

# S PAMETNIMI STRATEGIJAMI V BOJ ZOPER REVŠČINO IN ZA SOCIALNO DRŽAVO: ŠTUDIJA PRIMERA PLAN CEIBAL V URUGVAJU

LELA MÉLON,<sup>1</sup> ROK SPRUK<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Univerza Pompeu Fabra, Fakulteta za civilno pravo, Barcelona, Španija  
lela.melon@upf.edu

<sup>2</sup> Univerza v Ljubljani, Ekonomska fakulteta, Ljubljana, Slovenija  
rok.spruk@ef.uni-lj.si

**Sinopsis** V tem prispevku preučujemo vpliv intervencij za oblikovanje človeškega kapitala na ekonomski in socialni razvoj družbe. V ta namen ocenjujemo vpliv obsežnega programa Plan Ceibal iz leta 2007 v Urugvaju na trajektorijo ekonomskega in socialnega razvoja. Program predstavlja eno izmed največjih intervencij za spodbujanje digitalne pismenosti, vključenosti ter računalniškega kodiranja in programiranja med otroci in mladostniki v javnem izobraževalnem sistemu. S kombinirano uporabo diferenčno-diferenčne in sintetično-kontrolne cenilke skušamo oceniti povprečni celotni učinek programa ter kontrafaktni scenarij, povezan z uvedbo programa. Ugotovljamo, da sta se na celotni ravni, v letih po uvedbi programa, stopnja revščine in neenakosti ter delež ranljivih zaposlitev znatno zmanjšali, medtem ko se je trajektorija človekovega razvoja povečala še hitreje kot v kontrolni skupini, kjer program ni bil uveden. V desetih letih po uvedbi programa opazamo približno 5 % upad dohodkovne neenakosti in upad stopnje revščine za približno 6 odstotnih točk, pri čemer je vpliv programa na revščino permanenten, medtem ko je vpliv na neenakost prehodne narave. Naš prispevek orisuje masovne intervencije za spodbujanje človeškega kapitala kot cenejši in bolj učinkovit način za zniževanje tveganja revščine in izboljšanje socialno-ekonomskega okolja v primerjavi s prerezdelitveno fiskalno politiko.

#### Ključne besede:

revščina,  
socialna država,  
inkluziven razvoj,  
ekonometrična  
analiza,  
evalvacija javnih  
politik,  
Urugvaj

# SMART STRATEGIES FOR COMBATING POVERTY AND A WELFARE STATE: CASE STUDY OF PLAN CEIBAL IN URUGUAY

LELA MÉLON,<sup>1</sup> ROK SPRUK<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Pompeu Fabra University, Faculty of Civil Law, Barcelona, Spain  
lela.melon@upf.edu

<sup>2</sup> University of Ljubljana, School of Economics and Business, Ljubljana, Slovenia  
rok.spruk@ef.uni-lj.si

**Abstract** We examine the contribution of human capital formation policies on economic and social development through the estimation of the impact of the comprehensive Plan Ceibal digital literacy program on the trajectory of Uruguay's economic and social development. The program represents a comprehensive public policy intervention to promote digital literacy, inclusiveness and computer coding skills among children and adolescents in public education system. Based on the variety of difference-in-differences and synthetic control estimators, we evaluate the impact of the program on the rates of poverty and inequality and estimate the missing counterfactual scenario. Our findings indicate a substantial drop in poverty and inequality in the five-year follow-up period along with sharp reduction of vulnerable employment and marked increase in human development level in comparison with the respective control groups. We find that income inequality decreases by 5 percent whilst poverty rate drops by 6 percent in the 10 year follow-up period, the impact of the programme on poverty being permanent and the impact on inequality being transitional. Our article outlines massive interventions for promoting human capital as a less expensive and more effective way for reducing the risk of poverty and improving the socio-economic environment compared to redistributive fiscal policy.

**Keywords:**  
poverty,  
welfare state,  
inclusive  
development,  
econometric  
analysis,  
evaluation of  
public policies,  
Uruguay

## 1 Uvod

Zmanjšanje in odprava revščine v sklopu spodbujanj inkluzivnega ekonomskega in socialnega razvoja, predstavljata hrbtenico ciljev trajnostnega razvoja Združenih narodov do leta 2030. Na globalnem nivoju sta se absolutno število in odstotek ljudi, ki živi v revščini, zmanjšala iz 36 odstotkov leta 1990, na raven 10 odstotkov leta 2015. Pandemija covid-19 je pozitiven trend zmanjševanja revščine prekinila in celo obrnila desetletje trajajoč napredek pri boju zoper revščino. Nedavne ocene napovedujejo, da bi pandemija na globalni ravni v revščino lahko pahnila dodatno polovico milijarde ljudi ali kar 8 % celotnega človeštva (Sumner et. al. 2020). V primeru uresničitve takšnega črnega scenarija bi se globalna stopnja revščine povečala prvič po letu 1990 (Ferreira in Ravallion 2008). Več kot 700 milijonov ljudi ali nekaj več kot 10 % svetovne populacije živi v ekstremni revščini in se bojuje za zadovoljitev najbolj osnovnih potreb kot so zdravstvena oskrba, šolanje ter dostop do čiste pitne vode in sanitarij, pri čemer je ekstremna revščina koncentrirana pretežno v podsaharski Afriki. Nadalje, približno 8 % zaposlenih in njihovih družin ter eden izmed petih otrok v svetu živi v ekstremni revščini. Zagotavljanje aдекватne socialne zaščite in pravičnega dostopa do zdravstvene oskrbe, šolanja, pitne vode in trga dela je torej ključnega pomena za eradikacijo ekstremne revščine (Ranis in Stewart 2008). Neenakosti znotraj držav (incidenca revščine, ranljive zaposlitve, dohodkovna neenakost) so se že pred obdobjem pandemije vztrajno povečevale. Večina spodnjih in srednjih dohodkovnih razredov v razvitih državah opaža stagnacijo osebnih dohodkov z izrazitim povečanjem t. i. delovne revščine (i.e. in-work poverty), kjer zaposlitev ne zadošča za pokritje osnovnih potreb družin in otrok (Hällered et. al. 2015)

Ključno vprašanje za snovalce ekonomskih in socialnih politik ter institucionalnega okvirja trga dela zadeva poglavitno dilemo, kako na najbolj učinkovit, smotr in efektiven način sočasno doseči in zasledovati maksimalno zmanjšanje revščine in dohodkovne neenakosti, skupaj z inkluzivnim dostopom do trga dela. Ekonomske in socialne politike se tradicionalno poslužujejo dveh tipov pristopov. Prvi pristop temelji na uporabi davčnih politik in javnofinančnih izdatkov za redistribucijo dohodka od zgornjih k spodnjim dohodkovnim razredom (Leigh 2008, Frenette et. al. 2009, Stiglitz 2015). Običajno tovrsten pristop implicitno vsebuje povečanje davčnih stopenj na dohodek iz dela za najvišje dohodkovne razrede, pa tudi dvig kapitalske obdavčitve. Empirične študije kažejo, da ima povečanje davkov in

fiskalnih izdatkov izrazito omejen učinek za zmanjšanje revščine in neenakosti in hkrati pogosto vodi v deficitarno trošenje in povečanje javnega dolga, kar na srednji in dolgi rok zmanjšuje gospodarsko rast (Alesina in Perotti 2008, Alesina in Ardagna 2010, Boskin 2020). Drugi pristop temelji na uporabi mehkejših instrumentov, kot so regulacija in institucionalni okvir, znotraj katerega se odvijajo ponovljene interakcije na trgu dela (Freeman 1992, Nicoletti in Scarpetta 2003, Calderón in Chong 2009). Empirične študije, zajete v strokovni literaturi, izpostavljajo mešan vpliv regulacije. Na eni strani izkušnje iz ZDA kažejo, da imajo dostop do regulacijskih oblasti predvsem dobro organizirane korporativne, finančne in ostale lobistične skupine, kar privede do t. i. regulatornega ujetja v mreže skupin s posebnimi interesi (Laffont in Tirole 1991, Dal Bó 2006, Helm 2006), ki so pogosto diametralno nasprotni interesom večine in negirajo dimenzije inkluzivnega socialnega in ekonomskega razvoja. Po drugi strani izkušnje iz večih držav kažejo na pivotalen pomen zniževanja transakcijskih stroškov in regulatornih ovir za posameznike ter mala in srednja podjetja pri ustvarjanju delovnih mest, ekonomskih priložnosti in vključujočega trga dela, ki pogosto privede do zmanjšanja neenakosti, revščine in manj ranljivih ter bolje plačanih delovnih mest (North 1987, Botero et. al. 2004, Bernal-Vergudo et. al. 2012, Cuñat in Melitz 2012, Kovac in Spruk 2016).

V ozadju iskanja optimalnih ekonomskih in socialnih politik za sočasno doseganje visoke stopnje gospodarske rasti in zmanjševanja tveganja revščine, Perry (2017) empirično analizira strukturne ekonomske učinke t.i. kalifornijskega modela javnih politik na revščino, trg dela in dohodkovno neenakost. Med leti 2011 in 2016 je zvezna država Kalifornija uvedla skupek 51. različnih javnih politik, ki so povečale obseg delavskih pravic, okrepile regulatorni okoljevarstveni nadzor, povečale obseg socialno-varstvene mreže, povečale obdavčitev najvišjega dohodkovnega razreda in korporacij, pospešile investicije v javno visoko-hitrostno železniško infrastrukturo in povečale nabor pravnih pravic najemnikov stanovanj v primeru izvršbe. Konvencionalni argumenti nam predlagajo, da tovrstne ekonomske in socialne politike vsebujejo visoke stroške, kot so zmanjšanje vzpodbude za delo in inovacije, prekomerna redistribucija, ki izkrivlja spodbude na trgu dela, kar skupno privede do nižje gospodarske rasti in zmanjšanja blaginje. Podporni argument tovrstnim politikam izpostavlja povečanje plač nižjih in srednjih dohodkovnih razredov, povečan in bolj enakomeren dostop do zdravstvenega zavarovanja, nižjo dohodkovno neenakost in zmanjšanje ogljičnih emisij. Z virtuožno kombinacijo čistejšega okolja in večjih ekonomskih priložnosti na trgu dela za nižji in srednji

razred, se posledično krepi zasebna potrošnja trajnih in netrajnih dobrin, ki na račun manjšega ogljičnega odtisa izboljšuje gospodarsko in socialno blaginjo. Perry z uporabo podobnega metodološkega pristopa sintetično-kontrolne cenilke, kot ga apliciramo v tem poglavju pokaže, da skupek omenjenih 51 javnih politik ni zmanjšal rasti zaposlovanja. Nasprotno njegova analiza pokaže, da se je trajektorija plač za nizko-plačane zaposlene ravno tako kot tudi stopnje celovitega zdravstvenega zavarovanja povečala bistveno hitreje kot v kontrolnih zveznih državah, kjer dominira republikanska večina. Istočasno opaža zmeren upad dohodkovne neenakost in pospešeno redukcijo ogljičnih emisij medtem ko uveljavljanje delovno-zakonodajnih standardov kot tudi pomanjkanje dostopnih nastavitev ostaja ključna strukturna izziva ravni Kalifornije kot zvezne države.

