

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**REGULACIJA TRGA DELA IN NJEN VPLIV NA GOSPODARSKO
USPEŠNOST V DRŽAVAH EU**

Ljubljana, julij 2016

MATEJA URŠIČ

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisana Mateja Uršič, študentka Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, avtorica predloženega dela z naslovom Regulacija trga dela in njen vpliv na gospodarsko uspešnost v državah EU, pripravljene ga v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Miroslavom Verbičem,

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravila samostojno;
2. da je tiskana oblika predloženega dela istovetna njegovi elektronski obliki;
3. da je besedilo predloženega dela jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem poskrbela, da so dela in mnenja drugih avtorjev oziroma avtoric, ki jih uporabljam oziroma navajam v besedilu, citirana oziroma povzeta v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani;
4. da se zavedam, da je plagiatstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku Republike Slovenije;
5. da se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predloženega dela dokazano plagiatstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobila vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označila;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnala v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobila soglasje etične komisije;
8. da soglašam, da se elektronska oblika predloženega dela uporabi za preverjanje podobnosti vsebine z drugimi deli s programsko opremo za preverjanje podobnosti vsebine, ki je povezana s študijskim informacijskim sistemom članice;
9. da na Univerzo v Ljubljani neodplačno, neizključno, prostorsko in časovno neomejeno prenašam pravico shranitve predloženega dela v elektronski obliki, pravico reproduciranja ter pravico dajanja predloženega dela na voljo javnosti na svetovnem spletu preko Repozitorija Univerze v Ljubljani;
10. da hkrati z objavo predloženega dela dovoljujem objavo svojih osebnih podatkov, ki so navedeni v njem in v tej izjavi.

V Ljubljani, dne 7. 7. 2016

Podpis študentke: _____

KAZALO

UVOD	1
1 POVEZAVA MED TRGOM DELA IN GOSPODARSKO USPEŠNOSTJO	3
1.1 Neoklasični model rasti	3
1.1.1 Izpeljava Solowovega modela	4
1.1.2 Dinamika prilagajanja ravnotežnemu stanju	7
1.1.3 Tehnološki napredek v Cobb-Douglasovi produkcijski funkciji.....	8
1.1.4 Človeški kapital	10
1.1.5 Konvergenca med državami in empirični testi.....	11
1.2 Regulacija trga dela: vpliv na ravnotežno stanje gospodarstva in hitrost prilagajanja.....	13
1.3 Možne oblike regulacije na trgu dela in kanali vplivanja na gospodarsko uspešnost.....	16
1.3.1 Varnost zaposlitve	18
1.3.2 Minimalna plača	21
1.3.3 Nadomestila za brezposelnost in socialni transferji.....	22
1.3.4 Obdavčitev dela	24
1.3.5 Drugi prejemki.....	26
1.3.6 Sindikati	26
1.4 Pregled dosedanje literature in empiričnih rezultatov	29
1.4.1 Težave pri empirični analizi institucij	29
1.4.2 Regulacija trgov na splošno	30
1.4.3 Regulacija trga dela	31
2 STANJE V DRŽAVAH EU	39
2.1 Evropska politika na trgu dela	42
2.2 Pregled stopnje regulacije v posameznih državah	43
3 EMPIRIČNI MODEL	48
3.1 Podatki	48
3.2 Izbira regresijskega modela in vključitev relevantnih spremenljivk.....	50
3.2.1 Posebnosti modelov na osnovi panelnih podatkov.....	50
3.2.2 Izbira modela	54
3.2.3 Vključitev institucij trga dela v model rasti	57
3.3 Preverjanje ustreznosti regresijskega modela	59
3.3.1 Eksogenost pojasnjevalnih spremenljivk	59
3.3.2 Homoskedastičnost	64
3.3.3 Avtokorelacija	66
3.3.4 Multikolinearnost.....	67
3.3.5 Linearnost modela	68
3.3.6 Robustnost ocen.....	69

3.4 Interpretacija rezultatov	72
SKLEP	74
LITERATURA IN VIRI	77

PRILOGE

KAZALO TABEL

Tabela 1: Število reform trga dela v Evropi glede na smer liberalizacije (1980–2007)....	41
Tabela 2: Ocena vplivov na gospodarsko rast z različnimi modeli; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.	56
Tabela 3: Ocena vplivov na gospodarsko rast; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.....	58
Tabela 4: Ocena vplivov na gospodarsko rast s FE in cenilko Arellano-Bond; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.	64
Tabela 5: Ocena vplivov na gospodarsko rast, popravljena za heteroskedastičnost ter avtokorelacijo; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.	67
Tabela 6: Ocena vplivov na gospodarsko rast – razširjena regresija; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.	70
Tabela 7: Ocena vplivov na gospodarsko rast v obdobjih pred in po 2008 – model FE z upoštevanom avtokorelacijo; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.....	71
Tabela 8: Ocena dolgoročnih vplivov na gospodarsko rast z uporabo cenilke $b_{between}$; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.	72

KAZALO SLIK

Slika 1: Ravnotežno stanje v Solowovem modelu	5
Slika 2: Dinamika približevanja ravnotežnemu stanju v Solowovem modelu.....	7
Slika 3: Vpliv regulacije na gospodarsko rast	15
Slika 4: Institucije in razlika med mejno produktivnostjo dela in stroški dela	17
Slika 5: Glavni teoretični mehanizmi, ki povezujejo regulacijo trga dela in produktivnost	20
Slika 6: Odziv trga na minimalno plačo.....	22
Slika 7: Odziv ponudbe dela na davke.....	25
Slika 8: Primerjava regulacije trga dela EU in ZDA v letu 2003	41
Slika 9: Razvrstitev evropskih držav glede na višino socialnih transferjev in varnost zaposlitve (podatki za leto 2013).....	45
Slika 10: Povezava socialne zaščite in obdavčitve dela (podatki za leto 2013).....	46
Slika 11: Minimalna plača v % povprečne plače v letu 2003	47
Slika 12: Povprečna letna stopnja zaposlenosti (podatki za leto 2014).....	47

UVOD

V družbenopolitični sferi postaja razprava o neenakosti vse aktualnejša, veliko pozornosti pa ji namenja tudi ekonomska stroka. Pri tem je pomembna točka razprave ločevanje med delom in kapitalom kot produkcijskima faktorjema ter razdelitev dohodka med njima. Del javnosti meni, da trg ne zagotavlja ustrezne razdelitve dohodka, zato je vedno večji delež svetovnega bogastva nakopičen pri relativno majhnem deležu prebivalstva. Zagovorniki te teze pozivajo k povečanju vloge države v smislu prerazdeljevanja koristi od kapitala k delavcem. Nasprotni argument je, da prosti trg omogoča najhitrejši napredek, ki zagotavlja boljše življenje za vse. Posegi države v prostovoljne dogovore ovirajo udeležence trga pri maksimizaciji njihovih koristi in s tem zmanjšujejo spodbude za vložen napor, posledica pa sta počasnejši napredek in nižja splošna blaginja.

Trg dela je občutljiva tema, ker delavci niso zgolj abstrakten produkcijski faktor; če privzamemo, da je gospodarstvo navsezadnje le oblika organiziranja družbe, katere namen je služiti ljudem v vlogi potrošnikov in delavcev (Samuelson & Nordhaus, 1998, str. 225), sta kakovost in količina delovnih mest pomembni, prav tako pa tudi način razdelitve dohodka med produkcijske faktorje. Večji del zagotavljanja socialnega minimuma in prerazdeljevanja dohodka s strani države se izvede preko institucij na trgu dela. Sem spada najprej regulacija v ožjem smislu pravil zaposlovanja in odpuščanja ter delovnih pogojev, ki zagotavljajo določene standarde dela in preprečujejo izkoriščanje delavcev. Širši kontekst regulacije pa služi zavarovanju za primer izgube dohodka ter prerazdeljevanju. Gre za sistem javnega socialnega zavarovanja, ki se financira v glavnem z davki na dohodek oz. prispevki od plač in izplačuje transferje tistim, ki izpolnjujejo pogoje zanje. Določen obseg tovrstnih institucij je potreben za zagotavljanje dostojnega življenja vseh državljanov, vendar so o potrebni razsežnosti regulacije, njeni upravičenosti in vplivu na gospodarstvo mnenja deljena.

Institucionalna ureditev trgov ima z vidika uspešnosti gospodarstva pomembno vlogo. North (1998, str. 114–115) je utemeljil, da institucije predstavljajo bistveno determinanto blaginje in dolgoročne rasti. Pristop k analizi institucij trga dela se v grobem deli na dva pola (Betcherman, Luinstra & Ogawa, 2001, str. 2). Distorzijski pogled zagovarja tezo, da regulacija ovira tržne procese, preprečuje prilagajanje zunanjim šokom, povečuje brezposelnost in ima zato negativen vpliv na gospodarsko rast. Predlaga zmanjševanje regulacije trga dela z namenom spodbujanja realokacije delovne sile in povečanja konkurenčnosti. Nasprotni, institucionalistični pogled meni, da je trg dela daleč od definicije konkurenčnega trga in zato so ob prisotnosti tržnih nepopolnosti nujni posegi države, ki z regulacijo zagotovi ustrezno delovanje tržnih mehanizmov. Na koncu analize ustreznosti institucij je njihova uspešnost tisto, kar šteje – s socialnega vidika zagotovitev

minimalnih delovnih standardov in življenjskih pogojev, z ekonomskega pa korekcija tržnih nepravilnosti, povečevanje produktivnosti in gospodarske rasti.

Magistrsko delo je poskus ocene institucij trga dela z vidika gospodarske uspešnosti, tako s teoretičnega kot tudi z empiričnega vidika. Cilj je ugotoviti, ali regulacija trga dela vpliva na uspešnost gospodarstev v Evropi. Evropska unija (v nadaljevanju EU) ima razmeroma močno reguliran trg dela v primerjavi z drugim razvitim svetom. Počasnejšo rast evropskih držav glede na Združene države Amerike (v nadaljevanju ZDA) se pogosto pripisuje prav nefleksibilnim institucijam na trgu dela. Postavlja se vprašanje, ali je cena zagotavljanja določenih pravic in dohodkov nižja gospodarska rast, torej nižji celoten dohodek, ki se deli med prebivalstvo. Navsezadnje je le uspešno gospodarstvo tisto, ki dohodek ustvarja in omogoča prerazdeljevanje, zato bi oviranje gospodarske rasti lahko pomenilo v povprečju slabše življenjske pogoje na dolgi rok. Odgovor na to vprašanje je pomemben predvsem z vidika načrtovanja reform, čeprav reforme trga dela politično niso lahka naloga, saj vedno naletijo na močan odpor nekaterih interesnih skupin, predvsem sindikatov, pa tudi prebivalstva na splošno.

Osnovna hipoteza magistrskega dela je, da regulacija trga dela ovira gospodarsko rast v državah EU. Na eni strani otežuje prehod med delovnimi mesti, njihovo ukinjanje in ustvarjanje, na drugi strani pa ustvarja razkorak med neto prejemki delavcev in stroški dela za podjetja. Ta razkorak spreminja spodbude za obnašanje udeležencev na trgu dela in premika tržno ravnotežje. Višji stroški dela zmanjšujejo donosnost investicij in s tem njihov obseg, ki je eden najpomembnejših dejavnikov gospodarske rasti. Na mikroravni se rigidnost trga dela odraža v počasnejšem prilagajanju podjetij, saj vpliva na dinamiko prilagajanja tako preko ponudbe usposobljenih delavcev za nova in rastoča podjetja kot tudi preko možnosti za odpuščanje v podjetjih v težavah ali v zapiranju. Obenem učinkovitejše managerske prakse, ki se lažje razvijajo v manj reguliranih okoljih, lahko pripomorejo k boljšemu vodenju (Henrekson, 2014, str. 1).

Namen magistrskega dela je hipotezo raziskati na metodološko uveljavljen način, z uporabo ekonometričnega pristopa. Analiza je izvedena na podlagi panelnih podatkov, ker je tako omogočeno modeliranje razlik med posameznimi državami. Regresijski model je postavljen na temelju razširjenega neoklasičnega modela rasti, kjer so institucije trga dela vključene kot dodatne pojasnjevalne spremenljivke. Odvisna spremenljivka je letna rast bruto domačega proizvoda na prebivalca (v nadaljevanju BDP *p. c.*), del pojasnjevalnih spremenljivk je določen na podlagi teoretičnega modela rasti, preostale pojasnjevalne spremenljivke pa so povezane z regulacijo trga dela. Regresijski model je ocenjen na podlagi letnih podatkov za 28 evropskih držav v obdobju 1996–2014. Vira podatkov sta podatkovna baza Eurostata ter indeks ekonomske svobode, ki ga izračunava Fraserjev inštitut.

Struktura magistrskega dela je naslednja: v prvem delu je predstavljen neoklasični model rasti, ki je kasneje uporabljen na empiričnih podatkih. Nato je podan teoretični prikaz vplivov regulacije trga dela na gospodarsko uspešnost preko različnih kanalov, sledi pa še pregled empirične literature ter ugotovitev, kateri od možnih vplivov so se v praksi izkazali kot resnični. Drugi del magistrskega dela podaja kratek pregled razmer v državah EU predvsem z vidika medsebojne primerjave različnih konceptov in obsega regulacije. V tretjem delu je ocenjen empirični model, s katerim je preverjena zastavljena hipoteza.

1 POVEZAVA MED TRGOM DELA IN GOSPODARSKO USPEŠNOSTJO

Z normativne perspektive je cilj institucij na trgu dela maksimizacija družbene blaginje ob danih ekonomskih in drugih omejitvah (geografskih, zgodovinskih, političnih). Ker je družbeno blaginjo v praksi težko meriti, se ekonomska politika običajno zateka k maksimizaciji agregatnih gospodarskih kazalcev, ki so z njo povezani, kot so gospodarska rast, zaposlenost, rast produktivnosti, stopnja neenakosti v družbi ipd. Najpogosteje se kot sinonim za gospodarsko uspešnost uporablja rast BDP-ja *p. c.*, ki je postavljena kot osnovno merilo tudi v tem magistrskem delu. Vendar je gospodarska rast kot najvišje merilo posledica različnih dejavnikov in s tem (če ostanemo pri merljivih elementih) tudi drugih, parcialnih ekonomskih kazalcev.

Institucije na trgu dela v prvi vrsti vplivajo na kazalce trga dela – zaposlenost oz. brezposelnost in ceno dela kot produkcijskega faktorja. Širše pa so povezane tudi z alokacijo delovne sile, vlaganjem v človeški in fizični kapital in splošno sposobnostjo prilagajanja podjetij na zunanje spremembe. Poskus prikaza kanalov vplivanja institucij trga dela preko teh vmesnih stopenj je podan kasneje, najprej pa je predstavljen teoretično uveljavljen model gospodarske rasti, ki je v zadnjem delu magistrskega dela uporabljen za empirično preveritev vplivov regulacije trga dela.

1.1 Neoklasični model rasti

Neoklasični model rasti, ki ga je razvil Robert Solow, je osnovno orodje za razumevanje procesa rasti v razvitih gospodarstvih. Solow je v model rasti prvi uvedel tehnološke spremembe. S tem je pojasnil, zakaj je gospodarska rast možna tudi na daljši rok, saj bi se v primeru nespremenjene tehnologije na neki točki ustavila zaradi padajočih donosov kapitala. Ta točka je dosežena, ko pri dani stopnji investicij kapital na delavca preneha rasti. Kapital se namreč amortizira in ga je treba obnavljati (za ohranitev razmerja med kapitalom in delom pa so nove investicije nujne tudi zgolj zaradi rasti prebivalstva). Pri višjem obsegu kapitala je za ohranjanje enakega razmerja med kapitalom in delom potreben večji nadomestitveni kapital in v nekem trenutku dana stopnja investicij v gospodarstvu ne zadošča več za nadaljnje povečevanje kapitala na delavca. Rast outputa

per capita se ustavi v ravnotežnem stanju, kjer se ustalijo tudi realne plače in obrestna mera (Samuelson & Nordhaus, 1998, str. 526–527). Gospodarstvo bi torej v ravnotežnem stanju mirovalo, če nadaljnja rast ne bi bila omogočena z napredkom tehnologije.

1.1.1 Izpeljava Solowovega modela

Proces gospodarske rasti je v teoriji odvisen od oblike produkcijske funkcije. Neoklasična produkcijska funkcija zadošča naslednjim pogojem (Barro & Sala-i-Martin, 2004, str. 27):

1. Konstantni donosi obsega: če se produkcijski faktorji multiplicirajo z določeno konstanto λ , se bo za isto razmerje povečal tudi output. Če je torej produkcijska funkcija dana z $Y = F(K, L)$, potem velja: $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L)$ za vse $\lambda > 0$.
2. Padajoči mejni proizvod produkcijskih faktorjev: $\frac{\partial F}{\partial K} > 0$, $\frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0$ in $\frac{\partial F}{\partial L} > 0$, $\frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0$.
3. Mejni proizvod kapitala (ali dela) se približuje neskončnosti, ko se obseg kapitala (ali dela) približuje 0 in obratno, mejni proizvod kapitala (ali dela) se približuje 0, ko se obseg kapitala (ali dela) približuje neskončnosti: $\lim_{K \rightarrow 0} \left(\frac{\partial F}{\partial K} \right) = \lim_{L \rightarrow 0} \left(\frac{\partial F}{\partial L} \right) = \infty$ in $\lim_{K \rightarrow \infty} \left(\frac{\partial F}{\partial K} \right) = \lim_{L \rightarrow \infty} \left(\frac{\partial F}{\partial L} \right) = 0$.
4. Nujnost produkcijskih faktorjev: brez pozitivne količine vsakega od produkcijskih faktorjev output ni mogoč: $F(0, L) = F(K, 0) = 0$.

Produkcijska funkcija v Solowovem modelu (Solow, 1956, str. 67–69) je podana kot funkcija dela in kapitala:

$$Y = F(K, L). \quad (1)$$

Sprememba kapitala v času (\dot{K}) je določena s stopnjo investiranja s :

$$\dot{K} = \frac{dK}{dt} = sY, \quad (2)$$

delovna sila pa je odvisna od stopnje rasti prebivalstva n (predpostavlja se polna zaposlenost). S tem je v modelu določeno gibanje produkcijskih faktorjev v času, kar pomeni, da je znano tudi gibanje outputa. Mejna produktivnost kapitala in mejna produktivnost dela pa določata realne cene kapitala (rente) in plače v danem trenutku.

Sedaj prilagodimo model na eno enoto dela, in sicer določimo razmerje med kapitalom in delom $r = \frac{K}{L}$, kar pomeni, da je stopnja rasti r enaka razliki med stopnjama rasti K in L :

$$\frac{\dot{r}}{r} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L}. \quad (3)$$

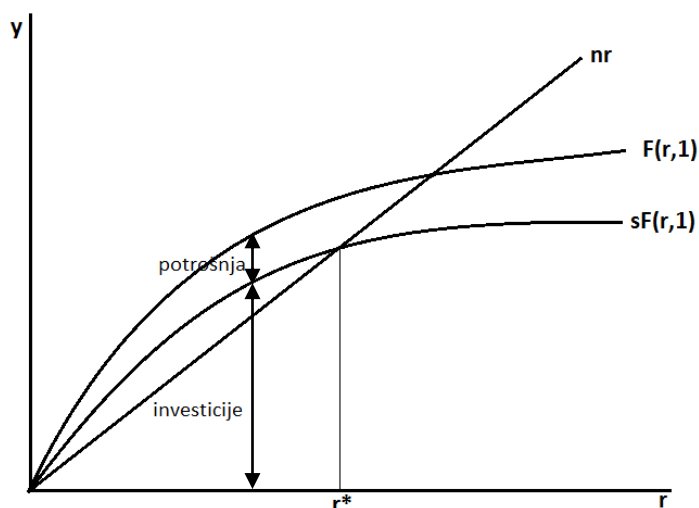
$\frac{\dot{L}}{L}$ je stopnja rasti prebivalstva, torej n , \dot{K} pa je določen z enačbo (2). S kombinacijo (3),

(2) in (1) dobimo $\dot{r} = r \frac{sF(K,L)}{K} - rn$. F delimo z L in upoštevamo $\frac{K}{L} = r$, kar da

$$\dot{r} = sF(r,1) - rn. \quad (4)$$

To je produkcijska funkcija enega delavca, določena z razmerjem med kapitalom in delom. Prvi del funkcije predstavlja investicije na enoto dela, drugi del pa prirast delovne sile. Dejanska prirast kapitala na delavca je torej odvisna tako od agregatnih sprememb v obsegu kapitala kot tudi v obsegu dela. Če je razmerje med kapitalom in delom r konstantno, to pomeni, da se mora stog kapitala K povečevati z isto stopnjo rasti kot prebivalstvo, torej n . To se zgodi v ravnotežnem stanju r^* .

Slika 1: Ravnotežno stanje v Solowovem modelu



Vir: R. Solow, *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, 1956, str. 70.

Za produkcijsko funkcijo s padajočimi donosi kapitala velja, da če gospodarstvo ni v ravnotežnem stanju, se bo pomikalo proti njemu. Če je $sF(r,1) > nr$ (na grafu to velja za vse r levo od r^*), je $\dot{r} > 0$, kar pomeni, da se r povečuje (se premika proti r^*). Za

$sF(r, I) < rn$ pa velja obratno. Na dolgi rok se bo torej gospodarstvo znašlo v r^* in bo raslo z naravno stopnjo rasti prebivalstva n .

Zgornje velja pri predpostavki polne zaposlenosti dela in kapitala, pri čemer se realne plače in cena kapitala prilagajajo tako, da se trg izprazni. Če pa upoštevamo, da se odločitve o varčevanju in investiranju sprejemajo neodvisno, mora biti zadoščeno pogoju mejne učinkovitosti kapitala (Solow, 1956, str. 79). V model je torej treba vpeljati obnašanje cen produkcijskih faktorjev.

Realne plače in rente so določene z mejno produktivnostjo dela in kapitala:

$$\frac{\partial F}{\partial L} = \frac{w}{p} \quad \text{in} \quad (5)$$

$$\frac{\partial F}{\partial K} = \frac{q}{p}, \quad (6)$$

pri čemer sta w in q nominalne plače in rente, p pa predstavlja raven cen v gospodarstvu. Z rento je (ob pogoju popolne arbitraže med denarjem in kapitalom) določena tudi nominalna obrestna mera:

$$i_t = \frac{q_t}{p_t} + \frac{\dot{p}_t}{p_t}. \quad (7)$$

Ker je v ravnotežnem stanju razmerje med kapitalom in delom stabilno, cene produkcijskih faktorjev pa vplivajo na njuno substitucijo, je v ravnotežnem stanju r^* enoznačno določeno tudi razmerje med plačami in rentami, w/q (Solow, 1956, str. 82).

Na koncu Solow (1956, str. 85) v model doda še možnost izboljšanja produkcijske funkcije na način, da je gospodarstvo ob danem obsegu produkcijskih faktorjev sposobno proizvesti višji output. To je tehnološki napredek A , ki vstopa v že znano enačbo (1):

$$Y = A(t)F(K, L). \quad (8)$$

Tehnološki napredek spreminja ravnotežno stanje. Na Sliki 1 bi se njegovo povečanje videlo s premikom krivulje $sF(r, I)$ navzgor, kar bi točko r^* pomaknilo v desno. Če je tehnološki napredek stalno prisoten, se ravnotežno stanje premika vedno bolj v desno, torej k vedno večjemu razmerju kapitala na delavca. Gospodarstvo tako raste v neskončnost. S tem ko se razmerje K/L stalno povečuje, pa rastejo tudi realne plače.

1.1.2 Dinamika prilagajanja ravnotežnemu stanju

Dolgoročna stopnja rasti je v Solowovem modelu eksogeno določena: v stanju dinamičnega ravnotežja output na prebivalca r ne raste, medtem ko agregatni output raste s stopnjo rasti prebivalstva n . Dolgoročna rast v ravnotežnem stanju je torej neodvisna od stopnje investicij, stopnje amortizacije in ravni tehnologije. Nasprotno pa imajo te spremenljivke vpliv na kratek rok, ker spreminjajo ravnotežno stanje, h kateremu gospodarstvo konvergira.

