

VPLIV IZGRADNJE AVTOCEST IN HITRIH CEST NA CENO STANOVANJ V SEVEROVZHODNI SLOVENIJI

THE IMPACT OF THE CONSTRUCTION OF MOTORWAYS AND EXPRESSWAYS ON HOUSING PRICES IN NORTH-EAST SLOVENIA

Dejan Paliska, Daša Fabjan, Robert Vodopivec, Samo Drobne

UDK: 332.8:625.7(497.4)
Klasifikacija prispevka po COBISS.SI: 1.01
Prispelo: 31. 10. 2017
Sprejeto: 10. 4. 2018

DOI: 10.15292/geodetski-vestnik.2018.02.218-234
SCIENTIFIC ARTICLE
Received: 31. 10. 2017
Accepted: 10. 4. 2018

IZVLEČEK

V prispevku smo v okviru hedonske analize cen z opredelitvijo prostorskega modela difference-in-differences (DID) analizirali vpliv izgradnje avtocestnih krakov A4 in A5 na ceno stanovanja v občinah na severovzhodu države. V tem delu Slovenije se je v zadnjih petnajstih letih dostopnost do priključka na avtocesto ali hitro cesto v povprečju izboljšala za več kot eno uro. Primerjava štirih ekonometričnih prostorskih modelov pokaže, da je prostorska metoda DID primernejša za analiziranje vpliva prometne infrastrukture na nepremičninski trg kot klasični neprostorski hedonski model cen. Rezultati analize so pokazali, da se s prisotnostjo najmanj enega avtocestnega priključka v občini cena stanovanja v povprečju dvigne za skoraj 11 % in da je prostorski učinek avtocestnih priključkov na ceno stanovanj v sosednjih občinah geografsko omejen.

ABSTRACT

This article presents the use of a spatial difference-in-differences (DID) estimator to measure the impact of new highways on residential property values in mainly rural NE Slovenian municipalities. In the last 15 years, the introduction of two motorways in this region has improved the municipalities' average accessibility to the highway system by more than one hour. More specifically, in the framework of hedonic price analysis, we use different spatial difference-in-differences model specifications to measure the apartment price rise and the price rise spatial spill-over effect as a result of the introduction of new highways. The comparison of different models' results shows that the spatial difference-in-differences model specification performs better than the non-spatial hedonic price model. The model results show a positive impact of new highways on average by an almost 11% rise in apartment price, and a limited spatial spill-over effect.

KLJUČNE BESEDE

cena stanovanja, vpliv avtoceste, prostorska soodvisnost, cenilka DID, severovzhodna Slovenija

KEY WORDS

real estate, highway impact, spatial autocorrelation, difference-in-difference estimator, NE Slovenia

1 UVOD

Začetek gradnje avtocestnega sistema v Sloveniji sega v leto 1970. Vse od takrat je bilo v državi zgrajenih več kot 530 kilometrov avtocest in hitrih cest – od tega pospešeno 335 kilometrov po letu 1994. Sprememba družbenoekonomskega sistema v začetku devetdesetih let prejšnjega stoletja je poleg družbenih sprememb vplivala tudi na delovanje celotnega gospodarstva. Naložbe v avtocestno infrastrukturo, ki so eden od katalizatorjev gospodarskega razvoja, so vplivale na lokacijo podjetij in širše na prostorsko razpršenost ekonomskih aktivnosti. Izgradnja odsekov avtocestnega omrežja v razmerah razvijajočega se tržnega gospodarstva je vplivala tudi na nepremičninski trg. V tem članku obravnavamo vpliv izgradnje avtocest na ceno stanovanj v pretežno podeželskih občinah severovzhodne Slovenije.

Vpliv nove avtocestne infrastrukture je lahko večplasten. Splošno je uveljavljeno, da avtoceste s tem, ko zagotavljajo boljšo dostopnost (zniževanje prevoznih stroškov in časov), pozitivno vplivajo na gospodarsko rast in napredek na območjih, ki jih povezujejo. S povečanjem mobilnosti z osebnimi vozili se pojavijo tudi negativni zunanji učinki (eksternalije) avtoceste in njene uporabe. Mednje štejemo predvsem negativne okoljske vplive, kot so poraba prostora, hrup, onesnaženost zraka in sčasoma negativne vplive na zdravje ljudi, ki živijo, delajo ali obiskujejo šolo v bližini avtoceste (Dora in Phillips, 2000; Won Kim et al., 2003; Barros et al., 2013; Hamersma et al., 2014).

V teoriji imajo zaradi boljše dostopnosti največjo korist podjetja in prebivalci, ki živijo v bližini avtocestnih priključkov, vendar je tam tudi največ negativnih zunanjih učinkov. Zato je, kot ugotavljajo nekateri avtorji (npr. Hamersma et al., 2014; Seo et al., 2014), skupni učinek težko ovrednotiti tudi zaradi subjektivnosti ocen. Vse navedeno različno vpliva na izbiro lokacije podjetij in prebivalcev, kar se odraža na nepremičninskem trgu, predvsem s spremembo vrednosti nepremičnin zaradi boljše dostopnosti in negativnih eksternalij avtoceste.

Slovenija je zaradi nedavne pospešene gradnje avtocestnega križa še posebej primerna za proučevanje vpliva prometne infrastrukture na nepremičninski trg. V zahodnem razvitem svetu so avtocestno mrežo gradili večinoma v drugi polovici prejšnjega stoletja in sedaj, predvsem zaradi nedostopnosti natančnejših podatkov, težko ocenijo njen vpliv s sodobnimi metodami proučevanja. Posamezne izboljšave na prometni infrastrukturi pa le postransko vplivajo na dostopnost celotnega prometnega sistema, zato takšne naložbe le redko bistveno vplivajo na vrednost nepremičnin na regionalni ravni. Izjema je izgradnja infrastrukture, ki prinese večje spremembe v dostopnosti celotnega sistema. V takšnih primerih gre praviloma za nove prometne povezave, s katerimi se povežeta dve dotlej ločeni prometni omrežji.

Cilj tega članka je ugotoviti, koliko je izgradnja avtocest v severovzhodni Sloveniji vplivala na prodajne cene stanovanjskih nepremičnin oziroma kako izboljšano dostopnost ovrednoti trg. V ta namen smo v okviru hedonske analize cen uporabili opredelitev *difference-in-differences* treh prostorskih modelov. Predpostavljamo, da zaradi značilnosti proučevanega območja in precejšnjega povečanja dostopnosti do avtocestnega sistema, ki se odraža predvsem v splošno boljši mobilnosti prebivalcev in boljši dostopnosti do delovnih mest, nove avtoceste pozitivno vplivajo na dvig cene nepremičnin.

V nadaljevanju najprej izvedemo pregled pomembne literature na področju analize vpliva prometne infrastrukture na ceno nepremičnin. Sledi opis metodologije, kjer posebej izpostavimo uporabljeno metodo SDID (angl. *spatial difference-in-differences*), ki omogoča proučevanje vpliva avtocest na vred-

nost nepremičnin v posameznih občinah in prostorsko razlitje vpliva na sosednje občine. Prednost opredelitve v primerjavi s klasičnim hedonskim modelom je tudi, da se z opredelitvijo DID odpravijo težave, ki lahko nastanejo zaradi ne vključitve pomembnih spremenljivk v model, in težave, povezane z izbiro ustrezne funkcijske oblike opredelitve. V razpravi rezultate svoje analize podrobno razložimo – z vidika uporabe metode in vsebine. V sklepnem delu podamo pomembnejše ugotovitve in predloge za nadaljnje raziskovanje.

2 DOSEDANJE RAZISKAVE

Povezanost med prometno infrastrukturo in vrednostjo nepremičnin je bila že v drugi polovici prejšnjega stoletja deležna velike pozornosti raziskovalcev. V preteklosti je bilo splošno uveljavljeno prepričanje, da so cene nepremičnin izključno pozitivno povezane s prometno infrastrukturo, sodobnejše raziskave pa kažejo na prostorsko in celo časovno spremenljivost vpliva ter veliko variabilnost v moči in smeri vpliva (Mohammad et al., 2013; Seo et al., 2014; Chen in Haynes, 2015). Kot je mogoče zaslediti v številnih raziskavah (npr. Poulos in Smith, 2002; Giuliano et al., 2010; Efthymiou in Antoniou, 2013; Seo et al., 2014), je vpliv prometne infrastrukture na nepremičninski trg različen, saj se trg, glede na njegove značilnosti, oddaljenost od avtocestnega odseka ali avtocestnih uvozov in izvozov, različno odzove na izboljšano dostopnost in negativne zunanje učinke avtoceste.