Številne študije, pa tudi sama ekonomska teorija s pripadajočimi empiričnimi dokazi potrjujejo, da so za učinkovito zmanjšanje stopnje revščine, fragmentarnosti trga dela in dohodkovne neenakosti ključnega pomena investicije v človeški kapital (Becker 1962, Becker et. al. 1990, Temple 1999, Barro 2001, Cohen in Soto 2007, Lucas 2015). Z investiranjem v splošno in specifično znanje se povečujejo delitev dela, specializacija nalog, znanstvena produkcija in kakovost, hkrati pa se zažene virtuosni cikel raziskav in razvoja, inovacij, produktivnosti in višje gospodarske rasti in blaginji s hitrejšim in bolj egalitarnim ter inkluzivnim ekonomskim in socialnim razvojem. Ključni teoretični mehanizmi, preko katerih se človeški kapital materializira v višji blaginji, vključujejo formacijo kognitivnih in nekognitivnih spretnosti, višjo stopnjo vključenosti v terciarno izobraževanje ter bolj kompleksno in diferencirano znanje. Heckman in Caneiro (2003) proučujeta alternativne politike za spodbujanje oblikovanja spretnosti v različnih fazah življenjskega cikla in pokažeta, da so tovrstne spretnosti ključnega pomena za posameznikov socioekonomski razvoj. Istočasno poudarjata, da je razkoraka v stopnjah participacije v terciarnem izobraževanju v ZDA v večji meri možno pojasniti z družinskim okoljem, v katerem otroci odraščajo. Z drugimi besedami, otroci z boljšim družinskim okoljem, ki zagotavlja višjo stopnjo sposobnosti imajo višji donos na šolanje, medtem ko je vloga subvencije šolnin ali dodatka k družinskemu dohodku v eliminaciji razkoraka v stopnji terciarnega študija omejena, pri čemer je zelo malo verjetno, da kompenzatorne intervencije kasneje v otroštvu pomagajo zmanjšati tovrsten razkorak. Njuna analiza jasno pokaže, da ob trenutnem obsegu financiranja izobraževanja, tradicionalne strukturne politike kot so subvencija šolnin, izboljšanje kakovosti šol, usposabljanje na delovnem mestu in davčni rabati, ne zmanjšujejo vse bolj naraščajočih razlik v socialni mobilnosti in

intelektualni sposobnosti. García et. al. (2014) nadalje pokažejo, da je visokokakovosten izobraževalni proces v zgodnjem otroštvu in adolescenci ključnega pomena za pospešek formacije socio-emozivnih spretnosti, kar povečuje obseg človeškega kapitala, zdravja in hkrati tudi ekonomske dosežke.

V tem poglavju analiziramo makroekonomski vpliv intervencije programa Plan Ceibal v Urugvaju na trajektorijo socialnega in ekonomskega razvoja. Program Plan Ceibal predstavlja široko in obsežno intervencijo spodbujanja uporabe digitalne tehnologije ter spodbujanja analitičnih, programerskih in kodnih spretnosti med otroci in mladostniki v primarnem javnem izobraževalnem procesu. V štirih letih po začetku programa je Urugvajska vlada vsakega otroka in učitelja opremila s prenosnikom in programersko-kodnimi pripomočki za spodbujanje uporabe računalniške tehnologije, kot načina formacije kognitivnih in nekognitivnih spretnosti v digitalni dobi. Intervencija je v veljavo stopila leta 2007 in predstavlja eno izmed najbolj obsežnih strategij širokega spodbujanja digitalno-računalniških spretnosti. Medtem ko študije kažejo na povečano samopodobo in motivacijo učencev in učiteljev z visoko stopnjo participacije in več kot 90 odstotno javno podporo programu (De Melo et. al. 2014), se poraja vprašanje ali tovrstna javnopolitična strategija in intervencija predstavljata učinkoviti način zmanjševanja revščine, prekarizacije trga dela, neenakosti ter spodbujanje zmogljivosti in realizacije človekovega razvoja. Na podlagi vzorca 38. držav v obdobju med leti 2000 in 2019 z aplikacijo diferenčno-diferenčne in sintetično-kontrolne analize ugotavljamo, da se v desetih letih po uvedbi programa bistveno izboljša trajektorija človekovega razvoja, medtem ko se delež ranljivih zaposlitev zajetno zmanjša. Istočasno sintetično-kontrolne ocene nakazujejo zmanjšanje dohodkovne neenakosti za 5 odstotnih ter upad revščine za 6 odstotnih točk glede na kontrolno skupino držav, kjer program ni bil uveden. Rezultati empirične analize nakazujejo izdatno podporo netradicionalnim politikam spodbujanja človeškega kapitala kot bolj učinkovitemu načinu zmanjšanja revščine in neenakosti, v primerjavi s prerazdelitvenimi fiskalnimi politikami.

Preostanek poglavja razpravlja o institucionalnem ozadju in ključnih karakteristikah programa Plan Ceibal, predstavlja identifikacijsko strategijo, razpravlja o podatkih in vzorcih, predstavi rezultate s preverjanjem robustnosti in podaja zaključne misli.

## 2 Institucionalno ozadje

Urugvaj je vpeljal program Plan Ceibal leta 2007 kot načrt za zagotavljanje enakih priložnosti in inkluzivni ekonomski in socialni razvoj, s tehnološko podporo izobraževalnega procesa in politik. Od uvedbe programa vsak otrok, ki vstopi v javni izobraževalni proces, dobi prenosnik za osebno rabo, skupaj s hitro in širokopasovno internetno povezavo v šoli. Program Plan Ceibal istočasno zagotavlja programe, edukacijske vire in tečaje za pedagoge o transformaciji načina učenja in poučevanja in je del iniciative »En prenosnik na posameznega otroka« (i.e. One laptop per child). V štirih letih po uvedbi programa so šole učencem in učiteljem v javnem izobraževalnem sistemu razdelile 450,000 novih prenosnikov, medtem ko je država istočasno zagotovila hiter, prost in širok dostop do interneta po vsej državi (Rivoir 2009)

Uspešnost programa se ne meri zgolj po številu tehnoloških inovacij, temveč predvsem z vidika ustvarjanja načrta usposabljanja učiteljev, aktivne vključenosti družbe in učiteljev v projekt, uspešnega oblikovanja ter implementacije monitoringa in evalvacije modela, kjer se učinek programa ustrezno meri kot podlaga za nadaljnji razvoj politik. Sočasno je bil program razvit in implementiran za naslavljanje potencialno zajetnega razkoraka v digitalnih spretnostnih med posamezniki, ki imajo dostop do ustrezne tehnologije in tistimi brez ustreznega dostopa, s ciljem istočasne generacije znanja in socialne enakosti, vsaj v dostopu do tehnologij digitalne vključenosti (Zidán in Teliz 2011)

Glede na to skuša program Plan Ceibal promovirati digitalno vključenost z zmanjšanjem digitalnega razkoraka med prebivalci ter med Urugvajem in ostalim delom sveta. Med splošne cilje programa je vlada uvrstila izboljšanje kakovosti izobraževanja v luči novih tehnologij, zagotovitev prenosnika vsakemu učencu in učitelju v javni izobraževalni mreži, s promoviranjem enakih priložnosti, razvoj kulture sodelovanja med otroci in učitelji, starši in šolo, spodbujanje kritičnega razmišljanja o vlogi tehnologije v pedagoški skupnosti ter zagotovitev proste internetne povezave doma in v šoli vsem učencem. Med specifične cilje snovalci programa vključujejo promoviranje uporabe prenosnika, kot koristnega sredstva v šolah, ponujanje ustreznih tehnoloških in pedagoških rešitev z uporabo nove tehnologije, spodbujanje učiteljev k inovativnemu razmišljanju, zagotavljanje dobrega razvoja projekta s podpornim tehnološkim sistemom. Medtem ko so

specifični učinki programa glede dosežkov učencev ustrezno dokumentirani, se postavlja vprašanje ali je intervencija učinkovit in učinkovit pristop k izboljšanju socialnega in ekonomskega razvoja na agregatni ravni. Tabela 1 podaja podrobno časovnico uvedbe programa po letih.

**Tabela 1: Časovnica uvedbe programa Plan Ceibal**

Čas	Podrobnost uvedbe
December 2006	Predsednik Tabaré Vázquez naznanil zagon programa Plan Ceibal.
2007	Prvi prenosnik dostavljen otrokom v osnovni šoli Escuela Italia v mestu Villa Cardal v regiji Florida.
2008	Preostali prenosniki dostavljeni v preostanek regije Florida in preostali Urugvaj.
2009	100% učencev in učiteljev opremljenih s prenosniki. Hitro, širokopasovno omrežje vzpostavljeno po vsej državi.
2010	Program Plan Ceibal postane državna politika s pridobljenim pravnim statusom.
2011	Izobraževalne platforme v celoti razvite. Prost dostop do učbenikov zagotovljen preko digitalne biblioteke.
2012	Peta obletnica programa Plan Ceibal.
2013	Implementacija adaptivne matematične platforme in laboratorija digitalnih tehnologij za poučevanje robotike, programiranja in 3D modeliranja. Vzpostavitev videokonferenčne mreže, skupaj z možnostjo učenja tujih jezikov na daljavo. Vzpostavitev sub-programa Diseñando el cambio za razvoj designerskega načina razmišljanja. 2. oktobra predsednik José Mujica osebno dostavi 1.000.000-ti prenosnik v šolo Escuela N° 177 na ulici Calle Yugoslavia 307 v okrožju Nuevo París v prestolnici Montevideo.
2014	Program Plan Ceibal vstopi v alianso Red Global de Aprendizajes skupaj z ZDA, Kanado, Nizozemsko, Novo Zelandijo, Avstralijo in Finsko.
2015	Implementacija programa Plan Ibirabitá za poučevanje in doseganje digitalne vključenosti in pismenosti med upokojniki z nizkimi dohodki. Pokritost z visoko-hitrostnim internetom doseže 95 % šol v urbanem okolju.
2016	Uvedba univerzalnega poučevanja v angleškem jeziku od četrtega do šestega razreda.
2017	Zagon programa Jóvenes a Programar in priložnosti za zaposlitev s poučevanjem kodiranja in programiranja več kot 1000 mladim odraslim, v starosti med 17 in 26 let.

### 3 Identifikacijska strategija

#### 3.1 Semi-diferenčno-diferenčna analiza

Cilj avtorjev je konsistentno oceniti prispevek programa Plan Ceibal k trajektoriji socialnega in ekonomskega razvoja Urugvaja, z uporabo variacije v paralelnem trendu trajektorije razvoja med Urugvajem in preostankom sveta, v obdobju pred implementacijo programa. V ta namen, tako kot Donald in Lang (2007), ocenita sledečo semi-diferenčno-diferenčno specifikacijo modela:



$$\Delta y_{i,t} = \phi_0 + \lambda_1(\text{Post} - \text{Plan Ceibal})_{i,t} + \mathbf{X}'_{i,t}\theta + \mu_i + \pi_t + \epsilon_{i,t}$$

Kjer  $\Delta y_{i,t}$  ocenjuje spremembo variabile socialno-ekonomskega razvoja med leti  $t - 1$  in  $t$ ,  $\phi_0$  predstavlja regresijsko konstanto, ki zajema nivo razvoja, ki je skupen vsem državam v vzorcu in hkrati neodvisen od pojasnjevalnih variabil ter intervencije; *Post – Plan Ceibal* spremenljivka predstavlja t. i. indikator uvedbe programa Plan Ceibal v Urugvaju po letu 2006,  $\mathbf{X}$  zajema množico kontrolnih spremenljivk s pripadajočim vektorjem koeficientov  $\theta$ . Nadalje v model vključiva popolno množico neopazovanih učinkov na ravni držav  $\mu_i$  ter vektor časovno-fiksni učinkov  $\pi_t$ , ki zajema neopazovane tehnološke in časovne spremembe, ki so skupne vsem državam v vzorčnem obdobju. Parameter  $\epsilon$  zajema naključne stohastične šoke, ki se odvijajo neodvisno od pojasnjevalnih spremenljivk ter programa Plan Ceibal in se obnašajo pod predpostavko  $\epsilon \sim \mathbb{N}(\mathbf{0}, \sigma^2)$  z identično in neodvisno distribucijo skozi prostor in čas. Ključen parameter v zgornjem strukturnem modelu predstavlja  $\lambda_1$ , ki zajema prispevek intervencije Plan Ceibal k spremembi spremenljivke stanja socialno-ekonomskega razvoja,  $y$ . Temeljna predpostavka, ki določa interno veljavnost cenilke  $\lambda_1$  izhaja iz prisotnosti paralelnih trendov v variabili  $y$  (Mora in Reggio 2019, Callaway in Sant'Anna 2020). Predpostavka paralelnih trendov trdi, da v kolikor so paralelni trendi med Urugvajem in preostankom sveta v trajektorji socialno-ekonomskega razvoja dojemljivi, potem cenilka  $\lambda_1$  smiselno zajame vpliv intervencije Plan Ceibal, kot razliko med diferenčnim trendom  $y$  variabile po implementaciji programa v primerjavi z obdobjem pred implementacijo (Conley in Taber 2011)