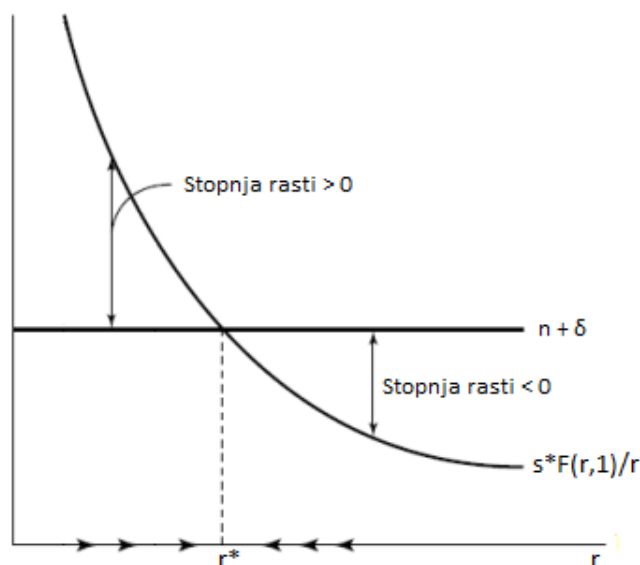
V model dodajmo še stopnjo amortizacije δ , ki predstavlja obrabo kapitala v času:

$$\dot{K} = sY - \delta K. \quad (9)$$

Enačba (4) se sedaj glasi $\dot{r} = sF(r, I) - r(n + \delta)$; če obe strani delimo z r , dobimo stopnjo rasti r :

$$\frac{\dot{r}}{r} = s \frac{F(r, I)}{r} - (n + \delta). \quad (10)$$

Slika 2: Dinamika približevanja ravnotežnemu stanju v Solowovem modelu



Vir: R. J. Barro & X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, 2004, str. 38.

Rast r v odvisnosti od ostalih spremenljivk je prikazana na Sliki 2. Stopnja rasti r je določena z odmikom investicijske funkcije $s \frac{F(r, I)}{r}$ od potrebnih nadomestitvenih investicij $(n + \delta)$. Če je $r < r^*$, je rast pozitivna, če $r > r^*$, pa negativna, v obeh primerih pa

se gospodarstvo približuje r^* . Ravnotežno stanje kapitala na delavca r^* je torej stabilno (Barro & Sala-i-Martin, 2004, str. 38–39).

Ob spremembi stopnje investicij s se bo spremenila investicijska krivulja, ki bo vodila v drugo ravnotežno stanje. Ob spremembi n ali δ pa se bo ravnotežno stanje spremenilo zaradi spremembe v potrebnih nadomestitvenih investicijah. V postopku prilagajanja novemu ravnotežnemu stanju bo r rasel v odvisnosti od novonastalega razmika med investicijsko krivuljo in nadomestitvenimi investicijami, ko pa bo novo ravnotežno stanje doseženo, bo r prenehal rasti.

1.1.3 Tehnološki napredek v Cobb-Douglasovi produkcijski funkciji

Doslej so bile vse izpeljave narejene na splošni produkcijski funkciji (ob pogoju konstantnih donosov obsega, tako da je možna substitucija med kapitalom in delom), čeprav je Solow že v osnovnem prispevku prikazal uporabo modela na nekaj primerih različnih oblik produkcijske funkcije. V teoriji uveljavljeni neoklasični model rasti (t. i. model Solow-Swan) uporablja Cobb-Douglasovo produkcijsko funkcijo:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}; 0 < \alpha < 1, \quad (11)$$

pri čemer A predstavlja tehnološki napredek. V tej enačbi je tehnološki napredek obravnavan kot delovno intenziven, torej povečuje produktivnost ene enote dela. Delo kot produkcijski faktor, kjer so upoštevane tudi spremembe v produktivnosti zaradi tehnološkega napredka, imenujemo **efektivno delo**. S povečevanjem tehnološkega napredka efektivno delo lahko raste hitreje od stopnje rasti prebivalstva (oz. ponudbe na trgu dela).

Solow je v osnovnem modelu produkcijsko funkcijo prilagodil na enoto dela (delil z L), zaradi vključitve delovno intenzivnega tehnološkega napredka pa jo zdaj delimo z efektivnim delom AL (Sardadvar, 2011, str. 16), in sicer lahko do končne rešitve pridemo na enak način kot do enačbe (4):

Določimo $k = \frac{K}{AL}$, torej velja $\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{A}}{A} - \frac{\dot{L}}{L}$.

$\frac{\dot{A}}{A}$ je stopnja rasti tehnološkega napredka (označimo jo z g), $\frac{\dot{L}}{L} = n$, \dot{K} je dan z enačbo (9), produkcijska funkcija pa z enačbo (11). Po prilagoditvi dobimo:

$$\dot{k} = k \frac{s(K^\alpha (AL)^{1-\alpha})}{K} - k(\delta + g + n).$$

Člen, ki vsebuje produkcijsko funkcijo, še delimo z AL , iz česar sledi:

$$\dot{k} = k \frac{s(k^\alpha * L^{1-\alpha})}{k} - k(\delta + g + n) \text{ in naposled}$$

$$\dot{k} = sk^\alpha - k(\delta + g + n). \quad (12)$$

Enačba (12) pomeni, da je prirast kapitala (gledano na enoto efektivnega dela) odvisna od novih investicij, zmanjšujeta pa jo potrebna amortizacija in rast prebivalstva oz. delovne sile. Obenem nanjo vpliva tudi tehnološki napredek, ki povečuje efektivno delo, torej matematično gledano zmanjšuje stog kapitala na efektivnega delavca.

Produkcijska funkcija na enoto efektivnega dela je določena z $\hat{y} = \frac{Y}{AL} = k^\alpha$, vendar je treba vedeti, da je tu rast outputa *per capita* popravljena za tehnološki napredek (torej zajema le tisto rast, ki je povzročena z drugimi dejavniki). Osnovna produkcijska funkcija na enoto dela pa je $y = \frac{Y}{L} = A^{1-\alpha}k^\alpha$, iz česar se vidi, da se output *per capita* povečuje v odvisnosti od (1) stoga kapitala na delavca r in (2) tehnološkega napredka A .

Ravnotežno stanje je mogoče izračunati iz enačbe (12) ob upoštevanju pogoja $\dot{k} = 0$:

$$k^* = \left(\frac{s}{(\delta + g + n)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (13)$$

Kapital na delavca v ravnotežnem stanju je pozitivno povezan s stopnjo investiranja in negativno s stopnjo rasti prebivalstva. Stopnja investiranja, rast prebivalstva in tehnološki napredek so dani eksogeno. Produkcijska funkcija v ravnotežnem stanju je:

$$\hat{y}^* = k^{*\alpha} = \left(\frac{s}{(\delta + g + n)} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}. \quad (14)$$

Agregatni output *per capita* v času t je torej $\frac{Y_t}{L_t} = A_t \hat{y}^* = A_0 e^{gt} \left(\frac{s}{(\delta + g + n)} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$, če je A_0 začetna raven tehnologije, ki raste po stopnji g . Za opazovanje vplivov na rast outputa *per capita* lahko enačbo še logaritmiramo (Mankiw, Romer & Weil, 1992, str. 410):

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta). \quad (15)$$

Višja stopnja investicij s torej povečuje realni output (in s tem dohodek) *per capita*, medtem ko ga rast prebivalstva in večja stopnja amortizacije zmanjšujeta. Tehnološki napredek g se v enačbi pojavi z različnima predznakoma, pri čemer je pozitiven vpliv večji od negativnega.

1.1.4 Človeški kapital

Mankiw, Romer in Weil (1992, str. 416) so Solowov model razširili še z vključitvijo človeškega kapitala v produkcijsko funkcijo:

$$Y = K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta}; \alpha + \beta < 1, \quad (16)$$

kjer H predstavlja človeški kapital. Predpostavka $\alpha + \beta < 1$ pomeni, da so donosi na celotni kapital še vedno padajoči. Če je s_k stopnja investiranja v fizični kapital in s_h stopnja investiranja v človeški kapital, je prirast posamezne vrste kapitala določena z enačbama:

$$\begin{aligned} \dot{k} &= s_k (k^\alpha h^\beta) - (n + g + \delta)k \text{ in} \\ \dot{h} &= s_h (k^\alpha h^\beta) - (n + g + \delta)h, \end{aligned} \quad (17)$$

kjer je $k = \frac{K}{AL}$ in $h = \frac{H}{AL}$. Predpostavlja se ista stopnja amortizacije fizičnega in človeškega kapitala. Ravnotežno stanje je določeno:

$$\begin{aligned} k^* &= \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \text{ in} \\ h^* &= \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}, \end{aligned} \quad (18)$$

vkjučitev k^* in h^* v produkcijsko funkcijo $\frac{Y}{AL} = k^\alpha h^\beta$ in njeno logaritmiranje pa da:

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_k + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_h - \frac{\alpha + \beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta). \quad (19)$$

Z enačbo (19) je pojasnjeno, kako dohodek *per capita* variira v odvisnosti od rasti populacije ter akumulacije fizičnega in človeškega kapitala (Mankiw, Romer & Weil, 1992, str. 417).

Mankiw, Romer in Weil (1992, str. 414–415 in 420–421) so obe verziji modela, z vključenim človeškim kapitalom in brez njega, ocenili tudi na empiričnih podatkih. Solowov osnovni model (regresija presečnih podatkov na podlagi enačbe (15)) je dal pravilne predznake in statistično značilne koeficiente v dveh vzorcih od treh, vendar so bili ocenjeni koeficienti previsoki,¹ torej je model podcenil vpliv stopnje investiranja in rasti prebivalstva na dohodek *per capita*. Ob uporabi razširjenega modela (enačba (19), kjer je vključen tudi človeški kapital) pa je bila ocena koeficientov precej točnejša in tudi večji delež variance outputa je bil pojasnjen.

1.1.5 Konvergenca med državami in empirični testi

Zaradi predpostavke padajočih donosov kapitala neoklasični model rasti napoveduje, da bodo manj razvita gospodarstva rasla hitreje od bolj razvitih. Kjer je namreč raven kapitala na delavca nižja, je mejni proizvod kapitala večji, zato je tam rast outputa *per capita* hitrejša (Barro, 1991, str. 407). Če upoštevamo mobilnost kapitala in tehnologije med državami, je pričakovan tok kapitala iz razvitih v nerazvite države, kar se sicer v določeni meri tudi dogaja, kljub temu pa se večina tujih investicij zgodi znotraj razvitega sveta (Sardadvar, 2011, str. 18). Lucas (1990, str. 93–94) je pojav pripisal razlikam v človeškem kapitalu in nepopolnemu trgu kapitala.

Kot odgovor na to so se razvili endogeni modeli rasti, kjer je tehnološki napredek output ekonomskega sistema, torej je dan endogeno. Donosi kapitala v takšnem modelu niso več padajoči, temveč konstantni. Zato endogeni modeli rasti ne predvidevajo ravnotežnega stanja; razlike med državami lahko obstajajo v neskončnost, tudi če sta stopnja investicij in rast prebivalstva enaki.

Napoved konvergence so testirali Mankiw, Romer in Weil (1992, str. 426–428) in dokazali, da je v stvarnosti prisotna pogojna konvergenca med državami. Ta se pokaže, če izločimo vplive razlik v stopnjah investicij in rasti prebivalstva, še bolj pa, če izločimo še vpliv razlik v človeškem kapitalu. Z drugimi besedami, revne države ne rastejo nujno hitreje od razvitih, ker so med njimi razlike v tem, koliko se investira v fizični ter človeški kapital in kako hitro raste prebivalstvo. Islam (1995, str. 1128) pa je na podlagi panelnih podatkov pokazal, da je konvergenca ovirana tudi zaradi institucionalnih in tehnoloških razlik med državami.

¹ Za namen izračuna koeficientov iz teoretičnega modela so avtorji predpostavljali $\alpha = 1/3$, kar je na temelju empiričnih podatkov ocenjen delež kapitala v celotnem outputu. Koeficient pred $\ln(s)$ naj bi tako znašal 0,5 in koeficient pred $\ln(n+g+\delta)$ –0,5. Za tehnološki napredek g in amortizacijo δ so predpostavili, da se med državami ne razlikujeta, torej je dohodek določen s stopnjo investiranja in rastjo prebivalstva. Začetna raven tehnologije (A_0) je zajeta v regresijski konstanti.

V neoklasičnem modelu rasti sprememba stopnje investicij ali rasti prebivalstva vpliva le na določitev ravnotežnega stanja, ne pa na dolgoročno rast outputa – ta je dana s stopnjo tehnološkega napredka, ki je v modelu eksogeno določen. Nasprotno v endogenih modelih rasti spremenljivke, ki vplivajo na tehnološki napredek v gospodarstvu, določajo tudi dolgoročno rast outputa. Vendar je teoretično možen daljši vpliv drugih spremenljivk na rast outputa tudi v Solowovem modelu, če predpostavljamo, da se prilagajanje novemu ravnotežnemu stanju dogaja počasi, kar se zdi v praksi resnično (Barro & Sala-i-Martin, 2004, str. 518).

Za analizo gospodarstev v stvarnosti bo torej ustrežnejše, če Solowov model prilagodimo za čas prilagajanja ravnotežju. Obnašanje gospodarstva v postopku prilagajanja ravnotežnemu stanju dobimo z aproksimacijo produkcijske funkcije (enačba (19)) okoli ravnotežnega stanja s Taylorjevo vrsto 1. reda (Mankiw, Romer & Weil, 1992, str. 422–423):

$$\frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} = \lambda [\ln \hat{y}^* - \ln \hat{y}_t], \quad (20)$$

torej hitrost približevanja ravnotežnemu stanju je odvisna od tega, kako oddaljeno je, ter od λ , kjer je $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$. Iz tega sledi:

$$\ln \hat{y}_t = (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}^* + e^{-\lambda t} \ln \hat{y}_0, \quad (21)$$

kjer je \hat{y}_0 output na efektivnega delavca v začetnem obdobju. Od obeh strani odštejemo $\ln \hat{y}_0$:

$$\ln \hat{y}_t - \ln \hat{y}_0 = (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}^* - (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}_0 \quad (22)$$

in nadomestimo y^* s produkcijskimi faktorji iz ravnotežnega stanja (enačba (18)):

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}_t - \ln \hat{y}_0 &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h \\ &- (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}_0. \end{aligned} \quad (23)$$

Enačba (23) zdaj kaže, da je v obdobju prilagajanja ravnotežnemu stanju gospodarska rast odvisna od determinant, ki določajo ravnotežno stanje, in od začetne ravni dohodka.

Bernanke in Gürkaynak (2002, str. 27–29) sta na podlagi novejših podatkov in daljše časovne vrste ponovno testirala opisani pristop Mankiwa, Romerja in Weila ter pokazala

močno odvisnost dolgoročne gospodarske rasti od investicij v fizični kapital, nekoliko manjša povezanost pa je bila ocenjena med akumulacijo človeškega kapitala in rastjo prebivalstva ter gospodarsko rastjo. Vzrok za to odvisnost je lahko v endogenosti dolgoročne rasti ali pa v tem, da gospodarstva niso v ravnotežju po Solowovem modelu, temveč so na poti prilagajanja ravnotežnemu stanju (torej velja enačba (23)).

Obenem sta Bernanke in Gürkaynak (2002, str. 12) zaključila, da model Mankiwa, Romera in Weila ustreza empiričnim podatkom zaradi določenih predpostavk, ki so sicer skupne več modelom gospodarske rasti (npr. Cobb-Douglasova produkcijska funkcija), in ne zaradi posebnosti Solowovega modela, ki predpostavlja, da je dolgoročna stopnja rasti v ravnotežnem stanju določena z eksogeno danim tehnološkim napredkom. Pristop Mankiwa, Romerja in Weila je zato uporaben za empirično testiranje vsakega modela, ki predpostavlja uravnoteženo rast, tudi endogenih modelov rasti, in se pogosto uporablja v literaturi (Arnold, Bassanini & Scarpetta, 2007, str. 8; OECD, 2003, str. 74; Brock & Durlauf, 2001, str. 233). Uporabljen bo tudi v tem magistrskem delu.

1.2 Regulacija trga dela: vpliv na ravnotežno stanje gospodarstva in hitrost prilagajanja

Iz prejšnjega poglavja sledi, da gospodarska rast temelji na akumulaciji in uporabi produkcijskih faktorjev, ki poganjajo proces rasti, torej dela, fizičnega in človeškega kapitala ter tehnologije. V teoretičnem modelu je predpostavljeno, da so produkcijski faktorji med seboj nadomestljivi, njihove cene se v ravnotežju izenačijo z njihovo mejno produktivnostjo, dolgoročna rast pa je odvisna od tehnološkega napredka. Tako je doseženo ravnotežje, kjer so produkcijski faktorji optimalno uporabljeni.

V praksi so stvari kompleksnejše; prilagajanje gospodarstva ravnotežnemu stanju je dolgotrajno, motijo pa ga asimetrija informacij, nepopolna racionalnost gospodarskih subjektov in razne institucionalne rigidnosti. Hkrati regulacija trgov spreminja tudi samo ravnotežno stanje, ki morda tako ni najbolj optimalno z vidika uporabe produkcijskih faktorjev. Islam (1995, str. 1129) na empiričnih podatkih ugotavlja, da specifičnosti institucionalnih okolij v posameznih državah neposredno vplivajo na ravnotežno stanje (dolgoročno raven BDP-ja) in tudi na stopnjo rasti v času prilagajanja ravnotežju. Najpreprostejša razlaga je, da so zaradi institucij produkcijske funkcije med državami različne. Z dinamičnega vidika pa lahko rečemo, da institucionalni okvir vpliva na schumpeterjanski proces kreativne destrukcije, ki premika ravnotežje v vedno višjo točko in je motor gospodarske rasti (Loayza, Oviedo & Servén, 2004, str. 2). Namen tega magistrskega dela je predvsem preučiti vpliv institucij na trgu dela, zato bo v nadaljevanju poudarek na tem delu regulacije.

V povezavi z osnovnim teoretičnim modelom rasti se obnašanje trga dela odraža v količini uporabljenega dela in njegovi produktivnosti. Institucije na trgu dela vstopajo v enačbo

gospodarske rasti preko svojih vplivov na vloženo delo kot enega od dejavnikov v produkcijski funkciji. En vidik je brezposelnost; če je določen delež delovne sile brezposeln, je BDP *p. c.* potencialno nižji kot pri skoraj polni zaposlenosti. Brezposelnost vpliva tudi na izdatke države iz sistema socialne varnosti in povečuje proračunske stroške (Siebert, 2006, str. 7). Drug vidik je produktivnost. Institucije na trgu dela lahko vplivajo neposredno na produktivnost dela pa tudi na številne vmesne dejavnike, kot so skupna faktorska produktivnost,² investicije v človeški kapital, sposobnost prilagajanja na nove tehnologije, učinkovita alokacija delovne sile ipd. (Betcherman, 2012, str. 7).

V tržnih gospodarstvih ekonomska teorija upravičuje posege države na trgu v primerih, ko so prisotne tržne eksternalije, nepopolni trgi, asimetrija informacij ali pri zagotavljanju javnih dobrin. Regulacija je namenjena korekciji tržnih anomalij in naj bi s tem prispevala k učinkovitosti gospodarstva.

V praksi država pogosto intervenira na trgu tudi v primerih, ko tržni mehanizem privede do rezultatov, ki so za družbo nesprejemljivi z vidika razdelitve dohodka oz. premoženja, ali ko gre za t. i. meritorne dobrine, ki naj bi bile javno dostopne vsem (npr. zdravstvo in šolstvo). Regulatorna politika je močno vpletena v politične procese in je zato tudi pod vplivom neekonomskih disciplin, posebno političnih ved in ustavnega prava. Kljub temu se v razpravah o regulatorni politiki pojavljajo določena splošna načela (Parker & Kirkpatrick, 2012, str. 10):

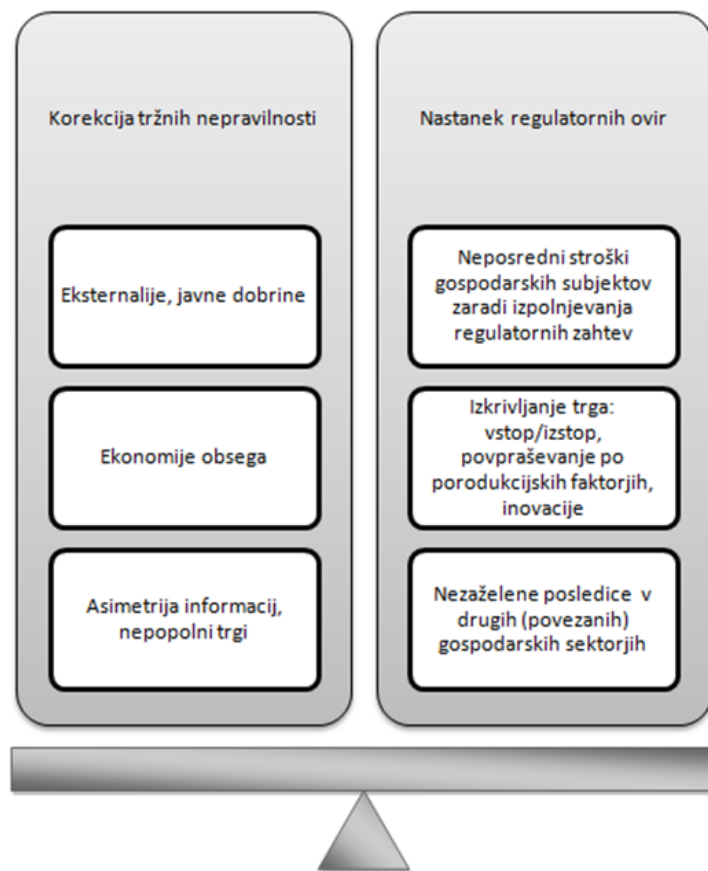
1. Regulacija lahko podpira tržne procese in tako pripomore k ekonomskim, družbenim ali okoljskim koristim. Hkrati pa slabo zasnovana regulacija povzroči gospodarstvu znatne stroške in ga s tem obremenjuje (t. i. *regulatory burden*).
2. Regulacija lahko znatno izkrivi tržne procese in posledično povzroči nižjo rast ali oslabitev investicij, konkurence ali podjetniške iniciative.
3. Stroški, ki izhajajo iz regulatornih predpisov, lahko omejijo vstop v panogo.
4. Izpolnjevanje, uveljavljanje in nadziranje regulatornih predpisov so lahko po nepotrebem zapletena in draga.
5. Poenostavitev regulatornih predpisov lahko olajša breme, ki ga regulacija predstavlja za gospodarstvo.

Zgoraj navedene iztočnice kažejo na možne posledice regulacije, vendar v ekonomski stroki ni soglasja o njenih dolgoročnih vplivih na ekonomsko uspešnost. Lahko pa trdimo, da regulacija vpliva na sodelovanje ekonomskih subjektov v prostovoljni menjavi na trgu in s tem na učinkovitost izrabe resursov v gospodarstvu. Iz tega je možno sklepati, da je obseg regulacije v neki državi lahko povezan s kazalniki dolgoročne gospodarske uspešnosti, kot sta obseg investicij ali rast outputa (Dawson, 2006, str. 490).

² Skupna faktorska produktivnost predstavlja tisti del rasti outputa, ki ni vezan na količino in kakovost posameznih produkcijskih faktorjev (dela in kapitala). Gre za nepojasnen rezidual, ki izhaja iz tehnoloških in organizacijskih izboljšav v produkciji.

Regulacija ima sicer lahko pozitivne in negativne vplive na rast, kar je shematično prikazano na Sliki 3. V primerih, ko korigira tržne nepravilnosti (monopol, asimetrijo informacij, tržne eksternalije ipd.), povečuje učinkovitost in pozitivno vpliva na gospodarsko aktivnost. S tem lahko spodbuja tudi gospodarsko rast, čeprav rast ni vedno nujna posledica izboljšanja učinkovitosti (npr. v primeru drugih vplivov na cene). Takšni pozitivni vplivi pa se lahko popolnoma izničijo zaradi visokih stroškov prilagajanja regulatornim predpisom, motenj na trgu ali nepredvidenih posledic na drugih trgih.

Slika 3: Vpliv regulacije na gospodarsko rast



Vir: Frontier Economics, *The impact of regulation on growth*, 2012, str. 12.

Regulacija, ki ne izhaja iz korekcije tržnih nepravilnosti, bo imela po vsej verjetnosti negativen vpliv na rast. V splošnem obstajata dva tipa tovrstne regulacije (Frontier Economics, 2012, str. 14):

1. regulacija z namenom doseganja širših ciljev, kot npr. enakosti in socialne povezanosti. To še ne pomeni, da takšna regulacija ni sprejemljiva, saj so njen cilj drugi pozitivni vplivi, ki niso zajeti v merilu rasti;
2. regulacija, uvedena zaradi rentništva (*rent-seeking*) oz. lobiranja posameznih interesnih skupin.

Glede na namen regulacija trga dela spada v prvo skupino, saj želi predvsem zagotavljati varnost zaposlitve in ustrezen dohodek iz dela, kar je v prvi vrsti socialna kategorija. Obenem pa je regulacija trga dela utemeljena tudi na korekciji tržnih anomalij, ki izhajajo iz štirih dejavnikov (IMF, 2003, str. 131):

1. nepopolne informacije: delodajalci nimajo nadzora nad delom in sposobnostmi zaposlenih, delavci pa ne poznajo svojega prispevka k produktivnosti podjetja, na podlagi katerega bi lahko zahtevali plačo. Težava nepopolne informiranosti se pojavlja tudi pri zaposlovanju, še posebej tam, kjer so potrebna določena znanja, saj delodajalec nima pregleda nad delovnim odnosom in znanjem kandidatov za delovno mesto;
2. neenakomerna razporeditev moči med delodajalci in delavci: če delodajalci obvladujejo oblikovanje delovnih razmerij, so lahko plače prenizke, in obratno, če dominirajo ponudniki dela, pa previsoke;
3. diskriminacija;
4. nezmožnost trga, da bi zagotovil ustrezno zavarovanje za tveganja, povezana z zaposlitvijo.

