



UTJEČE LI PRODULJENJE OBVEZNOGA ŠKOLOVANJA NA SMANJENJE STOPE RANOGA PREKIDANJA ŠKOLOVANJA?

Goran MILAS, Ivana FERİĆ
Institut društvenih znanosti Ivo Pilar, Zagreb

UDK: 371.25(4)
371.212.8(4)
37.044(4)

Izvorni znanstveni rad

Primljeno: 6. 4. 2009.

Rezultati izloženi u radu temelje se na podacima koji su dijelom prikupljeni u okviru projekta "Modeli obveznog srednjoškolskog obrazovanja".

U radu su analizirani statistički podaci o raznim obilježjima obrazovnih sustava i obrazovne učinkovitosti na uzorku 33 europske države u sastavu EU-a ili u procesu pridruživanja s ciljem procjene učinaka produljenja obveznoga školovanja na stopu ranoga prekidanja školovanja. Regresijskom se analizom nastojalo utvrditi je li broj godina obveznoga školovanja relevantan prediktor stope odustajanja od školovanja i očekivanoga trajanja školovanja, dok je kvaziekperimentalna metodologija primijenjena kako bi se procijenili učinci produljenja obveznog obrazovanja na smanjenje stope odustajanja od školovanja. Kako su pokazale regresijske analize, trajanje obveznoga školovanja nije, uz parcijalizaciju drugih relevantnih varijabli, znatnije korelirano sa stopom ranoga prekidanja školovanja. Kvaziekperimentalni pristup analizi produljenja obveznoga školovanja ne govori u prilog učinkovitosti takve vrste intervencije. Uočeno smanjenje stope odustajanja od školovanja razložnije je pripisati dugoročnom trendu ili slučajnim vremenskim kolebanjima nego samoj intervenciji. Ipak, postojeći podaci ne mogu opravdati ni konačan zaključak o neučinkovitosti uvođenja produljenja obveznoga školovanja zbog nemogućnosti praćenja dugoročnih nego samo neposrednih učinaka.

Ključne riječi: rano prekidanje školovanja, trajanje obveznoga školovanja, produljenje obveznoga školovanja



Goran Milas, Institut društvenih znanosti Ivo Pilar,
Marulićev trg 19/1, p. p. 277, 10 001 Zagreb, Hrvatska.
E-mail: Goran.Milas@pilar.hr

UVOD

Prerano prekidanje školovanja jedna je od ključnih tema kojom se u svijetu i u nas bave kreatori obrazovne politike i stručnjaci na polju obrazovanja. Ta "tiha epidemija", kako su je prozvali američki autori (Bridgeland i sur., 2006.), velika je prijetnja ne samo pojedincu nego i društvu u cjelini. Osobe koje prekinu školovanje prije stjecanja srednjoškolske diplome teže nalaze posao (Stanard, 2003.), češće pribjegavaju kriminalu (Schargel i Smink, 2001.; Harlow, 2003.) i lakše upadaju u "začarani krug" socijalne isključenosti (Starc i sur., 2006.). Kako zaključuju Bridgeland i suradnici (2006.), odluka o prekidanju školovanja opasna je, pogotovo u postindustrijskom društvu, koje zahtijeva najmanje srednjoškolsku diplomu za nadmetanje na tržištu rada. Statistike nadalje pokazuju da osobe bez srednjoškolske naobrazbe teško mogu zaraditi dovoljno za vlastito uzdržavanje, imaju trostruko veću vjerojatnost da budu nezaposlene i dvostruko veće izgleda da se nađu ispod ruba kojim se definira siromaštvo (Bridgeland i sur., 2006.).

Osim što uvelike utječe na život pojedinca, prerano napuštanje školovanja ima i naglašeno negativan utjecaj na široj socijalnoj razini. U društvu koje se u sve većoj mjeri temelji na znanju i ekonomiji koja traži sve obrazovanije zaposlenike osoba niske razine naobrazbe znači velik problem zbog slabih izgleda da nađe posao koji bi joj donio plaću dostatnu za normalan život (Christenson i Thurlow, 2004.). Troškovi koje društvo trpi zbog osoba nedostatne naobrazbe vrtoglavi su i procjenjuju se na milijarde dolara utrošenih na programe za nezaposlene, zbrinjavanje socijalno ugroženih osoba, prevenciju i krivično gonjenje zločina te izgubljene prihode iz državnoga proračuna (Christenson i sur., 2000.). Zbog tako ozbiljnih posljedica za pojedinca i društvo u cjelini ulažu se golemi naponi kako bi se učenike potaknulo da u što većem broju steknu barem neku srednjoškolsku naobrazbu.

Donekle paradoksalno, dok se svi bez iznimke slažu da je problem ranoga napuštanja škole jedno od prioritarnih pitanja obrazovne politike, ne postoji konsenzus oko toga kako bi se uopće definiralo rano napuštanje školovanja. U optjecaju je, naime, mnogo definicija takvih osoba za koje se u engleskom jeziku rabi izraz *dropout* (Fossey, 1996.; Viadero, 2001.), a u hrvatskom bismo ih mogli nazvati odustajateljima. U najopćenitijem smislu, odustajateljima se smatraju osobe koje ne steknu obrazovanje koje je normom određeno kao dobro za njih ili društvo u cjelini (Viadero, 2001.; Finn, 1989.), ali postoje i autori skloniji užoj definiciji, koja takve osobe definira kao pojedince koji nisu završili započeto obrazovanje (Morrow, 1986.; Montmarquette i sur., 2001.). Skloniji smo prvoj, nešto široj, definiciji, jer ona ne ispušta osobe s nezadovoljavajućom naobraz-

bom koje nisu ni upisale određenu školu (srednju ili čak osnovnu), to prije što odnedavno barem neka srednjoškolska svjedodžba postaje obrazovna norma u većini europskih zemalja (Jónasson i Blöndal, 2009.). Na razini državnih statistika, odustanje se pripisuje osobama između 16 i 24 godine koje su napustile školovanje bez stečene srednjoškolske diplome (Fosse, 1996.) ili, prema drugoj, sličnoj, definiciji, onima od 18 do 24 godine koje su prekinule školovanje sa završenom najviše osnovnom školom (*Eurostat Yearbook*, 2008.).

Problem preranoga prekidanja školovanja vrlo je naglašen i u Hrvatskoj, iako se podaci raznih ustanova uvelike razilaze oko procjene koliko zapravo mladih napušta školovanje prije završetka srednje škole. Procjena Ministarstva znanosti, obrazovanja i športa kazuje da čak tridesetak posto mladih prekida školovanje prije stjecanja srednjoškolske diplome (MZOŠ RH, 2005.). Prema tom izvoru, samo 79,2% djece nakon završetka osnovne škole upiše se u srednju, a nju u roku završi manje od 70% mladih. Krajnje različita procjena iznesena je u godišnjem izvještaju (*Eurostat Yearbook*, 2008.), gdje se za Hrvatsku navode podaci što ih je anketom radne snage prikupio Državni zavod za statistiku o svega 5-8 posto takvih osoba u posljednjih nekoliko godina. Treća procjena, ona koja se temelji na zadnjem popisu stanovništva iz 2001., govori da se stvarni postotak osoba koje ne završe srednju školu kreće između ovih dviju ekstremnih procjena (DZS RH, 2001.). U populaciji osoba između 20 i 24 godine bilo je 2001. u Hrvatskoj 11,8% onih bez završene srednje škole, što je, kako se čini, procjena najbliža stvarnome stanju (za obrazloženje i dopunske analize vidi Milas i sur., 2007.).

O uzrocima preranoga prekidanja školovanja nezahvalno je zaključivati, ali prisutna su brojna nagađanja. S obzirom na to da je riječ o društvenoj pojavi, eksperimentalni istraživački pristup koji bi ponudio dokaznu građu u prilog nekoj teoriji jedva da je moguć, osim u obliku kvazieksperimenta nejake unutarnje valjanosti (Cook i Campbell, 1979.; Campbell i Russo, 1999.). Stoga se istraživanja uobičajeno ograničavaju na prepoznavanje prediktora i uobličavanje uvjerljivih teorijskih objašnjenja (Battin-Pearson i sur., 2000.). Istraživanja pokazuju da prekidanje školovanja zacijelo nema uvijek iste uzroke, odnosno iste prediktore (Janosz i sur., 1997.). Ovisno o prediktoru čiju važnost najviše naglašavaju kao varijablu koja povećava vjerojatnost prekidanja školovanja, autori razlikuju pet teorija (Battin-Pearson i sur., 2000.) – teoriju opće devijantnosti, teoriju devijantne pripadnosti, teoriju oskudne obiteljske socijalizacije, teoriju društvene uvjetovanosti i teoriju slaboga akademskog uspjeha. Teorija opće devijantnosti naslanja se na dosljedno visoku povezanost između stope ra-

noga prekidanja školovanja i devijantnoga ponašanja, poput delinkvencije (Fagan i Jones, 1984.; Thornberry i sur., 1990.; Elliott i Voss, 1974.) ili uporabe droge (Friedman i sur., 1985.; Weng i sur., 1988.) te se smatra da bi sklonost takvu ponašanju mogla povećati vjerojatnost napuštanja školovanja. Teorija devijantne pripadnosti počiva na pretpostavci kako su za odustajanje od školovanja (dijelom) odgovorni utjecaji prijatelja, poznanika i grupa sklonih devijantnom ponašanju (Elliott i Voss, 1974.; Fagan i Pabon, 1990.). Teorija oskudne obiteljske socijalizacije stavlja težište na ulogu obitelji u odluci o prekidu školovanja (Rumberger, 1983.), dok teorija društvene uvjetovanosti razloge ranoga napuštanja školovanja prepoznaje u sociodemografskim obilježjima poput spola, socioekonomskoga statusa, etničke pripadnosti i sličnih (Rumberger, 1983.; 1987.). Gotovo bez iznimke, sva istraživanja upućuju na čvrstu i postojanu vezu između slaboga akademskog postignuća, mjenog ocjenama ili testovima znanja, i ranoga napuštanja školovanja (Cairns i sur., 1989.; Fagan i Pabon, 1990.; Rumberger, 1983.), što je osnova na temelju koje neke teorije ovu varijablu prepoznaju kao uzročnika ili glavnoga posrednog mehanizma (medijatora) u odluci o prekidu školovanja (Battin-Pearson i sur., 2000.).