V zadnjem času sodobni GIS-sistemi skupaj s podrobnimi prostorskimi podatkovnimi zbirkami omogočajo natančno oceno vpliva prometne infrastrukture na vrednost nepremičnin (Hess in Almeida, 2007; Seo et al., 2014; Mohammad et al., 2017). Tako so Kim et al. (2007) ugotovili, da sta hrup v bližini avtoceste in bližina avtocestnih nadvoзов obratno sorazmerno povezana z vrednostjo nepremičnin. Li in Saphores (2012) sta ugotovila največji padec vrednosti stanovanjskih enot v 200-metrskem pasu od avtoceste ter zelo veliko občutljivost cen stanovanjskih nepremičnin za delež tovornjakov v prometnem toku. Andersson et al. (2010) so se osredotočili le na vpliv hrupa. Z uporabo hedonske analize cen so ugotovili, da ima hrup ob avtocesti večji negativni vpliv na vrednost stanovanjskih nepremičnin kot hrup v bližini železnice (Andersson et al., 2010). Kanadska študija pa je pokazala, da je gradnja protihrupnih pregrad na avtocestah kratkoročno obratno sorazmerno vplivala na vrednost nepremičnin v bližini, medtem ko je bil dolgoročno učinek pozitiven (Julien in Lanoie, 2008). Seo et al. (2014) v raziskavi vpliva bližine avtoceste na cene enostanovanjskih hiš v Phoenixu (ZDA) ni uspelo potrditi pričakovanega negativnega učinka v oddaljenosti do 350 metrov od avtoceste (koeficienti so bili neznačilni). Takšen rezultat avtorji pripisujejo postavljenim protihrupnim ograjam ter metodologiji, uporabljeni v raziskavi. Je pa ameriška raziskava potrdila premo sorazmerni vpliv dostopnosti na ceno stanovanjskih nepremičnin, ki je bil največji v oddaljenosti med 0,6 in 1,2 kilometra od avtocestnega priključka ter je z bližino ter oddaljenostjo padal (Seo et al., 2014).

Pri proučevanju vpliva avtocestnega sistema na vrednost nepremičnin v nekaterih raziskavah ločijo med vplivom avtocestnih odsekov in vplivom avtocestnih priključkov (Kilpatrick et al., 2007; Andersson et al., 2010; Seo et al., 2014). Navedeni avtorji menijo, da je pristop, pri katerem se upoštevajo priključki na avtocesto, primernejši (od pristopa z obravnavo avtocestnih odsekov), saj je na avtocestni sistem mogoče vstopati samo na priključkih – zato so pozitivni učinki izboljšane dostopnosti bližje avtocestnim priključkom večji in se zmanjšujejo z oddaljenostjo od njih. Kot ugotavljajo Seo et al. (2014), so pozitivni

učinki izgradnje avtocest v bližini avtocestnih priključkov v splošnem večji od negativnih. Na drugi strani pa avtocestni odseki v neposredni bližini (lokalno) vplivajo predvsem obratno sorazmerno na vrednost nepremičnin (Seo et al., 2014). V vseh zgoraj navedenih študijah tudi navajajo, da je splošni (sistemski) vpliv avtocest na cene nepremičnin pozitiven in prostorsko razširjen.

V večini zgoraj navedenih raziskav ocene vpliva temeljijo na različnih opredelitvah modela hedonske analize cen (v nadaljevanju: HPM – *hedonic price model*) kot zgodovinsko uveljavljeni metodologiji za proučevanje razlik v ceni glede na značilnost nepremičnin (Champ et al., 2003; Seo et al., 2014). V novejših raziskavah (Ahlfeldt, 2013; Dubé et al., 2014; Levkovich et al., 2016; Mohammad et al., 2017) pa kot izboljšavo in nadgradnjo pristopa HPM naletimo na uporabo različnih specifikacij cenilke *difference-in-differences* (DID) ali različnih drugih izboljšav metodologije HPM z upoštevanjem prostorske sovisnosti (Efthymiou in Antoniou, 2013; Seo et al., 2014; Chen in Haynes, 2015).

Cene stanovanj se oblikujejo glede na številne značilnosti, ki različno in na različnih ravneh vplivajo nanje. V literaturi, ki proučuje vpliv prometne infrastrukture na ceno stanovanj, se najpogosteje omenjajo značilnosti stanovanja (velikost stanovanja, število sob in balkonov, starost, število parkirnih mest/garaža itd.), značilnosti soseske (bližina središča naselja, bližina postajališč javnega potniškega prometa – avtobusa, vlaka in podzemne železnice, bližina avtoceste, bližina vodnih površin idr.) ter okoljske značilnosti (bližina parkov in zelenih površin, onesnaženost zraka idr.) (Picard et al., 2010; Seo et al., 2014).

Metoda hedonske analize cen (Rosen, 1974) je zaradi svojih značilnosti zelo primerna za proučevanja povezave med različnimi značilnostmi stanovanj in njihove cene. Vendar, kot opozarjajo Dube et al. (2014), je v okviru pristopa HPM težko zagotoviti, da bodo v model vključene vse potencialno statistično značilne spremenljivke, ki lahko vplivajo na ceno stanovanja. Težava pri uporabi klasične metode HPM je tudi tako imenovani prostorski učinek, to je prostorska soodvisnost in heterogenost (Anselin, 1988). Sosednje nepremičnine si delijo okoljske in prostorske značilnosti, kar se odraža v prostorski soodvisnosti cen. Geografska razširjenost vpliva izboljšave prometnega sistema na ceno nepremičnin je predvsem odvisna od razvitosti prometnega sistema. Huang (1994) ugotavlja, da je učinek dostopnosti do avtocest na cene nepremičnin na urbanem območju omejen, saj je na urbanih območjih dostopnost do prometne infrastrukture praviloma dobra, širši prostorski vpliv pa lahko pričakujemo na ruralnih območjih. Podrobneje o prisotnosti prostorskega učinka na nepremičninskem trgu je pisal LeSage (1999).

Zanemarjanje prostorskega učinka lahko povzroči pristranskost in nekonsistentnost ocen (Anselin, 1998). Zato pri uporabi metode hedonske analize cen avtorji uporabljajo različne pristope za upoštevanje prostorskega učinka. Najbolj razširjen je pristop dodajanja prostorskih slamanatih spremenljivk v hedonski regresijski model (Kuminoff et al., 2010), vendar so sodobne metode v okviru tako imenovanih prostorskih ekonometričnih modelov učinkovitejše, saj neposredno vključujejo informacijo o prostorski povezanosti pojava in ne zahtevajo vnaprej določenih predpostavk o primerni velikosti obravnavanih prostorskih enot (Anselin in Arribas-Bel, 2013; Seo et al., 2014). Prostorski ekonometrični modeli predpostavljajo, da se odvisne spremenljivke spreminjajo v odvisnosti od vrednosti neodvisnih spremenljivk na posamezni lokaciji in vrednosti opazovanih (odvisnih in neodvisnih) spremenljivk na sosednjih lokacijah. Literatura ponuja različne modele, ki omogočajo upoštevanje prostorske soodvisnosti in heterogenosti. LeSage in Pace (2009) sta opisala štiri osnovne modele: modele s prostorskim zamikom v odvisni spremenljivki (angl. *spatial lag models* ali *spatial autoregressive models* – modeli SAR), modele s prostorskim zamikom

v napaki (angl. *spatial error models* – SEM), modele s prostorskim zamikom v odvisnih in neodvisnih spremenljivkah (angl. *spatial Durbin models* – SDM) ter modele s prostorskim zamikom v odvisni spremenljivki in napaki (angl. *spatial autoregressive combined* – SAC ali SARAR¹). Podroben opis osnovnih prostorskih ekonometričnih modelov najdemo v Baltagi (2001) ter v LeSage in Pace (2009). Številni avtorji zagovarjajo uporabo modela SAR, ker omogoča dekompozicijo mejnega učinka (angl. *marginal effect*) na neposredni in posredni učinek (LeSage in Pace, 2009; Dubé et al., 2014). LeSage (2014) ugotavlja, da je za modeliranje prostorskega razlitja na globalni ravni najustreznejši prostorski Durbinov model (SDM).