Posledično lahko rečemo, da trg dela ne bo deloval učinkovito brez določenih institucij, torej brez ustrezne kombinacije pravil, davkov in subvencij, ki vplivajo na razmerja med delodajalci in delavci. Kljub splošnemu strinjanju, da je določena regulacija na trgu dela vendarle potrebna, pa se pri praktični implementaciji politik in ocenjevanju njihovih učinkov začnejo mnenja razhajati. Vprašanje je, koliko rigidnosti je res potrebne, katere institucije odražajo specifične lastnosti in potrebe posameznih držav, katere pa se lahko prilagajajo s ciljem izboljšati delovanje trga.

1.3 Možne oblike regulacije na trgu dela in kanali vplivanja na gospodarsko uspešnost

Institucije trga dela so sistem zakonov, norm in konvencij, ki izhajajo iz kolektivne izbire, določajo pa omejitve in spodbude, ki vplivajo na individualne odločitve v zvezi z delom in plačilom zanj. Individualne osebe ali podjetja, ki se odločajo glede ponudbe oz. povpraševanja po delu, pri svojih odločitvah jemljejo institucije kot dane. Zaradi svoje narave kolektivne izbire so institucije del političnih procesov. Običajno so določene z zakoni, ni pa nujno; npr. sistemi kolektivnih pogajanj so pogosteje regulirani z družbenimi normami in konvencijami kot pa z zakonom (Boeri, 2011, str. 1183).

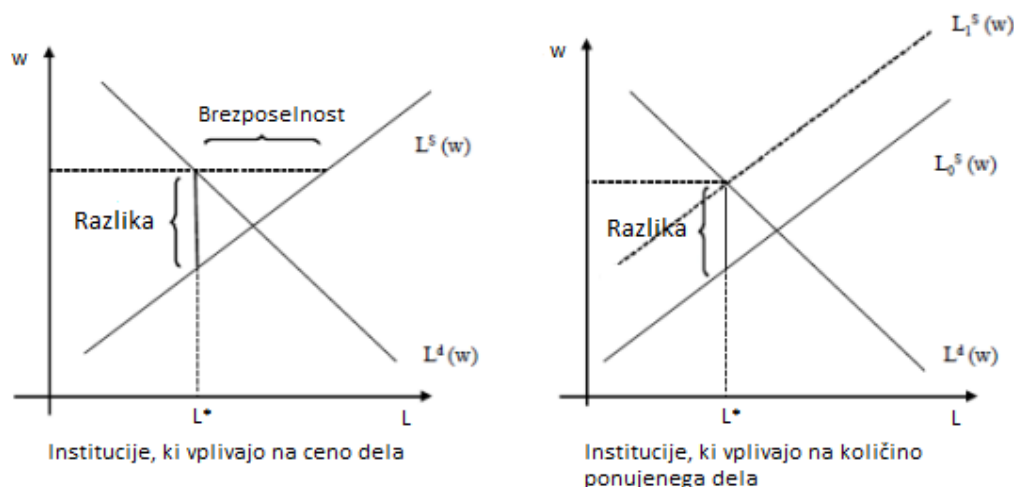
Institucije trga dela so v končni fazi vse usmerjene v to, kakšne vrste pogodb o zaposlitvi so dovoljene: določajo okvire za plače in druge prejemke, obseg (število ur) in pogoje dela, določajo pravila kolektivnega zastopanja in pogajanja, predpisujejo določene zaposlitvene prakse in zagotavljajo socialno zaščito delavcev. Obenem določajo, kolikšen del plače, ki jo delodajalec nameni kot plačilo za delo, je treba odvesti državi v obliki davkov in prispevkov.

Z vidika ciljev lahko ločimo tri vrste institucij na trgu dela:

1. institucije, ki zmanjšujejo tveganje izgube zaposlitve: ta del vključuje zakonodajo, ki povečuje varnost zaposlitve (pravila in pogoji zaposlovanja in odpuščanja);
2. institucije, ki zmanjšujejo dohodkovno tveganje: sem spadajo predpisi, ki zagotavljajo dohodek v primeru izgube zaposlitve ali upokojitve pa tudi tisti, ki zagotavljajo minimalen obseg plačila in drugih pravic zaposlenim delavcem;
3. institucije, ki pomagajo pri tranziciji na trgu dela: administrativni okvir za lažji prehod med zaposlitvami oz. ujemanje med delavci in delodajalci.

Z vidika učinkov pa institucije ločimo glede na to, kako preko vplivov na odločitve posameznikov spreminjajo strukturo trga dela. Neposredno ali posredno vplivajo na določitev neto plač in ceno dela za podjetja s tem, ko določajo razkorak med mejno produktivnostjo dela in stroški dela. Ta razkorak je lahko posledica institucij, ki vplivajo na ceno dela (npr. davkov ali pribitkov na tržno plačo, kot je minimalna plača) ali pa na obseg ефективne ponudbe dela (npr. dvig oportunitetnih stroškov dela). Prvi primer je predstavljen na levem (dvig cene dela ob obstoječih krivuljah povpraševanja in ponudbe), drugi pa na desnem delu Slike 4 (premik krivulje ponudbe v levo).

Slika 4: Institucije in razlika med mejno produktivnostjo dela in stroški dela



Vir: T. Boeri, *Institutional Reforms and Dualism in European Labor Market*, 2011, str. 1183.

Institucije trga dela lahko strnemo v 5 glavnih sklopov:

1. stopnja regulacije najemanja in odpuščanja delavcev (varnost zaposlitve),
2. regulacija plač in drugih prejemkov (minimalna plača in druga obvezna izplačila, kot so dopust, regres, bolniško nadomestilo itd.),
3. nadomestila za brezposelnost in socialni transferji,

4. obdavčitev dela (davek na dohodek in prispevki, ki so odvisni od sistema javnega zavarovanja),
5. sindikati.

Glede na zgornjo razdelitev povečini vse vplivajo na strošek dela za delodajalca, le nadomestila za brezposelnost in socialna pomoč spreminjajo ponudbo dela s tem, ko dvigajo najnižjo sprejemljivo plačo, za katero so delavci pripravljeni delati (*reservation wage*). Med institucije trga dela lahko prištevamo tudi aktivno zaposlovalno politiko in administrativno infrastrukturo za posredovanje delovnih mest, ki pa na tem mestu nista podrobneje analizirani, ker ne predstavljata intervencije v smislu odmika od prostega trga.

Kot je bilo že predstavljeno, se obnašanje trga dela povezuje s teoretičnim modelom rasti preko količine uporabljenega dela in njegove produktivnosti. Za gospodarsko rast je torej pomen regulacije trga dela predvsem v tem, na kakšen način učinkuje na zaposlenost, alokacijo in produktivnost v gospodarstvu. Sledi teoretični pregled tega vpliva po posameznih vrstah institucij trga dela.

1.3.1 Varnost zaposlitve

Predpisi o varnosti zaposlitve se običajno nanašajo na pravila zaposlovanja in odpuščanja. V okviru pogodb o zaposlitvi definirajo pogoje za prekinitev delovnega razmerja, torej pogoje, pod katerimi je možno delavca odpustiti, ter sankcije, če ti pogoji niso upoštevani. Zakonodaja običajno določa tudi postopkovna pravila, ki jih je treba upoštevati v primeru prekinitve delovnega razmerja; ta lahko vključujejo odpovedne roke, odpravnine in vlogo tretjih strank (npr. sodišč, delavskih svetov, delovnih inšpektoratov itd.). V razvitih državah običajno obstajajo tudi dodatna postopkovna določila za primer odpuščanj večjega števila zaposlenih naenkrat.

Predpisi o varnosti zaposlitve poleg prenehanja zaposlitve regulirajo tudi postopke ob začetku zaposlitve, torej pogoje, pod katerimi se lahko sklene določen tip pogodbe o delu, npr. pogodba za določen čas, projektno delo ipd. Določene so panoge, kjer je takšna vrsta zaposlitev dovoljena, maksimalno trajanje pogodbe in pogoji, pod katerimi je možno podaljšanje ali prekinitev pogodbe.

Predpisi o varnosti zaposlitve imajo dva cilja: zaščititi delavce pred negotovostjo zaposlitve in zagotoviti, da delodajalci spoštujejo neke minimalne standarde družbene odgovornosti v smislu odnosa do zaposlenih. Določila o varnosti zaposlitve so lahko del zakonodaje ali pa kolektivnih pogodb, tako da imajo določeno vlogo pri tem tudi sindikati.

Če klasificiramo zakonodaje za zaščito zaposlitve na lestvici od najbolj rigidnih do najbolj fleksibilnih, bolj rigidni (protekcioniistični) predpisi pomenijo večje omejitve za sklepanje pogodb za določen čas, strožje pogoje za odpuščanje zaposlenih, visoke odpravnine in tudi

bolj zapletene postopke odpuščanj (npr. dolgi odpovedni roki, odobritve s strani tretjih oseb itd.). Na drugi strani lestvice teh omejitev ni – administrativni ter denarni stroški odpuščanj so minimalni.

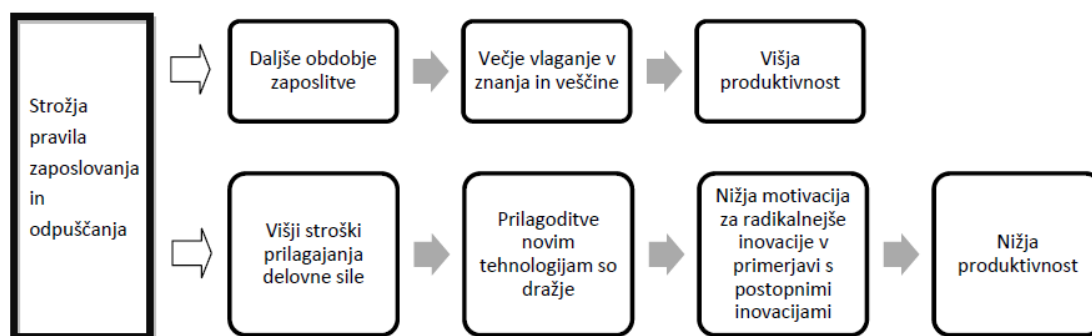
Varnost zaposlitve ima v gospodarstvu učinek neke vrste davka na zaposlovanje in odpuščanje delavcev, ki zmanjšuje vstop in izstop s trga dela. Zaradi stroškov odpuščanja namreč podjetja v slabših časih zadržijo delavce, čeprav je njihova plača višja od njihove produktivnosti, obenem pa v času konjunktore ne zaposlujejo delavcev, ki bi delali za plačo, ki je nižja od njihove produktivnosti (Bentolila & Bertola, 1990, str. 388). Prehod delavcev med podjetji in panogami je torej počasnejši, neto vpliv na celotno zaposlenost pa je nejasen.

Podobno kot na zaposlenost tudi vpliv na produktivnost ni enoznačen. Teoretični mehanizem vplivanja varnosti zaposlitve na produktivnost povzema Frontier Economics (2012, str. 45–46):

1. pozitiven vpliv: zaščita zaposlitve podaljšuje zaposlitev pri istem delodajalcu in tako spodbuja vlaganje v izobraževanje in izpopolnjevanje (tako s strani delavca kot tudi delodajalca), kar pozitivno vpliva na produktivnost dela. Takšno okolje spodbuja tudi investicije v postopne (inkrementalne) inovacije, ki izboljšujejo obstoječe proizvode, da se s tem podjetje izogne potrebam po odpuščanju;
2. negativen vpliv: zaščita zaposlitve povečuje stroške prilagajanja delovne sile v primeru makroekonomskih šokov in tehnoloških sprememb. Podjetja težje implementirajo nove tehnologije ali se odzivajo na spremembe v povpraševanju, kar lahko zmanjša produktivnost in investicije v nove tehnologije, ki zahtevajo prilagoditev delovne sile. S tem so oslABLJENE spodbude za radikalnejše inovacije na račun manjših, postopnih inovacij, ker so podjetja manj nagnjena k tveganju.

Negativen vidik omejitev zaposlovanja in odpuščanja torej pride do izraza predvsem, kadar se pojavijo ekonomska nihanja, sektorski šoki ali drugi zunanji šoki na ravni podjetij. Takrat stroški odpuščanja povzročajo stroške pri medčasovni maksimizaciji učinkovitosti podjetij, saj pomikajo navzdol prag produktivnosti, pri kateri začne podjetje odpuščati. Prav tako zmanjšujejo spodbude za nove zaposlitve, če se v prihodnje pričakuje večje spremembe v potrebnem obsegu delovne sile. S tem je upočasnjena odzivnost podjetij na spremembe na trgu, ohromljen pa je tudi pretok delovne sile v nova, visoko produktivna podjetja in panoge (Bassanini, Nunziata & Venn, 2008, str. 9).

Slika 5: Glavni teoretični mehanizmi, ki povezujejo regulacijo trga dela in produktivnost



Vir: *Frontier Economics, The impact of regulation on growth, 2012, str. 46.*

Če razširimo pogled izven okvirov obstoječih (delujočih) podjetij in njihovih odzivov na tržne spremembe, lahko regulacija zaposlovanja in odpuščanja znatno vpliva tudi na vstop in izstop podjetij s trga oz. panoge. Posledica sta ponovno počasnejše prilagajanje gospodarstva optimalnemu stanju in nižja učinkovitost podjetij (Poschke, 2007, str. 21).

Podobno velja za ponudbeno stran trga dela: s strožjo regulacijo ni oviran le pretok delovne sile med podjetji in panogami, temveč tudi sam vstop in izstop s trga dela, torej iz stanja nezaposlenosti v zaposlenost in obratno. Tako ohromljena realokacija lahko povzroči daljša obdobja nezaposlenosti pri ranljivejših skupinah, kot so mladi in manj izkušeni ali nižje izobraženi delavci, s tem pa se njihova usposobljenost za delo in možnost ponovnega vstopa na trg še zmanjšuje (Cingano *et al.*, 2009, str. 8).

Pri celotni razpravi o predpisih glede varnosti zaposlitve je pomembno razlikovanje med pogodbami za nedoločen čas in začasnimi zaposlitvami. Slednje predstavljajo nekakšen blažilec za stroške prilagajanja. Kako pomembne so začasne zaposlitve za gospodarstvo, je odvisno od razsežnosti stroškov prilagajanja (definiranimi med drugim z regulacijo stalnih zaposlitev) pa tudi od volatilitnosti povpraševanja po delu, elastičnosti substitucije med stalnimi in začasnimi delavci in razmerja med plačami teh dveh skupin. V vsakem primeru pa začasne pogodbe za podjetja pomenijo lažji način prilagajanja zunanjim šokom in v okoljih s strožjo regulacijo bodo delodajalci raje uporabljali takšne oblike zaposlitve. Če jim je to omogočeno, se lahko dvigne zaposlenost tistega dela trga, ki sicer ne bi dobil stalne zaposlitve. Tudi ni nujno, da so začasne zaposlitve slabše z vidika produktivnosti; lahko celo pozitivno vplivajo na trud zaposlenih, če si ti ob uspešnem sodelovanju z delodajalcem lahko nadejajo kasnejše sklenitve rednega delovnega razmerja. Po drugi strani pa bodo začasne pogodbe v primerjavi s stalnimi po vsej verjetnosti pomenile manjšo motivacijo za vlaganje v človeški kapital, ker je prihodnost pri istem delodajalcu dvomljiva, s tem pa tudi koristi iz dodatnega izobraževanja (Damiani & Pompei, 2010, str. 391–392). Če obstajajo velike razlike v regulaciji ali v obdavčitvi stalnih pogodb in

pogodb za določen čas, to zmanjšuje prehod začasnih zaposlitev v stalne. Pogodbe za določen čas tako postanejo trajna rešitev namesto prehoda v stabilnejšo obliko zaposlitve (OECD, 2013, str. 69).

1.3.2 Minimalna plača

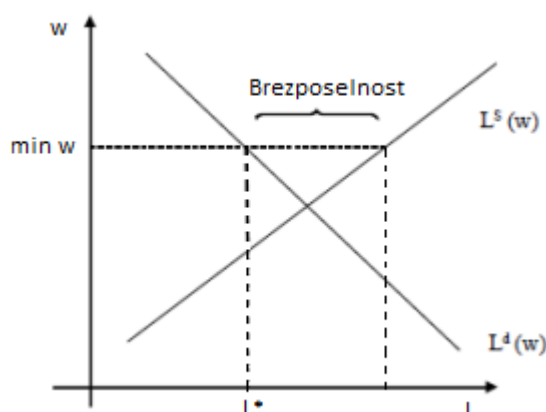
Osnovni koncept minimalne plače je zagotoviti univerzalni minimum plačila za delo, toda v praksi je uporaba tega instituta precej kompleksnejša. V nekaterih državah obstajajo ločene minimalne plače za določene podskupine, npr. za mlade ali za pripravnike. Nekaterе druge skupine so lahko povsem izključene iz sistema, npr. delavci v kmetijstvu ali na domu. Institut minimalne plače tudi ne pokriva samozaposlenih, seveda je izvzet tudi neformalni sektor.

Utemeljitev minimalne plače je predvsem v preprečevanju izkoriščanja s strani delodajalcev z zagotovitvijo »poštenega plačila za pošteno delo« in, bolj splošno, v socialnih ciljih, kot je preprečevanje revščine. Ta pogled običajno vidi minimalno plačo kot del okvirja za zagotavljanje nujnih pravic delavca in hkrati kot del socialne politike. Nasprotno stališče, ki ga zavzema tudi večina ekonomistov, pa opozarja na nehotene posledice takšne politike. Če je namreč minimalna plača postavljena nad ravnotežno ravniyo plač na trgu, lahko izrine s (formalnega) trga dela manj kvalificirane delavce, kar pa najbolj prizadene ravno tiste, ki jim je bila takšna politika namenjena. S tem je minimalna plača v vlogi učinkovitega sredstva boja proti revščini vprašljiva (Betcherman, 2012, str. 9).

Minimalna plača torej lahko skrajša spodnji del krivulje povpraševanja po delu, kar znižuje zaposlenost v regijah z nizkimi dohodki ali pa pri mladih, ki šele vstopajo na trg dela (Siebert, 2006, str. 7). Posledica tega je lahko (predvsem v manj razvitih državah) pobeg nekvalificiranih delavcev v neformalni sektor, kjer minimalna plača ni določena.

Odziv zaposlenosti na minimalne plače je odvisen od oblike spodnjega dela krivulje povpraševanja po delu (oz. natančneje tistega dela okoli višine minimalne plače). Če bi bila npr. krivulja povpraševanja po delu L^d na Sliki 6 manj elastična, bi bila pri isti minimalni plači brezposelnost nižja.

Slika 6: Odziv trga na minimalno plačo



Vir: P. A. Samuelson & W. Nordhaus, *Ekonomija*, 1998, str. 76.

Poleg vpliva na zaposlenost je možen tudi vpliv minimalne plače na produktivnost dela. OECD (2007, str. 72) poudarja, da dvig minimalne plače lahko spodbudi zamenjavo manj izobraženih z bolj izobraženimi zaposlenimi (ker ni več razlik v ceni) ob nespremenjenem obsegu zaposlenosti, kar ima pozitiven vpliv na produktivnost. Takšna reakcija delodajalcev morda tudi spodbudi dodatno izobraževanje zaposlenih z nizkimi plačami, ki si tako skušajo zagotoviti, da ne bi izpadli s trga dela. Po drugi strani pa ima zmanjševanje razlik v spodnjem delu plačne lestvice lahko tudi nasproten učinek na motivacijo za izobraževanje, saj zmanjšuje njegov donos.

1.3.3 Nadomestila za brezposelnost in socialni transferji

Za javni sistem socialnega zavarovanja sta dva razloga. Prvi je, da je določen del prebivalstva nezmožen ali pa se ne želi prostovoljno zavarovati pred tveganjem izgube zaposlitve, invalidnosti ali starosti brez finančne preskrbljenosti. Drugi razlog pa je, da zasebni trgi ne morejo zagotoviti ustrezne razpršitve tveganj iz socialnega zavarovanja (World Bank, 2012, str. 272): zavarovalnica ne more učinkovito oceniti tveganja posameznika (vprašanje negativne izbire oz. *adverse selection*), poleg tega pa posameznik lahko na to tveganje vpliva tudi sam (moralni hazard). Tovrstno zavarovanje zato zagotavlja (ali vsaj regulira) država in vključuje zavarovanje za primer brezposelnosti, pokojninsko in zdravstveno zavarovanje ter upravičenja do drugih socialnih transferjev in pomoči. Tudi oblike, ki ne izhajajo neposredno iz tveganja izgube zaposlitve, so tako ali drugače povezane z delom oz. plačilom zanj: sistem pokojninskega in zdravstvenega zavarovanja ter drugi socialni transferji vplivajo na spodbude za delo ali pa neposredno na višino plačila preko obdavčitve dohodka.

Socialna zaščita v spodnjem segmentu trga dela v vseh oblikah (povečanje ali podaljšanje trajanja nadomestil za brezposelnost, socialni transferji, višji davki) pomeni višje

oportunitetne stroške za ponujeno delo. Spodnji segment trga, kjer so plače nižje, se izsuši, ker delavci nimajo motivacije za delo (Siebert, 2006, str. 7). Višja socialna zaščita zato lahko povečuje brezposelnost.

Nižja nadomestila torej predstavljajo večjo spodbudo za delo, vendar hkrati pomenijo večje tveganje revščine, kar je z vidika ekonomske politike prav tako pomembno. Zato so poleg same višine bistveni tudi pogoji za prejemanje nadomestil, s katerimi je možno prejemnike spodbujati k ponovni vključitvi med delovno aktivne. Brezposelne osebe bodo prej sprejele delovno mesto z nizko plačo, če bodo del nadomestila lahko v določeni obliki prejemale še naprej kljub zaposlitvi (npr. v zmanjšanem obsegu, ki se postopoma dalje zmanjšuje z zviševanjem plače). Skratka, večja vrzel med dohodki iz dela (po upoštevanju davkov in transferjev) ter dohodki iz socialnih nadomestil predstavlja večjo spodbudo za vstop brezposelnih na trg dela (OECD, 1994, str. 38). Stanje, kjer te razločitve ni, se v skrajni obliki kaže kot »past revščine« (*poverty trap*) – brezposelnim in delavcem z nizkimi dohodki se ne splača povečevati obsega dela, ker se to ne odrazi v bistvenem povečanju njihovega razpoložljivega dohodka, bodisi zaradi zmanjšanja socialnih transferjev bodisi zaradi visoke mejne stopnje obdavčitve dohodka. Tako nimajo spodbud za delo niti za vlaganje v znanje, kar bi jim povečalo možnosti za boljše plačano zaposlitev v prihodnosti.

Z vidika produktivnosti imajo radodarni socialni transferji podoben učinek kot minimalne plače: z dvigovanjem praga plač, pod katerim delavci niso pripravljene sprejeti zaposlitve, se najmanj produktivni delavci sami izločijo s trga. Med zaposlenimi se tako poveča delež višje usposobljenih delavcev, kar ima lahko pozitiven vpliv na povprečno produktivnost. Vendar pa ima dolgotrajna in povišana brezposelnost spodnjega segmenta trga dela negativne posledice v smislu deprecijacije človeškega kapitala. Pri dolgotrajno brezposelnih tudi že pridobljena znanja sčasoma razvedenijo, ker niso v uporabi in se ne obnavljajo, in ponovna vključitev na trg dela je vse težja (OECD, 2007, str. 74–75). Poleg tega dolgoročna brezposelnost določenega dela trga lahko pomeni neučinkovito alokacijo virov.

Določena raven nadomestil za brezposelnost je vseeno koristna, ker tako brezposelni lahko porabijo več časa za iskanje zaposlitve in lažje najdejo sebi ustreznejše delo. Takšno »ujemanje« pomeni učinkovitejšo uporabo resursov v gospodarstvu in posledično višjo produktivnost. Lažji prehod med zaposlitvami pa pozitivno vpliva tudi na odločitve za bolj tvegana, vendar produktivnejša delovna mesta v inovativnih, visoko tehnoloških industrijah, kjer so potrebna specifična znanja (OECD, 2007, str. 75).

Do zdaj omenjeni vidiki socialnih transferjev še ne upoštevajo njihove nujne implikacije v obliki višje obdavčitve. V glavnem gre za namenske davke, alternativa pa je tudi financiranje iz splošnih davkov, kot je davek na dohodek ali davek na potrošnjo. V razvitih državah, predvsem v Evropi, se transferji za brezposelnost in socialno varstvo v velikem delu financirajo iz prispevkov, ki se obračunajo od plače, kar pomeni, da povečujejo obdavčitev dela. Obenem se tudi velik del nenamenskih davkov porabi za financiranje

socialne zaščite; države OECD so v letu 2003 za ta namen v povprečju porabile 42 % vseh prihodkov iz nenamenskih davkov (OECD, 2007, str. 165).