Bez obzira na uvjerljivost pojedinih teorija, a rezultati pokazuju da svaka od njih uživa stanovitu empirijsku potporu (Battin-Pearson i sur., 2000.), pokazalo se da prerano preuzimanje uloge i ponašanja odraslih može štetiti kasnijem životnom funkcioniranju takvih osoba (Newcomb, 1996.; Newcomb i Bentler, 1988.). Kako smatra Newcomb (1996.), prerano prekidanje školovanja odraz je lažne zrelosti koji požeuruje preuzimanje uloge odraslih. Istraživanja pokazuju da što mladi dulje provedu u obrazovnom procesu prikupljajući znanja tijekom adolescencije, to će se bolje pripremiti za izazove odraslosti s kojima će se suočiti u kasnijem životu (Newcomb, 1996.). Pokaže li se ovakva pretpostavka točnom, jedna od važnih zadaća obrazovne politike sastojat će se u pokušaju da se osobe od 14 do 18 godina zadrže u procesu školovanja, čak i kad je sasvim jasno kako je riječ o posve simptomatskom pristupu u liječenju problema čiji stvarni uzroci nisu dovoljno poznati ili su krajnje heterogeni. Protivno tome može govoriti argumentacija da je korelacija između broja godina školovanja i kasnijega funkcioniranja lažna (spuriozna) i da je odraz korelacije sa stvarnim uzročnicima (primjerice slabim akademskim potencijalom, sklonosti devijantnom ponašanju ili nekom drugom ključnom varijablom), pa se predloženi "simptomatski" pristup neće pokazati djelotvornim u rješavanju temeljnoga problema.

Jedan od načina da se problemu preranoga prekidanja školovanja pristupi "simptomatski" jest produljenje obveznog o-

brazovanja. Na taj bi se način dio adolescenata sklonih odustajanju silom zakona zadržao u obrazovnom procesu dulje nego što bi to inače namjeravao učiniti. Iako se, kako smo ranije napomenuli, može činiti kako takva politika ne može postići učinak jer mimoilazi i ignorira stvarne uzroke preranoga prekidanja školovanja, mnogi pokazatelji upućuju na to da je ona možda ipak djelotvorna. Dva vremenski bliska istraživanja provedena u Sjedinjenim Američkim Državama i Hrvatskoj na mladim osobama (do 24 godine) koje su prekinule školovanje prije stjecanja srednjoškolske diplome pokazala su da mladi naknadno žale što nisu bili "prisiljeni" završiti školovanje i pozdravljaju najavu produljenja obveznog obrazovanja (Bridgeland i sur., 2006.; Milas i sur., 2007.). Istraživanje Angrista i Kruegera (1991.) pokazuje da i male razlike u godinama školovanja uvjetovane različitim datumom rođenja mogu biti povezane s visinom prihoda u kasnijem životu. Pokazalo se da su se djeca koja su rođena na početku godine u pravilu upisivala u školu u nešto starijoj dobi, što im je (zakonski) omogućavalo ranije prekidanje školovanja. Kako procjenjuju autori, gotovo četvrtina odustajajuća nastavlja školovanje isključivo zbog zakonske odredbe, što kasnije povećava vjerojatnost ostvarivanja bolje plaćenoga zaposlenja (Angrist i Krueger, 1991.). Još uvjerljivije podatke o važnosti svake dodatne godine obveznoga školovanja pruža Oreopoulos (2005.a; 2005.b; 2006.). Na slučaju Kanade ovaj autor uvjerljivo argumentira da nametanje dodatnoga obveznog školovanja povećava kasnije prihode osoba sklonih ranom odustajanju (Oreopoulos, 2005.a). Analizirajući podatke koji se odnose na Veliku Britaniju i Irsku, isti autor dolazi do zaključka kako svaka dodatna godina obveznoga školovanja donosi možebitnim odustajajućima prosječno povećanje mjesečnih prihoda u visini od 12%, ali i velike pomake u subjektivnoj dobrobiti (Oreopoulos, 2006.). Treća, možda i najvažnija, studija istog autora donosi analizu podataka iz Sjedinjenih Američkih Država i Kanade na temelju usporedbe saveznih država koje su u različitom trenutku uvele produljenje obveznoga školovanja. I ovo istraživanje dosljedno upućuje na pozitivne učinke produljenja. Prema procjeni autora, pomicanje granice dobi u kojoj je moguće zakonski napustiti školovanje na dob iznad 16 godina povećava u prosjeku duljinu školovanja za 0,12 do 0,16 godina, smanjuje stopu odustajanja od školovanja za 1,2 do 2,1% i povećava broj mladih osoba s barem pokojom godinom fakulteta za 1,5 do 2,1% (Oreopoulos, 2005.b).

U svjetlu iznesenih podataka, produljenje obveznog obrazovanja čini se kao potencijalno učinkovita metoda u snižavanju stope ranoga prekidanja školovanja i smanjenja ozbiljnih društvenih posljedica kojima širenje takve "epidemije" vodi. Dodatnu motivaciju za provjeru je li uistinu riječ o učinkovi-

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 18 (2009),
BR. 4-5 (102-103),
STR. 649-671

MILAŠ, G., FERİĆ, I.:
UTJEČE LI PRODULJENJE...

tom sredstvu borbe protiv preranoga napuštanja školovanja pružila je i načelna odluka Ministarstva znanosti, obrazovanja i športa RH da se krene u projekt obvezne srednje škole, koja je kao jedan od ciljeva zacrtana u Strateškom okviru za razvoj 2006.-2013., u kojem se navodi: "Povećanje ukupne obrazovanosti i jačanje spremnosti i sposobnosti za neprekidno učenje i usavršavanje zahtijeva produžavanje trajanja obveznog obrazovanja tj. uvođenje obvezne srednje škole" (RH Središnji državni ured za razvojnu strategiju i koordinaciju fondova EU, 2006., str. 15).

Istraživanje smo proveli s namjerom da na temelju dostupne sekundarne građe procijenimo učinke planiranoga produljenja obveznog obrazovanja na promjenu stope ranoga prekidanja školovanja. Osnovna zadaća analize sekundarne građe jest pokušaj da se na temelju podataka o obrazovnim pokazateljima europskih država predvide učinci najavljenog uvođenja obvezne srednje škole. Takva je zadaća razložena na dva problema. Prvi se odnosi na prepoznavanje najvažnijih korelata stope odustajanja od školovanja, odnosno odgovor na pitanje: Što od varijabli raspoloživih u bazama podataka najbolje pridonosi objašnjenju stope odustajanja od školovanja i očekivanom trajanju školovanja? U sklopu toga problema najviše nas je zanimao prediktorski učinak upravo varijable duljine obveznoga školovanja. Drugi problem vezan je uz provjeru učinaka produljenja obveznog obrazovanja u europskim zemljama u kojima je u posljednje vrijeme uvedena takva promjena, odnosno odgovor na pitanje: Utječe li produljenje obveznoga školovanja na smanjenje stope odustajanja od školovanja?

METODA

U pokušaju da pružimo odgovor na pitanje o učincima produljenja obveznog obrazovanja koristili smo se dostupnim sekundarnim podacima. Strana iskustva pohranjena u obliku podataka što ih prikupljaju razne državne ustanove, u prvom redu statistički zavodi, mogu se tretirati kao rezultati iz obuhvatnoga društvenog kvaziekperimenta. Razlike koje vladaju u obrazovnim sustavima pojedinih europskih zemalja i uvođenje reformi i promjena s ciljem poboljšavanja obrazovnih učinaka mogu poslužiti analizi u okviru dviju osnovnih metodoloških modela – korelacijskom (regresijskom) i (kvazi) eksperimentalnom. Prvi, korelacijsko-regresijski, model tretira razlike među državama kao odraz prirodnoga variranja, dok drugi uvodi pojam namjerne intervencije s ciljem popravljivanja obrazovnih učinaka.

