), "Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies". *The Review of Economics and Statistics* 84(1), str. 151-161.

Efron, B. i Tibshirani, R. J. (1993), *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall, Njujork.

Heckman, J., Ichimura, H. i Todd, P. (1997), "Matching As An Econometric Evaluation Estimator". *Review of Economic Studies* 65 (2), str. 261-294.

Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. i Todd, P. (1998), "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data". *Econometrica* 66 (5), str. 1017-1098.

LaLonde, R. (1986), "Evaluating the Econometric Evaluators of Training Programs". *American Economic Review* 76(4), str. 604-620.

Lechner, M. i Wunsch, C. (2006), "Are Training Programs More Effective When Unemployment is High?". Radni dokument: Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research.

Leuven, E. i Sinaesi, B. (2003), "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing and Covariate Imbalance Testing". <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>. Version 1.2.3.

Martin, P. J. (2000), "What Works Among Active Labour Market Policies: Evidence from OECD Countries' Expenditures". *OECD Economic Studies* 30 (1).

Ognjenović, K. (2007), „Ocena neto efekata aktivnih mera na tržištu rada“. Radni dokument: Institut za ekonomska i socijalna istraživanja, Beograd.

O'Leary, C., Kolodziejczyk, P. i Lazar, G. (1998), "The Net Impact of Active Labour Market Programmes in Hungary and Poland". *International Labour Review* 137 (3), str. 321-346.

O'Leary, C., Nesporova, A. i Samorodov, A. (2001), *Manual on Evaluation of Labour Market Policies in Transition Economics*. ILO (Ženeva).

Rosenbaum, P. R. i Rubin, D. B. (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika* 70 (1), str. 41-55.

Smith, J. i Todd, P. (2004), "Does Matching Overcome Lalonde's Critique of Nonexperimental Estimators?". *Journal of Econometrics* 125 (1-2), str. 305-353.