1.3.4 Obdavčitev dela

Socialni prispevki in davki, ki se plačujejo od dohodka, za delodajalca povečujejo strošek dela. Davki in prispevki namreč predstavljajo razkorak med stroški, ki jih ima delodajalec z zaposlitvijo delavca, ter plačo, ki jo delavec prejme (*tax wedge*). Ob predpostavki *ceteris paribus* povpraševanje po delu pade, če se stroški dela povečajo. Obdavčitev dela torej povečuje brezposelnost, razen če se plače na trgu ne prilagodijo navzdol in tako izničijo vpliva obdavčitve (OECD, 1994, str. 33). Ker se to težje zgodi v spodnjem segmentu trga dela, je na udaru predvsem zaposlenost manj izobraženih delavcev, sploh če so v veljavi tudi predpisi glede minimalne plače.

Temu se je sicer mogoče izogniti z lajšanjem davčnega bremena na spodnjem delu plačne lestvice, torej s progresivno obdavčitvijo. Progresivna obdavčitev povečuje mejno davčno stopnjo (obdavčitev dodatnega dohodka), kar pa ima tudi negativne posledice (OECD, 2007, str. 176): zmanjšuje spodbude za dodatno izobraževanje zaposlenih z najvišjimi zaslužki, ki so tudi najproduktivnejši. Dodaten dohodek, ki ga zaposleni pridobi zaradi vlaganj v nova znanja, bo namreč visoko obdavčen. Iz istega razloga se zmanjša tudi pripravljenost za povečan obseg dela v obliki dodatnih delovnih ur. Obenem višja mejna davčna stopnja zmanjšuje učinkovitost nagrajevanja s strani delodajalca, ki je instrument za povečevanje produktivnosti. Iz tega je možno sklepati, da ima progresivnost davkov sicer lahko pozitiven vpliv na agregatno zaposlenost, vendar ob pretirani progresivnosti lahko trpi produktivnost.

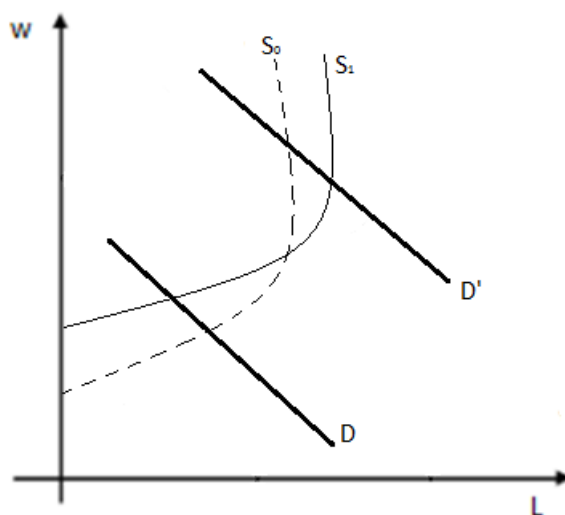
Če povzamemo, je končni vpliv obdavčitve na zaposlenost odvisen od tega, kako vpliva na realne (neto) plače oz. kolikšen del se lahko prevale na delavce. To pa je v končni fazi odvisno od obnašanja ponudbe dela oz. od pogajalske moči delavcev in delodajalcev. Na strani ponudbe dela so v splošnem možni trije učinki povečanja obdavčitve dela (OECD, 2007, str. 170):

1. učinek substitucije: višja davčna obremenitev zmanjša oportunitetne stroške nedela (ti so definirani kot razmerje med dohodki iz drugih virov, npr. socialnih transferjev, in dohodki iz dela). To drži pod predpostavko, da so drugi dohodki davčno drugače obravnavani, kar je v praksi običajno tudi res. To negativno vpliva na ponudbo dela (v formalnem sektorju – povečuje pa spodbude za delo na črno) in povečuje pritisk na ohranitev neto plač na ravni pred povečanjem davčnega bremena;
2. dohodkovni učinek: zaradi izpada dela dohodka gospodinjstva povečajo ponudbo dela in s tem nadomestijo izgubo; v tem primeru je pritisk na ohranitev neto plač manjši in davčno breme se lahko vsaj deloma prevale na delavce;

3. učinek zaznavanja: zaposleni so lahko pripravljene sprejeti nižje neto plače, če povišanje davkov povezujejo z večjimi upravičenji iz tega naslova. To je verjetneje, ko so davčni zavezanci tudi prejemniki koristi iz zbranih sredstev. Centralizirana kolektivna pogajanja lahko takšen trade-off še olajšajo, sprejemljivost dodatnega davka pa je močno odvisna tudi od učinkovitosti sistema upravičenj, ki se iz njega financira.

Slika 7 kaže možen odziv ponudbe trga dela na davek. Po uvedbi davka se krivulja ponudbe pomakne navpično navzgor (iz S_0 v S_1). Ker krivulja ni linearna, je učinek na ponujeno količino dela odvisen od tega, v katerem delu krivulje je tržno ravnotežje. Če je v spodnjem delu krivulje, kjer je presečišče s povpraševanjem D , bo davek zmanjšal ponudbo dela, če pa je v zgornjem delu, kjer je krivulja ponudbe obrnjena nazaj (presečišče z D'), pa jo bo povečal.

Slika 7: Odziv ponudbe dela na davke



Vir: P. A. Samuelson & W. Nordhaus, *Ekonomija*, 1998, str. 297.

Obdavčitev dela ima lahko negativen vpliv tudi na produktivnost; poleg že omenjenih posledic visoke mejne davčne stopnje, ki na strani ponudbe dela znižuje pripravljenost za dodatno delo in investicije v človeški kapital, za podjetja to predstavlja višji strošek dela glede na ostale produkcijske faktorje. Sprememba relativne cene med delom in kapitalom vodi v drugačno realokacijo teh dveh dejavnikov v gospodarstvu pa tudi znotraj podjetij in znotraj panog, kar ima lahko dolgoročne posledice za rast. Privede lahko npr. do manjše uporabe enega od produkcijskih faktorjev (ali celo obeh) v določenem podjetju oz. industriji. Preostanek se lahko uporabi v manj produktivnem podjetju oz. panogi ali pa sploh nikjer, kar zmanjšuje učinkovitost uporabe produkcijskih faktorjev in skupno faktorsko produktivnost (Johansson *et al.*, 2008, str. 24).

Možna posledica višjih stroškov dela je tudi, da odvrčajo neposredne tuje investicije. Poleg nižje akumulacije kapitala to pomeni otežen pritok novih tehnologij in znanj v državo in s tem nižjo skupno faktorsko produktivnost (Johansson *et al.*, 2008, str. 25).

1.3.5 Drugi prejemki

Drugi prejemki predstavljajo plačila s strani delodajalca, ki niso v obliki plače, temveč drugih koristi za delavca, npr. dodatno pokojninsko zavarovanje, zavarovanje za poškodbe pri delu, dopust, regres, porodniški dopust ipd. V skladu z zakonodajo jih morajo delodajalci zagotoviti delavcu ali pa plačevati davek, da jih delavcem zagotavlja država. To pomeni, da delodajalcu povečujejo strošek dela, njihov učinek na zaposlenost in produktivnost pa je enak kot pri obdavčitvi dela.

V primeru fleksibilnih plač vsaj del stroškov teh prejemkov lahko nosijo delavci sami, saj se odražajo v nižji osnovni plači. Je pa ta prevalitev navzdol omejena s predpisi o minimalni plači.

1.3.6 Sindikati

Opredelitev vpliva sindikatov je verjetno najtežja od vseh institucij na trgu dela. Sindikati in sistem kolektivnih pogajanj so družbeni in politični konstrukt, ki odseva značaj družbe, v kateri deluje. Znotraj tradicionalnega vidika ekonomske teorije je vloga sindikatov predvsem v pogajanjih za višje plače in druga plačila ter boljše delovne pogoje, kot bi jih bili delavci deležni v pogojih popolne konkurence na trgu. V tej monopolistični vlogi lahko izboljšajo življenjske pogoje svojih članov, toda pogosto na račun zmanjšanja učinkovitosti.

V praksi imajo sindikati širšo funkcijo. Lahko tudi pozitivno prispevajo k delovni učinkovitosti, in sicer preko boljše komunikacije med delodajalci in delavci, spodbujanja plodnih odnosov in sodelovanja ter nižje stopnje odhodov zaposlenih. V širšem kontekstu je pomembna predvsem njihova politična vloga, kjer so pomemben igralec v političnih procesih (kot del socialnih pogajanj) in v javnih diskusijah. V mnogih državah politična vloga sindikatov presega njihovo vlogo zastopanja članov pri kolektivnih pogajanjih. Preko političnih procesov imajo vpliv na širše družbene in ekonomske politike, kar lahko pomeni prerazdeljevanje koristi ali stroškov v korist članov sindikatov na račun nečlanov (Betcherman, 2012, str. 27).

Upoštevati je treba tudi, da so v različnih okoljih učinki sindikalnega delovanja lahko različni, odvisno od družbene vloge ostalih socialnih partnerjev (zastopanost delodajalcev, moč vlade), od značilnosti gospodarstva, kot sta njegova odprtost mednarodni menjavi in stopnja liberalizacije trgov, in od preostalega institucionalnega okvirja.

Za moč sindikatov se v literaturi uporablja več meril. Najosnovnejše je članstvo v sindikatih v deležu celotne delovne sile (*union density*). Drugi možni kazalec je delež zaposlenih, ki so pokriti s kolektivnimi pogodbami; tu je delovanje sindikatov razširjeno tudi na nečlane. V nekaterih državah, npr. Franciji, so med prvim in drugim kazalcem velike razlike (Betcherman, 2012, str. 27). Tretja možna varianta opredelitve vpliva sindikatov pa je stopnja centralizacije kolektivnih pogajanj (pogajanja na državni, sektorski ali kateri drugi ravni).

Najosnovnejša implikacija sindikatov je, da z močjo kolektivnih pogajanj dvigujejo plačo, ki je tako nad tržnim ravnotežjem. S tem se izkrivi alokacija resursov v celotnem gospodarstvu. Umetno dvignjene plače tudi zmanjšujejo zaposlenost, če je krivulja povpraševanja po delu padajoča in če podjetja sama izbirajo obseg zaposlenosti. Rezultat je lahko drugačen, če se sindikati pogajajo tudi o obsegu zaposlenosti, kar pa se v praksi le redko dogaja (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 63). Sindikati poleg višjih plač pogosto zahtevajo še druge delovne standarde, ki izboljšujejo položaj delavcev, npr. omejitev števila delovnih ur, plačan dopust, bolniška in druga nadomestila, odpravnine itd. To povečuje stroške dela pa tudi stroške odpuščanj; posledice obojega so bile že predstavljene v poglavjih 1.3.1. in 1.3.4.

Sindikati svoje zahteve v odnosu do delodajalcev lahko uveljavljajo le, če jim uspe monopolizirati ponudbo dela. Če nesindikalizirani delavci lahko nadomestijo delavce, ki so člani sindikata, je pogajalska moč sindikata precej manjša. Ko pa je ponudba dela monopolizirana, so se podjetja pripravljena odreči delu profita, da se s tem izognejo konfliktu z zaposlenimi (npr. stavki). To ima posredne vplive na celotno gospodarstvo; v teoriji so ti vplivi znani kot t. i. monopolni stroški sindikatov (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 24–25):

1. Podjetja bodo zahteve po višjih plačah dela poskušala prevaliti naprej na potrošnike v obliki višjih cen. Višji indeks cen življenjskih potrebščin zmanjšuje realne plače, obenem pa povečuje cene vmesnih proizvodov, kar ima ponovno širok vpliv tudi na druge proizvajalce. So pa ti vplivi precej omejeni, če podjetja poslujejo na konkurenčnih trgih proizvodov.
2. Zahteve po višjih plačah povečujejo ceno sindikaliziranih delavcev, zato podjetja težijo k njihovi zamenjavi z delavci, ki niso v sindikatu. To lahko povzroči prehod delavcev iz sindikaliziranega v nesindikaliziran sektor (izstop iz sindikatov), kar dodatno zniža plače nesindikaliziranih delavcev.
3. Sindikalizirana podjetja morajo deliti delež dobičkov z delavci, kar zmanjšuje donos novih investicij (t. i. *hold-up* problem) in posledično znižuje obseg investicij v fizični kapital ter v raziskave in razvoj.
4. Sindikati pogosto promovirajo senioriteto (dolžino delovne dobe) kot podlago za varnost zaposlitve, nagrajevanje in napredovanje. To favorizira obstoječe zaposlene in

otežuje vstop novim. Trg dela je tako manj fleksibilen, kar lahko vodi k dolgoročno višji brezposelnosti.

Teorija o monopolnih stroških sindikatov predpostavlja, da bi bil trg dela v odsotnosti sindikatov konkurenčen, v praksi pa ima povpraševanje po delu obliko monopsona (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 25). Monopsonistična moč delodajalcev izhaja iz tega, da ima delavec določene stroške z menjavo zaposlitve zaradi specifičnih znanj, pridobljenih na delovnem mestu, potrebe po selitvi ipd. Sindikati so tako do neke mere lahko tudi korekcija tržnih pomanjkljivosti, ki bi sicer obstajale, če trg dela ne bi bil reguliran. Druga pozitivna lastnost sindikatov pa je zmanjševanje transakcijskih stroškov, ki bi bili višji, če bi se podjetja pogajala individualno za vsako pogodbo o zaposlitvi posebej.

Če so osnovna posledica sindikaliziranosti trga dela višje plače in drugi delovni standardi, je druga pomembna lastnost sindikatov težnja po izenačitvi zaslužkov. Plače na osnovi individualne uspešnosti so precej bolj uveljavljene v podjetjih, ki niso podvržena kolektivnim pogajanjem (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 75). Takšna vrsta motivacije je lahko pomemben instrument za dvig produktivnosti dela, zadostna diferenciacija plač pa je ključnega pomena tudi za ustrežnejšo alokacijo delovne sile oz. boljše ujemanje med delavci in delodajalci (ECB, 2002, str. 22). Sindikati namesto tega raje promovirajo povečevanje plač v odvisnosti od dolžine delovne dobe.

Tretja vidnejša vloga sindikatov je njihova družbena in politična vloga, kjer pogosto nastopajo kot iskalci rent (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 27). Običajno se zavzemajo za politike, ki zmanjšujejo konkurenčnost tako na trgih proizvodov kot na trgu dela, kar vključuje minimalne plače, omejitve zunanje trgovine ipd. S tem namreč povečujejo profit, ki je na voljo za delitev med podjetjem in sindikatom (rezultat nižje konkurence na trgih proizvodov), ali pa svojo pogajalsko moč (posledica manjše konkurence s strani delavcev, ki niso člani sindikatov).

Vendar sindikati nimajo nujno zgolj negativnega vpliva na produktivnost. Pozitivni vplivi izhajajo predvsem iz olajšane komunikacije med delodajalci in delavci s tem, ko sindikati zastopajo delavce in se lahko obračajo neposredno na management ali imajo celo vlogo pri upravljanju podjetja (t. i. participativna vloga). Na ta način delavci lahko lažje predlagajo izboljšave v proizvodnem procesu, lahko pa tudi izrazijo svoje želje ali nestrinjanja, ne da bi morali zapustiti podjetje. Osip delavcev je zaradi tega nižji. V povprečju dolgoročneje zaposlitve v istem podjetju spodbujajo vlaganja v dodatna znanja na delovnem mestu, podobno kot zakonska določila, ki zagotavljajo večjo varnost zaposlitve. Z zagotavljanjem večje stabilnosti delovnih mest, varnosti pri delu in drugih ugodnosti se potencialno lahko tudi povečuje motivacija za delo (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 26).

Končni učinek v gospodarstvu je tako kombinacija stroškov monopolizacije ponudbe dela, rentništva in pa pozitivnih participativnih učinkov.

1.4 Pregled dosedanje literature in empiričnih rezultatov

Solowov pristop razlage gospodarske rasti sicer pojasnjuje pomembnost produkcijskih faktorjev pri procesu rasti, ne razloži pa, zakaj ti faktorji variirajo med državami. Sekundarni del analize rasti se zato v empirični literaturi navadno opira na preučevanje institucij ter njihovih vplivov na rast. Ti vplivi so lahko neposredni, preko kanala skupne faktorske produktivnosti, ali pa posredni preko vplivanja na druge determinante rasti, npr. na investicije, inovacije ipd. (Dawson, 2006, str. 494).

1.4.1 Težave pri empirični analizi institucij

Medtem ko je teorija rasti dokaj natančna v smislu razlage neposrednih dejavnikov rasti, je mnogo manj specifična pri modeliranju vloge institucij v gospodarstvu. Analize institucij se tako med seboj precej razlikujejo glede specifikacij, vključenih v empirične modele. To velja tudi za merjenje vplivov institucij na trgu dela. Med drugim ni jasno, ali je za preučevanje institucij bolj relevanten njihov obseg, njihove spremembe ali oboje (Dawson, 2006, str. 492). Poleg tega je dejanski vpliv odvisen od delovanja institucij v praksi, torej od dejanskega izvrševanja pravil in učinkovitosti reševanja sporov (Betcherman, Luinstra & Ogawa, 2001, str. 22).

Oceno vplivov institucij trga dela še dodatno otežuje njihova dinamika sprememb – te so navadno redke in veljajo hkrati za celo gospodarstvo, kar z ekonometričnega vidika pomeni majhno varianco v času in med sektorji oz. geografskimi področji. Večina študij se tako zanaša na razlike med državami (presečne podatke), kar pa je lahko problematično zaradi naslednjih implikacij (Micco & Pagés, 2006, str. 3):

1. Študije temeljijo na omejenem številu industrijskih držav; majhno število držav v vzorcu in nezadovoljiva varianca v času onemogočata modeliranje razlik med državami, ki niso neposredno vključene v model. S tem se povečuje verjetnost pristranosti zaradi izpuščenih spremenljivk (*omitted variable bias*).
2. Možna je endogenost regulacije; npr. države z visoko prehodnostjo delovnih mest bodo težile k višji varnosti zaposlitve, enako države s počasnim ustvarjanjem novih delovnih mest ali države, podvržene zunanjim šokom. Endogenost preprečuje, da bi varianco v odvisni spremenljivki lahko pripisali zgolj spremembam institucij in ne tudi preostalim družbenim in ekonomskim dejavnikom.
3. Možne so razlike v merjenju med državami, ki se lahko izrazijo v napačnih (nepremerljivih) podatkih. Tudi sicer je nekatere institucije težko izmeriti oz. kvantificirati (regulacijo pogodb, postopke kolektivnih pogajanj ipd.).

Betcherman (2012, str. 4) opozarja tudi na soodvisnost institucij na trgu dela. Države običajno v praksi uporabljajo institucionalne »pakete«, kot npr. anglosaksonski model z nizko regulacijo ali pa severnoevropski model fleksibilne varnosti (*flexicurity*). Zaradi tega

je težko izolirati vpliv posamezne vrste regulacije, saj bi bil morda v kombinaciji z drugimi institucijami drugačen.

1.4.2 Regulacija trgov na splošno

Na podlagi empiričnih preveritev v osnovi lahko rečemo, da čezmerna regulacija negativno vpliva na gospodarsko rast. Npr. Barro (1996, str. 24) je ob uporabi modela rasti na podatkih za približno 100 držav v obdobju 30 let ugotovil, da ključ do rasti v državah v razvoju ni toliko v implementaciji političnega sistema, značilnega za razvite države (demokracije), temveč v prenosu njihovih ekonomskih institucij, tj. prostega trga in lastninskih pravic. Djankov, McLiesh in Ramalho (2006, str. 3–4) so na podatkih Svetovne banke o intenzivnosti regulacije trgov za 135 držav pokazali, da države z manj omejitvami v gospodarstvu rastejo hitreje.

Dawson (2006, str. 499–507) je ocenil vpliv regulacije trgov na gospodarsko rast na podatkih iz let 1980–2000 za 64 držav. Kot mero za obseg regulacije je uporabil indeks ekonomske svobode oz. njegove podindekse. Rezultati kažejo, da obseg regulacije negativno vpliva na rast, in sicer tako zaradi neposrednega vpliva preko skupne factorske produktivnosti kot tudi zaradi posrednega vpliva preko investicij. Na celotne investicije sicer regulacija nima znatnega vpliva, vendar če jih ločimo na zasebne in državne, so zasebne investicije negativno povezane z regulacijo, javne pa pozitivno. Ker so zasebne investicije produktivnejše, je skupni vpliv zmanjšanja regulacije pozitiven. Obenem ima statistično značilen vpliv na rast tudi volatilitnost regulatornega okolja; države s stabilnejšim regulatornim okoljem dolgoročno rastejo hitreje. Zmanjšanje negotovosti v procesu reform se torej kaže kot pomemben del učinkovite regulatorne politike.

Toda čeprav študije splošnega regulatornega okvirja povezujejo strožjo regulacijo z nižjo gospodarsko rastjo, to še ne pomeni, da lahko to povezavo prenesemo na vse vrste regulacij. Frontier Economics (2012, str. 6) povzema, da ima največji vpliv na rast regulacija trgov proizvodov, medtem ko so ugotovitve študij regulacije trga dela in okoljske regulacije manj prepričljive. Tudi Loayza, Oviedo in Servén (2004, str. 14) na vzorcu 76 držav potrjujejo, da gospodarsko rast najbolj ovira regulacija trgov proizvodov.

V nadaljevanju je poudarek na empirični literaturi, ki proučuje regulatorna pravila na trgu dela. Večina literature se sicer ne osredotoča neposredno na povezavo med institucijami trga dela in rastjo, ker se s tem zanemarijo vmesni vplivi na posamezne dejavnike rasti, s tem pa se izgubi možnost za pojasnjevanje vzročnosti. Največ študij preučuje vpliv regulacije na standardne agregate na trgu dela (zaposlenost, brezposelnost, plače in plačne razlike), v zadnjem času pa se interesna točka premika tudi proti vplivom na druge pomembne ekonomske dejavnike, kot so produktivnost faktorjev, investicije, inovacije ipd. Z vidika vplivov na gospodarsko rast nas zanima predvsem povezava institucij trga dela z zaposlenostjo in produktivnostjo, saj sta to glavna inputa, ki vstopata v enačbo rasti.

1.4.3 Regulacija trga dela

Polemika okoli institucij na trgu dela se je še intenzivneje razvnela v zadnjih dveh desetletjih, ko so globalizacija in tehnološke spremembe izpostavile nacionalna gospodarstva večji konkurenci in je v tem okolju postalo še pomembnejše vprašanje optimalnega institucionalnega okvirja (Betcherman, 2012, str. 1). Empirične študije na to temo so v zgodnejšem obdobju (v 90. letih) v glavnem potrjevale negativen vpliv protekcionistične zakonodaje in obširnih sistemov zavarovanj za brezposelnost na nastajanje novih delovnih mest in zaposlenost. Na tej podlagi je OECD leta 1994 v svoji publikaciji *The Jobs Study* zavzela jasno stališče deregulacije trga dela, priporočila fleksibilna pravila zaposlovanja in odpuščanja ter oblikovanja plač in zagovarjala sisteme socialne zaščite, ki ne zmanjšujejo spodbud za delo.

S kasnejšo izboljšavo metodologij analize in kakovosti podatkov pa dejanski vplivi institucij trga dela niso postali bolj jasni, temveč manj; empirične študije dajejo nejasne in nasprotujoče si rezultate, stališča je omilila tudi OECD (2006) v svojih priporočilih. Pojavile so se teorije, da ne obstaja en sam institucionalni način za doseganje optimalnih rezultatov na trgu dela, temveč je lahko podobne rezultate doseči s kombinacijami različnih institucij in regulatornih okvirjev (Betcherman, 2012, str. 2).

Freeman (2009, str. 10) loči tri vrste teorij, ki se nanašajo na učinke regulacije trga dela:

1. Distorzijska teorija izhaja iz predpostavke, da regulacija spreminja sicer idealno ravnotežje na trgu. Kot primer lahko vzamemo prisotnost sindikatov na trgu, kjer so plače na konkurenčni ravni, sindikalna pogajanja pa jih zvišujejo. Zaradi višjih stroškov dela podjetja zmanjšajo zaposlenost, kar nekatere delavce prisili k selitvi v manj plačano in manj produktivno delo, kjer sindikatov ni. To zmanjšuje učinkovitost v gospodarstvu; bolj kot je elastično povpraševanje po delu, večji je vpliv regulacije na alokacijo dela.
2. Drugi tip teorije jemlje institucije na trgu dela kot mehanizem za učinkovita pogajanja. Teorija učinkovitih pogajanj predpostavlja, da je rezultat pogajanj med delavci in delodajalci optimalna alokacija resursov, kar predpostavlja veljavnost Coasovega teorema,³ prenesenega na trg dela. Institucionalno določena pravila, kot npr. zaščita zaposlitev, torej učinkujejo na distribucijo outputa, ne pa na samo produkcijo (oziroma je njihov vpliv na slednjo omejen).
3. Tretji tip teorij se osredotoča na način, na katerega institucije trga dela vplivajo na pretok informacij, zmanjšujejo transakcijske stroške in spodbujajo sodelovanje, kar lahko povečuje produktivnost; tu je predvsem mišljeno sodelovanje delavcev pri upravljanju v obliki delavskih svetov ipd.