Usredotočimo li se na varijablu koju smo prepoznali kao temeljni pokazatelj uspješnosti najavljenog uvođenja obveznoga srednjoškolskog obrazovanja, a to je rano prekidanje ško-

● **TABLICA 1**
Shematski prikaz kvaziekperimentalnoga pristupa analizi dostupne sekundarne građe*

lovanja (*dropout*), korelacijsko-regresijski i kvaziekspertimentalni model mogu nam pomoći svaki na svoj način. U okviru prvoga pokušali smo provjeriti koje varijable najviše pridonose objašnjavanju ranoga prekidanja školovanja. Utvrdimo li, na primjer, stabilnu korelacijsku povezanost neke varijable s ranim prekidanjem, to je odraz uzročnoga djelovanja prve na drugu, druge na prvu ili treće na njih obje. Iako se čini da je takav korelacijski pristup osuđen da ostane na opisnoj razini bez mogućnosti jasna prepoznavanja uzročne varijable, to nije posve točno. Taj se model može uvelike ojačati mjerenjem prediktorskih varijabli u vremenu koje je prethodilo mjerenju kriterijske varijable, čime zaključci dobivaju na težini, a hipoteze o uzročnosti postaju uvjerljivije. No još veću snagu zaključaka nudi eksperimentalna metoda, koja uvođenje promjena u raznim zemljama tretira kao nezavisnu varijablu u društvenom kvaziekspertimentu. Takav pristup omogućuju podaci iz zemalja koje su produljile trajanje obveznoga školovanja. One su u ovom slučaju tretmanska, odnosno eksperimentalna, grupa. Kontrolnu grupu predstavljaju zemlje koje još nisu provele takvu vrstu promjene (među kojima je i Hrvatska), kao i podaci iz zemalja koje su uvele promjene, ali prije njihova uvođenja. Shema nacrtata koji se u literaturi naziva nacrtom prekinutih vremenskih nizova s kontrolnim grupama (Cook i Campbell, 1979.; Milas, 2005.) prikazana je u Tablici 1.

Zemlja	Mjerenje prije uvođenja intervencije (podaci za pojedine godine)				Intervencija	Mjerenje nakon uvođenja intervencije (podaci za pojedine godine)			
E1	...g-n	g-3	g-2	g-1	X	g+1	g+2	g+3	...g+n
E2	...g-n	g-3	g-2	g-1	X	g+1	g+2	g+3	...g+n
E3	...g-n	g-3	g-2	g-1	X	g+1	g+2	g+3	...g+n
...En	...g-n	g-3	g-2	g-1	X	g+1	g+2	g+3	...g+n
K1	...g-n	g-3	g-2	g-1		g+1	g+2	g+3	...g+n
K2	...g-n	g-3	g-2	g-1		g+1	g+2	g+3	...g+n
K3	...g-n	g-3	g-2	g-1		g+1	g+2	g+3	...g+n
...Kn	...g-n	g-3	g-2	g-1		g+1	g+2	g+3	...g+n
Hrvatska	...g-n	g-3	g-2	g-1		g+1	g+2	g+3	...g+n

*Značenje simbola: E – eksperimentalna, K – kontrolna, g – godina, pri čemu indeks znači udaljenost od tretmanske godine, X – intervencija

Uzorak i baza podataka

U istraživanju su upotrijebljeni podaci *Eurostatova godišnjaka* (*Eurostat Yearbook*, 2008.) koji statistički opisuju različite obrazovne i ekonomske pokazatelje europskih zemalja, poglavito iz EU-a i onih koje su u pregovorima oko pristupanja. Valja se ukratko osvrnuti na opravdanost i razložnost oslanjanja na jednu bazu podataka i odabrani uzorak zemalja. Razmatrana je mogućnost da se uzorak zemalja proširi, ali su pretegnuli razlozi protiv takva pristupa. Postojećim se uzorkom nastoja-

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 18 (2009),
BR. 4-5 (102-103),
STR. 649-671

MILAŠ, G., FERİĆ, I.:
UTJEČE LI PRODULJENJE...

lo okupiti zemlje s razmjerno sličnim društvenim profilom i obrazovnim sustavima. U regresijskoj su analizi time isključeni generatori varijabiliteta izvan prediktorskoga sustava, odnosno smanjena je mogućnost artefakta u kojem bi na rezultate mogla utjecati neka varijabla izvan skupa onih obuhvaćenih analizom. Drugi problem na koji se valja osvrnuti jest skup podataka uključen u analizu. S obzirom na to da Eurostat nudi obilje statističkih podataka o različitim vidovima uključenih zemalja, pitanje je bilo kako reducirati, a ne kako proširiti, prediktorski skup. Regresijska analiza, naime, postavlja zahtjev za niskim međusobnim korelacijama prediktora zbog problema multikolinearnosti (Cohen i Cohen, 1983.). Kako bismo postigli stabilnu predikciju kriterijske varijable, uključili smo samo one prediktore koji su: a) bili relevantni za izučavani problem, b) pružali informacije razmjerno neovisne o onima što ih pružaju drugi prediktori i c) bili mjereni u duljem razdoblju.

Statistička analiza

U sklopu prvoga problema primijenjena je regresijska analiza kako bi se utvrdilo u kojoj je mjeri odustajanje od škole i očekivano trajanje školovanja moguće predvidjeti na temelju relevantnih varijabli, među kojima je svakako najzanimljivije trajanje obveznoga školovanja. Zavisne varijable, odnosno kriteriji, bili su: a) postotak populacije od 18 do 24 godine bez završene SŠ, koji je napustio školovanje (operacionalna definicija *dropouta*) i b) očekivano trajanje školovanja. Nezavisne varijable, odnosno prediktori, bili su: a) godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu, b) stopa zaposlenosti, c) omjer učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju, d) ukupno izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a i e) broj godina obveznoga školovanja.

U istraživanju se postavilo pitanje statističke značajnosti rezultata, odnosno njihove mogućnosti uopćavanja na čitavu populaciju. Jasno je da istraživanjem nije obuhvaćena čitava populacija ni europskih zemalja, pa je zbog toga valjalo odrediti koju populaciju predstavlja postojeći uzorak. Kad bismo pokušali uopćavati dobivene rezultate na populaciju europskih zemalja, to bismo teško mogli pravdati zbog neprobabilističkog odabira uzorka (izostale su isključivo zemlje koje nisu u planu pridruživanja EU-u). Zbog toga je odabrano pragmatično rješenje. Populacijom su proglašene zemlje članice EU-a ili one koje su u procesu pridruživanja. Time je otklonjena potreba računanja značajnosti, a dobiveni koeficijenti dobili su status populacijskih parametara, a ne procjena na temelju uzorka.

Ipak valja biti svjestan da su postojeće procjene opterećene pogreškom, pa je, s ciljem njihova smanjenja, izračunan

niz regresijskih analiza za različita razdoblja. Pritom su regresijske analize računane tako da su za predikciju uzimane varijable mjerene u razdoblju koje je najmanje tri godine prethodilo mjerenju kriterija. Time su zadovoljena dva od tri zahtjeva za pripisivanje uzročnosti – koreliranost i prethođenje (Cook i Campbell, 1979.).

Treba napomenuti da iako je uzorak zemalja razmjerno velik (33), u bazi nedostaju podaci za pojedine godine, pa su regresijske analize provedene na uzorcima različite veličine, ne nužno identičnima. I to je, do neke mjere, moglo proizvesti varijacije u konačnim rezultatima pojedinih regresijskih analiza.

U sklopu analize drugoga problema sustavno je uspoređivana stopa ranoga prekidanja školovanja u razdobljima koja su prethodila i slijedila iza uvođenja produljenja trajanja obveznog obrazovanja. S obzirom na to da je stopa odustajanja od školovanja mjerena u nizu godina prije i nakon uvođenja produljenja, provjera je obavljena prema shemi nacrtana prekinutih vremenskih nizova s više kontrolnih grupa. Kako je broj vremenskih točaka bio premalen za primjenu analize vremenskih nizova, analiza se sastojala u vizualnoj inspekciji, koja je zbog brojnosti "tretmanskih" i "kontrolnih" zemalja bila primjereno i dovoljno egzaktno rješenje. Ipak, problem analize bila je razmjerna nedavnost uvođenja produljenja, tako da se na temelju nje moglo zaključivati tek o kratkoročnim učincima.

REZULTATI

Predviđanje ranoga prekidanja školovanja i očekivanoga trajanja školovanja

Regresijske analize provedene na podacima prikupljenima u različitim razdobljima upućuju na istovjetne zaključke koji su tek u manjoj mjeri podložni vremenskim varijacijama. Prediktori u različitim razdobljima objašnjavaju između 39% i 56% varijance prosječnoga trajanja školovanja među raznim zemljama. Postotak objašnjene varijance u svim je razdobljima umjereno visok. Prosječna vrijednost višestruke determinacije iznosi 0,46 (medijan i aritmetička sredina). Treba napomenuti da razlika u količini objašnjene varijance nije toliko posljedica nestabilnosti korelacija među varijablama koliko različitih uzoraka zemalja uključenih u analizu.¹

Radi lakšega snalaženja, u tablicama su posebno naznačeni beta-koeficijenti apsolutno veći od $\pm 0,30$, što se smatralo supstancijalnom povezanošću (odnosno mogućim utjecajem).