3 METODOLOGIJA

3.1 Študijsko območje in podatki

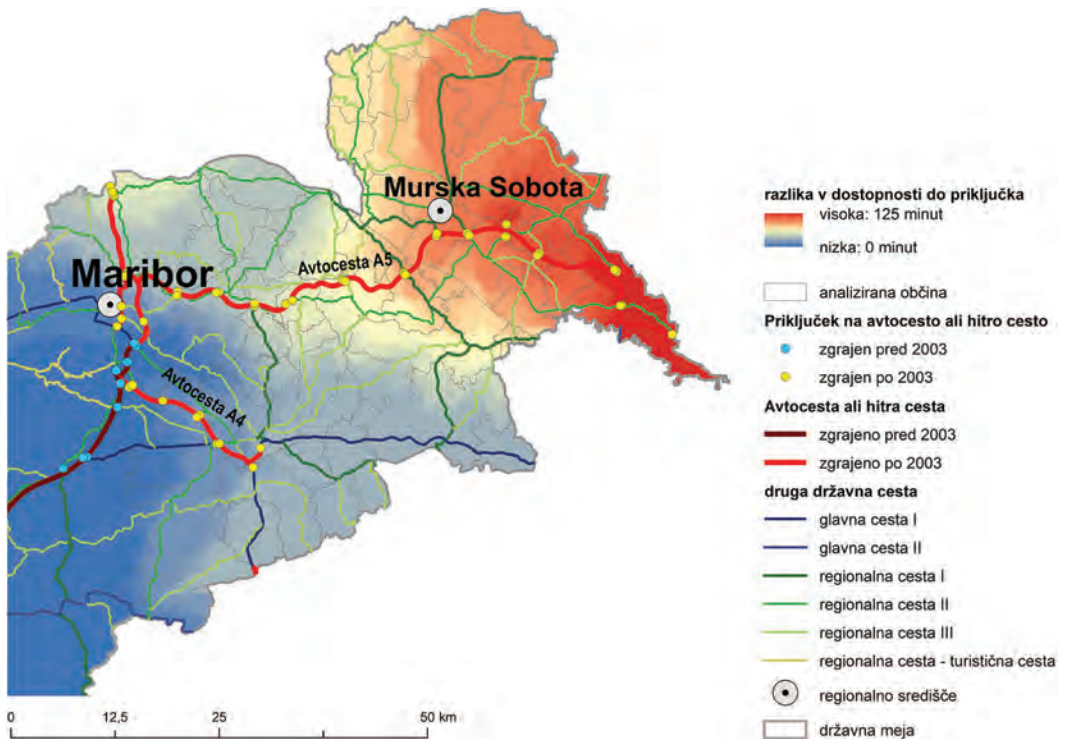
V naši raziskavi smo proučevali splošen vpliv nove avtocestne infrastrukture na ceno stanovanjskih nepremičnin. V ta namen smo analizirali severovzhodni del Slovenije, kjer se je v zadnjih petnajstih letih začela gradnja in sta bila po delih predana v uporabo dva avtocestna odseka: avtocesta A4 in avtocesta A5. Obravnavano območje 55 občin, v skupni površini nekaj več kot 2500 km², obsega celotno pomursko regijo, ki je bila najdlje v Sloveniji brez avtocestne povezave, ter delno podravsko regijo – predvsem v delu, kjer še vedno poteka gradnja avtocestne povezave s Hrvaško.

Gradnja na obeh avtocestnih odsekih se je pričela v letih 2002–2003. Avtocesta A5 je bila v celoti predana v uporabo leta 2009, medtem ko gradnja avtoceste A4 še vedno poteka. Avtocesta A5 povezuje regionalni središči dveh sosednjih regij, to je Maribor v podravski regiji in Mursko Soboto v pomurski regiji, in je del evropskih avtocestnih povezav E653. Avtocesta A4, ki je sestavni del evropskih poti E59, pa povezuje regionalno središče Maribor z glavnim mestom sosednje države Hrvaške. Slika 1 prikazuje območje severovzhodne Slovenije, analizirano območje 55 občin, avtocestna odseka A4 in A5 s priključki ter spremembo v dostopnosti do priključka na avtocesto in hitro cesto pred začetkom gradnje avtoceste A4 in A5 v letih 2002–2003 in leta 2015. S slike je mogoče razbrati, da se je dostopnost do avtocestnega priključka po izgradnji avtoceste A4 v najbolj oddaljenem delu pomurske regije izboljšala celo za dve uri in več (prirejeno po Drobne in Paliska, 2016).

Podatke o povprečni ceni stanovanj za m² (spremenljivka *cena*) v občini smo pridobili iz dveh podatkovnih virov: podatke o sklenjenih kupoprodajnih poslih s stanovanji pred letom 2007 smo pridobili na Davčni upravi Republike Slovenije (DURS), podatke od vključno leta 2007 naprej pa na Geodetski upravi Republike Slovenije (GURS). GURS sistematično spremlja dosežene pogodbene cene nepremičnin na slovenskem trgu od začetka leta 2007. Podatki o sklenjenih kupoprodajnih poslih z nepremičninami, ki jih posredujejo davčna uprava, nepremičninske družbe in notarji, se vodijo v Evidenci trga nepremičnin (ETN). Nепrečiščeni osnovni podatki ETN od vključno leta 2007 naprej so javno dostopni. Podatkovna vira smo združili v skupno podatkovno zbirko in podatke očistili. Prvotno smo nameravali v raziskavo vključiti vse stanovanjske objekte, nadaljnje raziskovanje pa je pokazalo, da iz podatkovne baze ETN ni mogoče enoznačno razbrati velikosti zemljišča, ki je bilo prodano skupaj s stanovanjsko hišo. Ta anomalija povzroči distorzijo cen kvadratnega metra stanovanjske hiše, zato smo to vrsto stanovanjskih objektov izločili iz analize. Čeprav je proučevano območje večinoma podeželsko ter je relativno razmerje med številom stanovanj in hiš v korist slednjim, se je pokazalo, da sta velikost

¹ V literaturi se pojavljata obe poimenovanji prostorskega avto-regresivnega modela s prostorskim zamikom v odvisni spremenljivki in napaki.

vzorca in prostorska porazdelitev kupoprodajnih poslov s stanovanji primerna za raziskavo. Analizirali smo vzorec o skupno 4239 sklenjenih kupoprodajnih poslih s stanovanji, ki smo jih na ravni 55 občin združili v psevdo panel ($N = 55$, $T = 13$). Kot je razvidno s slike 2b, je bilo na območju analiziranih občin letno prodanih skupno med 280 in 480 stanovanj. Analizirane občine smo razdelili v dve skupini: v »obravnavano skupino občin« smo razvrstili občine, v katerih je bil zgrajen nov avtocestni priključek, v »kontrolno skupino občin« pa občine brez avtocestnega priključka. Približno dve tretjini prodanih stanovanj je v skupini obravnavanih občin.

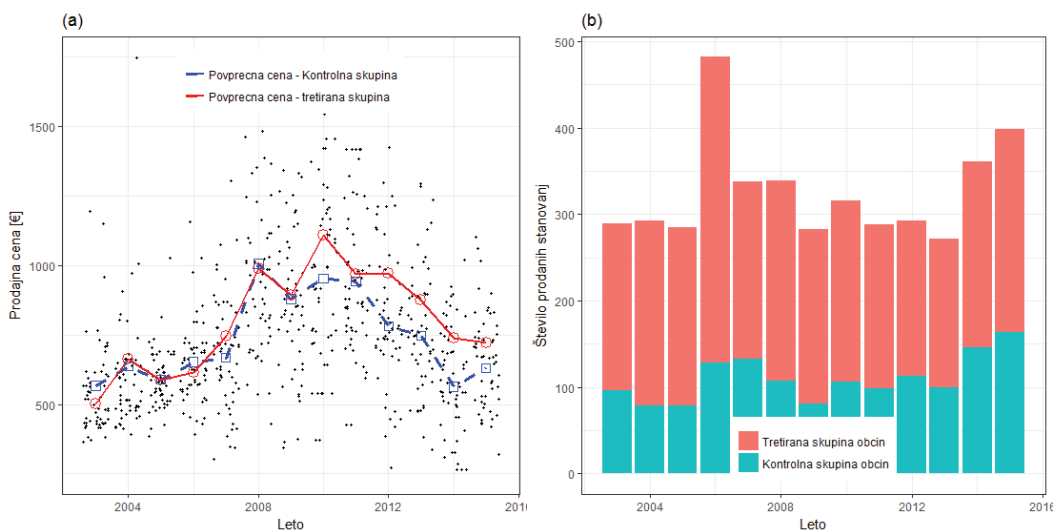


Slika 1: Sprememba v dostopnosti do priključka na avtocesto in hitro cesto pred začetkom izgradnje avtocest A4 in A5 leta 2003 in leta 2015.

Prostorske podatke o mreži državnih cest po letih ter podatke o dinamiki gradnje avtocestnih odsekov smo pridobili na Direkciji Republike Slovenije za infrastrukturo (DRSI). Na podlagi prekrivanja slednjih s poligoni obravnavanih občin smo ugotovili prostorsko dinamiko gradnje avtocestnih odsekov in opredelili dve ključni slamanati spremenljivki. Spremenljivka T meri čas izgradnje avtocestnega priključka in ima vrednost ena v letih po izgradnji avtocestnega priključka. Spremenljivka AC pa ima vrednost ena za občine, v katerih je bil zgrajen avtocestni priključek (obravnavana skupina), in vrednost nič v občinah, ki priključka nimajo (kontrolna skupina). Interakcija teh slamanatih spremenljivk v modelu omogoči ocenitev vpliva izgradnje avtocestnih priključkov na vrednost prodanih stanovanj.

V raziskavi se osredotočamo na merjenje vpliva izgradnje avtocest in hitrih cest na ceno stanovanj. Kljub temu smo v različnih opredelitvah modela testirali tudi vpliv drugih spremenljivk (na primer dostopnosti do regijskega središča, števila delovnih mest, števila brezposelnih, števila podjetij in nekaterih drugih).