### 3.2 Sintetično kontrolna analiza

Vkolikor predpostavka paralelnih trendov ne drži in ničelne hipoteze o paralelnih trendov ne moremo zavriniti, diferenčno-diferenčna cenilka  $\lambda_1$  ne zajema vpliva intervencije in programa (Ahlfeldt 2018, Ryan et. al. 2019, Goodman-Bacon 2021). V takšnih okoliščinah je post-intervencija razlika v trajektoriji socialno-ekonomskega razvoja in je lahko pripisana bodisi preostalim intervencijam, pred-obstoječim trendom ali neopazovanim učinkom. V primeru odsotnosti predpostavke paralelnih trendov, skušamo oceniti vpliv intervencije z uporabo sintetično kontrolne cenilke (Abadie in Gardeazabal 2003, Billmeier in Nannicini 2013, Abadie et. al. 2015). S sintetično-kontrolno analizo ocenimo kontrafaktni scenarij oz. umetno trajektorijo

socialno-ekonomskega razvoja v hipotetični odsotnosti intervencije kot tehtano linearno kombinacijo atributov in karakteristik drugih držav, ki za razliko od Urugvaja takšne intervencije niso vpeljale.

V najinem vzorcu opazujeva  $C + 1$  držav, kjer  $c = 1$  označuje Urugvaj kot državo, ki je izpostavljena intervenciji Plan Ceibal, medtem ko po isti analogiji  $C - 1$  predstavlja nabor držav, ki intervencije niso uvedle za konstrukcijo kontrolne skupine kot aproksimacijo kontrafaktnega scenarija. Naj  $\Delta y_{c,t}^N$  zajema trajektorijo socialno-ekonomskega razvoja v odsotnosti intervencije Plan Ceibal, kot aproksimacijo scenarija pod vprašajem. Predpostavimo, da se intervencija zgodi v letu  $T_0$ , kjer velja  $1 \leq T_0 < T$  in kjer intervencija traja celotno obdobje po začetnem letu, s pričetkom v obdobju  $T_0 + 1$ . Naj  $\Delta y_{c,t}^I$  zajema dejansko trajektorijo socialno-ekonomskega razvoja, pri čemer je sintetično-kontrolna cenilka pogojno veljavna, v kolikor sta si dejanska in kontrafaktna trajektorija v pred-intervencijskem obdobju izenačeni, in sicer  $\Delta y_{c,t}^N = \Delta y_{c,t}^I$  za vsak  $t \in \{1, \dots, T_0\}$  in  $c \in \{1, 2 \dots C\}$ , kot to pokaže Ferman (2021). Sprememba trajektorije socialnega in ekonomskega razvoja je torej podana kot seštevek dejanske in diferencialne spremembe, kot odziv na uvedbo programa:

$$\Delta y_{c,t} = \Delta y_{c,t}^N + \lambda_{c,t} \cdot 1[c = 1, t > T_0]$$

kjer  $1[c = 1, t > T_0]$  predstavlja Inversonovo dihotomsko funkcijo, ki indicira izpostavljenost Urugvaja programu Plan Ceibal v post-intervencijskem obdobju. Celoten učinek intervencije lahko zajamemo kot razliko med opazovano in kontrafaktno trajektorijo:

$$\lambda_{1,t} = \Delta y_{1,t}^I - \Delta y_{1,t}^N$$

kjer je  $\Delta y_{1,t}^N$  po pravilu neopazovana spremenljivka, ki jo ocenimo s pomočjo latentnega factorskega modela. Z uporabo tovrstnega modela skušamo secirati trajektorijo socialno-ekonomskega razvoja, v kolikor do intervencije ne bi prišlo, kot tehtano linearno kombinacijo atributov in karakteristik drugih držav, ki programa niso uvedle, da pridobiva ustrezno in konsistentno reprezentacijo  $\lambda_{1,t}$ . (Botosaru in Ferman 2019) Z namenom zajetja atributov drugih držav za ocenjevanje hipotetičnega scenarija, naj bo  $C \times 1$  vektor uteži  $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{C+1})$  v takšnem

smislu, da  $w_c \geq 0$  za vsak  $c = 2, \dots, C + 1$  z aditivno strukturo  $w_2 + \dots + w_{C+1} = 1$ . Sintetična kontrolna skupina za Urugvaj je v tem smislu definirana kot tehtano povprečje izidov in pomožnih spremenljivk pred intervencijo, ki v najboljši možni meri reproducirajo karakteristike socialnega in ekonomskega razvoja Urugvaja. Na podlagi latentnega faktorskega modela, je hipotetična trajektorija razvoja Urugvaja podana sledeče:

$$\sum_{c=2}^{c+1} w_c \cdot \Delta y_{c,t} = \boldsymbol{\eta}_t \sum_{c=2}^{C+1} w_c \mathbf{Z}_c + \boldsymbol{\pi}_t \sum_{c=2}^{C+1} w_c \mathbf{M}_c + \sum_{c=2}^{C+1} w_c \epsilon_{c,t}$$

kjer vektor je uteži  $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{C+1})$  pridobljen s pogojno minimizacijo diskrepanc v naboru pomožnih spremenljivk med Urugvajem in naborom držav, katerih karakteristike in atributi se nahajajo na konveksnem loku Urugvaja pred intervencijo; v obdobju  $t < T_0$ ,  $\mathbf{M}_c$ , predstavlja vektor neopazovanih faktorskih obremenitev medtem ko  $\mathbf{Z}_c$  zajema vektor pomožnih spremenljivk.

S pridobitvijo karakteristik in atributov na konveksnem loku, je učinek programa Plan Ceibal definiran kot razlika med opazovano trajektorijo socialnega in ekonomskega razvoja ter tehtano trajektorijo, pridobljeno z ocenitvijo latentnega faktorskega modela:

$$\hat{\lambda}_t = \Delta y_{1,t} - \sum_{c=2}^{C+1} w_c^* \cdot \Delta y_{c,t}$$

V kolikor so karakteristike in atributi Urugvaja in nabora držav za konstrukcijo kontrolne skupine uravnovešeni in balansirani v obdobju pred implementacijo programa, prileganje med Urugvajem in ustrezno kontrolno skupino implicira, da predpostavka paralelnih trendov ni potrebna, saj njeno potencialno odsotnost ustrezno nadomesti pogojna optimizacija na podlagi latentnega faktorskega modela. Pod takšnimi pogoji, ima sintetična kontrolna skupina za Urugvaj sledeče karakteristike,

$$\sum_{c=2}^{C+1} w_c \mathbf{Z}_c = \mathbf{Z}_1$$

$$\sum_{c=2}^{C+1} w_c \mathbf{M}_c = \mathbf{M}_1$$

ki sovpadajo s konveksnim lokom dejanske trajektorije ekonomskega in socialnega razvoja Urugvaja pred intervencijo pod pogojem, da nobena izmed držav, v naboru kandidatov za kontrolno skupino, ni vpeljala iste ali primerljive intervencije, kar pomeni, da je sintetična kontrolna cenilka  $\Delta y_{1,t}^N$  približno nepristranska cenilka resničnega učinka intervencije. Ker ekonometrik ne mora opazovati  $\mathbf{M}_1, \dots, \mathbf{M}_{C+1}$ , Abadie et. al. (2010) pokažejo, da se pod standardnimi pogoji latentni faktorski model lahko prilagaja  $\mathbf{Z}_1$  in poljubni podmnožici relevantnih karakteristik vse dokler se prilega tako  $\mathbf{Z}_1$  kot tudi  $\mathbf{M}_1$ . Tako lahko preprost vektorski avtoregresijski model zagotovi razmeroma nepristransko cenilko učinka intervencije z dovoljevanjem časovne variacije v strukturnih koeficientih, če tudi bi bila dolžina pred-intervencijskega obdobja arbitrarno kratka in bi obsegala zgolj eno leto  $T_0 = 1$ . Ker je v predlaganem okviru dolžina pred-intervencijskega obdobja zadostna lahko sintetično prilaganje med Urugvajem in kontrolno skupino zagotovi smiselno reprezentacijo  $\hat{\lambda}_t$ .

Implementacija sintetično kontrolne cenilke poteka v skladu s priporočili Abadie in Gardeazabal (2003) ter Abadie et. al. (2010). Ker vsaka singularna vrednost  $\mathbf{W}$  predstavlja tehtano povprečje kontrolne skupine brez direktne izpostavljenosti Planu Ceibal, naj  $\mathbf{X}$  predstavlja vektor pomožnih spremenljivk. Takšno tehtano povprečje uteleša konveksno kombinacijo karakteristik držav znotraj konveksnega loka, kar zagotavlja, da  $w_2 + \dots + w_{C+1} = 1$ . Izbira uteži je lahko do določene mere podvržena arbitrarni presoji in lahko zahteva prekomerno ekstrapolacijo. Tovrsten problem nasloviva z uporabo vgnezdne numerične optimizacije s pomočjo cenilke največjega verjetja in kvadratnega programiranja. Bolj specifično, zgradimo vektor  $\mathbf{W}^*$  za minimizacijo razdalje v trajektorijah ekonomskega in socialnega razvoja, ki jo zapišemo kot parametrično prostorsko normo  $\|\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}\|$  ob pogoju, da  $w_2 > 0$  in  $w_2 + \dots + w_{C+1} = 1$ . Najbolj očiten kandidat za minimizacijo distance je primerjava vrednosti izidov in pomožnih spremenljivk bodisi v posameznem letu ali celotnem obdobju pred intervencijo  $\Delta y_0^{K_1}, \dots, \Delta y_0^{K_M}$  proti  $\Delta y_1^{K_1} = \Delta y_{i,1}, \dots, \Delta y_i^{K_{T_0}} = \Delta y_{i,T_0}$ . Diskrepanco v vrednostih spremenljivk med Urugvajem pred intervencijo,  $\mathbf{X}_1$  in njegovo tehtano kontrolno skupino  $\mathbf{X}_0 \mathbf{W}$  izračunamo s pomočjo pozitivne in simetrične semi-definitne matrike, kot linearne kombinacije izidov in pomožnih spremenljivk pred intervencijo, kot to predlagajo Abadie et. al. (2010) ter Cavallo et. al. (2013):

$$\|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$$

Kjer  $V$  predstavlja simetrično in semi-definitno matriko, ki meri relativno utež posameznega izida ali pomožne spremenljivke na konveksnem loku Urugvaja. V validacijski fazi nadalje zagotovimo, da se v naboru držav nahajajo zgolj tiste, ki se vrednostim Urugvaja dobro prilagajajo. To dosežemo z minimizacijo povprečne predikcijske napake z vgnezdjeno numerično optimizacijo kar nam zagotavlja, da sintetični kontrafaktni scenarij ustrezno aproksimira trajektorijo ekonomskega in socialnega razvoja Urugvaja pred intervencijo (Li 2020).