Iako objašnjavaju približno jednaku proporciju varijance kriterija, pojedini prediktori ne pokazuju dosljednost u visini predikcije. Za takvu vrstu kolebanja dijelom su odgovorne ko-

● **TABLICA 2**
Uspješnost
predviđanja
očekivanoga trajanja
školovanja mjerena
višestrukom
korelacijom i beta-
koeficijenti prediktora
za pojedina razdoblja

relacije među njima, ali još u većoj mjeri različitost uzorka zemalja uključenih u analizu. Dosljedno visoku povezanost s kriterijem ima tek varijabla stope zaposlenosti, dok značajno manju dosljednost pokazuje ukupno izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a i godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu, od kojih potonja zbog njihove razmjerno visoke međusobne korelacije ima supresorski učinak. Broj godina obveznoga školovanja tek u manjoj mjeri pridonosi predviđanju očekivanoga trajanja školovanja, pri čemu su beta-ponderi u nekim slučajevima čak i negativnoga predznaka. Ako se, dakle, uopće i može nagađati o mogućem učinku propisanoga broja godina obveznoga školovanja na očekivano trajanje školovanja, on svakako nije posebno naglašen.

Prediktori	Razdoblje: prediktor-kriterij							M β	sd β
	1999.- -2003.	2000.- -2003.	1999.- -2004.	2000.- -2004.	2001.- -2004.	1999.- -2005.	2000.- -2005.		
Godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu	-0,08	-0,34	-0,14	-0,36	-0,24	-0,21	-0,44	-0,32	
Stopa zaposlenosti	0,45	0,66	0,48	0,65	0,56	0,50	0,66	0,57	
Omjer učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju	0,41	-0,03	0,41	0,05	-0,39	0,38	0,03	-0,44	
Ukupno izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a	0,64	0,32	0,67	0,41	0,14	0,64	0,40	0,11	
Broj godina obveznoga školovanja	0,15	0,17	0,11	0,17	0,31	0,10	0,16	0,29	
Višestruka determinacija	0,45	0,48	0,49	0,50	0,46	0,47	0,48	0,42	
Broj zemalja uključenih u analizu	14	18	14	18	22	14	18	22	

Prediktori	Razdoblje: prediktor-kriterij							M β	sd β
	2001.- -2005.	2002.- -2005.	1999.- -2006.	2000.- -2006.	2001.- -2006.	2002.- -2006.	2003.- -2006.		
Godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu	-0,32	-0,23	-0,26	-0,36	-0,31	-0,26	-0,20	-0,27	0,10
Stopa zaposlenosti	0,57	0,50	0,19	0,44	0,42	0,44	0,51	0,50	0,12
Omjer učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju	-0,44	-0,38	-0,03	-0,07	-0,47	-0,44	-0,44	-0,10	0,33
Ukupno izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a	0,11	0,14	0,56	0,48	0,20	0,15	0,06	0,35	0,22
Broj godina obveznoga školovanja	0,29	0,27	-0,29	-0,08	0,02	-0,03	-0,06	0,09	0,17
Višestruka determinacija	0,42	0,39	0,56	0,46	0,44	0,42	0,48	0,46	0,04
Broj zemalja uključenih u analizu	22	22	14	18	22	22	23		

Beta-koeficijenti veći u apsolutnom smislu od $\pm 0,30$ označeni su kurzivom.

Očekivano je trajanje školovanja, u skladu s provedenom regresijskom analizom, to veće što je:

- niže izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu
- viša stopa zaposlenosti
- veće izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a.

Kad je za kriterij uzet postotak populacije između 18 i 24 godine bez završene srednje škole koji je napustio školovanje,

prediktori su u raznim izučavanim razdobljima pokazali izrazitu stabilnost.

Prediktori	Razdoblje: prediktor-kriterij							M β	sd β
	1999.- -2003.	2000.- -2003.	1999.- -2004.	2000.- -2004.	2001.- -2004.	1999.- -2005.	2000.- -2005.		
Godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu	0,45	0,64	0,52	0,72	0,46	0,59	0,75	0,48	
Stopa zaposlenosti	-0,65	-0,59	-0,73	-0,59	-0,44	-0,65	-0,54	-0,39	
Omjer učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju	-0,45	-0,45	-0,48	-0,49	-0,17	-0,52	-0,53	-0,20	
Ukupno izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a	-0,19	-0,41	-0,31	-0,53	-0,24	-0,46	-0,60	-0,29	
Broj godina obveznoga školovanja	0,58	0,24	0,55	0,21	0,22	0,45	0,17	0,19	
Višestruka determinacija	0,57	0,32	0,68	0,38	0,24	0,63	0,39	0,25	
Broj zemalja uključenih u analizu	14	18	14	18	22	14	18	22	

Prediktori	Razdoblje: prediktor-kriterij						M β	sd β
	2002.- -2005.	1999.- -2006.	2000.- -2006.	2001.- -2006.	2002.- -2006.	2003.- -2006.		
Godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu	0,50	0,43	0,65	0,40	0,42	0,20	0,51	0,15
Stopa zaposlenosti	-0,39	-0,73	-0,57	-0,40	-0,38	-0,21	-0,52	0,15
Omjer učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju	-0,20	-0,50	-0,49	-0,25	-0,25	-0,27	-0,37	0,14
Ukupno izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a	-0,29	-0,15	-0,40	-0,20	-0,21	-0,06	-0,31	0,15
Broj godina obveznoga školovanja	0,20	0,46	0,22	0,25	0,24	0,27	0,30	0,14
Višestruka determinacija	0,24	0,55	0,31	0,21	0,20	0,09	0,36	0,18
Broj zemalja uključenih u analizu	22	14	18	22	22	23		

S obzirom na očekivanje da prediktori na kriterij djeluju sa zadržkom od najmanje tri godine, u analizu nisu uključeni kraći razmaci između njih.

Beta-koeficijenti veći u apsolutnom smislu od $\pm 0,30$ označeni su kurzivom.

● **TABLICA 3**
Uspješnost predviđanja stope ranoga prekidanja školovanja mjerena višestrukom korelacijom i beta-koeficijenti prediktora za pojedina razdoblja
Kriterij: Postotak populacije od 18 do 24 godine bez završene SS koji je napustio školovanje

Svi beta-koeficijenti koji su se odnosili na pojedini prediktor imali su istovjetan predznak u svakoj od četrnaest provedenih analiza. Nedvojbeno se pokazalo da najvišu povezanost s kriterijem (uz parcijalizaciju drugih činitelja) imaju godišnje izdvajanje za obrazovne ustanove i stopa zaposlenosti. Paradoksalno, što je ulaganje veće, to je veća i stopa ranoga prekidanja školovanja, dok je istodobno stopa zaposlenosti stanovnika obrnuto povezana sa stopom odustajanja od škole. Uvrstimo li među značajne prediktore one koji medijanom nadmašuju apsolutnu vrijednost od $\pm 0,30$, možemo zaključiti da je stopa preranog odustajanja od školovanja obrnuto razmjerna omjeru učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju i visini izdvajanja za obrazovanje kao postotku BDP-a. Posljednji prediktor, broj godina obveznoga školovanja, ne pridonosi u većoj mjeri predikciji kriterija, ali je znakovito da svi koeficijenti imaju istovjetan predznak, pa se eventualno može govoriti o blagoj pozitivnoj vezi s odustajanjem od dalj-

njega školovanja. U skladu s tim regresijska analiza pokazuje da je stopa ranoga prekidanja školovanja to veća što je:

- veće izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku/studentu
- niža stopa zaposlenosti
- manji omjer učenika i nastavnika u primarnom obrazovanju
- manje izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a
- veći broj godina obveznog školovanja.

Naoko paradoksalna slika u kojoj neke, evidentno pozitivne, mjere – poput većeg izdvajanja za obrazovne ustanove, manjeg omjera broja učenika i nastavnika ili većega broja godina obveznoga školovanja – pridonose negativnoj pojavi da se objasni nejasnom prirodom "uzroka" i "posljedice" u regresijskoj analizi, složenom povezanošću prediktora, ali i začuđujuće "dobroj" statistici o stopi odustajanja od školovanja nekih tranzicijskih zemalja, među kojima i Hrvatske. Krajnje je nelogično da veća izdvajanja za ustanove pridonese većem odustajanju od školovanja. Vjerojatno je riječ o tome da veća stopa odustajanja od školovanja potiče na veća ulaganja. Drugo je alternativno objašnjenje da državama koje mnogo ulažu u ustanove ostaje premalo da se financijski suoče s izazovom preranog odustajanja od škole. Treća je mogućnost da zbog razmjerno visoke korelacije s drugim prediktorom (izdvajanjem za obrazovanje kao postotkom BDP-a) ova varijabla funkcionira kao supresor. Naposljetku, ne treba izgubiti iz vida i najtrivijalnije objašnjenje, ono o problematičnoj kvaliteti statističkih podataka u pojedinim zemljama. Da ni takva pretpostavka nije bez osnove, svjedoči i tablica o mlađoj populaciji bez srednje škole po pojedinim europskim državama, koja među zemlje koje su najdalje otišle u smanjenju stope ranoga napuštanja školovanja svrstava mnoge tranzicijske zemlje, među kojima je i Hrvatska, za koju smo već rekli da su izneseni podaci krajnje problematični (vidi Milas i sur., 2007.).