Večinoma so bili koeficienti statistično neznačilni ali pa smo spremenljivke izločili zaradi multikolinearnosti. Nekatere druge spremenljivke, na primer starost prodanih nepremičnin, smo izločili zaradi relativno majhnega števila vnosov v podatkovni bazi.



Slika 2: (a) Povprečna cena kvadratnega metra prodanih stanovanj v obravnavani in kontrolni skupini občin (opomba: lestvica na ordinatni osi ne prikazuje največje vrednosti); (b) število sklenjenih prodajnih poslov s stanovanji po letih in po skupinah občin.

Tako smo v končno opredelitev modela, poleg spremenljivke, s katero se meri vpliv izgradnje avtoceste, vključili še tri spremenljivke: število na novo dokončanih stanovanj v občini v posameznem letu (*nov_stan*), povprečno bruto plačo v občini (*BPP*; v evrih) in gostoto poselitve (*gostota_preb*; število prebivalcev na km²). Slednji spremenljivki sta vključeni v model kot makro kazalnika ekonomskega stanja v občini in kazalnik heterogenosti v poselitvenem vzorcu. Vir podatkov je Statistični urad Republike Slovenije (SURS).

V preglednici 1 prikazujemo opisne statistike spremenljivk, vključenih v končni model. Podatki so bili obdelani in združeni na skupno prostorsko raven v programskem paketu ESRI ArcGIS 10.4.

Preglednica 1: Opisne statistike pojasnjene in pojasnjevalnih spremenljivk

Spremenljivka	Število opazovanj	Srednja vrednost	Standardni odklon	Najmanjša vrednost	Največja vrednost
<i>cena</i>	715	752,70	309,82	620,50	2722,34
<i>T</i>	715	0,12	0,32	0	1
<i>AC</i>	715	0,20	0,40	0	1
<i>BPP</i>	715	1186,26	177,57	565,36	1602,03
<i>nov_stan</i>	715	2,85	2,71	0	26
<i>gostota_preb</i>	715	96,01	61,35	17,50	354,30

3.2 Prostorska metoda DID (SDID)

Raven prostorskega združevanja podatkov (raven občine) ni primerna za izvedbo klasične hedonske ali prostorske hedonske analize cen. Zato smo povezanost med ceno stanovanja in dostopnostjo do avtocestne mreže proučevali z metodo *difference-in-differences* (DID). Metoda DID ponuja učinkovit način za oceno naključnih povezav in je pogosto učinkovitejša od standardne hedonske analize cen (Bertrand et al., 2004; Dubé et al., 2014). Pristop DID omogoča primerjavo učinka zunanjih sprememb na odvisno spremenljivko s primerjanjem razlik v vrednosti odvisne spremenljivke med kontrolno skupino in obravnavano skupino pred spremembo in po njej (Parmeter in Pope, 2013; Dubé et al., 2014). V našem primeru je uporaba metode DID omogočila primerjavo razlike v spremembi cene kvadratnega metra stanovanja med skupino občin, v katerih je bil zgrajen avtocestni priključek (zunanja sprememba v obravnavani skupini), in skupino občin, ki avtocestnega priključka nimajo (kontrolna skupina). Prednosti metode DID sta predvsem možnost nadzora endogenih vplivov in nepristranskost cenilk, tudi ko posamezne pomembne v času konstantne spremenljivke niso vključene v model (McMillen, 2010; Parmeter in Pope, 2013).

Rezultati modeliranja po metodi DID so veljavni le ob upoštevanju temeljne predpostavke modela DID, to je predpostavke o skupnem trendu pred zunanjo spremembo v obravnavani skupini. Kot navajata Parmeter in Pope (2013), je ključno, da je trend spremembe cen med kontrolno skupino in obravnavano skupino pred spremembo primerljiv ter da je sprememba za lastnika nepremičnine nepričakovana v času. Kot pa še opozarjajo Dubé et al. (2011), je ob pomanjkanju drugih informacij treba predpostaviti, da je vpliv zunanjih dejavnikov v času nespremenljiv (predpostavka o nespremenljivosti zunanjih dejavnikov v času).

Veljavnost predpostavke o skupnem trendu v prodajni ceni stanovanj pred izgradnjo avtoceste v obravnavani in kontrolni skupini občin lahko vizualno preverimo na sliki 2a. Razvidno je, da sta skupini občin imeli pred letom 2009 enak trend prodajnih cen, po tem letu lahko opazimo fazni premik funkcije prodajnih cen navzgor v skupini občin, v katerih je bil zgrajen avtocestni priključek.

Strategija gradnje avtocest je zasnovana na dolgoročnih strateških razvojnih načrtih države, ki jih v Sloveniji sprejema državni zbor. Pravna podlaga za gradnjo avtocest v zadnjih dveh desetletjih je nacionalni program za izgradnjo avtocest (Nacionalni program izgradnje avtocest v Republiki Sloveniji – NPJA, 1996), rebalans programa (Spremembe in dopolnitve nacionalnega programa izgradnje avtocest, 1998) in resolucija o nacionalnem programu izgradnje avtocest (Resolucija o Nacionalnem programu izgradnje avtocest v Republiki Sloveniji – ReNPJA, 2004). Tako sta potek trase in dinamika gradnje avtoceste poznana vnaprej. Predpostavki o nepričakovanosti spremembe v času lahko zadostimo samo z upoštevanjem časa napovedi gradnje (sprejetja plana/programa izgradnje) kot časa spremembe. Čeprav nekatere študije (npr. Ahlfeldt, 2013; Agostini in Palmanucci, 2008; Gibbons in Machin, 2005) proučujejo tudi vpliv napovedi gradnje na vrednost nepremičnin – rezultati teh študij se sicer precej razlikujejo, pa se v našem primeru nismo odločili za takšen pristop. Razlogov je več: korist (boljša dostopnost) za uporabnike avtoceste nastane, ko je avtocesta odprta – enako velja za hrup in onesnaženje zraka, ob najavi gradnje je odziv trga odvisen od informiranosti trga (podatki o informiranosti trga niso dostopni) in ne nazadnje, ker gre za dolgoročne načrte, se predvidene trase, terminski plani in prioritete večkrat spremenijo. Tako je tako rekoč nemogoče vedeti vnaprej, kdaj bo avtocesta zares zgrajena in bo po njej stekel promet.

Nekatere obravnavane občine v severovzhodnem delu Slovenije so po površini majhne (najmanjša občina Odranci ima samo 6,93 km², največja Moravske Toplice pa 144,46 km²), avtocestni priključki

pa ponekod stojijo v neposredni bližini sosednjih občin. Mogoč vpliv avtocestnih priključkov na ceno stanovanj v sosednjih občinah smo zajeli s prostorsko metodo DID (angl. *spatial difference-in-differences* – SDID). Na uporabo metode SDID naletimo predvsem v novejših raziskavah. Tako sta na primer Heckert in Mennis (2012) s takšnim pristopom ocenjevala vpliv bližine zelenih površin na vrednost stanovanjskih nepremičnin v Philadelphiji v ZDA. Sanuk in Madlener (2016) sta proučevala vidni vpliv vetrnih elektrarn na vrednost stanovanjskih nepremičnin. Dube et al. (2014) pa so proučevali vpliv bližine postajališč javnega potniškega prevoza na vrednost stanovanjskih objektov v Montrealu v Kanadi. Kanadski avtorji so v DID- in SDID-model ocene vpliva bližine sistema javnega potniškega prometa na vrednost enodružinskih hiš vključili le spremenljivke, s katerimi se meri dostopnost (z avtomobilom in peš) do postajališč (Dube et al., 2014).

Vpliv avtoceste na ceno stanovanj smo proučevali z dvema pristopoma, pri čemer je v vsakem različno upoštevan prostorski učinek. Prvi pristop je splošno uveljavljen regresijski model, pri katerem se v okviru opredelitve modela DID upošteva prostorska soodvisnost z uporabo slamnatih spremenljivk za posamezno prostorsko enoto (angl. *fixed effect dummy variable* – v nadaljevanju: prostorski OLS_FE). Slamnate spremenljivke zajamejo prostorsko heterogenost in soodvisnost, z opredelitvijo DID pa se odpravi težava nepristranskosti cenilk, ki bi se lahko pojavila zaradi zanemarjanja pomembnih spremenljivk, ki vplivajo na ceno nepremičnin (enačba 1). V drugem pristopu smo uporabili opredelitev DID prostorskega Durbinovega modela (SDM), ki neposredno upošteva prostorsko soodvisnost. Podobno kot prejšnja opredelitev modela tudi prostorski Durbinov model zajame vpliv izpuščenih spremenljivk (na primer lastnosti prodanih nepremičnin in lastnosti soseke) ter njihovo spreminjanje v prostoru (LeSage in Pace, 2009). Zaradi upoštevanja prostorskega zamika v odvisni in neodvisnih spremenljivkah pa postane SDM še posebno ustrezen za modeliranje prostorskega razlitja na globalni ravni (LeSage, 2014). SDM je splošen in robusten model, ki ga lahko poenostavimo v model SAR ali model SEM (LeSage in Pace, 2009).