#### 4 Podatki in vzorec

Nabor odvisnih spremenljivk, ki zajemajo ekonomski in socialni razvoj in jih uporabimo v empirični analizi sestavljajo (i) Ginijev koeficient dohodkovne neenakosti, (ii) stopnja revščine, (iii) povprečna dolžina šolanja, (iv) indeks človekovega razvoja ter (v) delež ranljivih zaposlitev. Ginijev koeficient neenakosti predstavlja standardizirano merilo dohodkovne neenakosti, ki se nahaja na intervalu med 0 in 1, kjer višje vrednosti predstavlja višja neenakost. Stopnjo revščine zajamemo z variabilo, ki meri odstotek prebivalstva, ki živi z manj kot \$5.50 Geary-Khamis mednarodnih dolarjev na dan, po konstantnih cenah iz leta 2011. Ker imajo lokalne stopnje revščine višjo kupno moč v bogatejših državah, uporabimo pariteto kupne moči za prilagoditev in primerljivost revščine med in znotraj držav iz *World Development Indicators* pri Svetovni Banki. Ker je Urugvaj država v razvoju z višje-srednjim dohodkom na prebivalca, uporabijo stopnjo revščine z dnevno mejo pri \$5.50, ki razmeroma bolje zajema incidenco revščine na takšnem nivoju razvoja kot stopnja revščine pri nižjih pragih. Povprečna dolžina šolanja je označena v številu let in zajema trajanje šolanja, ki je reprezentativno za populacijo kot celoto in prihaja iz Barro in Lee (2013). Indeks človekovega razvoja predstavlja tehtano geometrično povprečje treh sub-indeksov: (i) pričakovane življenjske starosti ob rojstvu, (ii) dohodka na prebivalca in (iii) povprečnega števila let šolanja. Podatki za indeks človekovega razvoja prihajajo iz *Human Development Report* (letna poročila OZN). Delež ranljivih zaposlitev predstavlja odstotni delež samo-zaposlenih delavcev brez dodatnih zaposlenih, članov združnih organizacij in članov gospodinjstva, ki opravljajo neplačano delo. Delež ranljivih zaposlitev se nanaša na seštevek članov gospodinjstva, ki opravljajo neplačano delo in samozaposlenih posameznikov brez

dodatnih zaposlenih. Podatki o deležu ranljivih zaposlitev prihajajo iz podatkovnih baz Mednarodne organizacije dela (*International Labor Organization*).

Med pomožne spremenljivke vključimo časovno-variantne makroekonomske karakteristike (Feenstra et. al. 2015), indikator civilnopravne ureditve (La Porta et. al. 1998) in demografske karakteristike, kot sta stopnja rodnosti in pričakovana življenjska starost ob rojstvu iz letnih publikacij *World Population Prospects* Združenih narodov (OZN). ter časovno-invariante geografske in klimatske karakteristike (Peel et. al. 2007, Nunn in Puga 2012), pri čemer slednje uporabimo zgolj v sintetično-kontrolni analizi, kajti v diferenčno-diferenčni analizi po pravilu invariante karakteristike sovpadajo z neopazovano heterogenostjo. Vzorec sestavlja 38 srednje in visoko razvitih držav v obdobju med leti 2000 in 2019.<sup>1</sup>

## 5 Rezultati

### 5.1 Diferenčno-diferenčne ocene vpliva programa

Tabela 2 prikazuje rezultate ocenjenega vpliva programa Plan Ceibal na socialni in ekonomski razvoj Urugvaja na podlagi semi-diferenčno-diferenčnega modela. Skladno z lastnostmi diferenčno-diferenčnega modela, odvisno spremenljivko v vsaki specifikaciji ustrezno diferenciramo za odpravo nestacionarne komponente, s čimer zagotovimo, da ocenjeni post-treatment koeficient ne predstavlja naključno generiranega regresijskega razmerja. Istočasno vsaka specifikacija vsebuje poln set neopazovanih časovnih in prostorskih učinkov, ki predstavljajo vir heterogene pristranskosti. Empirične ocene modela v stolpcu (1) temeljijo na oceni vpliva programa Plan Ceibal na dohodkovno neenakost. Točkovne ocene nam predlagajo, da je implementacija programa povezana z znatnim upadom dohodkovne neenakosti. V letih po uvedbi programa, prva diferenca Ginijevega koeficienta upade za 0.73 indeksne točke, pri čemer je ocenjen parameter statistično značilen pri 5 % pragu značilnosti. Glede na velikost ocenjenega post-treatment koeficienta, implementacija programa pojasni 16 % variacije v spremembi neenakosti znotraj držav. V stolpcu (2) kot odvisno spremenljivko uporabimo medletno spremembo

---

<sup>1</sup> Argentina, Avstralija, Avstrija, Belgija, Brazilija, Kanada, Čile, Češka Republika, Danska, Finska, Francija, Nemčija, Grčija, Madžarska, Islandija, Irska, Izrael, Italija, Japonska, Južna Koreja, Latvija, Luksemburg, Mehika, Nizozemska, Norveška, Peru, Poljska, Portugalska, Slovaška, Slovenija, Španija, Švedska, Švica, Turčija, Urugvaj, Velika Britanija in ZDA.

stopnje revščine. Kot nam predlagajo točkovne ocene, se je stopnja revščine v post-intervencijskem obdobju zmanjšala za 2.2 odstotni točki, pri čemer je ocenjen učinek statistično značilen pri 1% pragu značilnosti. V stolpcu (3) ocenimo prispevek programa k dolžini šolanja otrok in mladostnikov. Točkovne ocene nam povedo, da je za razliko od dohodkovne neenakosti in stopnje revščine, uvedba programa zgolj marginalno povezana z daljšim šolanjem. Konkretnije se po uvedbi programa dolžina šolanja poveča za 0.06 let glede na kontrolno skupino brez programa, pri čemer p-vrednost testne statistike za post-treatment koeficient znaša 0.138 in ne izpostavlja vidnejšega vpliva programa na dolžino šolanja. Ravno nasprotno v stolpcu (4) ugotovimo, da je program Plan Ceibal povezan s statistično značilnim povečanjem indeksa človekovega razvoja. V točkovnem smislu ocenjujemo, da se je indeks človekovega razvoja povečal za 0.001 bazično točko, pri čemer je tovrstno povečanje statistično značilno pri 1%. Pozitiven prispevek programa k indeksu človekovega razvoja uteleša pomemben indirektni doprinos programa in njegove vsebine h komponenti zdravja in človeškega kapitala, pa tudi dohodka na prebivalca. Empirične ocene modela z uporabo deleža prekarnih in ranljivih zaposlitev v stolpcu (5) nam istočasno potrdijo zajeten in statistično značilen upad deleža ranljivih zaposlitev. Konkretnije lahko iz modelskih ocen sklepamo, da se je delež ranljivih zaposlitev post-implementacijskem obdobju zmanjšal 0.53 odstotne točke, ob upoštevanju neodvisnih vplivov makroekonomskih in demografskih dejavnikov kot tudi časovno in prostorsko neopazovane heterogenosti.

Tabela 3 prikazuje ocenjen vpliv programa Plan Ceibal na stopnjo revščine in dohodkovne neenakosti, s tremi pomembnimi nadgradnjami bazičnih diferenčno-diferenčnih ocen programa. Prvič, v tabeli ocenjujemo vpliv programa z inkorporiranjem časovno-invariantnih spremenljivk, kot so npr. geografske karakteristike, ki vsebujejo pomemben, a pogosto neopazovan del variacije v socialnem in ekonomskem razvoju. Tovrstno konstrukcijo modela dosežemo z uporabo Hausman in Taylor (1981) cenilke modela komponente napake z ključnimi neopazovanimi učinki, ki so korelirani s spremenljivkami, ki so vključene v modelsko strukturo. Po takšni analogiji, Hausman-Taylor cenilka predpostavlja ortogonalnost med stohastično napako in neopazovanimi učinki, kar omogoča vključitev časovno-invariantnih spremenljivk v naš model. In tretjič, v tabeli ocenjujemo dinamični učinek programa z uporabo dinamične Arellano in Bond (1991) cenilke, kjer so neopazovani učinki lahko sistematično korelirani z

odlogi neodvisne spremenljivke. Konkretnije, z rahlo modifikacijo strukturnega razmerja v enačbi (1), ocenimo specifikacijo dinamičnega modela v sledeči obliki,

**Tabela 2: Vpliv programa Plan Ceibal na revščino in socioekonomski razvoj ocenjen z cenilko fiksnih učinkov**

Odvisna spremenljivka	$\Delta$ Dohodkovna neenakost (Ginijev koeficient)	$\Delta$ Stopnja revščine	$\Delta$ Povprečna dolžina šolanja	$\Delta$ Indeks človekovega razvoja (HDI)	$\Delta$ Delež ranljivih zaposlitev
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Program Plan Ceibal	-.729** (.341)	-2.275*** (.358)	.069 (.045)	.001*** (.0008)	-.537*** (.115)
95% interval zaupanja	{-1.422, -.037}	{-3.002, -1.548}	{-.023, .162}	{.0001, .003}	{-.771, -.303}
Strukturne kontrolne spremenljivke (skupna p-vrednost)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)
Prostorski neopazovani učinki (p-vrednost)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)
Časovno neopazovani učinki (p-vrednost)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)
R2 (znotraj skupin)	0.09	0.12	0.06	0.13	0.12
R2 (med skupinami)	0.16	0.38	0.03	0.23	0.02
# opazovanj	701	701	719	719	719
# držav	34	37	38	38	38
# let	19	19	19	19	19

Opombe: tabela prikazuje ocenjen vpliv programa Plan Ceibal na revščino, dohodkovno neenakost in socioekonomski razvoj z uporabo cenilke fiksnih učinkov. Standardne napake so prilagojene za arbitrarno heteroskedastičnost variance napake ter serijsko korelirane stohastične komponente z eno-dimenzionalnim clustering-om preko Huber-Eicker-White variančno-kovariantne cenilke in so navedene v oklepajih. Asteriski designirajo statistično značilne vzorčne regresijske koeficienti pri 10% (\*), 5% (\*\*) in 1% (\*\*\*) pragu statistične značilnosti.