Što je stopa zaposlenosti veća, manja je stopa odustajanja od školovanja. Povezanost možda upućuje na to da veća zaposlenost omogućuje obiteljima da financijski lakše podnesu školovanje djece te ih zbog toga više ostaje u obrazovnom sustavu. No ni tu interpretacija ne može biti jednoznačna zbog ranije navedenih razloga.

Rezultati također kazuju da je stopa ranoga napuštanja školovanja to veća što je u školama manji omjer broja učenika i nastavnika. Logično bi bilo očekivati suprotno – da manji broj učenika po nastavniku unaprijedi individualizaciju nastave i pridonese smanjivanju stope ranoga prekidanja školovanja. Povezanost neočekivanoga predznaka možda upućuje na supresijski učinak ovoga prediktora zbog pojave multikolinearnosti, odnosno visoke povezanosti s ukupnim izdvajanjem za obrazovanje.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 18 (2009),
BR. 4-5 (102-103),
STR. 649-671

MILAŠ, G., FERİĆ, I.:
UTJEČE LI PRODULJENJE...

Od preostalih povezanosti valja izdvojiti još jednu nelo-
gičnost – pozitivnu vezu broja godina obveznoga školovanja
i stope odustajanja od školovanja. Suprotno zdravom razumu,
to bi značilo da se dulje obvezno školovanje vezuje za veću
stopu odustajanja. No možda je ispravno samo to da upravo
zemlje s visokom stopom odustajanja kao rješenje uvode du-
lje obvezno obrazovanje.

	2000.	2001.	2002.	2003.	2004.	2005.	2006.
Slovenija	.	7,5	4,8	4,3	4,2	4,3	5,2
Hrvatska	.	.	8,3	8,4	6,2	4,8	5,3
Češka	.	.	5,5	6,0	6,1	6,4	5,5
Poljska	.	7,9	7,6	6,3	5,7	5,5	5,6
Norveška	13,3	9,2	14,0	6,6	4,5	4,6	5,9
Slovačka	.	.	5,6	4,9	7,1	5,8	6,4
Švicarska	7,3	4,7	5,4	7,6	8,1	7,8	7,8
Finska	8,9	10,3	9,9	8,3	8,7	9,3	8,3
Austrija	10,2	10,2	9,5	9,3	8,7	9,0	9,6
Litva	16,7	13,7	14,3	11,8	9,5	9,2	10,3
Danska	11,6	9,0	8,6	10,3	8,5	8,5	10,9
Švedska	7,7	10,5	10,4	9,0	8,6	8,6	12,0
Irska	.	.	14,7	12,3	12,9	12,3	12,3
Mađarska	13,8	12,9	12,2	11,8	12,6	12,3	12,4
Belgija	12,5	13,6	12,4	12,8	11,9	13,0	12,6
Nizozemska	15,5	15,3	15,0	14,2	14,0	13,6	12,9
Velika Britanija	18,4	17,7	17,8	16,8	14,9	14,0	13,0
Francuska	13,3	13,5	13,4	13,7	14,2	12,6	13,1
Estonija	14,2	14,1	12,6	11,8	13,7	14,0	13,2
Njemačka	14,9	12,5	12,6	12,8	12,1	13,8	13,8
Grčka	18,2	17,3	16,7	15,5	14,9	13,3	15,9
Cipar	18,5	17,9	15,9	17,4	20,6	18,1	16,0
Luksemburg	16,8	18,1	17,0	12,3	12,7	13,3	17,4
Bugarska	.	20,3	21,0	22,4	21,4	20,0	18,0
Latvija	.	.	19,5	18,1	15,6	11,9	19,0
Rumunjska	22,3	21,3	23,2	23,2	23,6	20,8	19,0
Italija	25,3	26,4	24,3	23,5	22,3	21,9	20,8
Island	29,8	30,9	28,8	23,0	27,4	26,3	26,3
Španjolska	29,1	29,2	29,9	31,3	31,7	30,8	29,9
Portugal	42,6	44,0	45,1	40,4	39,4	38,6	39,2
Malta	54,2	54,4	53,2	48,2	42,0	41,2	41,7
Turska	58,8	57,3	54,8	53,0	54,6	51,3	50,0

TABLICA 4
Postotak populacije od
18 do 24 godine koji
je prekinuo školovanje
sa završenom najviše
osnovnom školom
(ISCED 0 do 2 ili 3c)
(Eurostat Yearbook,
2008.)

Iako stopa preranog odustajanja od školovanja i očekiva-
no trajanje školovanja nisu istovjetni pokazatelji, smjer i do-
nekle veličina regresijskih koeficijenata morali bi se poklapati
u obje analize. Koeficijenti višestruke determinacije sa znače-
njem proporcije varijance kriterija objašnjene prediktorima ve-
ćinom se kreću oko vrijednosti od 0,30 do 0,50, što upućuje na
razmjerno visoku predvidivost.

Podaci u tablici upućuju na važnost tek dvaju prediktora – stope zaposlenosti i ukupnog izdvajanja za obrazovanje kao postotka BDP-a. Opravdano je očekivati da ovako srodni kriteriji (prerano odustajanje od škole i očekivano trajanje školovanja) imaju istovjetne prediktore, jer je riječ o pojavama koje su teško razdvojive. Razlike do kojih dolaze pojedinačne analize mogu biti posljedica nepreciznosti prikupljenih podataka, odnosno pogreške mjerenja. Ono što proizlazi kao dosljedna povezanost iz obiju analiza jest to da je stopa ranoga prekidanja školovanja to manja, a očekivano trajanje školovanja to veće što je:

- viša stopa zaposlenosti
- veće izdvajanje za obrazovanje kao postotak BDP-a.

Kvaziekperimentalna provjera učinaka produljenja obveznog obrazovanja

Kako je rečeno u metodološkom odjeljku, uvedeno produljenje u pojedinim europskim zemljama tretirano je kao svojevrsna nezavisna varijabla (tretman, intervencija) u sklopu sveobuhvatnoga društvenog kvaziekperimenta. O učinku takve intervencije, kao i u drugim kvaziekperimentalnim nacrtima, možemo suditi na temelju izmjerenih statističkih podataka u drugim zemljama u kojima u tom trenutku nije uvedena promjena, ali možemo također uspoređivati reformske zemlje, u razdoblju koje je prethodilo promjeni i onom koje je slijedilo nakon nje.

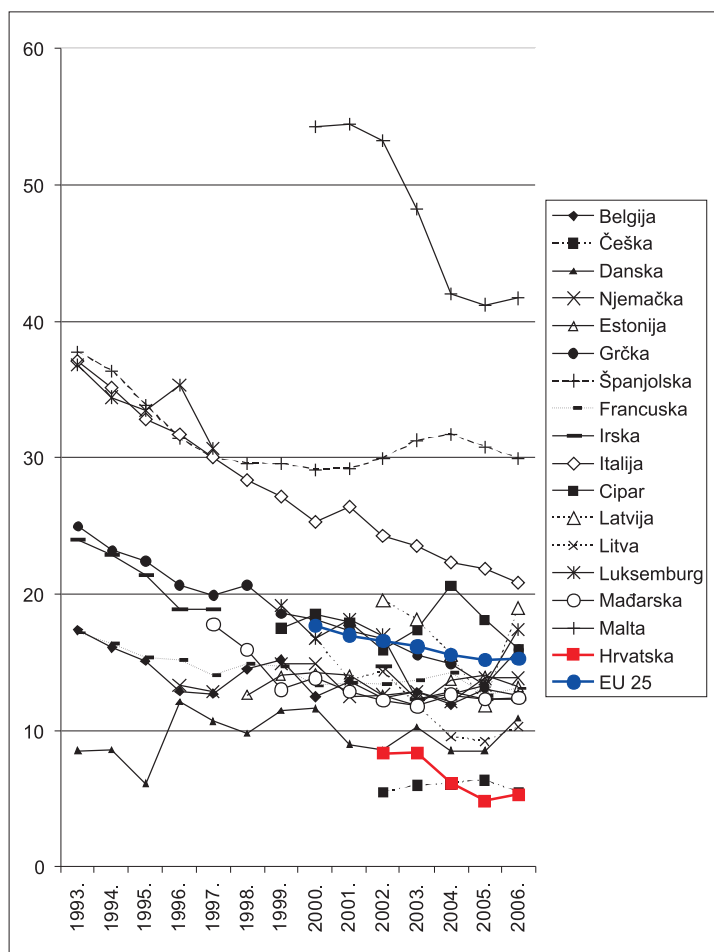
Prvi korak u analizi jest utvrđivanje kretanja broja osoba koje prerano odustaju od daljnje školovanja u proučavanom razdoblju. O tome svjedoče Slike 1 i 2 te u ponešto skraćenom obliku Tablica 4. Uočljive su velike razlike u odustajanju od škole u raznim zemljama uključenima u analizu. Evidentirana stopa ranog odustajanja od školovanja u nekim je zemljama niža od 5%, dok se u Turskoj penje iznad 50%. Većina zemalja ipak bilježi stopu odustajanja između 5 i 15%, čemu, čak i po nepovoljnijoj statistici, pripada i Hrvatska. No valja uočiti da i među razvijenim zemljama starosjediocima u EU-u postoje one s visokom stopom ranog odustajanja od škole. Primjerice, u Italiji stopa odustajanja nadmašuje 20%, u Španjolskoj 30%, a u Portugalu se penje na golemih četrdesetak posto. Prosjek EU-a kreće se oko 15%.