Pri uporabi longitudinalnih podatkov z več prostorskimi enotami in več časovnimi periodami uporabimo posplošeno obliko pristopa DID (Autor, 2003; Hansen, 2007; Imbens in Wooldridge, 2009):

$$\ln(cena) = \sum_{t=1}^T \beta_t \cdot 1_{T_t=t} + \sum_{i=1}^I \gamma_i \cdot 1_{I_t=i} + \delta \cdot D_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

kjer je i indeks prostorskih enot (v našem primeru 55 analiziranih občin), $i = 1, \dots, I$, in t indeks časovnih period (v našem primeru leta v obdobju 2003–2015), $t = 1, \dots, T$. $\ln(cena_{it})$ je logaritem povprečne cene kvadratnega metra stanovanja v i -ti občini v času t , koeficient β_t predstavlja časovni stalni učinek v času t , koeficient γ_i predstavlja prostorski stalni učinek časovno nespremenljivih komponent v i -ti občini, D_{it} ($D_{it} = T_{it} \times AC_{it}$) pa slamnato spremenljivko, ki ima vrednost ena, če nepremičnine stojijo v občini, v kateri je bil zgrajen avtocestni priključek, in so bile prodane po njegovi izgradnji. V takšni opredelitvi modela koeficient δ (koeficient DID) meri moč vpliva avtoceste na ceno stanovanj, β_2 je koeficient, ki meri vpliv drugih strukturnih spremenljivk, vključenih v model, ε_{it} pa predstavlja napako.

V primeru, kakršen je naš, ko se ne moremo opirati na rezultate predhodnih raziskav na tem področju v Sloveniji in sumimo, da obstaja prostorska soodvisnost v odvisnih in neodvisnih spremenljivkah ter v napaki (na ceno stanovanj v občini vpliva cena stanovanj v sosednjih občinah, ponudba novozgrajenih stanovanj v sosednjih občinah ter druge neupoštevane značilnosti sosednjih občin, ki povzročijo prostor-

sko korelacijo napake), je splošna praksa testirati tri modele (Anselin et al., 1996), in sicer SAR, SEM ter SDM, oziroma najprej opredeliti model SDM in s statističnim testom testirati njegovo primernost. Prostorski Durbin model (enačba 2) poenostavimo v model SEM, če velja $\theta = -\delta\rho = -\beta_2\rho$, in v SAR, ko je $\theta = 0$ in $\rho \neq 0$ (LeSage in Pace, 2009; Elhorst, 2010).

$$\ln(cena_{it}) = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln(cena_{it}) + \delta \cdot D_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} (D_{it} + X_{it}) + \sum_{t=1}^T \beta_t \cdot 1_{T_t=it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

kjer W predstavlja po vrsticah standardizirano prostorsko matriko uteži dimenzije $N \times N$,² elementi matrike W_{ij} zavzemajo vrednosti posameznih vrstic i in stolpcev j (sosednjih občin i). Koeficient ρ meri vpliv cene stanovanja v sosednjih občinah na ceno stanovanj v občini i , koeficient θ meri prostorski vpliv avtocestnih priključkov in drugih neodvisnih spremenljivk v sosednjih občinah na ceno stanovanj v i -ti občini, μ_{it} pa predstavlja poseben prostorski vpliv. Ostale spremenljivke in koeficienti so enaki kot v enačbi 1.

Za modeliranje smo uporabili uporabniško napisano kodo *xsmle* (Belotti et al., 2016) v programskem paketu *Stata 13* (*Stata corp*), pri kateri se za oceno statističnih parametrov v prostorskih modelih uporablja metoda največjega verjetja. V hedonskem modelu cen je običajna praksa izraziti pojasnjeno spremenljivko z logaritmom – več o tem v Malpezzi (2008), razlaga koeficientov pa je odvisna od oblike izraženosti pojasnjevalnih spremenljivk. Če je pojasnjevalna spremenljivka izražena z logaritmom (log-log funkcijska), koeficient razlagamo kot elastičnost, če pojasnjevalna spremenljivka ni transformirana (log-level funkcijska zveza), pa kot semi-elastičnost. Za pravilno razlago koeficientov slamanatih spremenljivk moramo le-te transformirati ($e^{\beta_i} - 1$).

4 REZULTATI IN RAZPRAVA

V prvem koraku modeliranja smo opredelili prostorski model DID vrednosti stanovanj s slamanatimi spremenljivkami (prostorski OLS_FE; FE – angl. *fixed effect*) in testirali prisotnost prostorske korelacije v ostankih. Rezultat je prikazan v prvem stolpcu preglednice 2.³ Kot je razvidno, je vrednost Moranovega indeksa I močno statistično značilna, kar, kljub vključitvi slamanatih spremenljivk za posamezne prostorske enote, nakazuje močno prostorsko korelacijo v ostankih. Sledila je opredelitev prostorskega Durbin modela s stalnim učinkom (SDM_FE), rezultati so prikazani v drugem stolpcu preglednice 2. Model SDM_FE je bolje zajel prostorsko soodvisnost, to se kaže tudi v statistično neznačilnem Moranovem indeksu I korelacije ostankov. Hausmanov test primerjave modela SDM s stalnim učinkom, SDM_FE, z modelom SDM s slučajnim učinkom je izkazal večjo primernost uporabe modela s stalnim učinkom ($\chi^2 = 23,73$; $P < 0,0001$). Tudi vsebinsko je model s prostorskim stalnim učinkom primernejši za analizo naših podatkov, saj vzorec prodaj nepremičnin ni bil naključno zajet, ampak obsega vse transakcije (celotno populacijo) v obravnavanem časovnem obdobju. Možnost poenostavitve prostorskega Durbin modela v SAR ali SEM smo testirali z Waldovim testom. Oba testa, $H_0: \theta = -\delta\rho = -\beta_2\rho$ ($\chi^2_{(SDM\ vs\ SEM)} = 35,57$; $P < 0,0001$) in $H_0: \theta = 0$ ($\chi^2_{(SDM\ vs\ SAR)} = 53,13$; $P < 0,0001$), sta zavrnila ničelni hipotezi in pokazala, da je v tem primeru najučinkovitejši prostorski Durbin model. To sta potrdila tudi testa LR

² Matrika je ocenjena po načelu kraljičinega sosedstva (angl. *queen contiguity*), to je z upoštevanjem vseh sosednjih občin, tudi če se stikajo le v eni točki. Takšna ocena matrike se nam je zdela primerna predvsem zaradi narave podatkov in velikosti prostorskih enot. Predpostavljamo namreč, da se na območju, kjer nimamo velikih gospodarskih središč, vpliv posameznih občin širi predvsem na bližnje sosednje občine. Prav tako nekateri avtorji (npr. Stakbovych in Bijmolt (2009), LeSage (1999)) ugotavljajo, da so prostorski modeli, pri katerih se uporabljajo enostavne matrike sosedstva, v povprečju učinkovitejši.

³ Koeficienti prostorskih slamanatih spremenljivk niso prikazani v preglednici 2 in so dostopni pri avtorjih.

(angl. *log-likelihood ratio tests*); modela SAR in SEM sta testa zavrnila v korist SDM (rezultat v preglednici 2). V preglednici 2 so poleg rezultatov izhodiščnega modela in končnega modela SDM prikazani še rezultati modelov SEM in SAR s stalnim učinkom, SEM_FE in SAR_FE. Primerjava parametrov in diagnostike vseh štirih modelov omogoča nazoren pregled postopka izbire najustreznejšega modela. V spodnjem delu preglednice je poleg vrednosti R^2 in vrednosti log-likelihood prikazana še vrednost AIC (angl. *Akaike information criterion*), ki ima najmanjšo vrednost pri SDM.

Statistično značilen Waldov test $H_0: \theta = 0$ nakazuje na prisotnost prostorske soodvisnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami. Statistično značilen je tudi parameter prostorske odvisnosti v napaki (angl. *error term*) $\lambda = 0,393$ v opredelitvi modela SEM, ki je predvsem posledica vključitve majhnega števila spremenljivk v model. Takšen rezultat nakazuje na možnost opredelitve še splošnejšega modela, tako imenovanega kombiniranega prostorskega avtokorelacijskega modela (angl. *spatial autocorrelation combined – SAC/SARAR*), ki upošteva prostorski zamik v pojasnjeni spremenljivki in prostorski zamik v napaki (več o tem v LeSage in Pace, 2009). V naši raziskavi smo opredelili tudi model SAC/SARAR, vendar rezultatov tega modela ne prikazujemo posebej (na zahtevo so dostopni pri avtorjih). Razloga za to sta dva: kot prvo je vrednost AIC izkazala slabše prileganje modela SAC/SARAR podatkom, drugi razlog pa je statistično neznačilna vrednost Moranovega indeksa I avtokorelacije ostankov modela SDM_FE. Zaradi zgoraj navedenih rezultatov diagnostičnih testov in njegovih lastnosti (nepriustranskost koeficientov v primeru izpuščenih spremenljivk in prisotnosti prostorske heterogenosti) smo izbrali model SDM kot najustreznejše opredeljen model.