$$\Delta y_{i,t} = \phi_0 + \sum_{t=1}^k \eta_k \cdot \Delta y_{i,t-k} + \lambda_1 (Post - Plan Ceibal)_{i,t} + \mathbf{X}'_{i,t} \theta + \mu_i + \pi_t + \epsilon_{i,t}$$

kjer  $\Delta y_{i,t-k}$  označuje k-ti odlog odvisne spremenljivke  $\Delta y_{i,t}$  s pripadajočim setom koeficientov  $\eta_k$  in  $\lambda_1$  designira kratkoročni učinek programa, ki je pogojen s setom neodvisnih spremenljivk  $\mathbf{X}$  setom prostorskih in časovnih neopazovanih učinkov, ki jih označujeta  $\mu_i$  in  $\pi_t$ . S krajšo algebraično manipulacijo izpeljemo dolgoročni kumulativni učinek programa kot razmerje med strukturnim post-treatment koeficientom  $\lambda_1$  ter omejitvijo strukture odlogov na podlagi Waldovega testa s čimer izmerimo dolgoročni učinek programa na posamezen izid v sledeči obliki,

$$\Lambda = \frac{\lambda_1}{1 - \sum_{t=1}^k \eta_k}$$

ki v primerjavi z  $\lambda_1$  zajema dolgoročni kumulativni učinek programa na koncu ocenjevalnega časovnega obdobja. V stolpcu (1) merimo vpliv programa na spremembo dohodkovne neenakosti. Skladno z empiričnimi ocenami modela v Tabeli (1) potrdimo zmanjšano dohodkovno neenakost po uvedbi programa pri 10% pragu statistične značilnosti. V Panelu A na podlagi Hausman-Taylor cenilke istočasno potrdimo statistično značilno nižjo stopnjo revščine, marginalno značilen višji indeks človekovega razvoja ter upad deleža ranljivih zaposlitev. Tovrstni učinki so pogojeni s celotnim setom neopazovanih učinkov ter polnim setom časovno-variantnih ter invariantnih spremenljivk. Točkovne ocene parametrov so zgovorne in nam pokažejo, da se je stopnja revščine zmanjšala za približno 2 odstotni točki, kot odziv na uvedbo programa, pri čemer je modelski parameter statistično značilen pri 1% pragu značilnosti in potrjuje razmeroma močan vpliv programa na zmanjšanje stopnje revščine. V Panelu B diferenciramo med kratkoročnim in dolgoročnim učinkom programa z aplikacijo dinamične Arellano in Bond (1991) cenilke. Modelske ocene nam potrdijo statistično značilen upad revščine in neenakosti ter deleža ranljivih zaposlitev ter povečanje stopnje človekovega razvoja v odziv na uvedbo programa. Ocenjeni strukturni parametri so, tako po svoji velikosti kot tudi statistični značilnosti, skladni in popolnoma primerljivi z Hausman-Taylor ocenami v panelu A. Na drugi strani nam dinamična analiza programa razkrije pomemben vpogled. Namreč velikost dolgoročnih koeficientov vpliva presega

kratkoročne koeficiente, kar nam nakazuje na bistveno večji kumulativni učinek programa na koncu ocenjevalnega obdobja v primerjavi z razmeroma manjšim učinkom na kratek rok. Na daljši rok ugotavljamo, da se je dohodkovna neenakost na račun programa zmanjšala za približno eno bazično točko, stopnja revščine je upadla za približno 3 odstotne točke, medtem ko se je indeks človekovega razvoja povečal za dodatni 0.2 bazični točki in delež prekarnih zaposlitev upadel za 0.3 odstotne točke. Z substantivnega vidika rezultati pokažejo, da se blagodejni učinek programa na prevalenco revščine, stopnjo neenakosti, delež ranljivih zaposlitev povečuje skozi čas in poudarja razmeroma visoko učinkovitost intervencije v ciljanju revščine, neenakosti in človekovega razvoja.

**Tabela 3: Vpliv programa Plan Ceibal na revščino in socioekonomski razvoj ocenjen z endogeno intervencijo**

Odvisna spremenljivka	$\Delta$ Dohodkovna neenakost (Gini koeficient)	$\Delta$ Stopnja revščine	$\Delta$ Povprečna dolžina šolanja	$\Delta$ Indeks človekovega razvoja (HDI)	$\Delta$ Delež ranljivih zaposlitev
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Panel A: Hausman-Taylor cenilka</b>					
Program Plan Ceibal	-0.854* (.483)	-1.979*** (.620)	.071 (.106)	.002 (.001)	-.371 (.263)
95% interval zaupanja	{-1.802, .092}	{-3.196, -.763}	{-.137, .279}	{-.001, .005}	{-.886, .144}
<b>Panel B: Dinamična cenilka</b>					
Plan Ceibal	-.869*** (.272)	-2.776** (1.161)	.031 (.040)	.002*** (.0006)	-.276* (.165)
95% interval zaupanja	{-1.422, -.316}	{-5.131, -.421}	{-.049, .112}	{.0007, .003}	{-.611, .059}
Dolgoročni učinek (p-value)	-.921*** (.312)	-2.863*** (.843)	.030 (.038)	.002*** (.0006)	-.319* (.188)
95% interval zaupanja	{-1.534, -.309}	{-4.516, -.1209}	{-.045, .105}	{.0008, .003}	{-.689, .051}
# odlogov endogene variabile	2	2	2	2	2
Časovno-variantne strukturne kontrolne spremenljivke (skupna p-vrednost)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)	DA (0.000)
Časovno-invariantne	DA (0.936)	DA (0.792)	DA (0.822)	DA (0.623)	DA (0.560)

Odvisna spremenljivka	$\Delta$ Dohodkovna neenakost (Gini koeficient)	$\Delta$ Stopnja revščine	$\Delta$ Povprečna dolžina šolanja	$\Delta$ Indeks človekovega razvoja (HDI)	$\Delta$ Delež ranljivih zaposlitev
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
strukturne kontrolne spremenljivke (skupna p-vrednost)					
Wald test (p-vrednost)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
# opazovanj	701	701	701	701	701
# držav	37	37	37	37	37
# let	17	17	17	17	17

*Opomba:* tabela prikazuje ocenjen vpliv programa Plan Ceibal na revščino, dohodkovno neenakost in socioekonomski razvoj z uporabo Hausman in Taylor (1981) cenilke naključnih učinkov z endogeno variabilo, časovno variantnimi variabilami in časovno-invariantnimi variabilami ter z uporabo dinamične cenilke. Množica časovno-invariantnih variabil vključuje koordinate zemljepisne širine in dolžine, biotsko kakovost zemlje, oddaljenost od morske obale, indikator južnoameriškega kontinenta, indikator civilnopravnega izvora ter indikator mediteranske subtropske klime po Köppen-Geiger klimatski klasifikaciji. Tabela ravno tako poroča dolgoročni in kratkoročni učinek programa. Standardne napake so prilagojene za arbitrarno heteroskedastičnost variance napake ter serijsko korelirane stohastične komponente z eno-dimenzionalnim clustering-om preko Huber-Eicker-White variančno-kovariantne cenilke in so navedene v oklepajih. Asteriski designirajo statistično značilne vzorčne regresijske koeficienti pri 10% (\*), 5% (\*\*) in 1% (\*\*\*) pragu statistične značilnosti.

## 5.2 Sintetično-kontrolne ocene modela

Medtem ko rezultati na podlagi diferenčno-diferenčne analize prikazujejo izrazito pozitiven učinek programa na vključujoč ekonomski in socialni razvoj, je veljavnost modela pogojena s predpostavko o paralelnih trendih v trajektoriji razvoja med Urugvajem in preostankom vzorca pred uvedbo intervencije. Ocenjeni diferenčno-diferenčni koeficienti nam tako pokažejo, kakšen je povprečni učinek programa v post-intervencijskem obdobju, kot aproksimacijo kontrafaktnega scenarija. V kolikor predpostavka o paralelnih trendih ne drži, je identifikacija učinka programa nemogoča in ne podaja trdne osnove za sklepanje o kontrafaktnem scenariju. V ta namen predstavlja odsotnost tovrstne predpostavke zajetno prednost sintetično-kontrolne cenilke, ki dopušča tudi neparalelne trende s konstrukcijo individualiziranih kontrolnih skupin za posamezen izid v modelu.

Tabela 4 predstavlja vrednosti aritmetičnih sredin spremenljivk med Urugvajem in njegovo sintetično kontrolno skupino za dve temeljni odvisni spremenljivki v modelu, in sicer stopnjo revščine in dohodkovne neenakosti na podlagi ocenjene matrice v enačbi za linearno kombinacijo izidov in pomožnih spremenljivk za semi-definitno matriko. Sintetična kontrolna skupina za Urugvaj ima tako zelo slične vrednosti odložene posamezne odvisne spremenljivke v letih pred intervencijo, podobno raven logaritmiranega BDP na prebivalca, deleža storitev v BDP ter trgovinske odprtosti in človekovega razvoja. Sočasno sta dejanski in sintetični Urugvaj usklajena glede na svoje geografske karakteristike kot sta zemljepisna dolžina in širina ter površina, biotska raznolikost zemlje ter karakteristike klimatskih pasov. Prav tako se sintetični Urugvaj dobro ujema z dejanskim Urugvajem glede demografske strukture, saj si delita podobno raven življenjske starosti ob rojstvu, pa tudi stopnjo rodnosti. Tovrstna strukturna podobnost med Urugvajem in njegovo sintetično kontrolno skupino potrjuje, da sintetični Urugvaj sledi trajektoriji ekonomskega in socialnega razvoja v enaki vnemi kot dejanski Urugvaj, kar parcialno izključne drugotne javnopolitične in strukturne dejavnike, ki poleg implementacije Plana Ceibal so-vplivajo na trajektorijo razvoja kot vmesni dejavnik, ki bi lahko direktno vplival na zmanjšanje stopnje revščine in neenakosti.

Grafikon 1 prikazuje vpliv programa Plan Ceibal na stopnjo revščine in nivo dohodkovne neenakosti z aplikacijo sintetično-kontrolne cenilke. Trdna, neprekinjena krivulja na grafikonu prikazuje dejansko stopnjo revščine in neenakosti skozi čas, medtem ko prekinjena krivulja prikazuje sintetične stopnje revščine in neenakosti v hipotetični odsotnosti programa, kot konveksno in linearno kombinacijo atributov drugih držav, ki tovrstnega programa niso uvedle. Empirične ocene modela predlagajo slično in razmeroma podobno stopnjo revščine in neenakosti pred uvedbo programa med Urugvajem in njegovo kontrolno skupino. Uvedba programa je povezana z znatnim, vztrajnim in rapidnim upadom dohodkovne neenakosti in revščine. Vrednosti sintetičnih in dejanskih stopenj revščine in neenakosti pred uvedbo programa so skoraj popolnoma identične, kar nam pove, da konveksna kombinacija atributov kontrolne skupine razmeroma dobro zajema trend ekonomskega in socialnega razvoja Urugvaja. V prvem letu po uvedbi programa ocenjujemo, da se je vrednost Ginijevega koeficienta dohodkovne neenakosti zanemarljivo zmanjšala. V drugem letu po uvedbi, opažamo zmanjšanje koeficienta, kot odziv na program, za približno eno indeksno točko. Trend upada vrednosti koeficienta se nadaljuje vse do zadnjega leta v vzorcu (i.e. 2019), kjer

opazamo, da se je na račun programa dohodkovna neenakost, kot jo zajema Ginijev koeficient, zmanjšala za nekaj več kot 2 bazični točki oz. za nekaj več kot 5 % glede na vrednost koeficienta neenakosti v kontrolni skupini.