³ Coasov teorem pravi, da prostovoljna pogajanja med vpletenimi stranmi vodijo v učinkovit izid ne glede na začetno razporeditev lastninskih pravic. To velja pod predpostavko, da ni transakcijskih stroškov pogajanj.

Praveen in Golder (2008, str. 4) izpostavljata, da zaščita delavcev lahko spodbuja podjetja k višji produktivnosti. Podjetje je namreč lahko konkurenčno na dva načina: z zniževanjem stroškov preko nižanja plač in slabših delovnih pogojev ali pa s povečevanjem produktivnosti preko inovacij, tehnologije, organizacijskih izboljšav ipd. Dokler je podjetje lahko konkurenčno na prvi način, bo imelo le malo motivacije za vlaganje v inovacije in povečevanje produktivnosti. Če pa so slabi delovni pogoji in nizke plače preprečeni s postavitvijo delovnih standardov, bo podjetje prisiljeno poiskati drugo pot za izboljšanje rezultatov, kar lahko končno privede do višjih plač in boljših delovnih pogojev.

Če povzamemo, obstajajo teorije, ki zagovarjajo negativni vpliv regulacije trga dela, teorije, ki zagovarjajo pozitivni vpliv, in teorije, ki predpostavljajo, da ni pomembnih vplivov na učinkovitost in output. Podobno mešani so tudi empirični rezultati. Edino gotovo empirično dejstvo je, da institucije trga dela zmanjšujejo neenakost dohodkov (Jaumotte & Osorio Buitron, 2015, str. 27). Če pa kot merilo za ekonomsko uspešnost vzamemo gospodarsko rast, njihov vpliv ni enoznačen. V nadaljevanju je podan pregled empiričnih ugotovitev predvsem z vidika vpliva posamezne vrste institucij na zaposlenost in produktivnost, ki sta v teoriji dejavnika gospodarske rasti. Na koncu je predstavljenih še nekaj raziskav, ki so se osredotočile na neposreden vpliv na rast, vendar so v manjšini.

1.4.3.1 Varnost zaposlitve

Študije vplivov zakonodaje o varnosti zaposlitve se v glavnem osredotočajo na vplive na pretok delovne sile in na zaposlenost. Bentolila and Bertola (1990, str. 398–399) sta modelirala obnašanje podjetij ob prisotnosti stroškov odpuščanja in ugotovila, da je optimalna strategija za podjetja zmanjšati tako zaposlovanje kot odpuščanje, vendar regulacija bolj vpliva na odpuščanje. To pomeni, da se podjetja počasneje prilagajajo predvsem negativnim zunanjim šokom. V povprečju to povečuje zaposlenost obstoječih delavcev tako na dolgi rok kot tudi v kriznih časih. Obenem pa nižja stopnja prilagodljivosti podjetja zmanjšuje njegov profit in njegovo vrednost, kar vodi v nižjo akumulacijo kapitala, nižje investicije in s tem nižjo agregatno zaposlenost. Neto učinek stroškov odpuščanja na povprečno zaposlenost v poslovnem ciklu je tako nejasen. V vsakem primeru pa višja varnost zaposlitev pomeni počasnejšo prilagoditev podjetja optimalnemu stanju. Težavo lahko predstavlja tudi v primeru, ko delodajalec ni dovolj informiran o kakovosti delavca: nekompetentne zaposlene je težko odpustiti, prav ti pa bodo najmanj verjetno odšli sami od sebe.

Študija Micca in Pagés (2006, str. 18–21) podaja empirični dokaz o negativnem vplivu varnosti zaposlitev na mobilnost delavcev in na raven zaposlenosti na vzorcu 53 držav. Študija upošteva tudi podatke po sektorjih znotraj držav, na podlagi česar je možna primerjava bolj prizadetih sektorjev s povprečjem. Izkazalo se je, da je v tistih sektorjih, ki so sami od sebe bolj volatilni v smislu pretoka zaposlenih, mobilnost zaposlitev nižja v državah s strožjo regulacijo (glede na *per se* manj volatilne sektorje v isti državi). Večja

regulacija povzroča tudi nižjo zaposlenost v bolj volatilnih sektorjih v primerjavi z ostalimi, vendar avtorja sklepata, da je to rezultat zmanjšanja vstopa novih podjetij v panogo in ne zniževanja zaposlenosti na ravni obstoječih podjetij (Micco & Pagés, 2006, str. 24).

Podobno ugotavljajo tudi Haltiwanger, Scarpetta in Schweiger (2010, str. 25). Na vzorcu 16 držav so zaključili, da je volatiliteta zaposlitev v veliki meri odvisna od velikosti delodajalca (manjša podjetja imajo večji pretok delavcev) in od njegove dejavnosti. Ko so izolirali vpliv velikosti in panoge, se je pokazalo, da tudi regulacija zaposlovanja in odpuščanja negativno vpliva na pretok zaposlenih, na vstop in izstop podjetij iz panoge ter na nastajanje novih in ukinjanje starih delovnih mest.

V splošnem je v literaturi mogoče opaziti naraščajoče soglasje glede negativnega vpliva regulacije zaposlitev na mobilnost delavcev in prilagajanje obsega zaposlenosti v podjetjih, medtem ko so drugi vplivi – na produktivnost, investicije in gospodarsko rast – manj raziskani.

Bassanini *et al.* (2008) so analizirali vpliv zaščite zaposlitve v državah OECD na skupno faktorsko produktivnost. Njihov teoretični pogled predpostavlja, da strožje omejitve povečujejo stroške odpuščanja delavcev, zato se podjetja težje prilagajajo zunanjim spremembam, kot so sprememba tehnologije ali spremembe v povpraševanju po proizvodih. Produktivnost dela je zato nižja. V študiji so kot merilo zaščite zaposlitev uporabljeni trije kazalci zaposlitvene zakonodaje, ki jih računa OECD in merijo regulacijo rednih zaposlitev, začasnih zaposlitev in kolektivnih odpuščanj. Vzorec obsega države OECD v letih 1982–2003, uporabljeni pa so bili sektorski podatki. Rezultati so pokazali, da ima regulacija negativen vpliv na skupno faktorsko produktivnost v panogah, ki so ji bolj podvržene. To so panoge, kjer je nizek naravni pretok zaposlenih (podpovprečno samoiniciativno menjavanje zaposlitev) in se zato večina prilagajanja delovne sile odvija preko odpuščanj.

Griffith in Macartney (2009, str. 22–24) sta analizirala vpliv varnosti zaposlitve na inovacije na podatkih multinacionalk s podružnicami v 12 državah OECD. Inovacije so merjene s številom patentov, pri čemer razlikujeta manjše, postopne inovacije, ki izboljšujejo obstoječe proizvode, in radikalne inovacije. Slednje naj bi bile profitabilnejše, vendar zahtevajo od podjetij tudi večje prilagoditvene stroške, saj je ob njihovi implementaciji treba velik del obstoječega človeškega kapitala zamenjati, kar vključuje stroške odpuščanj. Postopne inovacije prav tako povečujejo produktivnost, vendar v manjši meri, pri čemer pa se obstoječa delovna sila lahko ohrani. Rezultati so pokazali, da so podružnice multinacionalk patentirale več inovacij v državah z višjo regulacijo zaposlitev, vendar pa tehnološko naprednejše inovacije izhajajo iz podružnic, kjer je regulacija nižja.

Negativen vpliv zaščite pred odpuščanjem na produktivnost lahko izhaja tudi iz tega, da večja zaščita zmanjša napor delavcev, ker je manjša možnost kazni za slab delovni rezultat ali pretirano odsotnost z dela. Ichino in Riphahn (2001, str. 11) sta podala empirično oceno tega vpliva na vzorcu italijanskih uradniških delavcev, kjer sta pokazala, da povečanje varnosti zaposlitve ob koncu poskusne dobe vodi v povečano odsotnost na delovnem mestu.

Vendar ne kažejo vsi dokazi v smer zmanjševanja produktivnosti; npr. Damiani in Pompei (2010, str. 403) na sektorskih podatkih iz 16 evropskih držav ugotavljata pozitivno povezavo med regulacijo zaposlitev in produktivnostjo. Preučevala sta regulacijo pogodb za določen čas, kjer je trajanje zaposlitev običajno kratko. Delež pogodb za določen čas sam po sebi zmanjšuje produktivnost, vendar pa strožja regulacija ta učinek znižuje. Avtorja rezultat razlagata s tem, da nižja regulacija pomeni večji pretok delavcev, zaradi krajšega obdobja zaposlitve pri istem delodajalcu pa je vlaganje v izobraževanje na delovnem mestu manjše.

Obstaja tudi nekaj empiričnih preveritev vplivov regulacije zaposlitev na investicije. Cingano in soavtorji (2009, str. 6–7) so na podatkih evropskih podjetij ocenili vpliv stroškov odpuščanj na investicije in na poglobljanje kapitala (razmerje kapital/delo). Njihov teoretični mehanizem predvideva, da višji stroški prilagajanja spreminjajo proizvodne odločitve podjetij v korist fleksibilnejšega proizvodnega faktorja, torej spodbujajo substitucijo dela s kapitalom. To velja ob popolnih trgih dela in kapitala. Na dolgi rok bodo podjetja favorizirala bolj kapitalsko intenzivne tehnologije, zato bo razmerje kapitala na delavca pri višji varnosti zaposlitev večje. Po drugi strani pa, ob predpostavki nepopolnega trga dela, regulacija zaposlitev daje delavcem večjo pogajalsko moč, ki lahko rezultira v t. i. *hold up* problemu. Delavci bodo ob pogajanjih izkoristili zakonsko zaščito zaposlitev za vztrajanje pri višjih plačah. Investicije v podjetju sicer povečujejo produktivnost, vendar si delavci zaradi pogajalske moči priborijo večji delež profita in tako zmanjšujejo donos investicij. Ta mehanizem nakazuje negativen vpliv regulacije zaposlitev na razmerje kapitala na delavca. Teorija torej ne daje odgovora, kateri vpliv prevlada, empirični rezultati pa so pokazali, da strožja regulacija zaposlitev zmanjšuje investicije in razmerje kapital na delavca pa tudi produktivnost dela (Cingano *et al.*, 2009, str. 22–23). Negativni učinek na investicije je intenzivnejši pri manjših podjetjih, ki imajo otežen dostop do kreditov, zato je mogoče sklepati, da razvit finančni trg vsaj deloma omili negativne vplive regulacije zaposlitev (Cingano *et al.*, 2009, str. 31).

Cingano je z istimi soavtorji ponovil analizo vpliva stroškov odpuščanj na poglobljanje kapitala na vzorcu italijanskih podjetij z manj kot 15 zaposlenimi, kjer pa se je vpliv izkazal za pozitivnega, torej v korist substitucije dela s kapitalom (Cingano *et al.*, 2014, str. 21).

Enako so Autor, Kerr in Kugler (2007, str. 212) na vzorcu podjetij iz ZDA pokazali rahlo pozitiven vpliv zaščite zaposlitev na razmerje kapital/delo in na produktivnost dela, obenem pa negativen vpliv na pretok zaposlenih in vstop novih podjetij na trg. Negativen je bil tudi vpliv na skupno faktorsko produktivnost.

1.4.3.2 Minimalne plače

Kot izhaja iz teorije, minimalna plača vpliva predvsem na zaposlenost. Sicer tudi pri oceni vplivov minimalne plače rezultati študij niso enotni; predvsem v zadnjem obdobju je naraslo število analiz, ki so pokazale zelo majhne ali pa nobenih vplivov na zaposlenost. Npr. Allegretto, Dube in Reich (2011, str. 237) so na podatkih zveznih držav ZDA pokazali, da ob upoštevanju dolgoročnih razlik v rasti med državami in specifičnih gospodarskih šokov dvig minimalnih plač nima statistično značilnega vpliva na zaposlenost mladih. Obstajajo celo študije, ki so pokazale pozitiven vpliv minimalnih plač na zaposlenost, najbolj znana je verjetno študija Carda in Kruegerja (1994, str. 792), narejena na vzorcu zaposlenih v restavracijah s hitro hrano v New Jerseyju. Takšni rezultati izpodbijajo teoretični model konkurenčnih trgov, kjer ima minimalna plača negativen vpliv na zaposlenost; ena razlaga je, da je spodnji del krivulje povpraševanja po delu neelastičen, druga pa daje dodatno težo teorijam nekonkurenčnih (monopsonističnih) trgov, s katerimi se lahko pojasni možnost povečanja zaposlenosti ob uvedbi minimalnih plač (Betcherman, 2012, str. 9). Ne nazadnje je vpliv odvisen tudi od tega, kako visoko je minimalna plača postavljena (Betcherman, Luinstra & Ogawa, 2001, str. 17).

Vseeno pa v glavnem obstaja soglasje glede negativnega vpliva minimalnih plač na zaposlenost v spodnjem delu trga dela, čeprav razsežnost vpliva ni nujno velika. Neumark in Wascher (2007, str. 121) sta naredila pregled več kot 100 študij, nastalih od 1990 dalje. Povzemata, da velika večina še vedno ugotavlja negativno povezavo med minimalno plačo in zaposlenostjo (približno 85 %, če upoštevamo samo najbolj kredibilne analize), čeprav povezava ni vedno statistično značilna. Predvsem so rezultati konsistentni pri študijah, ki so se osredotočile na spodnji del trga, torej nižje kvalificirano delovno silo. Le malo primerov je, ko so bili dokazani pozitivni vplivi minimalnih plač na zaposlenost, sploh v primeru uporabe agregatnih podatkov, na katerih teorija predvideva negativne učinke; so pa rezultati lahko drugačni pri analizah manjših območij ali specifičnih industrij.

Na pomemben vidik vpliva minimalne plače sta opozorila Meer in West (2013, str. 21), ki pravita, da rezultat povečanja minimalne plače ni nujno takojšnje zmanjšanje zaposlenosti, ampak nižja rast novih delovnih mest v prihodnosti. Trg se torej novemu ravnotežju prilagaja počasi, ker je sposobnost podjetij za prilagajanje povpraševanja po delovni sili na kratek rok omejena. To tezo sta tudi dokazala na podatkih za ZDA v letih 1975–2012: povečanje minimalne plače za 10 % je po preteku 3 let povzročilo za 0,7 odstotne točke nižjo zaposlenost. Študije, ki analizirajo le dinamiko ravni zaposlenosti ob upoštevanju geografsko specifičnih učinkov, lahko te vplive zgrešijo.

OECD (2007, str. 73) pa je na vzorcu 11 držav v letih 1979–2003 analizirala vpliv minimalne plače na produktivnost dela in skupno faktorsko produktivnost. V obeh primerih je ugotovila pozitivno povezavo. Zaključuje pa, da ni jasno, ali je vzrok zgolj v zamenjavi manj izobraženih delavcev, ki se jim je cena dvignila, z bolj izobraženimi ali pa je dvig minimalnih plač povzročil dodatna izobraževanja in delovni napor zaposlenih.

1.4.3.3 Nadomestila za brezposelnost in socialna zaščita

OECD (2007, str. 76–77) povzema, da so radodarnejši transferji povezani z nižjo zaposlenostjo, vpliv na produktivnost pa je pozitiven. Obstaja nekaj študij, ki so poskušale dokazati kanale vplivanja na produktivnost. Povečanje nadomestil za brezposelnost ali podaljšanje njihovega trajanja lahko pomaga pri boljšem ujemanju (*job matching*) med iskalci zaposlitve in njim ustreznimi delovnimi mesti, kot dokazuje Centeno (2004, str. 858). Uporabil je podatke longitudinalnega popisa vzorca prebivalstva v ZDA, kot merilo kakovosti ujemanja pa je uporabil trajanje zaposlitve po obdobju nezaposlenosti. Acemoglu (2001, str. 38) pa trdi, da minimalne plače in nadomestila za brezposelnost preusmerjajo zaposlenost oz. strukturo delovne sile proti višje plačanim delovnim mestom. V svojem modelu dokazuje, da je kakovost delovnih mest endogena. Ravnotežje na nereguliranem trgu dela je nagnjeno proti nizko plačanim delovnim mestom, minimalne plače in nadomestila za brezposelnost pa omogočajo delavcem, da lahko čakajo na boljše plačana delovna mesta in s tem zmanjšujejo dobičkonosnost slabo plačanih zaposlitev ter spodbujajo ustvarjanje boljših delovnih mest. Povečan prehod od nižje do višje plačanih delovnih mest v povezavi z višjimi nadomestili je dokazal tudi empirično na podatkih ZDA med leti 1983–1993.

1.4.3.4 Obdavčitev dela

Kot že rečeno, je socialna zaščita neločljivo povezana z obdavčitvijo dela. Empirične študije najpogosteje zaključujejo, da davčno breme povečuje stroške dela in negativno vpliva na zaposlenost (OECD, 2006, str. 93). Kako intenziven je vpliv, pa je odvisno od institucionalnega okvirja za določanje plač. Rezultati Daverija in Tabellinija (1997, str. 29) na vzorcu 14 držav OECD v obdobju 1965–1991 kažejo negativen vpliv obdavčitve dela na zaposlenost znotraj visoko sindikaliziranih držav kontinentalne Evrope, medtem ko je učinek precej nižji v anglosaksonskih državah, kjer je trg dela bolj konkurenčen, in v skandinavskih državah, kjer so kolektivna pogajanja močno centralizirana. Ti rezultati nakazujejo, da so sindikati najuspešnejši pri dvigovanju bruto plač ob povišanju davkov, kadar so kolektivna pogajanja organizirana na ravni posameznih panog. Ista študija dokazuje tudi negativen vpliv obdavčitve dela preko povečane nezaposlenosti na produktivnost in na rast. Na območju kontinentalne Evrope povezuje povečanje davčne obremenitve za približno 10 odstotnih točk z višjo brezposelnostjo za 4 odstotne točke in nižjo gospodarsko rastjo za 0,4 odstotne točke letno (Daveri & Tabellini, 1997, str. 37).

Rezultati Bassaninija in Duvala (2006, str. 21) prav tako podpirajo domnevo, da ima višja obdavčitev najbolj neugodne posledice za zaposlenost v srednje centraliziranih sistemih kolektivnih pogajanj. Kažejo pa tudi, da so učinki obdavčitve dela na zaposlenost intenzivnejši takrat, ko je predpisana minimalna plača, ki preprečuje prevalitev davčnega bremena na zaposlene (Bassanini & Duval, 2006, str. 9).

Kar se tiče vpliva davkov na rast, Arnold (2008, str. 12–14) na vzorcu 21 držav OECD v letih 1971–2004 dokazuje, da davek na dohodek močneje ovira rast BDP-ja kot davek na premoženje ali na potrošnjo. Poudarja tudi negativne učinke progresivnosti davka na osebni dohodek: zmanjšanje razmerja med mejno in povprečno davčno stopnjo za 5 odstotnih točk bi v povprečni državi iz vzorca povečalo BDP *p. c.* za 1 % letno.

Na negativne posledice progresivnosti kaže tudi ugotovitev, da maksimalna mejna stopnja davka na osebni dohodek zmanjšuje skupno faktorsko produktivnost, kar dokazuje Vartia (str. 27–28) na podlagi panožnih podatkov v državah OECD. Vpliv maksimalne mejne davčne stopnje je intenzivnejši, če je stopnja vstopa novih podjetij v panogo višja.

1.4.3.5 Sindikati

Študije konsistentno dokazujejo, da člani sindikatov oz. delavci, ki so pokriti s kolektivnimi pogodbami, zaslužijo več kot drugi. Aidt in Tzannatos (2002, str. 42) na podlagi pregleda večjega števila obstoječih študij ocenjujeta, da je pribitek na plače sindikaliziranih delavcev v razvitih državah med 5 % in 15 %, v državah v razvoju pa še višji. Sindikati imajo tudi izravnalen učinek na porazdelitev plač znotraj sektorjev in posledično na ravni celotnega gospodarstva, saj zmanjšujejo razkorak v plačah glede na različne dimenzije, kot so izobrazba, spol, etnična pripadnost itd. (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 54).

V empirični literaturi je soglasje tudi glede nekaterih drugih vplivov stopnje sindikaliziranosti, ki ne zadevajo neposredno višine plač. S povečevanjem moči sindikatov se zmanjšujejo prostovoljni odhodi zaposlenih (podaljšuje se dolžina zaposlitev), kar ima lahko pozitivne vplive na investicije v človeški kapital, po drugi strani pa sindikalne težnje k izenačevanju zaslužkov zmanjšujejo spodbude za dodatno izobraževanje. Empirično potrjeno je tudi, da se s stopnjo sindikaliziranosti zaradi prerazporeditve deleža profita od lastnikov k delavcem zmanjšuje dobičkonosnost podjetij (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 61–62). Ni pa povsem jasno, kako moč sindikatov vpliva na obseg zaposlenosti. Zaradi višjih plač bi bilo pričakovano, da sindikati zmanjšujejo zaposlenost, lahko pa je učinek tudi obrnjen, če upoštevamo teorijo o boljšem pretoku informacij in izboljšanjem sodelovanju med delavci in delodajalci. Empirične študije na podatkih iz razvitih držav se nekako delijo na dva dela; ena skupina dokazuje negativen vpliv na zaposlenost, pri drugi pa vpliv ni statistično značilen. Npr. Belot in van Ours (2000, str. 18) zaključujeta, da gostota članstva v sindikatih povečuje brezposelnost, stopnja pokritosti s kolektivnimi pogodbami pa ne.

OECD (2006, str. 84) v pregledu 17 študij navaja le 3, ki dokazujejo vpliv deleža članstva v sindikatih ali stopnje pokritosti s kolektivnimi pogodbami na brezposelnost. Podobno nedoločen je tudi učinek na produktivnost in njeno rast. Večina študij te povezave je narejena na podatkih ZDA ali Velike Britanije. Aidt in Tzannatos (2002, str. 61) zaključujeta, da za razvite države dokazi niso dovolj prepričljivi.

V manj razvitih državah pa je slika nekoliko drugačna; študije na podatkih Latinske Amerike in jugovzhodne Azije kažejo na negativen vpliv sindikatov na gospodarsko rast in zaposlenost. Razlika med državami v razvoju in razvitimi državami ni toliko v vlogi sindikatov in njihovem delovanju, temveč v gospodarskem in političnem okolju, v katerem delujejo. V okoljih z neučinkovitimi institucijami in slabo delujočimi trgi proizvodov, kjer je iskanje rent donosen posel tudi za sindikate, je razumljivo, da je njihova večja moč dodatna ovira za uspešnost gospodarstva (Aidt & Tzannatos, 2002, str. 97).

1.4.3.6 Vpliv na rast

Obstaja tudi nekaj študij, ki analizirajo neposreden vpliv institucij trga dela na rast. Forteza in Rama (2001, str. 30) sta iz podatkov Svetovne banke skonstruirala enoten indeks rigidnosti institucij na trgu dela in ga uporabila na podatkih za več kot 100 držav. Indeks zajema kazalce minimalne plače, obveznih plačil s strani delodajalca, stopnje sindikaliziranosti in zaposlenosti v javnem sektorju. Zaradi velikih razlik med posameznimi državami sicer opozarjata, da je nemogoče zajeti vse razsežnosti institucij in njihovih sprememb v času v en sam indeks. Institucionalni vpliv sta avtorja testirala na način, da sta analizirala odzivnost držav na razvojne programe Svetovne banke. Pogoji za pomoč je pripravljenost države za reforme in osnovna teza je bila, da bi morale države s fleksibilnejšim trgom dela po prejemu posojil s strani Svetovne banke bolj povečati rast kot države z bolj rigidnimi institucijami. Enotni indeks ni dal statistično značilnih rezultatov, medtem ko je njegova razgradnja na podindekse pokazala različne vplive na rast: minimalne plače in socialni transferji niso ovirali rasti, stopnja sindikaliziranosti in delež zaposlenih v javnem sektorju pa sta bila negativno povezana z rastjo pred in po prejemu posojil, vendar bolj zaradi političnih (nasprotovanja strukturnim reformam) kot zaradi ekonomskih razlogov.

Calderon in Chong (2005, str. 205) sta analizirala podatke za 76 držav v letih 1970–2000, pri čemer sta uporabila dva različna indeksa za regulacijo trga dela (eden je bil isti kot pri Fortezi in Rami). Analizo sta izvedla tako na presečnih podatkih (na povprečjih držav za celotno obdobje) kot tudi na panelu, kjer sta kot časovno enoto vzela 5-letno obdobje. Ugotovila sta, da restriktivnejša regulacija trga dela ovira gospodarsko rast, vendar je vpliv odvisen od izbora spremenljivk in vzorca ter značilnejši za industrijske države. Zmanjšanje indeksa regulacije v razvitih državah za en standardni odklon se odraža v povečanju gospodarske rasti za 2 odstotni točki letno, vendar bi to pomenilo velik napor v smeri deregulacije, sploh v evropskih državah. V državah v razvoju bi se rast lahko izboljšala

predvsem z znižanjem minimalnih plač in moči sindikatov, vendar bi bila tudi tu za omembe vreden učinek potrebna bistvena liberalizacija, v praksi pa se običajno tovrstne institucije le počasi spreminjajo.