V nadaljevanju se bomo osredotočili le na komentiranje prostorskega Durbin modela (SDM_FE). Treba je poudariti, da smo nizko vrednost deleža pojasnjene variance R^2 pričakovali. Namen naše raziskave ni podati pregled vseh dejavnikov, ki vplivajo na ceno stanovanj, in oceniti njihov vpliv, ampak je osredotočena na razlogo vpliva izgradnje avtocest na spremembo v ceni stanovanj.

V modelu SDM je prostorski avtoregresivni koeficient ρ (0,329) statistično značilno različen od nič pri 1-odstotni stopnji tveganja, kar jasno kaže na zunanjo prostorsko interakcijo. Koeficient ρ meri prostorsko soodvisnost v odvisni spremenljivki in v našem primeru kaže na močno prostorsko soodvisnost cen stanovanj med občinami oziroma na prostorsko razlitje cen stanovanj v sosednje občine.

V prostorskem Durbin modelu sta koeficienta slamnate spremenljivke D , ki meri vpliv izgradnje avtocest, in spremenljivke novozgrajenih stanovanj v predhodnem letu (*nov_stan*) pozitivna in statistično značilna pri 5-odstotni oziroma 1-odstotni stopnji tveganja. Koeficienta bruto povprečne plače in gostote prebivalcev pa sta statistično neznačilna. Koeficient prostorskega zamika slamnate spremenljivke Wx_D je statistično neznačilen, kar kaže, da na ceno stanovanj v posamezni občini ne vplivajo avtocestni priključki v sosednjih občinah. Ker gre za občine, ki so imele pred izgradnjo avtoceste slabšo dostopnost do gospodarskih in ekonomskih središč (Drobne in Paliska, 2016), bi pričakovali, da se vpliv izboljšane dostopnosti širi tudi v sosednje občine, ki nimajo svojega priključka na avtocesto, vendar tega rezultati analize niso potrdili. Sklepamo lahko, da je neznačilen rezultat predvsem posledica prostorske ravni proučevanja pojava – občine kljub svoji relativni majhnosti predstavljajo relativno velike prostorske enote. Takšna razlaga bi bila skladna z ugotovitvami nekaterih predhodnih študij, v katerih avtorji opozarjajo na prostorsko omejen in nelinearno padajoč vpliv dostopnosti do avtoceste na ceno nepremičnin. Seo et al. (2014) tako na primer ugotavljajo, da na oddaljenosti, večji od šest kilometrov od avtocestnega priključka, ni več zaznati vpliva avtocestnega priključka na ceno stanovanjskih nepremičnin.

Preglednica 2: Parametri prostorskega modela DID vrednosti stanovanj

	OLS_FE b/se	SDM_FE b/se	SAR_FE b/se	SEM_FE b/se
<i>D</i>	0,112* (0,063)	0,114** (0,057)	0,130** (0,056)	0,137** (0,055)
<i>BPP</i> (log)	0,867*** (0,103)	0,223 (0,145)	0,518*** (0,099)	0,556*** (0,127)
<i>nov_stan</i> (lagged)	0,025*** (0,006)	0,023*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,019*** (0,005)
<i>gostota_preb</i>	0,040*** (0,012)	0,015 (0,011)	0,023** (0,011)	0,014 (0,011)
konstanta	-3,511** (1,468)			
<i>W_xD</i>		-0,118 (-0,117)		
<i>W_xBPP</i> (log)		0,690*** (-0,19)		
<i>W_xnov_stan</i> (lagged)		0,020** (-0,010)		
<i>W_xgostota_preb</i>		0,059*** (-0,02)		
Spatial				
ρ		0,329*** (0,045)	0,394*** (0,042)	
λ				0,393*** (0,046)
<i>N</i>	715,000	715,000	715,000	715,000
<i>R</i> ²	0,134	0,204	0,164	0,128
AIC	420,616	331,691	344,964	360,426
Log-likelihood	-205,308	-155,845	-166,482	-174,213
Residuals Moran <i>I</i>	0,205***	0,083		
Lagrange multiplier (LM) test		238,127***	87,067***	59,808***
Likelihood ratio (LR) test (<i>H</i> ₁ : SDM)			36,740***	21,270***

Opombe: * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01; v oklepajih so navedene standardne napake ocen.

Medtem ko večja gostota prebivalstva in višja bruto povprečna plača v posamezni občini nimata statistično značilnega vpliva na ceno stanovanj, sta prostorsko zamaknjena koeficienta obeh spremenljivk pozitivna in statistično značilna pri 1-odstotni stopnji tveganja. To nakazuje, da povečanje gostote prebivalcev in višja bruto povprečna plača v sosednjih občinah pozitivno vplivata na ceno stanovanj. Pozitiven učinek ima tudi število novozgrajenih stanovanj.

Rezultati v preglednici 2 omogočajo le vpogled v interakcijo med posameznimi spremenljivkami in

prostorskimi enotami, za pravilno razlago predznakov in velikosti koeficientov v prostorskem Durbin modelu je treba izračunati neposredni, posredni in skupni učinek (za podrobnosti glej na primer LeSage in Pace, 2009). Spremembo v neodvisni spremenljivki v i -ti občini razlagamo kot posredni vpliv na ceno stanovanj v sosednji i -ti občini in neposredni vpliv na ceno stanovanj v tej isti i -ti občini. Skupni učinek meri skupni kumulativni vpliv spremembe v neodvisni spremenljivki v i -ti občini na povprečno ceno stanovanj v vseh ostalih občinah. Rezultati neposrednega, posrednega in skupnega učinka so prikazani v preglednici 3.⁴

Preglednica 3: Neposredni, posredni in skupni učinek v modelu SDM_{FE}

Spremenljivka	Neposredni učinek	Posredni učinek	Skupni učinek
D	0,105* (0,058)	-0,110 (0,168)	-0,004 (0,195)
BPP (log)	0,286** (0,138)	1,071*** (0,217)	1,357*** (0,190)
nov_stan (lagged)	0,025*** (0,005)	0,040*** (0,014)	0,065*** (0,016)
$gostota_preb$	0,019* (0,011)	0,088*** (0,026)	0,107*** (0,029)

Opombe: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; v oklepajih so navedene standardne napake ocen.

Če se najprej osredotočimo na vrednost koeficienta D , lahko razberemo, da je statistično značilen (pri 10-odstotni stopnji tveganja) le koeficient neposrednega učinka. To pokaže, da so se cene kvadratnega metra stanovanj v obravnavani skupini občin (občine, ki so dobile avtocestni priključek) v povprečju relativno dvignile za 11 % v primerjavi s kontrolno skupino občin in da ni prostorskega razlivanja vpliva avtocestnih priključkov v sosednje občine. Povratni učinek med sosednjimi občinami v koeficientu D je 0,9 %. Predznak koeficienta D je skladen s splošno teorijo in primerljiv z rezultati podobnih študij, v katerih ugotavljajo, da bližina prometne infrastrukture pozitivno vpliva na vrednost nepremičnin, vendar ta vpliv ni linearen. Red velikosti ugotovljenega vpliva je primerljiv z rezultati raziskave avtorjev Efthymiou in Antoniou (2013), ki ugotavljata, da bližina avtoceste (različno po pasovih oddaljenosti) povzroči dvig cene stanovanjskih hiš od 11 % do 17 %, medtem ko so Seo et al. (2014) zaznali dvig cene nepremičnin pod 10 % za različne oddaljenosti od avtocestnega priključka. Do podobnih ugotovitev so prišli tudi Levkovich et al. (2015). Njihovi rezultati kažejo, da boljša dostopnost zaradi gradnje avtocest povzroči skupni dvig cen nepremičnin med 14 % in 16 %. Prvi dve navedeni raziskavi sta v primerjavi z našo raziskavo proučevali vpliv na nižji prostorski ravni in v mestnem okolju, nizozemska raziskava pa proučuje pojav na ravni poštnih okrožij v mešanem okolju.