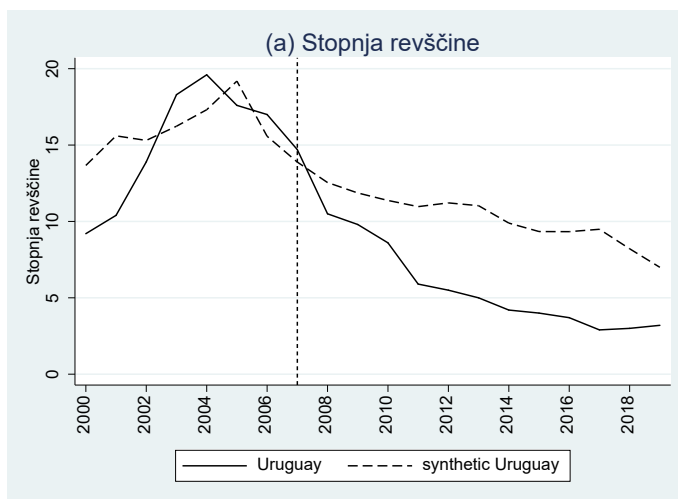
**Tabela 4: Kovariantne aritmetične sredine**

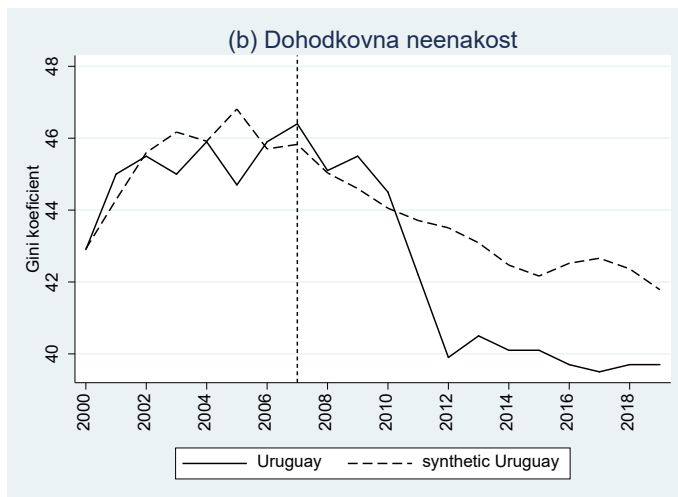
	Stopnja revščine		Dohodkovna neenakost	
	Urugvaj	Sintetični Urugvaj	Urugvaj	Sintetični Urugvaj
RMSPE	2.998		0.954	
<b>Panel A: Odložene vrednosti odvisne spremenljivke</b>				
Y v letu 2000	9.2	13.67	42.9	42.92
Y v letu 2002	13.9	15.31	45.5	45.59
Y v letu 2004	19.6	17.31	45.9	45.91
Y v letu 2006	17	15.58	45.9	45.70
Y v letu 2007	14.7	13.89	46.4	45.82
<b>Panel B: Makroekonomske in institucionalne spremenljivke</b>				
Log BDP per capita	9.54	9.66	9.54	9.57
Log delež storitev v BDP	4.10	3.99	4.10	4.08
Log trgovinska odprtost v deležu BDP	3.88	4.50	3.87	3.934
Indeks človekovega razvoja	0.75	0.76	0.75	0.75
Civilnopravna ureditev	1	1	1	0.772
<b>Panel C: Geografske spremenljivke</b>				
Zemljepisna dolžina	-32.80	29.93	-32.80	17.14
Zemljepisna širina	-56.01	-9.28	-56.01	-18.32
Biotska kakovost zemlje	68.98	51.83	68.97	35.90
Delež območja znotraj 100 km obale	37.47	5.12	37.47	32.37
Raznolikost terena	0.44	0.65	0.435	0.861
Log površina	9.77	9.91	9.77	10.52
Južna Amerika	1	0.306	1	0.508
Vlažna subtropska klima	1	0	1	0
Zmerna oceanska klima	0	0.306	0	0.248
Mediteranska klima vročih poletij	0	0	0	0.228
Mediteranska klima toplih poletij	0	0	0	0
<b>Panel D: Demografske spremenljivke</b>				
Stopnja rodnosti	2.15	1.74	2.15	2.24
Pričakovana življenjska starost ob rojstvu	75.38	72.32	75.38	73.52

Še bolj izrazit upad ocenjujemo pri stopnji revščine. Empirične ocene modela s sintetično kontrolno cenilko nam ravno tako povedo, da so dejanske in sintetične stopnje revščine med Urugvajem in njegovo kontrolno skupino razmeroma dobro usklajene pred uvedbo programa. Ocenjena povprečna kvadrirana predikcijska napaka znaša približno 3 %, kar je dovolj nizek prag za razmeroma učinkovito

sklepanje o posledicah programa z vidika revščine. V letu pred implementacijo programa (i.e. 2007) opazimo, da sta dejanska in sintetična stopnja revščine nekje na ravni 14 %. Že v prvem letu implementacije programa ocenjujemo, da glede na kontrolno skupino, stopnja revščine upade za približno 2 odstotni točki. V časovnem razponu petih letih po uvedbi programa, se razlika med sintetično in dejansko stopnjo revščine poveča na 6 odstotnih točk in vztraja v stabilni vnemi na tej ravni do desetega post-intervencijskega leta. Ocenjeno zmanjšanje stopnje revščine je razmeroma veliko in nakazuje na izrazito učinkovitost programa v zmanjšanju dohodkovnih razlik med posameznimi dohodkovnimi razredi.

Tabela 5 prikazuje kompozicijo sintetičnih kontrolnih skupin za Urugvaj, ki najbolj reproducirajo trajektorijo stopnje revščine in dohodkovne neenakosti pred uvedbo programa Plan Ceibal. Ker je kombinacija atributov in karakteristik sintetičnega Urugvaja sestavljena na podlagi ekstrapolacije znotraj konveksnega loka z aditivno strukturo uteži, je vsota uteži pri posamezni odvisni spremenljivki po pravilu vedno enaka ena. Izkaže se, da dejansko stopnjo revščine Urugvaja pred uvedbo Plana Ceibal najbolj sintetizirata Madžarska (69 %) in Peru (31 %). Na drugi strani trajektorijo dohodkovne neenakosti, merjeno z Ginijevim koeficientom pred uvedbo programa, najbolj reproducirajo Brazilija (26 %), Latvija (25 %), Peru (25 %), Izrael (23 %), Islandija (1 %) ter v manjši meri tudi Švica (manj kot 1%). Tovrstne uteži so izračunane na podlagi semi-definitne matrike  $\mathbf{V}$  pomožnih spremenljivk v fazi učenja podobnosti (i.e. training stage) ter ustrezne konstrukcije  $\mathbf{W}$  matrike v validacijski fazi.





Grafikon 1: Vpliv programa Plan Ceibal na stopnjo revščine in dohodkovne neenakosti

Vir: lasten.

Tabela 5: Sintetične kontrolne skupine

	Stopnja revščine	Dohodkovna neenakost
Argentina	0	0
Avstralija	0	0
Avstrija	0	0
Belgija	0	0
Brazilija	0	0.26
Kanada	0	0
Čile	0	0
Češka Republika	0	0
Danska	0	0
Finska	0	0
Francija	0	0
Nemčija	0	0
Grčija	0	0
Madžarska	0.69	0
Islandija	0	0.01
Irska	0	0
Izrael	0	0.23
Italija	0	0
Japonska	0	0
Južna Koreja	0	0
Latvija	0	0.25
Luksemburg	0	0
Mehika	0	0

	Stopnja revščine	Dohodkovna neenakost
Nizozemska	0	0
Norveška	0	0
Peru	0.31	0.25
Poljska	0	0
Portugalska	0	0
Slovaška	0	0
Slovenija	0	0
Španija	0	0
Švedska	0	0
Švica	0	<0.01
Turčija	0	0
Velika Britanija	0	0
ZDA	0	0

### 5.3 Preverjanje robustnosti

Empirične ocene na podlagi diferenčno-diferenčne in sintetično-kontrolne cenilke nam izpostavljajo izrazito zmanjšanje stopnje revščine in dohodkovne neenakosti v obdobju po uvedbi programa Plan Ceibal. Konkretnije nam sintetično-kontrolne ocene pokažejo, da se je stopnja revščine zmanjšala za 6 odstotnih točk glede na kontrolno skupino, medtem ko se je dohodkovna neenakost zmanjšala za približno 2 bazični točki Ginijevega koeficienta. Temeljno vprašanje, ki se poraja pri sintetično-kontrolnih ocenah, zadeva statistično značilnost ocenjenega upada revščine in neenakosti. V ta namen uporabimo dva načina placebo analize za bolj podrobno preučitev statistične značilnosti pridobljenih ocen, kar nam omogoča oceniti tako znatnost kot tudi učinkovitost programa pri zmanjševanju razlik v ekonomskem in socialnem razvoju med posameznimi dohodkovnimi razredi.

#### 5.3.1 Prostorska placebo analiza

Kot prvi način preverjanja robustnosti rezultatov uporabimo prostorsko placebo analizo. Da bi ugotovili, ali je učinek programa na stopnjo revščine in dohodkovne neenakosti statistično značilen, pripišemo intervencijo vsem drugim državam v celotnem vzorcu, razen Urugvaju s preprosto binarno permutacijo. Logika tovrstnega empiričnega pristopa je preprosta. V kolikor je zmanjšanje revščine zaznано tudi v drugih državah v istem post-intervencijskem obdobju, potem postane precej verjetno, da ocenjeni učinek sprožajo bodisi časovni trendi, ki so skupni vsem ostalim državam ali pa drugi tipi javnih politik, ki niso povezani s Plan Ceibal. Če je ugotovljen takšen vzorec na podlagi permutacije intervencije, potem je naš sklep, da



sintetično-kontrolna analiza ne ponuja zadostnih dokazov za statistično značilen učinek programa na revščino in neenakosti. Če ugotovimo, da je zmanjšanje revščine in neenakosti po letu 2007 razmeroma unikatno v Urugvaju, medtem ko ni zaznavno v vzorcu drugih držav, potem sklepanje o statističnih značilnostih programa postane bolj smiselno in varno.

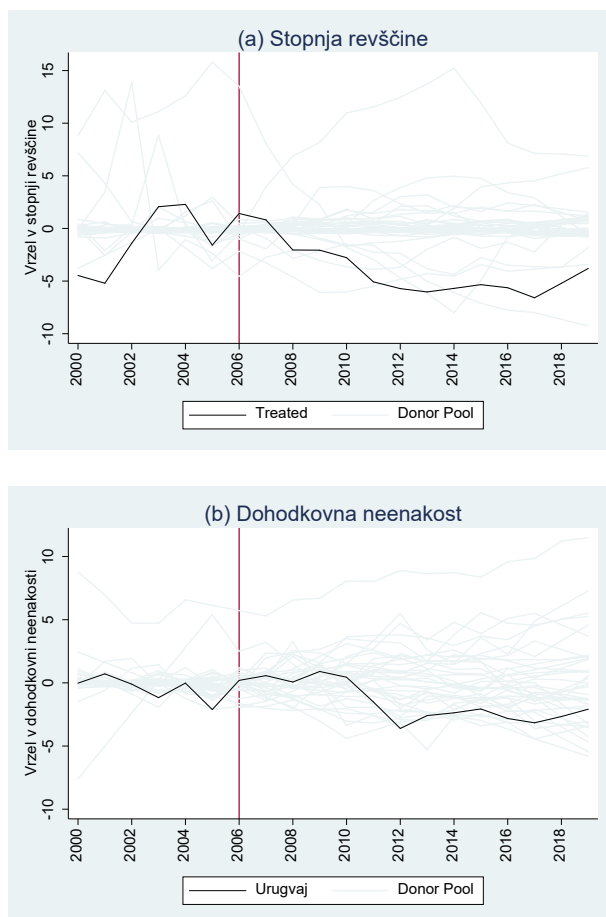
V skladu z dosedanjo notacijo v modelu predpostavimo, da  $\hat{\lambda}_{1,t>T_0}$  zajema vpliv programa bodisi na revščino ali neenakost v post-intervencijskem obdobju, kjer po pravilu velja  $t > T_0$ . Naj bo distribucija placebo učinkov programa opisana v obliki  $\hat{\lambda}_{1,t>T_0}^{Placebo} = \{\hat{\lambda}_{j,t>T_0} : j \neq 1\}$ . Z premestitvijo Urugvaja, kot tretirane države, v vzorec držav za nabor kontrolne skupine in permutacijo programa na preostale države, sestavimo distribucijo placebo učinkov, kjer želimo ugotoviti delež držav, ki imajo ocenjen post-intervencijski kvazi-učinek programa vsaj toliko visok kot Urugvaj v istem časovnem razdobju. Z neparametričnim testom, ki ga predlagajo Cavallo et. al. (2013) ter Galiani in Quistorff (2017) brez predpostavljjanja kakršnekoli oblike distribucijsko stohastičnih napak izračunamo pripadajočo dvostransko p-vrednost.