Freeman (2009, str. 31–32) je v regresijo rasti vključil indeks ekonomske svobode Fraserjevega inštituta, iz katerega je izključil regulacijo trga dela, ter posebej indeks za trg dela. Vzel je podatke za 5-letna obdobja od leta 1970 do 2004. Rezultat je pokazal statistično značilen pozitiven vpliv splošnega indeksa ekonomske svobode (z izključenim trgom dela) na rast, medtem ko je bil predznak pred indeksom ekonomske svobode za trg dela negativen in statistično neznačilen tako na vzorcu držav OECD kot tudi na vzorcu držav v razvoju. Ker višji indeks pomeni manjšo regulacijo, rezultati zavračajo tezo, da strožje institucije trga dela zavirajo rast.

Siebert (2006, str. 4) je pri razlagi povezave med socialno zaščito in gospodarsko rastjo potegnil analogijo s Kuznetsovo krivuljo, ki ponazarja povezavo med gospodarsko rastjo in neenakostjo s krivuljo v obliki narobe obrnjene črke U: pri nizki rasti v nerazvitih državah je neenakost nizka, nato se z razvojem gospodarstva povečuje, vendar se na določeni točki ponovno začne manjšati (Kuznets, 1955, str. 17).

Belot, Boone in Van Ours (2004, str. 16) so podobno relacijo v obliki obrnjene krivulje U pokazali za povezavo med pravili o varnosti zaposlitve in gospodarsko rastjo. Na podlagi teoretičnega modela, ki predvideva nelinearno povezavo med stroški odpuščanja in izobraževanjem in izpopolnjevanjem zaposlenih, so testirali hipotezo na podatkih držav OECD. Regulacija zaposlitev je bila vključena v regresijo v linearni in kvadratni obliki. Rezultati so dali nasprotno predznake koeficientov (pozitiven pri linearni spremenljivki za regulacijo in negativen pri njenem kvadratu), kar pomeni, da je maksimum nekje vmes, torej regulacija zaposlitev do neke mere povečuje gospodarsko rast, če pa je previsoka, jo začne ovirati.

2 STANJE V DRŽAVAH EU

Zgodovina formalnih institucij na trgu dela v Evropi sega v drugo polovico 19. stoletja, v čas industrializacije zahodne Evrope in Severne Amerike. V prvih treh desetletjih po 2. svetovni vojni pa se je razvil sodobni institucionalni okvir z delovno zakonodajo, pravili za delovanje sindikatov, kolektivnimi pogajanja, zavarovanjem za brezposelnost in aktivno zaposlovalno politiko. Zakonodaja s področja varnosti zaposlitve se je v Evropi poostрила v 60. in 70. letih 20. stoletja v času socialnih nemirov. V Franciji in Veliki Britaniji je bila varnost zaposlitve še povečana okoli 1975, v času krize po naftnem šoku. V istem obdobju se je močno povečala tudi moč sindikatov. Šele po letu 1980 se je poudarek preusmeril na fleksibilnost trga dela. Spremembe zakonodaje v smeri zniževanja stroškov zaposlovanja

in odpuščanja so začele dopuščati bolj nestabilne oblike zaposlitve in tudi sindikati so omilili svoja stališča (Bentolila & Bertola, 1990, str. 394).

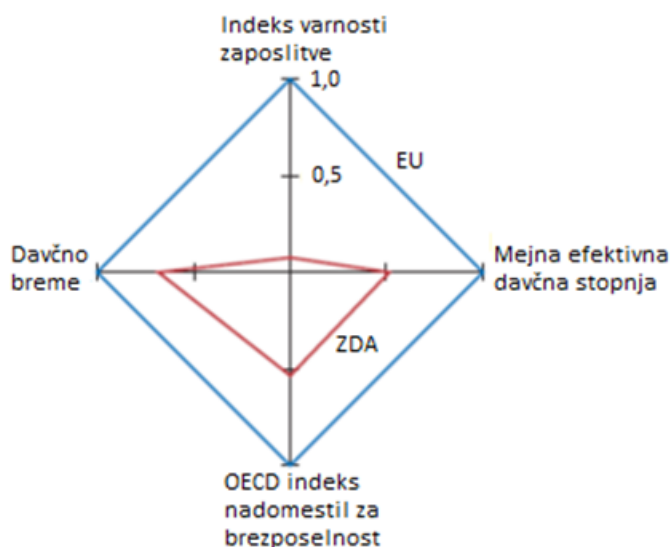
Razvoj institucij trga dela v Evropi je pogojen tudi z uveljavitvijo koncepta socialne države, ki ima korenine v času nemškega kanclerja von Bismarcka ob koncu 19. stoletja, razmah pa je doživela po 2. svetovni vojni. Njen sestavni del so brezplačno šolstvo in zdravstvo, socialna zaščita in javni pokojninski sistem. Velik del teh politik se financira iz davkov in prispevkov iz plač.

Delovna zakonodaja v Evropi je zasnovana tako, da ščiti delavce pred »neupravičenimi« odpuščanji. Osnovna ideja takšnega pristopa je, da je zaposlitev dolgoročna, odpuščanja pa so upravičena le na podlagi hudih kršitev ali nezadostnih kvalifikacij s strani delavca ali pa iz ekonomskih razlogov. V prvem primeru so možna odpuščanja brez odpravnin, vendar jih lahko spremljajo dragi postopki na delovnih sodiščih, če se odpuščeni delavec pritoži. Za odpustitev iz ekonomskih razlogov je treba slediti vnaprej predpisanim postopkom, sploh v primeru kolektivnih odpuščanj.

Ko so se v 80. letih začele kazati razlike v zaposlenosti in gospodarski uspešnosti med razvitimi državami, se je razvnela diskusija glede institucij trga dela. Nesporna dejstva o hitrejšem ustvarjanju novih zaposlitev in nižji brezposelnosti v ZDA v primerjavi z Evropo so v ospredje postavila vprašanje, ali ne prispevajo k temu tudi evropska strožja delovna zakonodaja, močnejši sindikati in obširnejši sistem zavarovanja za primer brezposelnosti. Po letu 1990, ko je brezposelnost v EU začela hitreje naraščati, je politika trga dela v EU začela pridobivati pomembnost in je postala eno osrednjih področij ekonomske politike.

Predvsem v kontinentalnem delu Evrope dejanska in strukturna brezposelnost ostajata visoki v primerjavi z ZDA in tudi stopnja participacije na trgu dela je relativno nizka. Ni sicer jasnega zaključka, v kolikšni meri to lahko pripišemo razliki v institucijah, je pa nesporno dejstvo, da je regulacija trga dela v Evropi precej močnejša. To se vidi tudi na Sliki 8, kjer je mogoče opaziti, da so nadomestila za brezposelnost in mejna davčna stopnja na dohodek v Evropi še enkrat višje kot v ZDA (nabor držav EU na sliki je iz leta 2003, torej EU-15). Tudi efektivna davčna stopnja na dohodek iz dela je precej višja, najopaznejša razlika pa je pri pravilih o zaščiti zaposlitev.

Slika 8: Primerjava regulacije trga dela EU in ZDA v letu 2003



Vir: IMF, World Economic Outlook, 2003, str. 139.

Vseeno se Evropa postopoma pomika proti liberalnejšim institucijam trga dela, kar je razvidno iz statistike reform trga dela in socialne politike v državah EU med letoma 1980 in 2007, podani v Tabeli 1. Podatki kažejo, da večji del izvedenih reform zmanjšuje odmik regulacije od prostega trga, kot pa ga povečuje.

Tabela 1: Število reform trga dela v Evropi glede na smer liberalizacije (1980–2007)

Področje reform	Reforme v smeri liberalizacije	Reforme v nasprotni smeri	Skupaj	Delež reform v smeri liberalizacije
Zaščita zaposlitev	112	87	199	56 %
Nadomestila za brezposelne	139	114	253	55 %
Aktivna politika zaposlovanja	230	12	242	95 %
Finančne spodbude za zaposlovanje	113	11	124	91 %
Zgodnje upokojevanje	38	27	65	58 %

Vir: T. Boeri, Institutional Reforms and Dualism in European Labor Market, 2011, str. 1185.

Druga značilnost reform evropskega trga dela je, da se delež reform, ki so usmerjene v liberalizacijo trga, s časom povečuje. Boeri (2011, str. 1186) to razlaga z naraščajočo konkurenčnostjo na trgih proizvodov, ki povečuje elastičnost povpraševanja po delu, zato

se mora politika trga dela vedno bolj prilagajati cilju zaposlenosti. Še vedno pa gre določen delež reform tudi v nasprotno smer, saj povečana konkurenca in globalizacija hkrati povečujeta politični pritisk v smeri zaščite pred tveganji izgube dohodka in socialne ogroženosti.

IMF (2003, str. 144) je ocenil, da bi v državah evroobmočja prilagoditev institucij trga dela na raven konkurenčnosti, ki jo ima ZDA, na dolgi rok povečala BDP za 5,6 %. V primeru doseganja konkurenčnosti na ravni ZDA na trgu dela in proizvodov pa je simulacija pokazala že 10 % višji BDP.

2.1 Evropska politika na trgu dela

V preteklosti so države EU same oblikovale institucije na trgu dela, omejevala jih je le zaveza k vzpostavitvi enotnega trga dela, izhajajoča iz Enotne evropske listine (*Single European Act*), ratificirane v letu 1987. Od leta 1997 dalje pa je v uporabi Evropska zaposlitvena strategija, ki je bila kasneje integrirana v Lizbonsko strategijo. V njej so postavljeni skupni cilji zaposlitvene politike držav članic. Njena uporaba se usklajuje skozi vsakoletni proces pregleda planiranih ekonomskih politik držav članic s strani Evropske komisije (t. i. »Evropski semester«). Izvedbeni del te strategije so Zaposlitvene smernice, ki so sicer del širših usmeritev evropske ekonomske politike. Nazadnje so bile sprejete v letu 2015, poudarek pa je na (Council Decision (EU) 2015/1848 of 5 October 2015 on guidelines for the employment policies of the Member States for 2015, 2015):

1. krepitvi povpraševanja po delu preko:
 - zmanjševanja ovir za zaposlovanje, spodbujanja podjetništva in rasti malih in srednjih podjetij;
 - zmanjšanja davčne obremenitve dela (preusmeritev davčnega bremena na druge vire obdavčitve, ki so manj škodljivi za gospodarsko rast) ob ohranitvi ustrezne socialne zaščite s ciljem spodbuditi participacijo na trgu dela, še posebej tistih, ki so najbolj izključeni;
 - vzpostavitve mehanizmov za določanje plač, ki bodo omogočali, da plače sledijo produktivnosti. Pri postavitvi minimalnih plač je treba upoštevati njihov vpliv na ustvarjanje delovnih mest in konkurenčnost;
2. spodbujanju ponudbe dela ter vlaganj v veščine in znanja preko:
 - izboljšav v izobraževalnem sistemu, tudi v smeri pridobivanja znanj izven formalne izobrazbe in vseživljenjskega učenja;
 - programov za zmanjšanje brezposelnosti mladih in dolgoročne brezposelnosti;
3. izboljšanju delovanja trga dela preko:
 - povečanja fleksibilnosti v povezavi z zaščito (t. i. *flexicurity* koncept) in zmanjševanja segmentacije trga dela (npr. med stalnimi in začasnimi zaposlitvami);
 - aktivnih zaposlovalnih politik;

- spodbujanja mobilnosti;
4. socialni vključenosti, boju proti revščini in spodbujanju enakih možnosti.

Opazimo lahko, da EU poudarja pomen reform trga dela v smeri večje fleksibilnosti, obenem pa se ne želi odreči evropskemu pojmovanju socialne države. Evropska politika trga dela temelji na *flexicurity* konceptu, ki spodbuja zaposljivost delavcev namesto protekcije obstoječih delovnih razmerij, kar se zdi ustrezen odgovor na vse hitrejše strukturne spremembe.

Ne glede na skupne smernice pa je trg dela po posameznih državah članicah še vedno segmentiran, z različnimi pravili in institucijami in tudi omejeno mobilnostjo.

2.2 Pregled stopnje regulacije v posameznih državah

Kljub skupnim smernicam, težnji k liberalizaciji trga dela in postopni konvergenci politik v EU so opazne razlike med uporabljenimi institucionalnimi koncepti, ki so odvisni predvsem od modela socialne države, ki je v uporabi v posameznih delih Evrope.

Boeri (2002, str. 3–4) je razdelil države EU (takrat jih je bilo še 15) v 4 kategorije glede na njihove modele socialne države:

1. Skandinavski (Danska, Finska, Švedska, deloma Nizozemska): ima najvišjo raven državnih izdatkov za socialno zaščito ter visoko stopnjo fiskalne intervencije na trgu dela v obliki aktivnih zaposlovalnih politik in visoke obdavčitve dela. Relativno visok je tudi delež zaposlitev v javnem sektorju. Močni sindikati, ki so prisotni tudi pri oblikovanju shem nadomestil za brezposelnost, zmanjšujejo razpon v višini plač.
2. Anglosaksonski (Irska in Velika Britanija): manjši obseg socialne države, večja pozornost je usmerjena na socialno pomoč v skrajnem primeru (*assistance of the last resort*), kjer imajo velik pomen pogoji za njeno pridobitev. Transferji so v glavnem namenjeni delovno sposobnemu prebivalstvu, delež javnih izdatkov za pokojnine je v primerjavi z ostalimi modeli najnižji. Za trg dela so značilni šibki sindikati, decentralizirana kolektivna pogajanja, visoke plačne razlike in visok delež nizko plačanih zaposlitev (nekje med ZDA in preostalo Evropo).
3. Kontinentalni (Avstrija, Belgija, Francija, Nemčija in Luksemburg): temelji na sistemu javnega socialnega zavarovanja, iz katerega se izplačujejo socialni transferji in pokojnine; zavarovanje se financira s prispevki iz plač (Bismarckov model). Sindikati so močni in kljub upadanju članstva ohranjajo svoj vpliv, ker jim regulacija trga dela omogoča, da so kolektivne pogodbe zavezujoče tudi za nečlane sindikatov.
4. Mediteranski (Grčija, Italija, Španija, Portugalska): visok delež izdatkov se porabi za pokojnine, kjer so prisotne velike razlike v pravicah oz. statusu, ki ga imajo posamezniki znotraj sistema. Socialna zaščita je usmerjena v zaščito zaposlitev in določila o zgodnji upokojitvi, s katerimi se določene segmente delovno sposobnega

prebivalstva izključi s trga dela. Tudi v tem modelu imajo sindikati velik vpliv zaradi umetne razširitve veljavnosti kolektivnih pogodb preko meja članstva v sindikatih.

Po razširitvi EU na srednjeevropske države leta 2004 se v literaturi pojavlja še dodaten model trga dela oz. socialne države; OECD (2006, str. 190) ga imenuje tranzicijski, glavne značilnosti pa so visoka obdavčitev dela in visoka regulacija odpuščanj, nizki izdatki za aktivno zaposlovalno politiko in bolj obrobna vloga sindikatov. Ta model gospodarstva je obenem povezan z relativno močno regulacijo trgov proizvodov.

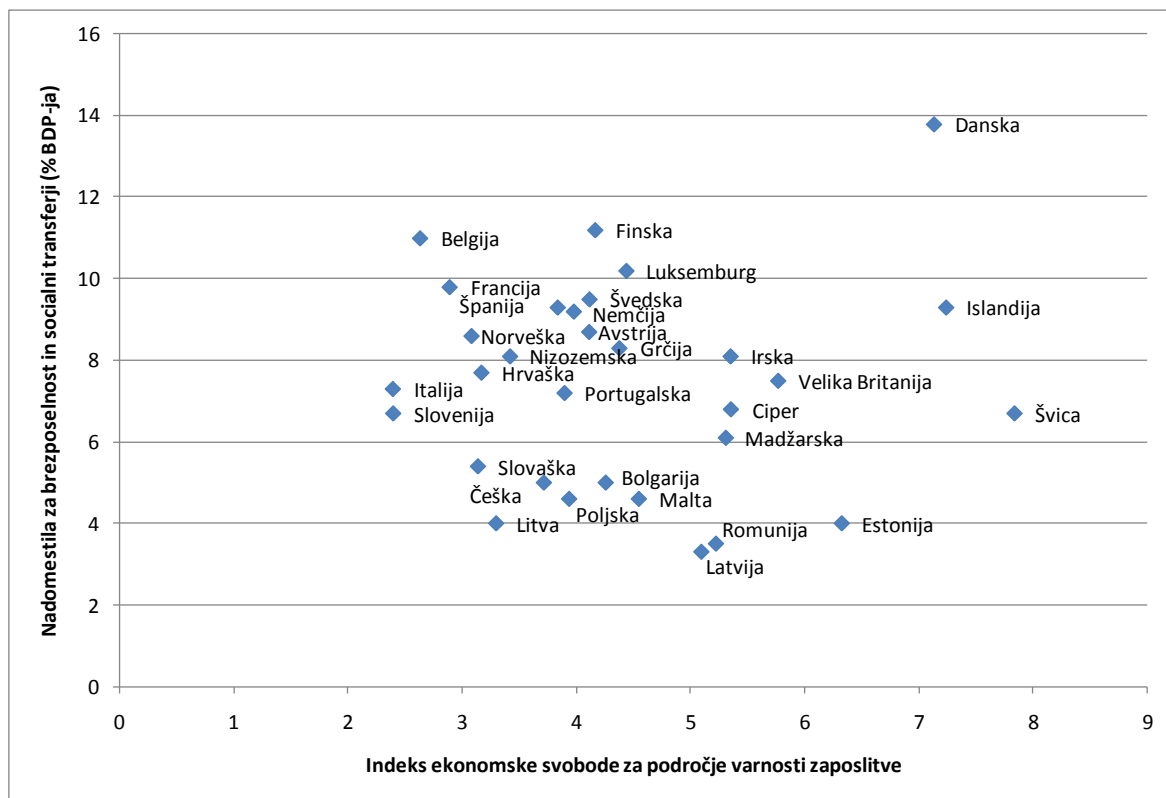
Boeri (2002, str. 10) je opazil tudi, da je med različnimi sistemi pri zavarovanju tveganja izgube zaposlitve prisoten trade-off med *ex ante* in *ex post* zaščito, torej ali sistem poudarja omejitve pri odpuščanju ali pa višja in dolgotrajnejša nadomestila za brezposelne. Razlika med tema dvema konceptoma je jasna: zaščita zaposlitve favorizira tiste, ki delo že imajo, in zahteva manjšo davčno obremenitev, medtem ko nadomestila za brezposelne in socialna zaščita predstavljajo zavarovanje za celotno populacijo, vendar je takšen sistem dražji, financirajo pa ga tisti, ki delajo. Boeri zaključuje, da je južni del Evrope bolj nagnjen k prvemu konceptu, skandinavske države uporabljajo drugega, kontinentalna Evropa ima elemente obeh višje od evropskega povprečja, anglosaksonske države pa pod evropskim povprečjem.

Rovelli in Bruno (2008, str. 6–8) pa na novejših podatkih EU-27 ugotavljata, da je tovrsten trade-off med varnostjo zaposlitve in obsegom nadomestil za brezposelnost v Evropi razvodenel in je ustrezneje klasificirati države zgolj na podlagi splošne radodarnosti politike trga dela. Kot najradodarnейše označujeta skandinavske države in države kontinentalne Evrope (Belgija, Nemčija, Francija), najmanj pa baltske države ter Češko, Slovaško, Romunijo in Grčijo. Ko primerjata višino izdatkov, povezanih s trgom dela, in strogostjo regulacije, je povezava pozitivna, čeprav imajo nekatere države z nižjimi izdatki za politike trga dela tudi visoke omejitve zaposlovanja in odpuščanja (npr. Grčija) in obratno (Danska, Finska). V splošnem pa opazata konvergenco povprečja EU k anglosaksonskemu modelu.

Podatki za leto 2013 podpirajo to tezo, čeprav je deloma še vedno opazna razporeditev držav glede na zgoraj predstavljeno tipologijo institucionalnih ureditev trga dela. Na Sliki 9 je na x osi prikazana stopnja regulacije na področju varnosti zaposlitve. Kot merilo je uporabljen indeks ekonomske svobode, ki ga izračunava Fraserjev inštitut, in sicer tisti del, ki se nanaša na omejitve za odpuščanje. Višji indeks pomeni nižjo regulacijo. Opazimo lahko, da je odpuščanje najmanj regulirano v angleško govorečih in nekaterih skandinavskih državah ter v Švici, najbolj pa v srednji in južni Evropi (ter Sloveniji). Na y osi pa so prikazani izdatki držav za socialne transferje v % BDP-ja, iz katerih so izvzete starostne pokojnine in izdatki za zdravstvo (vključena pa so nadomestila za brezposelnost, socialna pomoč, invalidske pokojnine, otroški dodatki, varstveni dodatki, stanovanjske subvencije, kratka transferji, ki povečujejo ali nadomeščajo dohodek iz dela). Največjo

porabo imajo skandinavske države in Belgija, Francija, Nemčija ter Španija. Nove članice pa imajo relativno nižji delež izdatkov za socialno varstvo (z izjemo Slovenije in Hrvaške).

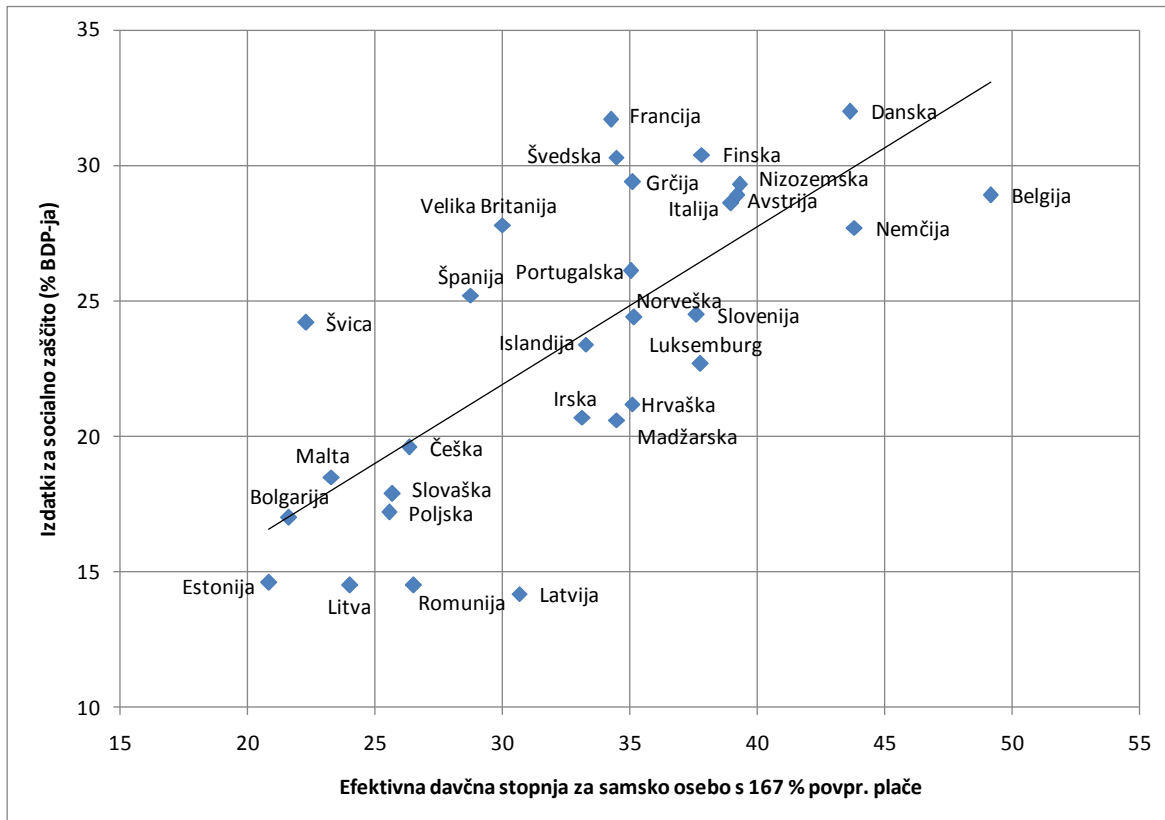
Slika 9: Razvrstitev evropskih držav glede na višino socialnih transferjev in varnost zaposlitve (podatki za leto 2013)



Vir: *Economic Freedom Network, 2015 Dataset, 2016; Eurostat Database, 2016.*

Slika 10 kaže povezavo med celotnimi izdatki za socialno zaščito in obdavčitvijo dela. Na osi y so prikazani izdatki za socialno zaščito (vključno s starostnimi pokojninami in zdravstveno blagajno) v % BDP-ja, na osi x pa je prikazana efektivna davčna stopnja na dohodek iz dela za samsko osebo z nadpovprečnim zaslužkom (167 % povprečne plače). Nadpovprečna plača je vzeta zato, ker so pri nižjih zasluških razlike med davčnimi stopnjami po državah manjše zaradi progresivne obdavčitve in davčnih olajšav. V izračun davčne stopnje je vključen davek na dohodek in prispevki delavca. Opazna je močna povezanost med izdatki za socialno zaščito in obdavčitvijo dela.