Ono što je za sadašnju analizu važnije jest proučavanje trenda podataka, odnosno kretanja stope odustajanja od školovanja u duljem razdoblju. Od 1993. godine zabilježeno je smanjenje stope odustajanja u velikoj većini zemalja uključenih u analizu. Kod nekih je uočeno opadanje naglašenije, dok je kod drugih izmjerena stopa razmjerno stabilna ili je pad značajno manje naglašen. Prosjek izračunan na 25 sadašnjih članica EU-a pokazuje blago, ali postojano, opadanje stope odustajanja od školovanja, približno pola posto godišnje.

➔ SLIKA 1
 Kretanje postotka
 osoba između 18. i
 24. godine bez
 završene srednje škole
 u europskim zemljama
 (prvi dio) (Eurostat
 Yearbook, 2008.)

Preostaje da se vidi što se dogodilo u zemljama koje su u proučavanom razdoblju uvele produljenje obveznoga školovanja. Valja napomenuti da precizni podaci o godini uvođenja produljenja postoje samo za neke zemlje, druge su ih uvele prije nego što je obavljeno inicijalno mjerenje, dok su se treće odlučile za promjene tek u zadnje vrijeme, pa su zaključci o njihovim eventualnim učincima razmjerno nesigurni.

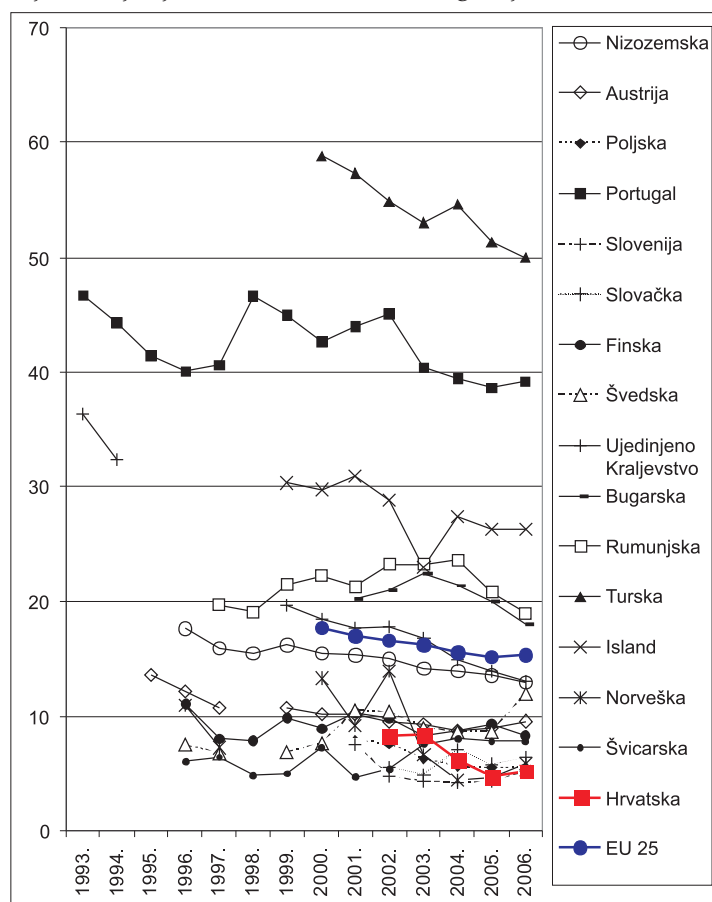
Zemlje u kojima je godina uvođenja reforme jasno naznačena i u kojima možemo pratiti učinke jesu Irska, Italija, Cipar, Latvija, Mađarska, Rumunjska i Poljska.



Slika 3 pokazuje da stopa odustajanja od školovanja u većini zemalja koje su uvele produljenje obvezne škole opada. No valja se zapitati je li taj pad posljedica uvedenih promjena ili nečega nevezanog s njima. Trajanje obveznog obrazovanja produljeno za godinu dana u Irskoj i Italiji (od 2000./2001.) te na Cipru i u Poljskoj (od 2003./2004.), dok je u Latviji, Mađarskoj i Rumunjskoj ono produljeno za dvije godine (od

2003./2004.). Vremenska točka uvođenja reforme označena je na slici kružićem za svaku zemlju. Iako slika pokazuje da nakon uvođenja produljenja stopa odustajanja u sljedećoj godini opada za sve zemlje uključene u analizu, s iznimkom Rumunjske, treba uočiti da ni u jednom slučaju nije sigurno da je riječ o uzročno-posljedičnoj vezi. Naime, velik broj mjernih točaka koji je prethodio samoj intervenciji (produljenju) omogućuje nam da logički isključimo dvije glavne prijetnje uzročno-posljedičnom zaključku – postojan trend u podacima i slučajne varijacije, odnosno statističku regresiju.

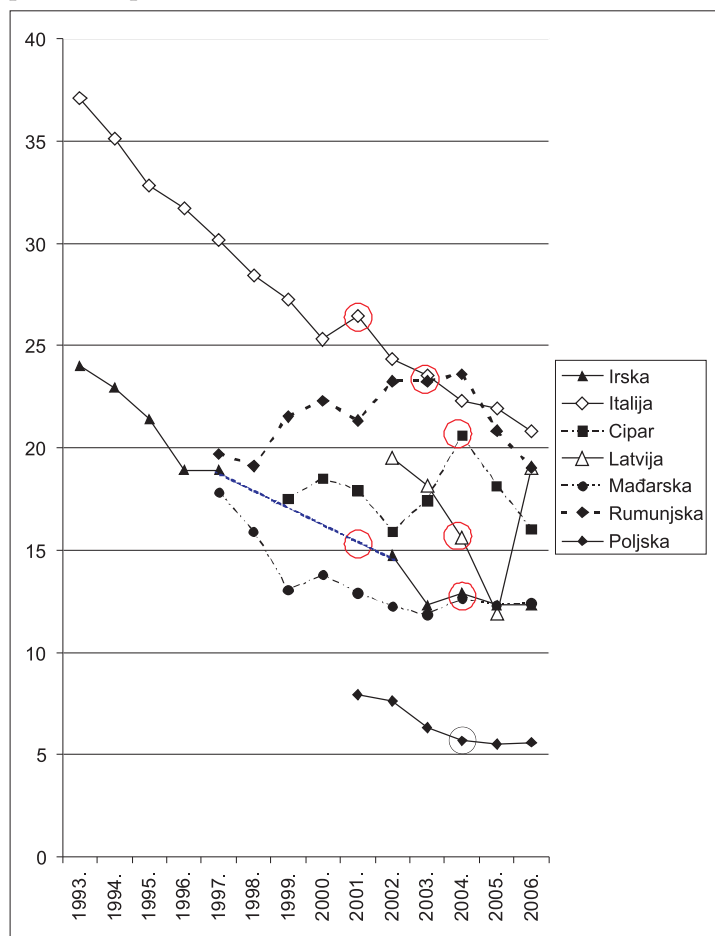
➔ SLIKA 2
Kretanje postotka osoba između 18. i 24. godine bez završene srednje škole u europskim zemljama (drugi dio) (Eurostat Yearbook, 2008.)



Pokazuje se da je opadanje stope odustajanja od školovanja u nizu zemalja – Italiji, Irskoj, Poljskoj i Mađarskoj – tek nastavak trenda koji je započeo mnogo prije uvođenja produljenja. Opadanje stope odustajanja nakon uvođenja produljenja nije, kako pokazuje trend, ništa naglašenije (strmije) u odnosu na razdoblje koje mu je prethodilo. Za Rumunjsku i Cipar također se može uočiti opadanje stope odustajanja nakon uvođenja produljenja, ali je jednako tako vidljivo da su u nekim ranijim razdobljima stope odustajanja u obje zemlje bile još

➤ SLIKA 3
Kretanje stope ranoga
prekidanja školovanja
u zemljama koje su
produljile obvezno
obrazovanje*

niže. Zbog toga imamo više razloga uočeno opadanje pripisati slučajnim varijacijama u stopi odustajanja i statističkoj regresiji nego učinku produljenja. Kolebanja stope odustajanja u Latviji još u većoj mjeri ostavlja dojam slučajnih varijacija bez povezanosti s reformskom intervencijom, jer je nakon početnoga pada u skladu s ranijim trendom ustanovljen nagli skok već sljedeće godine. Analiza vremenskih nizova stoga ne potkrepljuje zaključak o učinkovitosti produljenja obveznoga školovanja u snižavanju stope odustajanja. Valja ipak sačuvati stano vitu rezervu, jer je vrijeme proteklo od uvođenja produljenja prekratko, pa se može suditi samo o vrlo kratkoročnim učincima.