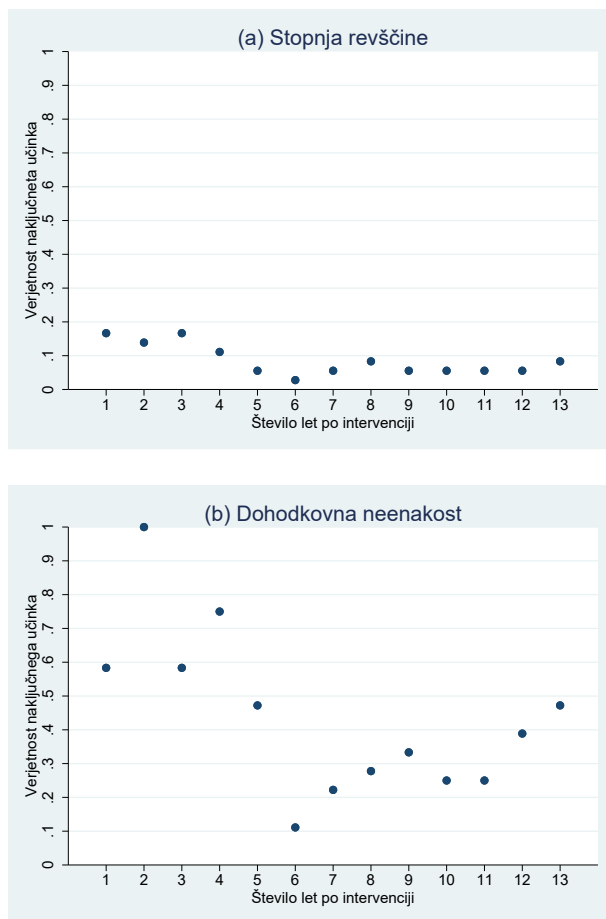
$$\mathbb{P}(\lambda) = Pr(|\hat{\lambda}_{1,t>T_0}^{Placebo}| \geq |\hat{\lambda}_{1,t>T_0}|) = \frac{\sum_{j \neq 1} \mathbf{1} \cdot (|\hat{\lambda}_{j,t>T_0}| \geq |\hat{\lambda}_{1,t>T_0}|)}{J}$$

kadar je intervencija determinirana na podlagi loterije ali naključne treatment selekcije, potem ocenjena p-vrednost uteleša klasično sklepanje na podlagi randomizacije. V kolikor intervencija ni določena po naključju, se gornja p-vrednost lahko interpretira kot proporcionalni delež držav iz kontrolnega vzorca, ki ima ocenjen kvazi-učinek programa Plan Ceibal vsaj toliko visok kot učinek, ki ga ocenimo za Urugvaj. Z invertiranjem p-vrednosti je istočasno mogoče sestavi tudi pripadajoče intervale zaupanja kot pokažeta Firpo in Possebom (2018).

Grafikon 2 prikazuje distribucijo placebo učinkov programa s pripadajočimi p-vrednostmi za stopnjo revščine in dohodkovne neenakosti. Pri distribuciji učinka vertikalna os predstavlja vrzel v posamezni odvisni spremenljivki, pri čemer opazamo, da je učinek programa na stopnjo revščine nekoliko unikatno in izjemen glede preučevanja vpliva na stopnjo revščine ter nekoliko manj pri dohodkovni neenakosti, kjer je še vedno prisotna očitna vrzel pred in po intervenciji. Ocenjene p-vrednosti nam pokažejo, da je delež držav z ocenjenim kvazi-učinkom med 15 in

17 % v prvih treh letih intervencije, medtem ko pade pod 10 % do zadnjega post-intervencijskega leta. Glede na konvencionalen 10 % prag statistične značilnosti lahko sklepamo, da je ocenjena verjetnost, da se je učinek zgodil, naključno majhna, s čimer lahko smiselno sklepamo, da je program dosegel razmeroma visoko stopnjo učinkovitosti pri zmanjševanju stopnje revščine, ki vsebuje močne karakteristike permanentnosti. Na drugi strani ocenjena p-vrednost glede dohodkovne neenakosti izkazuje padajoč trend do šestega leta po intervenciji, kjer doseže 10 % prag statistične značilnosti. Po šestem letu se p-vrednost obrne navzgor, kar nakazuje, da skozi čas program prične izgubljati dobršno mero učinkovitosti pri zmanjševanju neenakosti. Obrat verjetnosti nam torej pokaže, da je, za razliko od permanentnega učinka na stopnjo revščine, program dosegel začasen, a še vedno relativno močan vpliv na zmanjševanje stopnje neenakosti.





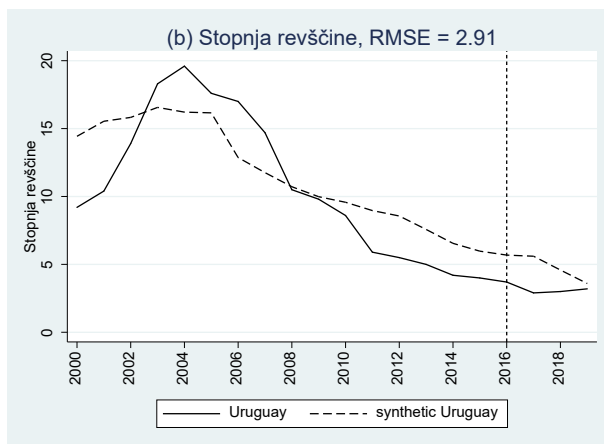
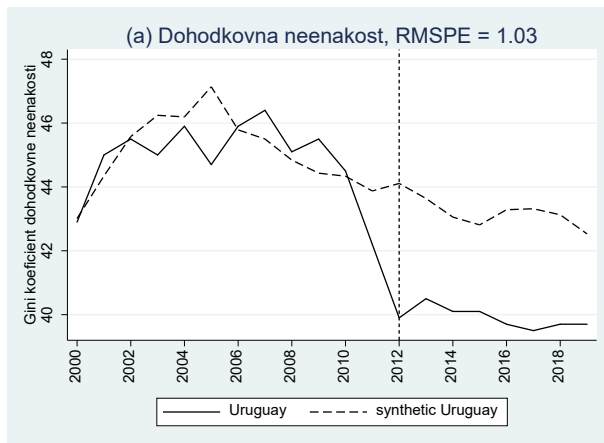
Grafikon 2: Prostorska placebo analiza Plan Ceibal intervencije

Vir: lasten.

### 5.3.2 Časovna placebo analiza

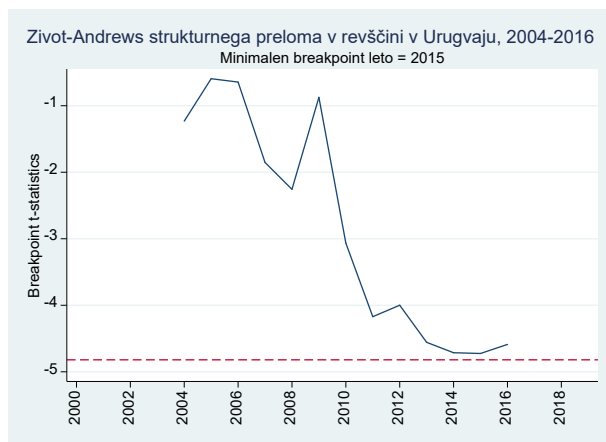
Kot drugi način preverjanja robustnosti ocenjenega učinka programa Plan Ceibal na revščino in dohodkovno neenakost, uporabimo pristop časovne placebo analize. Iz statistične literature jasno izhaja, da je uporaba tehnike statističnega sklepanja v primerjalnih študijah velik izziv zaradi majhnosti vzorcev, hkrati pa tudi zaradi odsotnosti naključnega določanja intervencij in naključne selekcije tretiranih in kontrolnih vzorcev. S sistematizacijo procesa ocenjevanja kontrafaktnega scenarija lahko še vedno uporabimo številne tehnike falsifikacije, pri čemer skušamo testirati

zaupanje v sintetično-kontrolno cenilko, v kolikor bi pridobili različne učinke ali učinke različnih magnitud, če bi časovni lok intervencije aplicirali na datume, ko se intervencija ni zgodila. Konkretnije bi naše zaupanje v interno veljavnost sintetično-kontrolne cenilke hitro izginilo, če bi tovrstna metoda razkrila primerljivo velike učinke, ko bi cenilko aplicirali na datume, ko ni bila implementirana. Kot pokažeta Heckman in Hotz (1989) ter Abadie et.al. (2015) bi takšen poskus falsifikacije lahko imenovali časovna placebo analiza (i.e. in-time placebo analysis). Z drugimi besedami, v našem primeru želimo falsificirati učinke programa Plan Ceibal s časovno permutacijo intervencije v letih, ko se ni zgodila. V tem oziru temeljni problem izhaja iz izbire leta permutacije, kajti izbira je lahko docela arbitrarna. Namesto ad izbire leta za stopnjo revščine in dohodkovne neenakosti izračunamo Zivot in Andrews (2002) test strukturnega preloma s fiksno distribucijo testne statistike točke strukturne preloma (Hahn in Shi 2017), ki dovoljuje prelom tako v regresijski konstanti kot tudi v trendu neenakosti in revščine. Dalje, s tovrstnim testnim pristopom identificiramo leto v preučevanem obdobju, kjer testna statistika za prisotnost strukturnega preloma doseže svojo absolutno najvišjo vrednost, ki presega vsaj 10 % prag statistične značilnosti. Za raven dohodkovne neenakosti Zivot-Andrewsov test indicira leto 2011, kot leto z najbolj zajetnim strukturnim prelomom, medtem ko je za stopnjo revščine najbolj znaten prelom zaznan v letu 2015. V skladu z notacijo modela, nastavimo prvo post-treatment leto kot  $T_0 + 1$ , glede na leto preloma. V obeh primerih in v obeh letih testna statistika za strukturni prelom doseže 10 % prag statistične značilnosti, kar izpostavlja jasne karakteristike strukturnega preloma. V naslednjem koraku apliciramo sintetično-kontrolno cenilko na identificirani leti strukturnega preloma kot poskus falsifikacije bazičnega učinka intervencije. Grafikon 3 prikazuje rezultate časovne placebo analize. V obeh primerih ugotovimo, da se korenjena povprečna predikcijska napaka znatno poveča glede na izhodiščno analizo. Linearna kombinacija atributov držav v kontrolni skupini se niti v prvi niti v drugi specifikaciji ne ujema v zadostni meri z trajektorijo revščine in neenakosti dejanskega Urugvaja. V skladu z našimi pričakovanji, časovna placebo analiza jasno pokaže, da se dejanski prelom med revščino ter neenakostjo dejanskega in sintetičnega Urugvaja prične odvijati v letu 2008, ki predstavlja  $T_0 + 1$  začetno post-intervencijsko obdobje. Na podlagi časovne placebo analize, kot poskusa falsifikacije učinka, je torej smiselno sklepati, da ocenjenega učinka s tovrstnim metodološkim pristopom ni možno falsificirati.



Zivot-Andrews test strukturnega preloma v Gini koeficientu Urugvaj, 2003-2016  
Minimalen breakpoint leto = 2011





**Grafikon 3: Časovna placebo analiza učinkov programa Plan Ceibal**

Vir: lasten.