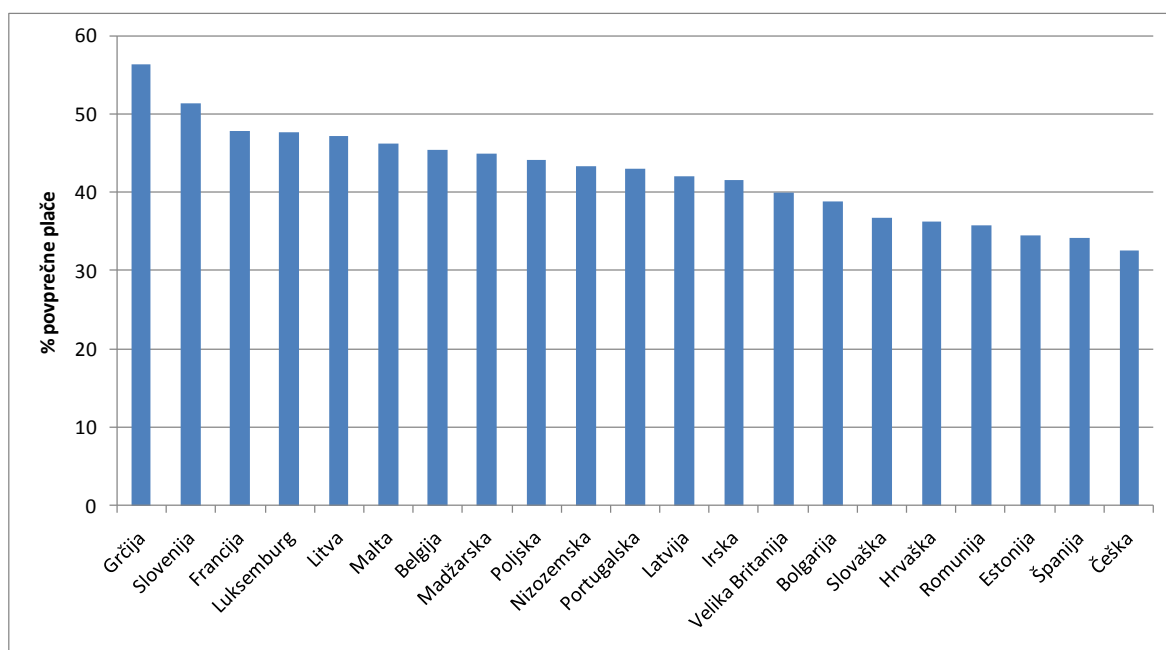
Slika 10: Povezava socialne zaščite in obdavčitve dela (podatki za leto 2013)



Vir: Eurostat Database, 2016.

Naslednji graf prikazuje višino minimalne plače v deležu povprečne plače. V sliko so vključene le države, ki imajo z zakonom določeno minimalno plačo. Enotne minimalne plače nimajo predpisane (lahko pa se določi na podlagi kolektivnih pogajanj znotraj posameznih panog) naslednje evropske države: Avstrija, Ciper, Danska, Finska, Islandija, Italija, Nemčija, Norveška, Švedska, Švica.

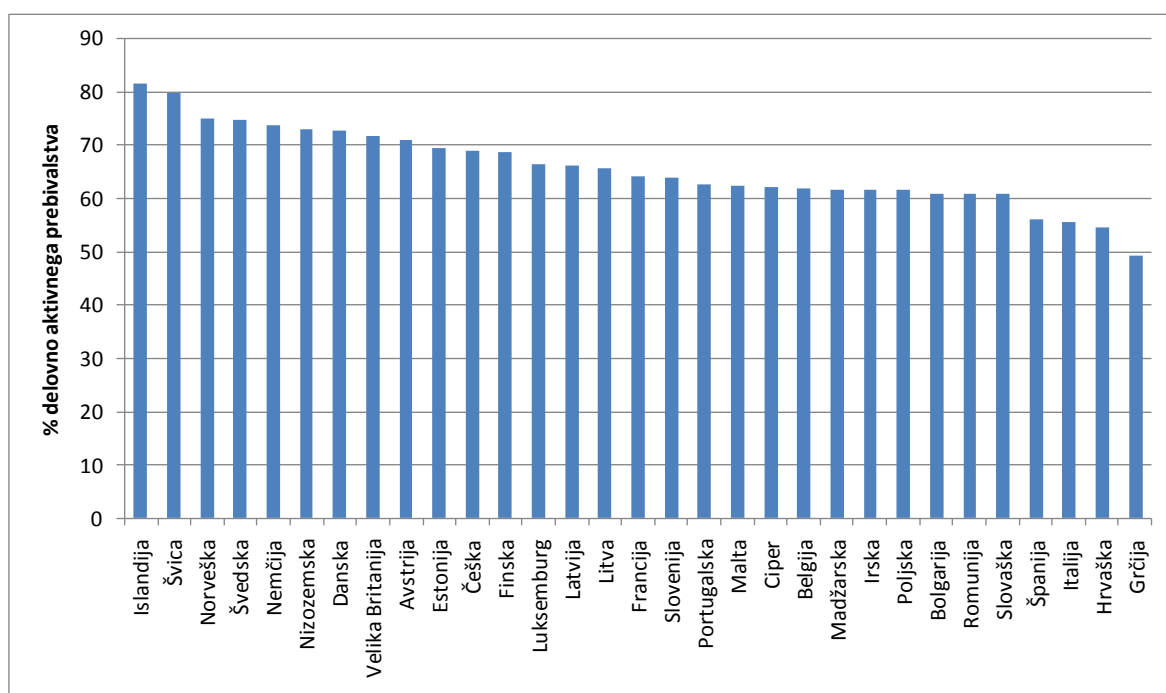
Slika 11: Minimalna plača v % povprečne plače v letu 2003



Vir: Eurostat Database, 2016.

Slika 12 prikazuje stopnjo zaposlenosti po posameznih državah. Vidimo, da imajo najvišjo zaposlenost skandinavske države, Velika Britanija, Švica, Nemčija in Nizozemska.

Slika 12: Povprečna letna stopnja zaposlenosti (podatki za leto 2014)



Vir: Eurostat Database, 2016.

Kot zaključuje OECD (2006, str. 192), je možno z zelo različnimi stopnjami intervencionizma na trgu dela priti do podobno uspešnih rezultatov v smislu zaposlenosti, če primerjamo npr. anglosaksonski in skandinavski model. To pomeni, da ne obstaja ena sama učinkovita pot za doseganje cilja visoke zaposlenosti. Se pa razlikujejo drugi rezultati, ki izhajajo iz izbranega modela; drugi je precej dražji, obenem pa nesporno povezan z manjšo dohodkovno neenakostjo. Ali to vpliva na gospodarsko rast, poskuša odgovoriti naslednje poglavje.

3 EMPIRIČNI MODEL

Enačba, ki bo uporabljena za oceno vplivov institucij trga dela na gospodarsko rast, izhaja iz razširitve Solowovega modela:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it} \beta + L'_{it} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (24)$$

Odvisna spremenljivka y_{it} je realna letna rast BDP-ja *p. c.* Glede na teorijo rasti ima nanjo najpomembnejši vpliv akumulacija produkcijskih faktorjev, kot so fizični in človeški kapital, ponudba delovne sile in tehnologija. Te spremenljivke so zajete v vektorju X_{it} . Spremenljivke, povezane z regulacijo trga dela, pa so vključene v vektor L_{it} . Drugi vplivi so zajeti v individualnem učinku μ_i , ki je specifičen za posamezno državo, ε_{it} pa predstavlja slučajno spremenljivko. Indeksa i, t se nanašata na državo in časovno obdobje.

3.1 Podatki

Primarni vir podatkov je podatkovna baza Eurostata (2016). Podatki zajemajo 28 evropskih držav v obdobju 1996–2014, in sicer 25 držav EU (manjkajo Hrvaška, Luksemburg in Malta) ter Islandijo, Norveško in Švico (celoten seznam držav je v Prilogi 2). Podatki, ki se nanašajo na strogost predpisov o varnosti zaposlitve, izhajajo iz indeksa ekonomske svobode, ki ga izračunava Fraserjev inštitut (Economic Freedom Network, 2016).

Empirični model temelji na panelnih podatkih: opazovanih je več različnih enot (v našem primeru držav) skozi določeno časovno obdobje. Prednost uporabe panelnih podatkov v primerjavi s presečnimi podatki, ki prikazujejo lastnosti opazovanih enot le v določenem časovnem preseku, je predvsem v tem, da omogočajo boljše modeliranje razlik v obnašanju posameznih opazovanih enot (Greene, 2002, str. 284). Precej verjetno je namreč, da se produkcijska funkcija med državami razlikuje. Pristop na podlagi panelnih podatkov pa to lahko zajame v nepojasnjenih odklonih, ki so specifični za posamezno državo. Drugi razlog za uporabo panelnih podatkov je, da je uporabljen vzorec držav majhen (28 enot), s preučevanjem analize variance znotraj držav pa bistveno razširimo število opazovanj.

Odvisna spremenljivka y je določena s stopnjo rasti realnega BDP-ja na prebivalca v % glede na prejšnje leto (izločen je vpliv spremembe cen).

Pojasnjevalne spremenljivke, uporabljene v različnih oblikah regresije, pa so naslednje:

- INV: investicije v gospodarstvo (v stalna sredstva in zaloge) kot delež BDP-ja,
- DRZAVA: potrošnja države za kolektivne namene v deležu BDP-ja (servisiranje državnega aparata in državne investicije); izključeni so individualni transferji,
- SOC: izdatki za socialno zaščito kot delež BDP-ja (vključeni tudi izdatki za zdravstveno in pokojninsko varstvo),
- TRG: delež izvoza in uvoza v BDP-ju, kar predstavlja odprtost države mednarodni trgovini,
- PAT: število patentnih prijav na Evropski patentni urad na milijon prebivalcev, kar je merilo za tehnološki napredek,
- INFL: letna stopnja indeksa rasti cen (inflacija),
- PREB: stopnja rasti prebivalstva (št. oseb na tisoč prebivalcev),
- IZOB: delež prebivalstva med 30 in 34 let s terciarno izobrazbo,
- REG: podindeks indeksa ekonomske svobode, ki zajema regulacijo trga dela. Indeks izračunava Fraserjev inštitut od leta 2000 na letni ravni, pred tem pa je na voljo na vsakih 5 let. Za leta 1996–1999 je zato narejena linearna interpolacija med podatkom 2000 in 1995. Vrednost indeksa je od 0 do 10, pri čemer višja vrednost pomeni liberalnejšo ureditev in nižja vrednost višjo regulacijo. V podindeksu za regulacijo trga dela so upoštevana naslednja področja (Gwartney, Lawson & Hall, 2015, str. 212):
 - regulacija zaposlovanja: ocenjeno je omejevanje uporabe pogodb za določen čas glede na dolžino zaposlitve ter določbe glede pripravniških plač; vir podatkov je Svetovna banka;
 - regulacija zaposlovanja in odpuščanja: ocena temelji na odgovorih na vprašanje Global Competitiveness Reporta, ali sta zaposlovanje in odpuščanje v državi določeni z regulatornimi predpisi ali se prosto določata s strani delodajalcev;
 - centralizacija kolektivnih pogajanj: ocena temelji na odgovorih na vprašanje Global Competitiveness Reporta, ali se plače v državi določajo na podlagi centraliziranih pogajanj ali se oblikujejo na ravni podjetij;
 - regulacija obsega delovnih ur: upoštewane so omejitve glede nočnega dela, dela čez konce tedna, omejitve števila delovnih dni in ur v tednu, možnosti prilagajanja obsega dela sezonskim nihanjem in minimalno število dni plačanega dopusta; vir podatkov je Svetovna banka;
 - stroški odpuščanj: ocena temelji na dolžini odpovednih rokov in višini odpravnin; vir podatkov je Svetovna banka;
 - obveznost služenja vojaškega roka: nižja ocena pomeni daljše služenje roka.

- ZAKON: podindeks indeksa ekonomske svobode, ki zajema delovanje pravne države, varstvo lastninskih pravic in neodvisnost sodstva (Gwartney, Lawson & Hall, 2015, str. 5). Vrednost indeksa je od 0 do 10, pri čemer višja vrednost pomeni učinkovitejši pravni sistem.

3.2 Izbira regresijskega modela in vključitev relevantnih spremenljivk

Splošna oblika regresijske enačbe, ki je uporabljena v nadaljevanju, je naslednja:

$$y_{it} = z'_i \alpha + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad (25)$$

$i = 1, \dots, n,$

$t = 1, \dots, T,$

$j = 1, \dots, k \ (x_j \in x).$

n je število opazovanih enot oz. držav (v našem primeru 28), T je število časovnih obdobj (21), k je število pojasnjevalnih spremenljivk. y_{it} je odvisna spremenljivka (letna stopnja rasti BDP-ja p. c.), vektor x_{it} pa vsebuje pojasnjevalne spremenljivke: en del pojasnjevalnih spremenljivk bo določen na podlagi Solowovega modela rasti, drugi del pa bo zajemal spremenljivke, povezane z regulacijo trga dela. Vektor z_i ob konstanti vsebuje informacijo o heterogenosti med opazovanimi enotami. Zajema specifične vplive, ki so pripisani posamezni opazovani enoti i ; ti so lahko nepojasnjeni, lahko pa so tudi del modela (spremenljivke, ki ne variirajo v času).

3.2.1 Posebnosti modelov na osnovi panelnih podatkov

Oceno regresijskih koeficientov na panelnih podatkih je mogoče izvesti na tri osnovne načine, ki se razlikujejo glede na to, kako obravnavajo specifične, t. i. skupinske učinke (*group effects*) pri posameznih opazovanih enotah.

3.2.1.1 Model združenih podatkov

Z običajno metodo OLS (metodo najmanjših kvadratov) ocenimo regresijske koeficiente brez razlikovanja med opazovanimi enotami ali časovnimi obdobji (t. i. *pooled regression*, v nadaljevanju POLS). Ta pristop torej predpostavlja, da so tako konstanta kot regresijski koeficienti enaki med državami in v času oz. da so odkloni od njih naključni. z_i vsebuje zgolj konstanto, tako da se model lahko zapiše: $y_{it} = \alpha + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$.

Poleg tega z metodo OLS lahko ocenimo tudi povezavo med povprečji opazovanih enot (*between* cenilka, v nadaljevanju $b_{between}$):

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{x}'_i \beta + \bar{\varepsilon}_i \quad (26)$$

ali med odmiki od povprečij znotraj opazovanih enot (*within* cenilka, v nadaljevanju b_{within}):

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i. \quad (27)$$

Vsote kvadratov odklonov x od povprečja ter vsoto produkta odklonov x in y od povprečja za osnovno enačbo ter za enačbi (26) in (27) lahko zapišemo (Greene, 2002, str. 289–290):

$$\begin{aligned} S_{xx}^{total} &= \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(x_{it} - \bar{x})' \text{ in } S_{xy}^{total} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})', \\ S_{xx}^{within} &= \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \text{ in } S_{xy}^{within} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)', \\ S_{xx}^{between} &= \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \text{ in } S_{xy}^{between} = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})'. \end{aligned}$$

Iz tega sledi, da je $S_{xx}^{total} = S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}$ in $S_{xy}^{total} = S_{xy}^{within} + S_{xy}^{between}$. Cenilke regresijskih koeficientov lahko izračunamo:

$$b^{total} = [S_{xx}^{total}]^{-1} S_{xy}^{total} = [S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}]^{-1} [S_{xy}^{within} + S_{xy}^{between}], \quad (28)$$

$$b^{within} = [S_{xx}^{within}]^{-1} S_{xy}^{within}, \quad (29)$$

$$b^{between} = [S_{xx}^{between}]^{-1} S_{xy}^{between}. \quad (30)$$

Cenilka b_{within} (enačba (29)) je identična cenilki LSDV, predstavljeni v poglavju 3.2.1.2. Cenilka $b_{between}$ (enačba (30)) pa je cenilka povprečij opazovanih enot i , torej temelji na n povprečjih, če velja $i = 1, \dots, n$ (predpostavljamo, da $n > k$).

Iz (29) in (30) izpeljemo: $S_{xy}^{within} = S_{xx}^{within} b^{within}$ in $S_{xy}^{between} = S_{xx}^{between} b^{between}$. Če to vstavimo v (28), se vidi, da je cenilka POLS iz osnovnega modela tehtano povprečje cenilk b_{within} in $b_{between}$:

$$b^{total} = F^{within} b^{within} + F^{between} b^{between}, \quad (31)$$

kjer je $F^{within} = [S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}]^{-1} S_{xx}^{within} = I - F^{between}$.

Ta razgradnja je pomembna zaradi razumevanja, da se cenilka, izračunana po običajni metodi POLS (ki ne loči časovne in individualne komponente v panelnih podatkih), lahko razcepi na cenilko, ki zajema zgolj vplive v času znotraj posameznih opazovanih enot, ter cenilko, ki zajema vplive razlik v pojasnjevalnih spremenljivkah med opazovanimi enotami.

3.2.1.2 Model fiksnih učinkov

V našem primeru je precej verjetno, da bodo v modelu prisotni določeni specifični vplivi po državah. Institucionalni okvir je kompleksen mehanizem s številnimi medsebojnimi interakcijami, med državami pa se razlikuje tudi v lastnostih, ki niso zajete v model. Prednost panelnih podatkov je ravno v tem, da lahko upoštevamo tudi razlike med opazovanimi enotami, ki niso zajete v podatkih, torej upoštevamo možnost, da je konstanta med njimi različna. To je mogoče doseči z oceno po metodi najmanjših kvadratov z nepravimi spremenljivkami (*least-squares dummy variable*, v nadaljevanju LSDV).⁴ Konstanta bo dobila indeks i , ker se med državami razlikuje.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

Če izhajamo iz enačbe (25), velja predpostavka $z'_i \alpha = \alpha_i$. Takšen model je v literaturi poznan kot model s fiksnimi učinki (*fixed effects*, v nadaljevanju FE). Njegova značilnost je, da dopušča različne konstante med opazovanimi enotami, predpostavlja pa, da se konstanta posamezne enote v času ne spreminja. Cenilka, izračunana po metodi LSDV, je enaka cenilki b_{within} iz predhodnega poglavja.

Ker ima model v enačbi (32) več konstant, je v primerjavi z njim model POLS model z restrikcijami, zato lahko za primerjavo med njima uporabimo F-test (Gujarati & Porter, 2004, str. 643).

FE oz. cenilka b_{within} je ena možnost upoštevanja fiksnih učinkov. Ti se iz modela odstranijo tako, da se namesto osnovnih spremenljivk regresira njihove odmike od skupinskih povprečij: $y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$. Ker je specifični učinek z_i v času konstanten, je njegov odmik od povprečja 0. Obstaja pa še druga možnost odstranitve neopazovanih fiksnih učinkov iz modela, in sicer z diferenciranjem spremenljivk v času:

$$y_{it} - y_{it-1} = (z_i - z_i)' \alpha + (x_{it} - x_{it-1})' \beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}.$$

⁴ V osnovno regresijsko enačbo dodamo $n-1$ nepravih (*dummy*) spremenljivk D_i ($i = 2, \dots, n$), pri čemer $D_i = 1$, kadar je opazovana enota i , sicer pa $D_i = 0$. Osnovna konstanta pripada enoti z oznako $i = 1$, ostale konstante ob nepravih spremenljivkah pa prikazujejo odmik konstante posamezne enote i od osnovne konstante. Možna je tudi za izločitev časovnih vplivov, kjer uvedemo $T-1$ nepravih spremenljivk D_t in uporabimo $D_t = 1$ v času t .

Ker je specifični učinek z_i v času konstanten, je $\Delta z'_i \alpha$ enak 0, $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$ zapišemo kot u_{it} in osnovna enačba tega modela se glasi:

$$\Delta y_{it} = (\Delta x_{it})' \beta + u_{it}, \quad (33)$$

kar lahko ocenimo z običajno metodo OLS. To je t. i. cenilka *first differences* (v nadaljevanju FD). V tem modelu ni konstante; če bi bila prisotna (npr. δ), bi to pomenilo, da je v osnovni model vključen še časovni trend, ker $\delta(t) - \delta(t-1) = \delta$. Pomembna razlika med FD in FE je v predpostavki o eksogenosti pojasnjevalnih spremenljivk, ki je pojasnjena v poglavju 3.3.

Težava modelov FE in FD je predvsem, da nista sposobna oceniti regresijskih koeficientov za spremenljivke, ki ne variirajo v času. Če je cilj analize oceniti vpliv spremenljivk, ki so konstantne v času, potem model s fiksnimi učinki ne bo primeren.

3.2.1.3 Model naključnih učinkov

Druga možnost modeliranja nepojasnjenih razlik med državami je model z naključnimi učinki (*random effects*, v nadaljevanju RE), kjer predpostavimo, da različnost konstant med državami izhaja iz naključnih odmikov od osnovne regresijske konstante, vendar so ti odmiki med posameznimi državami različni, torej $\alpha_i = \alpha + \mu_i$, kjer je μ_i slučajna spremenljivka, ki se porazdeljuje normalno (Gujarati & Porter, 2004, str. 647). Velja torej enačba:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (34)$$

Oba ostanka se porazdelujeta normalno s povprečjem 0, vendar z različno varianco. Pri tem modelu pa je pomembno, da je celotna slučajna spremenljivka, recimo ji w_{it} , sestavljena iz več komponent ($w_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$) in je pri določeni opazovani enoti avtokorelirana v času:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_i &\sim N(0, \sigma_\mu^2) \\ E(w_{it}) &= 0 \\ \text{var}(w_{it}) &= \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 \\ \text{corr}(w_{it}, w_{is}) &= \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2} \end{aligned} \quad (35)$$

Zaradi te avtokorelacije bi bila ocena koeficientov v enačbi (34) po metodi OLS neučinkovita. Ocena se izvede z metodo generaliziranih najmanjših kvadratov (*generalized least squares*, v nadaljevanju GLS).

Tudi cenilka RE je, tako kot POLS, tehtano povprečje cenilk b_{within} in $b_{between}$, le da so uteži druge, ker upoštevajo heterogenost med enotami (μ_i). Izhajamo iz enačbe odklonov od povprečij:

$$(y_{it} - \theta \bar{y}_i) = (1 - \theta)\alpha + (x_{it} - \theta \bar{x}_i)\beta + ((1 - \theta)\mu_i + (\varepsilon_{it} - \theta \bar{\varepsilon}_i)), \quad (36)$$

kjer je θ funkcija varianc μ in ε . Če je $\sigma_\mu^2 = 0$ (torej μ_i je vedno 0), potem je $\theta = 1$ in (34) se lahko oceni z metodo OLS, kar je ekvivalentno modelu FE oz. cenilki b_{within} . Cenilka v modelu RE je sestavljena takole (Greene, 2002, str. 295):

$$\hat{\beta} = \hat{F}^{within} b^{within} + (I - \hat{F}^{within}) b^{between}, \quad (37)$$

kjer je $\hat{F}^{within} = [S_{xx}^{within} + \lambda S_{xx}^{between}]^{-1} S_{xx}^{within}$ in $\lambda = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\mu^2} = (1 - \theta)^2$.

Če se λ razlikuje od 1, je cenilka POLS neučinkovita, ker daje preveliko težo varianci med opazovanimi enotami. Celotno varianco med enotami namreč vključuje v x , namesto da bi jo določen del pripisala heterogenosti med enotami. Pri $\lambda = 1$ je cenilka iz modela RE enaka cenilki iz POLS, pri $\lambda = 0$ pa cenilki iz modela FE.

Metoda RE je primerna le, če slučajna spremenljivka μ_i ni korelirana s pojasnjevalnimi spremenljivkami. V primeru korelacije so na ta način ocenjeni koeficienti pristranski in je treba uporabiti metodo FE. Pri izboru metode si lahko pomagamo s Hausmanovim testom. Osnovna hipoteza testa je, da skupinski učinki niso korelirani s pojasnjevalnimi spremenljivkami. Testna statistika se porazdeljuje s χ^2 porazdelitvijo. Če je hipoteza zavrnjena, to pomeni, da cenilka RE ni dosledna in je treba uporabiti cenilko FE (Gujarati & Porter, 2004, str. 651).