* Godina u kojoj je uvedeno produljenje obveznoga obrazovanja označena je kružićem.

RASPRAVA

U provjeru mogućih učinaka produljenja obveznoga školovanja krenuli smo dvojakim putem: komplementarnim pristupima analize varijabiliteta pojedinačnih statističkih obilježja

zemalja Europske Unije i kvaziekperimentalnim pristupom analize europskih zemalja za koje postoje podaci o uvođenju produljenja obveznoga školovanja. Prvi, regresijski, pristup trebao je omogućiti zaključak o tome je li dulje obvezno školovanje uopće u korelaciji (parcijaliziraju li se ostali relevantni pokazatelji) sa stopom preranog odustajanja od školovanja, dok je drugi, kvaziekperimentalni, pristup bio namijenjen prosudbi o uvjerenosti uzročno-posljedičnih zaključaka kada su u pitanju ove dvije varijable.

Uz sve ranije navedene ograde zbog manjkavosti statističkih podataka koji su analizirani i nepostojanja podataka za sve zemlje u svakoj od analiziranih godina, provedene regresijske analize daju pravo za neke opće zaključke. Rano odustajanje od školovanja niže je u zemljama koje imaju višu stopu zaposlenosti. Iako manjkaju dodatni podaci potrebni za tumačenje dobivenoga nalaza, može se nagađati da je ova povezanost odraz boljih financijskih mogućnosti zaposlenih roditelja da dulje školuju vlastitu djecu. Rano odustajanje od školovanja niže je u zemljama koje za obrazovanje izdvajaju veći postotak vlastita BDP-a. Takav nalaz nije neočekivan, jer se dodatna financijska sredstva mogu preusmjeravati u programe prevencije ranoga napuštanja škole. Na oprez, međutim, upućuje ne dokraja potvrđen nalaz da je izdvajanje za obrazovne ustanove po učeniku možda povezano s ranijim napuštanjem škole. Postojeći nam podaci dopuštaju samo da nagađamo o razlozima ovakva nalaza. Tri se pretpostavke čine podjednako uvjerljivima: jedna da ulaganje u ustanove smanjuje sredstva izravno uložena u programe namijenjene smanjenju ranoga prekidanja školovanja, druga da je uzročnost obrnuta, odnosno da visoka stopa odustajanja potiče da se više ulaže u infrastrukturu, i treća, da ova varijabla ima supresorski učinak, odnosno da pridonosi predikciji uz pomoć objašnjavanja varijance drugoga prediktora. Trajanje obveznoga školovanja, kako pokazuju regresijske analize, nije znatnije povezano, pa stoga i ne može imati većeg utjecaja na smanjenje stope ranoga napuštanja škole. No takav zaključak valja ograničiti na neposredne učinke, dok nam provedene analize ne dopuštaju da sudimo o eventualnim dugoročnim učincima.

I kvaziekperimentalni pristup vodi nas, uz nužan oprez, sličnom stajalištu. Iako se konačan i posve čvrst zaključak o djelotvornosti uvođenja produljenja obveznoga školovanja na smanjenje stope odustajanja na temelju dobivenih rezultata ne može donijeti, treba ipak reći da analizirani podaci ne govore u prilog učinkovitosti takve vrste intervencije. Uočeno smanjenje stope ranoga prekidanja školovanja prije se može pripisati ranije započetom kretanju (trendu) ili slučajnim vre-

menskim varijacijama (statističkim kolebanjima) nego samoj intervenciji (uvođenju produljenja obveznog obrazovanja). I-pak, postojeći podaci ne mogu opravdati ni konačan zaključak o neučinkovitosti uvođenja produljenja obveznoga školovanja. Najvažniji razlog tomu jest što ne možemo pratiti dugoročne nego u pravilu tek neposredne učinke. Naravno da se od takve intervencije ne mogu očekivati neposredni učinci, jer i sama primjena traži vremena kao i promjene u svijesti građana.

Dobiveni rezultati, dakle, sugeriraju kako produljenje obveznoga školovanja vjerojatno nema veće kratkoročne učinke na smanjenje stope ranog prekidanja školovanja. Koliko je ovaj zaključak u skladu s drugim, sličnim istraživanjima? Istraživanja kratko opisana u uvodnome dijelu na temelju korelacije s raznim pozitivnim ishodima (dulje očekivano trajanje školovanja, viši prihodi, veća dobrobit) svjedoče u prilog produljenju obveznoga školovanja (Angrist i Krueger, 1991.; Oreopoulos 2005.a; 2005.b; 2006.). Nesklad u odnosu na njih moguća je posljedica triju faktora: nemogućnosti praćenja dugoročnih učinaka, malog uzorka i/ili neučinkovite izolacije varijabli. Već smo se ogradili kako naše istraživanje nije moglo pratiti dugoročne učinke nego samo one razmjerno neposredne. Vjerodostojnost zaključaka svakako bi bila manje upitna kad bi se oni temeljili na većem broju jedinica analize (zema-lja u regresijskom pristupu i vremenskih točaka u drugom). Izolacija varijabli koje su predmet proučavanja može se dokra-ja provesti samo u istinskom eksperimentu. U regresijskom pristupu nema takve izolacije (prisutan je istodoban utjecaj svih varijabli jednih na druge), dok u kvaziekperimentalnom ona nije savršena (nemamo kontrolu nad mnogim varijabla-ma koje nisu potencijalni uzročnici).

Na koncu treba iznijeti još nekoliko ograničenja zbog kojih nalazi provedenog istraživanja možda ne pružaju posve preciznu sliku izučavane pojave. Zaključci analize sekundarne građe ispravni su u onoj mjeri u kojoj su relevantne pojave izmjerene valjano i pouzdano. Nažalost, o njihovoj se primjerenosti može samo nagađati. Kako smo upozorili u prethodnim dijelovima teksta, ključni podatak cjelokupne analize – onaj o prekidu školovanja prije kraja srednje škole – problematičan je i vjerojatno netočan i za samu Hrvatsku. No tu nije kraj ograničenjima. U odabiru podataka koje ćemo analizirati morali smo se prilagoditi onomu što je pohranjeno u dostupnim bazama, tako da nismo imali potpunu slobodu u njihovu izboru. Izostanak bilo koje varijable sa značajnim učinkom na pojave od interesa može proizvesti artefakt i učiniti regresijsku analizu nepreciznom ili netočnom. Dodatan

BILJEŠKE

oprez nalaže sužen uzorak zemalja za koje su podaci bili dostupni, pa je upitno jesu li takvi nalazi reprezentativni i za neku šire definiranu populaciju.

¹ Kako je napomenuto, baza podataka koja se rabila u obradbi ne sadrži podatke za sve države ni za sva razdoblja, pa su neke analize obavljene na podacima iz samo 14, druge na podacima iz 18, treće iz 22, a četvrte na podacima iz 23 zemlje.

LITERATURA

Angrist, J. D. i Krueger, A. K. (1991.), Does compulsory attendance affect schooling and earnings?. *The Quarterly Journal of Economics*, 56: 979-1014.

Battin-Pearson, S., Newcomb, M. D., Abbott, R. D., Hill, K. G., Catalano, R. F. i Hawkins, D. (2000.), Predictors of early high school dropout: a test of five theories. *Journal of Educational Psychology*, 92: 568-582.

Bridgeland, J. M., Dilulio, J. J. i Burke Morison, K. (2006.), *The silent epidemic: Perspectives of high school dropouts*. Washington, DC: Civic Enterprises.

Cairns, R. B., Cairns, B. D. i Neckerman, H. J. (1989.), Early school dropout: Configuration and determinants. *Child Development*, 60: 1437-1452.

Campbell, D. T. i Russo, M. J. (1999.), *Social experimentation*. Thousand Oaks: Sage.

Campbell, D. T. i Stanley, J. C. (1966.), *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Chicago: Rand McNally.

Christenson, S. L. i Thurlow, M. L. (2004.), School dropouts: prevention considerations, interventions, and challenges. *Current Directions in Psychological Science*, 13: 36-39.

Christenson, S. L., Sinclair, M. F., Lehr, C. A. i Hurley, C. M. (2000.), Promoting school completion. U: K. Minke i G. Bear (ur.), *Preventing school problems – promoting school success: Strategies and programs that work* (str. 377-420). Bethesda, MD: National Association of School Psychologists.

Cohen, J. i Cohen, P. (1983.), *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.

Cook, T. D. i Campbell, D. T. (1979.), *Quasi-experimentation: Design & analysis issues for field settings*. Boston: Houghton Mifflin Company.

Državni zavod za statistiku RH (2001.), *Popis stanovništva 2001.*, pribavljeno 31. ožujka 2009. s adrese: <http://www.dzs.hr/>.