Glede vpliva novozgrajenih stanovanj v predhodnem letu naši rezultati kažejo, da so vsi trije učinki statistično značilni in pozitivni. Vsako novozgrajeno stanovanje povzroči povprečen dvig cen za 2,5 %, vsako novozgrajeno stanovanje v sosednjih občinah pa za 4 %. Čeprav nas jakost vpliva novozgrajenih stanovanj v sosednjih občinah nekoliko preseneča, lahko takšen rezultat pripišemo značilnostim nepremičninskega trga. Na trg nepremičnin v posamezni občini vplivajo tudi ocene pričakovanih prodajnih cen stanovanj v regiji. Te so odvisne tudi od konjunkturnih gibanj, dejavnikov ponudbe nepremičnin, trga

⁴ Razliko v vrednostih ocenjenih koeficientov v modelu SDM med preglednico 2 in preglednico 3 pripišemo učinku endogene interakcije, s katero se izmenično povzroča povratni učinek (LaSage in Pace, 2009).

stanovanj, dinamike kupne moči potencialnih kupcev in njihove nagnjenosti k naložbam v nepremičnine kot oblike alokacije kapitala.

Ugotovimo tudi, da so v občinah z višjo povprečno bruto plačo stanovanja dražja in da na ceno stanovanj vpliva bruto povprečna plača v sosednjih občinah (vpliv je pozitiven in statistično značilen pri 1-odstotni stopnji tveganja). Statistično značilen in pozitiven je tudi vpliv gostote poselitve občin in gostote poselitve v sosednjih občinah. Obe ugotovitvi sta skladni z rezultati predhodnih študij (npr. Mulley et al., 2016; Chen in Haynes, 2015). Občine, v katerih imajo delovno aktivni prebivalci višje prihodke, so praviloma bolj gospodarsko razvite in ponujajo več zaposlitvenih možnosti, kar lahko pritegne delovno silo iz drugih bolj oddaljenih občin. Selivci povprašujejo tudi po stanovanjskih zmogljivostih v sosednjih občinah in tako vplivajo na dvig povprečne cene stanovanja.

5 SKLEP

Osnovni cilj naše raziskave je bil ugotoviti, kako je izgradnja avtocest A4 in A5 v severovzhodni Sloveniji vplivala na ceno prodanih stanovanj. V ta namen je bila uporabljena podatkovna zbirka 4239 registriranih prodaj stanovanj v letih od 2003 do 2015 v 55 slovenskih občinah. Podatke smo analizirali z DID-opredelitvijo prostorskega modela (SDID), ki omogoča primerjavo razlik v ceni stanovanj med občinami, v katerih je bil zgrajen avtocestni priključek, in občinami brez dostopa do avtoceste z upoštevanjem prostorske soodvisnosti. Ocenili smo štiri modele, ti različno obravnavajo dogajanje v prostoru. Rezultati so pokazali, da obstajajo razlike v ocenah koeficientov v različnih opredelitvah modelov. Največje razlike je mogoče opaziti v rezultatih opredelitev klasičnega modela OLS (OLS s stalnim učinkom), ki upošteva prostorski učinek z uporabo slamnatih spremenljivk za posamezne prostorske enote, in prostorskim Durbin modelom (SDM). Prostorski avtoregresivni koeficient ρ ima v modelu SDM relativno visoko vrednost in je močno statistično značilen, kar nakazuje na pristranskost ocene koeficientov v opredelitvi OLS. Slednje je, skupaj s primerjavo vrednosti Moranovega indeksa I med modeloma, tudi dokaz, da so ocene modela SDM bolj konsistentne in da je uporaba prostorskih ekonometričnih modelov primernejša za analizo vpliva dostopnosti do avtoceste na ceno nepremičnin kot uporaba klasičnega modela OLS. Te ugotovitve so skladne z ugotovitvami predhodnih študij; na primer Efthymiou in Antoniou (2013), Seo et al. (2014), Dube et al. (2014).

Rezultati kažejo, da se zaradi avtocestnega priključka v občini cena stanovanj povprečno dvigne za skoraj 11 %. Takšen rezultat je primerljiv z rezultati sorodnih raziskav in potrjuje postavljeno domnevo. Boljša dostopnost do avtoceste prinese koristi predvsem v smislu izboljšanja mobilnosti ljudi in blaga ter zmanjšanja prevoznih stroškov in časa vožnje, za kar so kupci nepremičnin pripravljene dodatno plačati. Pokazalo se je tudi, da na ceno stanovanj v posamezni občini vpliva cena stanovanj v sosednjih občinah, kar lahko pojasnujemo z značilnostmi povpraševanja po stanovanjih v Sloveniji.

V raziskavi nismo zaznali prostorskega razlitja vpliva avtocestnih priključkov na ceno stanovanj v sosednjih občinah. Takšen rezultat pripisujemo prostorski ravni proučevanja pojava. Za dokazovanje prostorskega razlitja vpliva avtocestnih priključkov na ceno nepremičnin bi potrebovali podatke, agregirane na nižji prostorski ravni, morda na ravni naselij, ali celo na ravni posameznih sosesk ali zgradb. Tako bi lahko dobili natančnejšo oceno oddaljenosti prodanih nepremičnin od avtoceste in bi lahko podrobneje proučili vpliv avtoceste na ceno nepremičnin.

Ugotovitve omogočajo boljše razumevanje oblikovanja in dinamike cen stanovanj na nepremičninskem trgu v pretežno ruralnem okolju in so lahko podlaga za uveljavitev različnih stopenj obdavčitve nepremičnin. Spoznanje, da je vpliv avtoceste prostorsko omejen in da ni širšega prostorskega razlita vpliva avtoceste med občinami na nepremičninskem trgu, je lahko pomembno za snovanje različnih strategij obdavčitve nepremičnin po posameznih občinah. Kaže namreč, da časovna dostopnost kot mera koristnosti pri uporabnikih ni linearno ovrednotena in po določeni časovni oddaljenosti od avtocestnega priključka kupci niso več pripravljene plačati višje cene za nepremičnino.

V prihodnje bi lahko rezultate raziskave izboljšali tudi z upoštevanjem nekaterih drugih pomembnih dejavnikov, ki vplivajo na ceno stanovanj (značilnosti nepremičnine, značilnosti soseske in okolja itd.). Ravno tako obstaja možnost razširitve raziskave na ceno gospodarskih objektov in stanovanjskih hiš, s čimer bi pridobili celovito obravnavo vpliva avtoceste na ceno nepremičnin ter primerjavo med urbanim in ruralnim okoljem. Na ravni države lahko že sedaj nova spoznanja uporabimo za pripravo ustreznega instrumenta ekonomske politike, s katerim lahko spodbujamo razvoj v nerazvitih in demografsko ogoženih občinah. To bodo tudi področja naših prihodnjih raziskav.

Literatura in viri

- Agostini, C. A., Palmanucci, G. A. (2008). The anticipated capitalization effect of a new metro line on housing prices. *Fiscal Studies*, 29 (2), 233–256. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2008.00074.x>
- Ahlfeldt, G. M. (2013). If we build it, will they pay? Predicting property price effects of transport innovations. *Environment and Planning A*, 45 (8), 1977–1994. DOI: <https://doi.org/10.1068/a45429>
- Andersson, H., Jonsson, L., Ögren, M. (2010). Property Prices and exposure to multiple noise sources: Hedonic regression with road and railway noise. *Environmental and Resource Economics*, 45 (1), 73–89. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10640-009-9306-4>
- Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20 (1), 1–17. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1988.tb00159.x>
- Anselin, L., Arribas-Bel, D. (2013). Spatial fixed effects and spatial dependence in a single cross-section. *Papers in Regional Science*, 92 (1), 3–17. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2012.00480.x>
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., Yoon, M. J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26 (1), 77–104. DOI: [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)
- Autor, D. H. (2003). Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing. *Journal of Labor Economics*, 21 (1), 1–42. DOI: <https://doi.org/10.1086/344122>
- Baltagi, B. H. (2001). *A Companion to Theoretical Econometrics*. Malden, USA: John Wiley & Sons.
- Barros, N., Fontes, T., Silva, M. P., Manso, M. C. (2013). How wide should be the adjacent area to an urban motorway to prevent potential health impacts from traffic emissions? *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 50, 113–128. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.01.021>
- Belotti, F., Hughes, G., Mortari, A. P. (2016). XSMLE: Stata module for spatial panel data models estimation. Boston College Department of Economics. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457610.html>, pridobljeno 25. 2. 2017.
- Bertrand, M., Duflo, E., Mullainathan, S. (2004). How much should we trust Differences-In-Differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 249–275. DOI: <https://doi.org/10.1162/003353504772839588>
- Champ, P. A., Boyle, K., Brown, T. C. (2003). *A Primer on Non-Market Valuation, The Economics of Non-Market Goods and Services*. Dordrecht: Kluwer Academic Press.
- Chen, Z., Haynes, K. E. (2015). Impact of high speed rail on housing values: an observation from the Beijing–Shanghai line. *Journal of Transport Geography*, 43, 91–100. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2015.01.012>
- Dora, C., Phillips, M. (ur.) (2000). *Transport, Environment and Health (Let. 89)*. Copenhagen, Denmark: WHO Regional Office Europe.
- Drobne, S., Paliska, D. (2016). Average transport accessibility of the Slovenian municipalities to the nearest motorway or expressway access point. *Geodetski vestnik*, 59 (3), 486–519. DOI: <http://dx.doi.org/10.15292/geodetski-vestnik.2015.03.486-519>
- Dubé, J., Legros, D., Thériault, M., Des Rosiers, F. (2014). A spatial Difference-in-Differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. *Transportation Research Part B: Methodological*, 64, 24–40. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.trb.2014.02.007>
- Dubé, J., Rosiers, F. D., Thériault, M. (2011). Segmentation spatiale et choix de la forme fonctionnelle en modélisation hédonique, Spatial segmentation and choice of a functional form for hedonic price modelling. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, février (1), 9–37. DOI: <https://doi.org/10.3917/reru.111.0009>
- Efthymiou, D., Antoniou, C. (2013). How do transport infrastructure and policies affect house prices and rents? Evidence from Athens, Greece. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 52, 1–22.

DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.04.002>

Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, 5 (1), 9–28. DOI: <https://doi.org/10.1080/17421770903541772>

Gibbons, S., Machin, S. (2005). Valuing rail access using transport innovations. *Journal of urban economics* 57 (1), 148–169. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.10.002>

Giuliano, G., Gordon, P., Pan, Q., Park, J. (2010). Accessibility and residential land values: some tests with new measures. *Urban Studies*, 47 (14), 3103–3130. DOI: <https://doi.org/10.1177/0042098009359949>

Hammersma, M., Tillema, T., Sussman, J., Arts, J. (2014). Residential satisfaction close to highways: The impact of accessibility, nuisances and highway adjustment projects. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 59, 106–121. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.11.004>

Hansen, C. B. (2007). Generalized least squares inference in panel and multilevel models with serial correlation and fixed effects. *Journal of Econometrics*, 140 (2), 670–694. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.07.011>

Heckert, M., Mennis, J. (2012). The Economic impact of greening urban vacant land: a spatial difference-in-differences analysis. *Environment and Planning A*, 44 (12), 3010–3027. DOI: <https://doi.org/10.1068/a4595>

Hess, D. B., Almeida, T. M. (2007). Impact of Proximity to light rail rapid transit on station-area property values in Buffalo, New York. *Urban Studies*, 44 (5–6), 1041–1068. DOI: <https://doi.org/10.1080/00420980701256005>

Huang, W. (1994). The effects of transportation infrastructure on nearby property values: A review of the literature. Institute of Urban and Regional Development: Berkeley, CA.

Imbens, G. W., Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of economic literature*, 47 (1), 5–86.

Julien, B., Lanoie, P. (2008). The effect of noise barriers on the market value of adjacent residential properties. *Appraisal Journal*, 76 (4), 316–327. <http://www.freepatentsonline.com/article/Appraisal-Journal/191476448.html>, pridobljeno 25. 3. 2017.

Kilpatrick, J., Throupe, R., Carruthers, J., Krause, A. (2007). The impact of transit corridors on residential property values. *Journal of Real Estate Research*, 29 (3), 303–320. DOI: <https://doi.org/10.5555/rees.29.3.lg5hq60530884755>

Kim, K. S., Park, S. J., Kweon, Y.-J. (2007). Highway traffic noise effects on land price in an urban area. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 12 (4), 275–280. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.trd.2007.03.002>

Kuminoff, N. V., Parmeter, C. F., Pope, J. C. (2010). Which hedonic models can we trust to recover the marginal willingness to pay for environmental amenities? *Journal of Environmental Economics and Management*, 60 (3), 145–160. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2010.06.001>

LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Toledo: Department of Economics, University of Toledo.

LeSage, J. P. (2014). What Regional Scientists Need to Know About Spatial Econometrics (SSRN Scholarly Paper No. ID 2420725). Rochester, NY: Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2420725>, pridobljeno 6. 1. 2017.

LeSage, J. P., Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, USA: Taylor & Francis.

Levkovich, O., Rouwendal, J., van Marwijk, R. (2016). The effects of highway development on housing prices. *Transportation*, 43, 379–405. DOI 10.1007/s11116-015-9580-7

Li, W., Saphores, J. D. (2012). Assessing impacts of freeway truck traffic on residential property values. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2288, 48–56. DOI: <https://doi.org/10.3141/2288-06>

Malpezzi, S. (2008). Hedonic pricing models: a selective and applied review. V: O'Sullivan (ur.), K. Gibb (ur.), *Housing Economics and Public Policy*, Blackwell Science, Oxford, str. 67–89.

McMillen, D. P. (2010). Issues in spatial data analysis. *Journal of Regional Science*, 50 (1), 119–141. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00656.x>

Mohammad, S. I., Graham, D. J., Melo, P. C. (2017). The effect of the Dubai metro on the value of residential and commercial properties. *Journal of Transport and Land Use*, 10 (1), 263–290. DOI: <https://doi.org/10.5198/jtlu.2015.750>

Mohammad, S. I., Graham, D. J., Melo, P. C., Anderson, R. J. (2013). A meta-analysis of the impact of rail projects on land and property values. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 50, 158–170. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.01.013>

Mulley, C., Ma, L., Clifton, G., Yen, B., Burke, M., (2016). Residential property value impacts of proximity to transport infrastructure: an investigation of bus rapid transit and heavy rail networks in Brisbane, Australia. *J. Transp. Geogr.*, 54 (2016), str. 41–52, 10.1016/j.jtrangeo.2016.05.010

Nacionalni program izgradnje avtocest v Republiki Sloveniji (NPIA) (1996). <https://www.uradni-list.si/glasilo-uradni-list-rs/vsebina/9350>, pridobljeno 29. 5. 2017.

Parmeter, C. F., Pope, J. C. (2013). Quasi-Experiments and hedonic property value methods. V: J. A. List (ur.), M. K. Price (ur.), *Handbook of Experimental Economics and the Environment*. Northampton, MA: Edward Elgar Publishing. <https://papers.ssrn.com/abstract=1283705>, pridobljeno 25. 3. 2017.

Picard, N., Antoniou, C., de Palma, A. (2010). *Econometric Models*. SustainCity.

Poulos, C., Smith, V. K. (2002). Measuring the disamenity impacts of interstate highways. 2002 World Congress of Environmental and Resource Economists, str. 187. <http://econweb.ucsd.edu/~carsonvs/Files/abstracts.pdf>, pridobljeno 6. 1. 2016.

Resolucija o Nacionalnem programu izgradnje avtocest v Republiki Sloveniji (ReNPIA) (2004). <https://www.uradni-list.si/glasilo-uradni-list-rs/vsebina/49032>, pridobljeno 11. 11. 2015.

Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82 (1), 34–55. DOI: <https://doi.org/10.1086/260169>

Sanuk, Y., Madlener, R. (2016). The impact of wind farm visibility on property values: A spatial-difference-in-differences analysis. *Energy Economics* 55, 79–91.

Seo, K., Golub, A., Kuby, M. (2014). Combined impacts of highways and light rail transit on residential property values: a spatial hedonic price model for Phoenix, Arizona. *Journal of Transport Geography*, 41, 53–62. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2014.08.003>

Spremembe in dopolnitve nacionalnega programa izgradnje avtocest (1998). <https://www.uradni-list.si/glasilo-uradni-list-rs/vsebina/1998-01-1800?sop=1998-01-1800>, pridobljeno 15. 8. 2017.

Won Kim, C., Phipps, T. T., Anselin, L. (2003). Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45 (1), 24–39.
DOI: [https://doi.org/10.1016/S0095-0696\(02\)00013-X](https://doi.org/10.1016/S0095-0696(02)00013-X)



Paliska D, Fabjan D., Vodopivec R., Drobne S. (2018). Vpliv izgradnje avtocest in hitrih cest na ceno stanovanj v severovzhodni Sloveniji. *Geodetski vestnik*, 62 (2), 218–234. DOI: 10.15292/geodetski-vestnik.2018.02.218-234

Doc. dr. Dejan Paliska, univ. dipl. inž. tehn. prom.

Univerza na Primorskem, Fakulteta za turistične študije – Turistica
Obala 11a, SI-6320 Portorož, Slovenija
e-naslov: dejan.paliska1@gmail.com

Viš. pred. mag. Daša Fabjan, univ. dipl. inž. tehn. prom.

Univerza na Primorskem, Fakulteta za turistične študije – Turistica
Obala 11a, SI-6320 Portorož, Slovenija
e-naslov: dasa.fabjan@fts.upr.si

Prof. dr. Robert Vodopivec

Mediterranski inštitut za sodobne študije, MEDIFAS
Primorski tehnološki park, Mejni prehod 6, SI-5290 Šempeter pri Gorici
e-naslov: vodopive.robert@siol.net

Doc. dr. Samo Drobne, univ. dipl. inž. geod.

Univerza v Ljubljani, Fakulteta za gradbeništvo in geodezijo
Jamova cesta 2, SI-1000 Ljubljana, Slovenija
e-naslov: samo.drobne@fgg.uni-lj.si