## 6 Zaključek

Pandemija covid-19 je, prvič po letu 1990, povzročila dvig revščine na globalni ravni in hkrati pospešila trend naraščajoče neenakosti. Najnovejše ocene kažejo, da bi lahko do konca leta 2022 pandemija v revščino potisnila 8 % globalne populacije. V tem poglavju diskutiramo o prispevku pametnih javno-političnih pristopov k zmanjševanju revščine, neenakosti in prekarnosti zaposlovanja. V aprilu leta 2020 je bilo iz procesa izobraževanja izključenih 1.6 milijarde otrok. V luči tovrstnih trendov je temeljno vprašanje, ki se postavlja snovalcem politik ter civilni družbi, kako na najbolj efektiven način doseči bolj egalitarno razdelitev dohodka, nižjo stopnjo revščine, bolj inkluziven trg dela ter višji človekov razvoj. Čeprav je tovrstno vprašanje po svoji naravi zahtevno, nam izkušnje javnih politik iz preteklih let lahko ponudijo dobro izhodišče za bolj izčrpno identifikacijo vpliva programa, skupaj z empirično analizo. V ta namen ocenjujemo prispevek obsežnega programa Plan Ceibal, ki je bil implementiran v Urugvaju leta 2007 k trajektoriji ekonomskega in socialnega razvoja. Program predstavlja eno izmed najbolj obsežnih intervencij spodbujanja digitalne pismenosti med otroci in adolescenti, z enakomernim in vnaprej zagotovljenim dostopom do digitalne tehnologije in visoko-hitrostnega interneta.

Na podlagi vzorca 38 držav, opazovanih v obdobju med leti 2000 in 2019, z metodami diferenčno-diferenčne ter sintetično-kontrolne cenilke. ocenjujemo učinek programa na več dimenzij ekonomskega in socialnega razvoja. Ugotavljamo, da je program ustvaril izrazito pozitiven učinek na ekonomski in socialni razvoj. Na podlagi empiričnih ocen diferenčno-diferenčnih in sintetično-kontrolnih specifikacij lahko sklepamo, da se je glede na kontrolno skupino držav, kjer tovrsten program ni bil uveden, stopnja revščine in neenakosti zmanjšala. Ravno tako se je zmanjšal delež ranljivih oz. prekarne zaposlitev, medtem ko se je indeks človekovega razvoja bistveno hitreje povečal kot v kontrolni skupini. Ocenjeni učinki niso povezani z neopazovano prostorsko ali časovno heterogenostjo. Na podlagi sintetično-kontrolne ocen sklepamo, da se je dohodkovna neenakost Urugvaja zmanjšala za 5 % glede na kontrolno skupino, medtem ko se je stopnja revščine zmanjšala za 6 % od zadnjega leta v vzorcu. S časovno in prostorsko analizo falsifikacije pokažemo, da post-intervencijska vrzel med Urugvajem in njegovimi sintetično-kontrolnimi skupinami ni pripisana diferencialnim strukturnih in javnopolitičnim spremembam, ki so se odvijale v distinktivnih letih, ko ni bilo implementacija programa. Sočasno prostorska placebo analiza razkrije pomembne časovne nianse učinka programa. Medtem ko je učinek programa na stopnjo revščine močan in permanenten, je učinek na dohodkovno neenakost bolj prehodne narave, kar predstavlja pomembno sporočilo za snovalce politik.

Analiza dokazuje, da so pametne strategije zmanjševanja dohodkovne neenakosti in revščine, ki spodbujajo investicije v znanje in človeški kapital, bistveno bolj učinkovite od prerazdelitvenih fiskalnih in regulatornih politik, ki interesnim skupinam pogosto omogočajo visok vzvod za spodbujanje neinstitucionaliziranih vplivov na zakonodajalca ali agencije ter organe v sestavi, ki uveljavljajo regulatorna pravila, spodbujajo proces iskanja rent iz naslov izjem in privilegijev, in kljub dobrim namenom ne spodbujajo inkluzivnega socialnega in ekonomskega razvoja.

## Literatura

- Abadie, A. in Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113-132.
- Abadie, A., Diamond, A. in Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Abadie, A., Diamond, A. in Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495-510.

- Ahlfeldt, G. M. (2018). Weights to Address Non-parallel Trends in Panel Difference-in-differences Models. *CE.Sifo Economic Studies*, 64(2), 216-240.
- Alesina, A. in Ardagna, S. (2010). Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. *Tax Policy and the Economy*, 24(1): 35-68.
- Alesina, A. in Perotti, R. (1995). The political economy of budget deficits. *IMF Staff Papers*, 42(1), 1-31.
- Arellano, M. in Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Barro, R. J. (2001). Human capital and growth. *American Economic Review*, 91(2), 12-17.
- Barro, R. J. in Lee J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics* 104, 184-198.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), Part 2, 9-49.
- Becker, G. S., Murphy K. M. in Tamura, R. (1990). Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), Part 2, S12-S37.
- Bernal-Verdugo, L. E., Furceri, D. in Guillaume, D. M. (2012). Labor market flexibility and unemployment: new empirical evidence of static and dynamic effects. *Comparative Economic Studies*, 54(2), 251-273.
- Billmeier, A. in Nannicini, T. (2013). Assessing economic liberalization episodes: A synthetic control approach. *Review of Economics and Statistics*, 95(3), 983-1001.
- Boskin, M. J. (2020). Are Large Deficits and Debt Dangerous?. *AEA Papers and Proceedings*, vol. 110, 145-48.
- Botero, J. C., Djankov, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. in Shleifer, A. (2004). The regulation of labor. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1339-1382.
- Botosaru, I. in Ferman, B. (2019). On the role of covariates in the synthetic control method. *The Econometrics Journal*, 22(2), 117-130.
- Calderón, C. in Chong, A. (2009). A. Labor market institutions and income inequality: An empirical exploration. *Public Choice*, 138(1), 65-81.
- Callaway, B. in Sant'Anna P. H. C. (2020). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, (225), 200-230.
- Cavallo, E., Galiani, S. Noy, I. in Pantano, J. (2013). Catastrophic natural disasters and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1549-1561.
- Cohen, D. in Soto, M. (2007). Growth and human capital: good data, good results. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 51-76.
- Conley, T. G. in Taber, C. R. (2011). Inference with “difference in differences” with a small number of policy changes. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 113-125.
- Cuñat, A. in Melitz, M. J. (2012). Volatility, labor market flexibility, and the pattern of comparative advantage. *Journal of the European Economic Association*, 10(2), 225-254.
- Dal Bó, E. (2006). Regulatory capture: A review. *Oxford Review of Economic Policy*, 22(2), 203-225.
- De Melo, G., Machado, A. in Miranda, A. (2014). *The impact of a one laptop per child program on learning: Evidence from Uruguay*. Discussion Paper No. 8489. Institute for the Study of Labor.
- Donald, S. G. in Lang, K. (2007). Inference with difference-in-differences and other panel data. *The Review of Economics and Statistics*, 89(2), 221-233.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R. in Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182.
- Ferman, B. (2021). On the properties of the synthetic control estimator with many periods and many controls. *Journal of the American Statistical Association*, (166), 1764-1772.
- Ferreira, F. in Ravallion, M. (2009). Poverty and inequality: a global context. V: Salvedra, W.; Nolan, B. in Smeeding, T. (ur.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality* (str. 1-68). Oxford.
- Firpo, S. in Possebom, V. (2018). Synthetic control method: Inference, sensitivity analysis and confidence sets. *Journal of Causal Inference*, 6(2). doi: 10.1515/jci-2016-0026
- Freeman, R. B. (1992). Labor market institutions and policies: help or hindrance to economic development?. *The World Bank Economic Review*, 6(Supp. 1), 117-144.



- Frenette, M., Green, D. A. in Milligan, K. (2009). Taxes, transfers, and Canadian income inequality. *Canadian Public Policy*, 35(4), 389-411.
- Galiani, S. in Quistorff, B. (2017). The synth\_runner package: Utilities to automate synthetic control estimation using synth. *The Stata Journal*, 17(4), 834-849.
- García, J. L., Heckman, J. J., Leaf, D. E. in Prados, M. J. (2017). *Quantifying the life-cycle benefits of a prototypical early childhood program*. Working Paper No. 23479. National Bureau of Economic Research.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, (225), 254-277.
- Hahn, J. in Shi, R. (2017). Synthetic control and inference. *Econometrics*, 5(4), 1-12.
- Halleröd, B., Ekbrand, H. in Bengtsson, M. (2015). In-work poverty and labour market trajectories: Poverty risks among the working population in 22 European countries. *Journal of European Social Policy*, 25(5), 473-488.
- Hausman, J. A. in Taylor, W. E. (1981). Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, (49), 1377-1398.
- Heckman, J. J. in Carneiro, P. (2003). *Human capital policy*. Working Paper No. 9495, National Bureau of Economic Research.
- Heckman, J. J. in Hotz, V. J. (1989). Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs: The case of manpower training. *Journal of the American Statistical Association*, 84(408), 862-874.
- Helm, D. (2006). Regulatory reform, capture, and the regulatory burden. *Oxford Review of Economic Policy*, 22(2), 169-185.
- Kovač, M. in Spruk, R. (2016). Institutional development, transaction costs and economic growth: evidence from a cross-country investigation. *Journal of Institutional Economics*, 12(1), 129-159.
- Laffont, J.-J. in Tirole, J. (1991). The politics of government decision-making: A theory of regulatory capture. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 1089-1127.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. in Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155.
- Leigh, A. (2008). Do redistributive state taxes reduce inequality?. *National Tax Journal*, 61(1), 81-104.
- Li, K. T. (2020). Statistical inference for average treatment effects estimated by synthetic control methods. *Journal of the American Statistical Association*, 115(532), 2068-2083.
- Lucas, R. E. (2015). Human capital and growth. *American Economic Review*, 105(5), 85-88.
- Mora, R., in Reggio, I. (2019). Alternative diff-in-diffs estimators with several pretreatment periods. *Econometric Reviews*, 38(5), 465-486.
- Nicoletti, G. in Scarpetta, S. (2003). Regulation, productivity and growth: OECD evidence. *Economic Policy*, 18(36), 9-72.
- North, D. C. (1987). Institutions, transaction costs and economic growth. *Economic Inquiry*, 25(3), 419-428.
- Nunn, N. in Puga, D. (2012). Ruggedness: The blessing of bad geography in Africa. *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 20-36.
- Olper, A., Curzi, D. in Swinnen, J. (2018). Trade liberalization and child mortality: a synthetic control method. *World Development*, 110, 394-410.
- Peel, M. C., Finlayson, B. L. in McMahon, T. A. (2007). Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. *Hydrology and Earth System Sciences*, 11(5), 1633-1644.
- Perry, I. (2017). California is working: the effects of California's public policy on jobs and the economy since 2011. Working Paper, UC Berkeley Center for Labor Research and Education.
- Ranis, G., in Stewart, F. (2000). Strategies for success in human development. *Journal of Human Development*, 1(1), 49-69.
- Rivoir, A.-L. (2009). Innovación para la inclusión digital. El Plan Ceibal en Uruguay. *Revista Mediaciones Sociales*, (4), 299-328.
- Ryan, A. M., Kontopantelis, E., Linden, A. in Burgess, J. F. Jr. (2019). Now trending: Coping with non-parallel trends in difference-in-differences analysis. *Statistical Methods in Medical Research*, 28(12), 3697-3711.

- Stiglitz, J. E. (2015) The origins of inequality, and policies to contain it. *National Tax Journal*, 68(2), 425-448.
- Sumner, A., Hoy, C. in Ortiz-Juarez, Eduardo (2020). *Estimates of the Impact of COVID-19 on Global Poverty*. No. /43. WIDER Working Paper.
- Temple, J. (1999). A positive effect of human capital on growth. *Economics Letters*, 65(1), 131-134.
- Zidán, E. R.in Teliz, F. A. (2011). Implementación del Plan Ceibal en Uruguay: revisión de investigaciones y desafíos de mejora. *Revista Iberoamericana de Evaluación Educativa*, 4(2), 55-71.
- Zivot, E., in Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25-44.