Elliott, D. S. i Voss, H. L. (1974.), *Delinquency and dropout*. Lexington, MA: Heath.

Eurostat Yearbook (2008.), Pribavljeno 20. ožujka 2009. s adrese: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-CD-07-001-02/EN/KS-CD-07-001-02-EN.PDF.

Fagan, J. i Jones, S. J. (1984.), Towards a theoretical model of intervention with violent juvenile offenders. U: R. Mathias, P. Demuro i

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 18 (2009),
BR. 4-5 (102-103),
STR. 649-671

MILAŠ, G., FERIĆ, I.:
UTJEČE LI PRODULJENJE...

R. Allinson (ur.), *Violent juvenile offenders: An anthology* (str. 53-70). San Francisco: National Council on Crime and Delinquency.

Fagan, J. i Pabon, E. (1990.), Contributions of delinquency and substance use to school dropout among inner-city youth. *Youth & Society*, 21: 306-354.

Finn, J. D. (1989.), Withdrawing from school. *Review of Educational Research*, 59: 117-142.

Fossey, R. (1996.), School dropout rates: Are we sure they are going down? *Phi Delta Kappan*, 78: 140-145.

Friedman, A., Glickman, N. i Utada, A. (1985.), Does drug and alcohol use lead to failure to graduate from high school? *Journal of Drug Education*, 15: 353-363.

Harlow, C. W. (2003.), *Education and correctional populations, Bureau of justice statistical special report*. Washington, DC: US Department of Justice.

Janosz, M., Le Blanc, M., Boulerice, B. i Tremblay, R. E. (1997.), Disentangling the weight of school dropout predictors: A test on two longitudinal samples. *Journal of Youth and Adolescence*, 26: 733-762.

Jónasson, J. T. i Blöndal, K. S. (2009.), *Early school leavers and the dropout issue in Europe*. Background Papers presented at introductory plenary session. Pribavljeno 20. ožujka 2009. s adrese: <http://www3.hi.is/čtj/greinar/Back%20on%20track%20ITJ%20og%20Stella%202005.pdf>.

Milas, G. (2005.), *Istraživačke metode u psihologiji i drugim društvenim znanostima*. Jastrebarsko: Naklada Slap.

Milas, G., Ferić, I., Brkljačić, T., Franc, R., Maričić, J., Rihtar, S. i sur. (2007.), *Modeli obveznog srednjoškolskog obrazovanja*. Zagreb: Institut Pilar i Institut za javne financije.

Montmarquette, C., Mahseredjian, S. i Houle, R. (2001.), The determinants of university dropouts: a bivariate probability model with sample selection. *Economics of Education Review*, 20: 475-484.

Morrow, G. (1986.), Standardizing practice with analysis of school dropouts. *Teachers College Record*, 87: 342-355.

MZOŠ RH (2005.), *Plan razvoja sustava odgoja i obrazovanja 2005.-2010*. Zagreb: MZOŠ RH.

Newcomb, M. D. (1996.), Pseudomaturity among adolescents: Construct validation, sex differences, and associations in adulthood. *Journal of Drug Issues*, 26: 477-504.

Newcomb, M. D. i Bentler, P. M. (1988.), Impact of adolescent drug use and social support on problems of young adults: A longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, 97: 64-75.

Oreopoulos, P. (2005.a), *Do dropouts drop out too soon? Wealth, health and happiness from compulsory schooling*. Pribavljeno 27. ožujka 2009. s adrese: <http://www.chass.utoronto.ca/čoreo/research/dropouts/do%20dropouts%20drop%20out%20too%20soon.pdf>.

Oreopoulos, P. (2005.b), *Stay in school: new lessons on the benefits of raising the legal school-leaving age*. C. D. Howe Institute Commentary. Ottawa: Renouf Publishing.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 18 (2009),
BR. 4-5 (102-103),
STR. 649-671

MILAŠ, G., FERİĆ, I.:
UTJEČE LI PRODULJENJE...

Oreopoulos, P. (2006.), The compelling effects of compulsory schooling: evidence from Canada. *Canadian Journal of Economics*, 39: 22-52.

RH Središnji državni ured za razvojnu strategiju i koordinaciju fondova EU (2006.), *Strateški okvir za razvoj 2006.-2013.* Zagreb: Središnji državni ured za razvojnu strategiju i koordinaciju fondova EU.

Rumberger, R. W. (1983.), Dropping out of high school: The influence of race, sex and family background. *American Educational Research Journal*, 20: 199-210.

Rumberger, R. W. (1987.), High school dropouts: A review of issues and evidence. *Review of Educational Research*, 57: 101-121.

Schargel, F. P. i Smink, J. (2001.), *Strategies to help solve our school dropout problem.* Larchemont, NY: Eye on Education.

Stanard, R. P. (2003.), High school graduation rates in the United States: Implications for the counseling profession. *Journal of Counseling and Development*, 81: 217-222.

Starc, N., Ofak, L. i Šelo Šabić, S. (ur.) (2006.), *Siromaštvo, nezaposlenost i socijalna isključenost.* Zagreb: Program Ujedinjenih Naroda za razvoj.

Thornberry, T. P., Lizotte, A. J., Krohn, M. D. i Farnworth, M. (1990.), *The role of delinquent peers in the initiation of delinquent behavior* (Working Paper Series no 6). Albany, NY: University at Albany Press.

Viadero, D. (2001.), The dropout dilemma. Research hindered by lack of uniform way to count students who quit school. *Education Week*, February 7.

Weng, L., Newcomb, M. D. i Bentler, P. M. (1988.), Factors influencing noncompletion of high schools: a comparison of methodologies. *Educational Research Quarterly*, 12: 8-22.

Is Extended Compulsory Education Effective in Reducing the Dropout Rates?

Goran MILAS, Ivana FERİĆ
Institute of Social Sciences Ivo Pilar, Zagreb

The paper presents an analysis of statistical data on various characteristics of educational systems and educational efficiency (collected on a sample of 33 European countries, members or candidate countries to the EU), which was conducted in order to assess the efficiency of the extended compulsory education regarding the reduction of dropout rates. Regression analysis was used to examine if the number of years of compulsory education could be a relevant predictor of the dropout rate and of the expected educational attainment. Additionally, quasi-experimental methodology was applied to evaluate the effects of the extended compulsory education on the reduction of dropout rates. The results of the regression analyses have shown that the duration of compulsory education, after partializing out the

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 18 (2009),
BR. 4-5 (102-103),
STR. 649-671

MILAS, G., FERIC, I.:
UTJEČE LI PRODULJENJE...

effects of other relevant variables, does not correlate significantly with the dropout rates. Furthermore, the quasi-experimental approach to the analysis of the extended compulsory education could not prove clearly enough the efficiency of such an intervention. The observed reductions in the dropout rates could be attributed to a long-term trend or nonsystematic temporal variations, rather than to the intervention itself. However, the existing data cannot substantiate a conclusion of inefficiency of the extended compulsory education – due to the inability of monitoring the long-term effects, but only observing the direct ones.

Keywords: school dropout, duration of compulsory education, extended compulsory education

Bewirkt eine Verlängerung der Schulpflicht den Rückgang der Schulabbrecherquote?

Goran MILAS, Ivana FERIC
Ivo Pilar-Institut für Gesellschaftswissenschaften, Zagreb

Die Autoren der vorliegenden Arbeit analysieren am Beispiel der EU-Mitgliedstaaten sowie der Anwärterstaaten statistische Angaben zu Merkmalen und Effizienz von 33 nationalen Schulsystemen, um die Auswirkung einer verlängerten Schulpflicht auf den möglichen Rückgang der Schulabbrecherquote einzuschätzen. Anhand einer Regressionsanalyse sollte ermittelt werden, ob die Dauer der Schulpflicht ein relevanter Prädiktor für den Schulabbruch bzw. für die erwartete Dauer des Schulbesuchs ist, während man sich durch die Anwendung einer quasiexperimentellen Methodologie Erkenntnisse darüber erhoffte, ob sich aufgrund einer verlängerten Schulpflicht ein möglicher Rückgang der Schulabbrecherquote erwarten ließe. Regressionsanalysen ergaben, dass zwischen der Dauer der Schulpflicht – neben einigen anderen relevanten Variablen – und einem verfrühten Schulabbruch keine bedeutenderen Korrelationen bestehen. Der quasiexperimentelle Ansatz bei der Analyse einer verlängerten Schulpflicht lässt keine Aussagen über eine positive Auswirkung einer solchen Maßnahme zu. Der beobachtete Rückgang der Schulabbrecherquote ist eher einem Langzeittrend zuzuschreiben oder zufälligen Schwankungen. Immerhin berechtigen die bestehenden Daten ebenso wenig zur Schlussfolgerung, dass die Einführung einer verlängerten Schulpflicht keinerlei Auswirkung hätte, da keine Angaben zur Langzeitwirkung einer solchen Maßnahme vorliegen, sondern lediglich Erkenntnisse über unmittelbare Folgen.

Schlüsselbegriffe: Verfrühter Schulabbruch, Schulpflichtdauer, Verlängerung der Schulpflicht