3.2.2 Izbira modela

Najprej ocenimo osnovno enačbo rasti, ki izhaja iz Solowovega modela. Če ponovimo enačbo (23), je funkcija rasti v času t ob približevanju gospodarstva ravnotežnemu stanju naslednja:

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}_t - \ln \hat{y}_0 &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h \\ &- (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}_0. \end{aligned}$$

Determinante rasti so torej investicije v fizični in človeški kapital, rast delovne sile, tehnološki napredek ter začetno raven dohodka in tehnologije.⁵ Prevedeno v notacijo regresijske enačbe je ocenjevani model naslednji:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 Y_0 + \beta_2 INV_{it} + \beta_3 IZOB_{it} + \beta_4 PREB_{it} + \beta_5 PAT_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (38)$$

Y_0 predstavlja začetno raven BDP-ja *p. c.*, ki je kontrolna spremenljivka za konvergenco rasti, INV je raven investicij, $IZOB$ delež mladih s terciarno izobrazbo, ki predstavlja ekvivalent človeškemu kapitalu, $PREB$ je stopnja rasti prebivalstva in PAT število patentnih prijav, ki je približek za tehnološki napredek. Točen opis podatkov, ki so uporabljeni, je podan v poglavju 3.1.

V konstanti α so zajeti vsi neopazovani vplivi, vključno z začetno ravniijo tehnologije. Pri tem je pomembno, da sem ne spada le tehnologija v ožjem smislu tehničnih produkcijskih zmognosti, temveč tudi naravni viri, formalne in neformalne institucije, infrastruktura ipd. (Romer, 2012, str. 29).

Prva odločitev pri specifikaciji modela se nanaša na izbor osnovne strukture glede na zgoraj predstavljene možnosti: običajna linearna regresija, model FE, FD ali RE. Izhajamo iz osnovnega teoretičnega modela rasti, ki bo naknadno preverjen in nadgrajen z vplivi institucij na trgu dela, vendar najprej opredelimo, kateri model sploh nadgrajevati. Ocenjujemo torej enačbo (38), razlika v predpostavkah med posameznimi modeli pa je podana v Tabeli 2 pod nazivom modela.

Spremenljivka Y_0 je v modelih FD in FE izpuščena, ker ne variira v času (v FE je absorbirana v konstanti). Vidimo tudi, da je v ostalih dveh modelih statistično neznačilna. Investicije, stopnja rasti prebivalstva in tehnološki napredek imajo predznak, kot ga napoveduje teoretični model rasti, medtem ko ima izobrazba (razen v modelu FD) negativen predznak, kar ni v skladu s predvidevanji. Vendar glede na pretekle študije to ni tako neobičajno; podobne rezultate je dobil npr. Islam (1995, str. 1151). Teoretična spremenljivka h , ki predstavlja človeški kapital, in dejanske spremenljivke, ki se običajno pojavljajo v regresijah rasti, so si preveč različne, saj so leta formalne izobrazbe le slab kazalnik resničnega stoga človeškega kapitala (če drugega ne, zanemarjajo kakovost študija).

⁵ Odvisnost od začetne ravni tehnologije izhaja iz zadnjega člena enačbe, natančneje iz \hat{y}_0 , ki predstavlja začetni output na enoto efektivnega dela. Iz Solowovega modela namreč izhaja $\hat{y}_0 = \frac{Y_0}{L_0 A_0}$, zato lahko

preoblikujemo $\ln \hat{y}_0 = \ln \left(\frac{Y_0}{L_0} \right) - \ln A_0$.

Tabela 2: Ocena vplivov na gospodarsko rast z različnimi modeli; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

	POLS: $\mu_i = 0$ (ni skupinskih učinkov)	FD: μ_i je lahko koreliran s pojasnjevalnimi spr.	FE: μ_i je lahko koreliran s pojasnjevalnimi spr.	RE: μ_i ni koreliran s pojasnjevalnimi spr.
α	-5,72675 (0,000)	/	-4,654902 (0,001)	-5,876874 (0,000)
Y_0	-0,0000171 (0,732)	0	0	-8,38e-06 (0,872)
INV	0,380279 (0,000)	0,77579389 (0,000)	0,4634152 (0,000)	0,3906718 (0,000)
IZOB	-0,0245321 (0,093)	0,03540983 (0,587)	-0,1596378 (0,000)	-0,0314375 (0,038)
PREB	-0,0867324 (0,001)	-0,0647817 (0,056)	-0,1007442 (0,002)	-0,0867468 (0,001)
PAT	0,0006149 (0,777)	0,01180401 (0,385)	0,0089046 (0,222)	0,0005112 (0,823)
R²	0,2921	0,2931	0,3469	0,3089
Št. opaz.	472	441	472	472
n	28	28	28	28

Opomba:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Primerjava običajne linearne regresije in regresije s skupinskimi učinki: Že iz korelacijskega koeficienta R^2 je vidno, da običajna linearna regresija slabše pojasnjuje povezanost pojasnjevalne in odvisnih spremenljivk, saj imajo ostali modeli višji R^2 . Za potrditev naredimo F-test, pri katerem preverjamo domnevo, da ni skupinskih učinkov po državah:⁶

H_0 : vsi $\mu_i = 0$

H_1 : vsaj en $\mu_i \neq 0$

$F(27, 440) = 4,73$ $P = 0,0000$

Z zanemarljivo stopnjo statistične značilnosti zavrnilo domnevo H_0 , kar pomeni, da specifični vplivi po državah obstajajo, torej bomo uporabili model s skupinskimi učinki. Treba se je še odločiti, katerega: RE ali FE oz. FD.

⁶ Stata primerja FE in POLS pri istih spremenljivkah, torej brez Y_0, ki je fiksirana v času in zato ne more biti vključena v model FE. Vendar je primerjava v tem primeru dopustna, ker je regresijski koeficient Y_0 pri POLS statistično neznačilen oz. ne moremo zavrniti domneve, da je enak 0. To pomeni, da so v modelu prisotni drugi specifični učinki, ki niso zajeti v Y_0.

Primerjava modela z naključnimi in modela s fiksnimi učinki: cenilki FE in FD obe dopuščata, da so specifični skupinski učinki korelirani s pojasnjevalnimi spremenljivkami, medtem ko RE tega ne dovoljuje. Že iz same interpretacije teh učinkov, ki naj bi zajemali neopazovano tehnologijo, naravne danosti države in institucionalno okolje, lahko sklepamo, da bo povezava s pojasnjevalnimi spremenljivkami prisotna. Z gotovostjo pa lahko to trdimo po izvedbi Hausmanovega testa.

Pod predpostavko, da ni korelacije med skupinskimi učinki in pojasnjevalnimi spremenljivkami, sta dosledni tako cenilka OLS (*fixed effects*) kot cenilka GLS (*random effects*), vendar cenilka OLS ni učinkovita. Če pa predpostavka ne drži, je dosledna samo cenilka OLS, GLS pa ne. Pod ničelno hipotezo se torej cenilki, izračunani po obeh metodah, bistveno ne razlikujeta. Na tej razliki temelji Hausmanov test: ničelna hipoteza v testu pravi, da je kovarianca učinkovite cenilke $\hat{\beta}$ in njene razlike od neučinkovite cenilke OLS b enaka 0 (Greene, 2002, str. 301).

$$H_0: cov[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = 0$$

$$H_1: cov[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] \neq 0$$

$$\chi^2 = 147,81 \quad P = 0,0000$$

Ničelno hipotezo z zanemarljivo stopnjo statistične značilnosti zavrnamo, kar pomeni, da model RE ni primeren.

Sklep te primerjave in izvedenih testov je, da gospodarsko rast na podlagi danih podatkov najbolje pojasnjuje model s fiksnimi učinki, ki so korelirani s pojasnjevalnimi spremenljivkami, torej bo primeren model FE ali FD. Kot je bilo že omenjeno, je cenilka FE učinkovitejša, če so izpolnjene vse predpostavke modela, kar bo preverjeno kasneje. Za zdaj najprej oba modela nadgradimo z vključitvijo spremenljivk, ki opisujejo regulacijo na trgu dela, z namenom analize njenih vplivov.

3.2.3 Vključitev institucij trga dela v model rasti

Izbrana modela iz predhodnega poglavja vplive institucij (in drugih neopazovanih dejavnikov) upoštevata kot skupinske neopazovane učinke (α_i). Zdaj bomo del teh institucij vključili v model kot samostojne spremenljivke, da bomo lahko preverili vpliv variiranja institucij na rast. Preostali specifični vplivi okolja v posameznih državah bodo še vedno nadzorovani z razlikami v α_i . Med te specifične vplive spada tudi hitrost rasti zaradi konvergence, zato lahko spremenljivko Y_0 izpustimo. Ocenjevani model je naslednji:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 IZOB_{it} + \beta_3 PREB_{it} + \beta_4 PAT_{it} + \beta_5 REG_{it} + \beta_6 SOC_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (39)$$

Spremenljivka REG zajema raven regulacije na trgu dela, SOC pa izdatke države za socialne transferje, vključno s pokojninami in zdravstvenimi izdatki. Zaradi izogibanja multikolinearnosti sta tako socialna zaščita kot tudi obdavčitev dela zajeti v enotni spremenljivki SOC. Med njima namreč predpostavljamo visoko povezanost (ki je prikazana tudi na Sliki 10), saj se socialni transferji povečini financirajo s prispevki iz dohodkov iz dela.

Tudi regulacija trga dela je obravnavana znotraj enotnega indeksa in ni razdeljena na podindekse. Prvi vzrok je multikolinearnost, drugi pa tudi interakcija med različnimi institucijami na trgu dela, ki so med seboj soodvisne in imajo zato lahko komplementarne učinke na gospodarstvo (Arpaia & Mourre, 2009, str. 13; Lehmann & Muravyev, 2009, str. 25).

Tabela 3: Ocena vplivov na gospodarsko rast; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

	FD	FE
α	/	14,0437 (0,000)
INV	0,4887097 (0,000)	0,2943976 (0,000)
IZOB	0,0776907 (0,231)	-0,0469967 (0,143)
PREB	-0,095133 (0,021)	-0,1138009 (0,001)
PAT	0,0020277 (0,877)	-0,0017888 (0,806)
REG	-0,1476467 (0,652)	-0,1132915 (0,571)
SOC	-1,187212 (0,000)	-0,7369015 (0,000)
R²	0,3708	0,4354
Št. opaz.	412	443
n	28	28

Opomba:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Vidimo, da so predznaki iz prvotnega modela ostali isti (predznak je zamenjal le PAT v FE, vendar je koeficient neznačilen). Statistična značilnost koeficientov pri investicijah in rasti prebivalstva sta ostali, negativen vpliv izobrazbe ni več statistično značilen in tudi vpliv števila patentov ne. Koeficienta pri novo vključenih spremenljivkah imata negativen predznak; za spremenljivko REG to pomeni, da je nižja regulacija (višji indeks svobode na trgu dela) negativno povezana z gospodarsko rastjo, vendar koeficient ni statistično značilen. Močna negativna povezanost z gospodarsko rastjo pa je opazna pri obsegu

socialne zaščite v obliki državnih transferjev. Glede na ocenjeni regresijski koeficient povečanje deleža izdatkov države za socialne transferje za 1 % BDP-ja v povprečju zmanjša gospodarsko rast za 0,7 odstotne točke v istem letu po oceni FE in za 1,2 odstotne točke po oceni FD.

3.3 Preverjanje ustreznosti regresijskega modela

Predpostavke modela FE so naslednje (Wooldridge, 2013, str. 509):

1. linearna povezanost med odvisno in pojasnjevalnimi spremenljivkami,
2. poln rang matrike (nxk), kar pomeni, da ni popolne linearne povezanosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami v modelu (ni popolne multikolinearnosti),
3. striktna eksogenost pojasnjevalnih spremenljivk ob dani α_i : $E(\varepsilon_{it} / x_{it}, \alpha_i) = 0$ za vsak t (x_{it} ni odvisen od preteklih slučajnih spremenljivk),
4. homoskedastičnost: $var(\varepsilon_{it} / x_{it}, \alpha_i) = \sigma_\mu^2$ za vsak t , kar pomeni, da je varianca slučajne spremenljivke konstantna,
5. ni avtokorelacije: $cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} / x_{it}, \alpha_i) = 0$ za vsak $t \neq s$, kar pomeni, da slučajne spremenljivke med sabo niso povezane,
6. normalna porazdelitev ε_{it} znotraj posamezne opazovane enote i .

Če držijo prve tri predpostavke, je cenilka FE nepristranska in obenem dosledna pri danem T , ko gre $n \rightarrow \infty$. Če držijo predpostavke 1–5, potem je cenilka FE tudi najboljša (najučinkovitejša) linearna nepristranska cenilka. Predpostavka 6 zajema tudi 3–5, vendar je močnejša, ker predpostavlja še normalno porazdelitev slučajnih spremenljivk; če drži tudi to, se cenilka FE porazdeljuje normalno in so njene t in F vrednosti enake pravim t in F vrednostim.

Posebnost cenilke FD je, da je predpostavka 3 blažja; medtem ko FE zahteva striktno eksogenost (slučajne spremenljivke niso povezane s pojasnjevalnimi spremenljivkami: $E(\varepsilon_{it} / x_{it}, \alpha_i) = 0$ za vsak t), je za nepristranskost cenilke FD dovolj t. i. šibka eksogenost. Velja namreč $E(\Delta\varepsilon_{it} / \Delta x_{it}) = 0$, kar pomeni, da slučajna spremenljivka ne sme biti povezana le s pojasnjevalnimi spremenljivkami iz obdobja $t-1$, t in $t+1$ (Wooldridge, 2002, str. 280). Pod predpostavko eksogenosti sta torej obe cenilki nepristranski, je pa FE učinkovitejša, če ni avtokorelacije v modelu. Nasprotno, če je slučajna spremenljivka ε_{it} serijsko korelirana (sledi naključnim spremembam – *random walk*), njena diferenca $\Delta\varepsilon_{it}$ ni serijsko korelirana in zato je FD-model boljši (Wooldridge, 2013, str. 490).

3.3.1 Eksogenost pojasnjevalnih spremenljivk

Ključna predpostavka za ustreznost obeh modelov je torej, da pojasnjevalne spremenljivke niso endogene. V tem primeru bi bila cenilka pristranska in nedosledna, saj je njena verjetnostna limita njena resnična vrednost plus dodatna vrednost, ki je funkcija kovariance

med regresorji in slučajno spremenljivko. Je pa v našem primeru precej verjetno, da je spremenljivka INV endogena, ker so investicije pod vplivom enakega makroekonomskega okolja kot rast BDP-ja, obenem pa verjetno velja tudi povratna vzročnost, torej da gospodarska rast vpliva na investicije. Povratna vzročnost je običajna težava v regresijah rasti (Moral-Benito, 2014, str. 4).

Preprostega testa za endogenost ni, si pa lahko pomagamo z instrumentalnimi spremenljivkami, kjer je logika naslednja: če je cenilka regresijskih koeficientov, dobljena iz dvostopenjske regresije (kjer je v prvi stopnji vključena instrumentalna spremenljivka), enaka cenilki iz osnovne enačbe, potem v sistemu ni endogenosti. S Hausmanovim testom nato lahko preverimo, ali ta enakost velja ali pa je model z instrumentalno spremenljivko ustrežnejši. Pri tem je pomemben izbor pravih instrumentov, torej spremenljivk, za katere predvidevamo, da vplivajo le na x , ne pa neposredno tudi na y .

3.3.1.1 Uporaba instrumentalnih spremenljivk

Z uporabo instrumentalnih spremenljivk (*instrumental variables* – IV) je možno priti do dosledne cenilke z uporabo metode OLS, kadar imamo endogene pojasnjevalne spremenljivke. Potrebujemo vsaj toliko instrumentalnih spremenljivk, kolikor je endogenih spremenljivk, nujno pa je, da so eksogene oz. niso povezane s slučajno spremenljivko: $E(\varepsilon_{it} / z_i) = 0$. Če pojasnjevalne spremenljivke v osnovni enačbi ločimo na endogene (x_1) in eksogene (x_2):

$$y = \alpha + (x_1, x_2)\beta + \varepsilon \quad (40)$$

in vektor instrumentalnih spremenljivk označimo z z , cenilko IV dobimo z dvostopenjsko metodo OLS (*2 stages least squares*, v nadaljevanju 2SLS):⁷

1. najprej naredimo regresijo endogenih spremenljivk na instrumente (z so instrumenti za x_1 , eksogene spremenljivke pa so instrument same sebi): $x_1 = x_2\gamma + z\delta + \nu$. Tako dobimo ocenjene vrednosti endogene spremenljivke \hat{x}_1 , ki so sestavljene zgolj iz eksogenega dela x_1 (endogeni del pa je vsebovan v ostanku ν).
2. Ocenjene vrednosti \hat{x}_1 , ki so »očiščene« vplivov slučajne spremenljivke ε , nato uporabimo v enačbi (40) namesto dejanskih: $y = \alpha + (\hat{x}_1, x_2)\beta + \varepsilon$. Nova cenilka je $b_{IV} = (\hat{x}'\hat{x})^{-1}\hat{x}'y$, kjer je set instrumentov $\hat{x} = (\hat{x}_1, x_2)$ (Wooldridge, 2002, str. 91).

⁷ V Stati lahko izvedemo oceno z enim ukazom, kar je vidno v Prilogi 3 in je tudi ustrežnejše, ker standardne napake regresijskih koeficientov v drugi stopnji ročno izračunane 2SLS niso prave oz. ne upoštevajo predhodne stopnje 2SLS.

V praksi je težko najti dobre instrumentalne spremenljivke, ki imajo visoko korelacijo z endogenimi spremenljivkami, hkrati pa nič ne vplivajo na y . Empirične študije, narejene na časovnih ali panelnih podatkih, pogosto uporabljajo odložene spremenljivke. Enako smo naredili v našem primeru; endogeno spremenljivko INV smo poskušali kontrolirati z višino gospodarske rasti v predhodnem obdobju. Ob predpostavki, da ε_t ni povezan s preteklimi vrednostmi y , je lahko y_{t-1} ustrezen instrument. Vendar je Hausmanov test pokazal, da instrumentalna spremenljivka y_{t-1} ne odpravi endogenosti oz. INV sploh ni endogena spremenljivka.

Hausmanov test endogenosti je sestavljen iz dveh korakov (Wooldridge, 2002, str. 119):

1. Najprej naredimo regresijo potencialno endogene spremenljivke na instrumente (enako kot pri izračunu IV-cenilke):

$$INV_{it} = \lambda_i + \gamma_1 IZOB_{it} + \gamma_2 PREB_{it} + \gamma_3 PAT_{it} + \gamma_4 REG_{it} + \gamma_5 SOC_{it} + \gamma_6 y_{t-1} + v_{it}. \quad (41)$$

2. Ker so vsi instrumenti eksogeni, je INV povezana s slučajno spremenljivko ε le, če je v povezana z ε , torej če $E(v\varepsilon) \neq 0$. Ocenjene ostanke \hat{v}_{it} vključimo v osnovno enačbo:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 IZOB_{it} + \beta_3 PREB_{it} + \beta_4 PAT_{it} + \beta_5 REG_{it} + \beta_6 SOC_{it} + \beta_7 \hat{v}_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (42)$$

Če je regresijski koeficient β_7 iz enačbe (42) statistično značilen, potem je spremenljivka INV endogena, sicer pa ne. Točna stopnja statistične značilnosti v našem primeru je 0,569, kar pomeni, da endogenosti ni. Testirali smo tudi dodatno instrumentalno spremenljivko ZAKON, ki predstavlja stopnjo integritete delovanja pravnega sistema v državi, vendar Hausmanov test prav tako ni pokazal endogenosti.

Test je narejen le na modelu FE, saj je predpostavka eksogenosti v modelu FD še ohlapnejša, in če velja v FE, velja tudi v FD.

Obstaja pa možnost, da je izbor instrumentov napačen, ker sta morda y_{t-1} in y_t povezani. V tem primeru je treba uporabiti dinamični panel, ki medčasovno povezanost vključuje v regresijski enačbi in v tem okviru rešuje problem endogenosti.

3.3.1.2 Dinamični panel in predpostavka sekvenčne endogenosti

Pogost način ocenjevanja enačb rasti v literaturi na panelnih podatkih je t. i. dinamični panel, pri katerem je med pojasnjevalne spremenljivke vključena še odložena odvisna spremenljivka. Prednost tega načina je predvsem, da je endogenost pojasnjevalnih spremenljivk zaradi povratnega vpliva y nanje manj verjetna. Po drugi strani pa to pomeni

dodatne zaplete za model: ker ima μ_i stalen vpliv na y , je odvisna spremenljivka y z njim povezana v vsakem obdobju, tako y_{it} kot tudi y_{it-1} . To pomeni, da je v času t pojasnjevalna spremenljivka y_{it-1} povezana s slučajno spremenljivko, torej imamo v modelu endogenost že zaradi same konstrukcije modela. To se sicer lahko odpravi z diferenciranjem, vendar potem nastane nova težava, in sicer je $\Delta \varepsilon_{it}$ povezana s pojasnjevalno spremenljivko Δy_{t-1} (ker $\Delta y_{t-1} = y_t - y_{t-1}$ in $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$, y_{t-1} pa je v osnovni enačbi povezana z ε_{it-1}).

Kot običajno v primeru endogenosti je rešitev v uporabi instrumentalnih spremenljivk. Eden popularnejših načinov pri modelih s fiksnimi učinki je cenilka Arellano-Bond, ki ob uporabi metode posplošenih momentov (*generalized method of moments* – GMM) v enačbo kot instrument vključi y_{t-2} (oz. odvisno spremenljivko z vsaj enim odlogom več, torej če je med pojasnjevalnimi spremenljivkami y_{t-1} , potem je med instrumentalnimi vsaj y_{t-2} , lahko pa tudi še y_{t-3} itd.), lahko pa tudi odložene vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk. Ta metoda še vedno upošteva skupinske učinke; ti so iz enačbe odstranjeni z diferenciranjem.

Predpostavka za uporabo dinamičnega panela je sekvenčna eksogenost, kar je blažja oblika omejitve kot stroga eksogenost. Stroga eksogenost predpostavlja, da so vse slučajne spremenljivke neodvisne od pojasnjevalnih spremenljivk, medtem ko sekvenčna eksogenost dopušča, da so povezane s prihodnjimi vrednostmi pojasnjevalnih spremenljivk. Velja torej pogoj (Wooldridge, 2002, str. 299):

$$E(\varepsilon_{it} | x_{it}, x_{it-1}, \dots, x_{i1}, \mu_i) = 0, \quad (43)$$

kar pomeni, da slučajna spremenljivka ne sme biti povezana s trenutno in s preteklimi vrednostmi x (pogojno ob specifičnem vplivu μ). Ob upoštevanju osnovne regresijske enačbe (34) lahko zapišemo:

$$E(y_{it} | x_{it}, x_{it-1}, \dots, x_{i1}, \mu_i) = E(y_{it} | x_{it}, \mu_i) = \mu_i + x'_{it} \beta, \quad (44)$$

iz česar jasno izhaja, kaj pomeni predpostavka sekvenčne eksogenosti: po kontroliranju za x_{it} in μ_i nobena od preteklih spremenljivk x_{it} nima vpliva na pričakovano vrednost y_{it} . Ta pogoj je v praksi naravnejši kot pa stroga eksogenost, ki predpostavlja, da tudi prihodnji x_{it} nimajo povezave z y_{it} . Npr. v našem primeru bi težko trdili, da gospodarska rast nima nobenega vpliva na obseg investicij v prihodnjem obdobju.

Če predpostavko sekvenčne eksogenosti prenesemo v regresijsko enačbo z odloženo odvisno spremenljivko (dinamični panel), sledi:

$$y_{it} = z'_{it} \gamma + \rho_1 y_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (45)$$

kjer je $x_{it} \equiv (z_{it}, y_{it-1})$, torej $(x_{it}, x_{it-1}, \dots, x_{i1}) = (z_{it}, y_{t-1}, z_{it-1}, y_{t-2}, \dots, z_{i1}, y_0)$. Če velja sekvenčna eksogenost, potem lahko rečemo:

$$E(y_{it} | z_{it}, y_{t-1}, z_{it-1}, y_{t-2}, \dots, z_{i1}, y_0, \mu_i) = E(y_{it} | z_{it}, y_{t-1}, \mu_i) = z'_{it} \gamma + \rho_1 y_{it-1} + \mu_i, \quad (46)$$

kar pomeni, da z enim odlogom odvisne spremenljivke (y_{t-1}) zajamemo vso dinamiko pričakovanj gibanja y ; torej niso potrebni niti nadaljnji odlogi y niti odlogi pojasnjevalnih spremenljivk. Ob tej predpostavki dinamični panel z odlogom y_{t-1} zadošča za modeliranje medčasovnih vplivov, pri čemer je pomembno, da je dovoljena povezava med slučajno spremenljivko in prihodnjimi pojasnjevalnimi spremenljivkami.

Izločitev fiksnih učinkov iz enačbe dosežemo z diferenciranjem: $\Delta y_{it} = (\Delta x_{it})' \beta + \Delta \varepsilon_{it}$. Pod predpostavko sekvenčne eksogenosti iz enačbe (43) velja $E(x'_{is} \varepsilon_{it}) = 0$ za vsak $s \leq t$. Potem velja tudi: $E(x'_{is} \Delta \varepsilon_{it}) = 0$ za vsak $s < t$ (ne $s \leq t$, ker eno časovno enoto izgubimo zaradi diferenciranja). Iz tega sledi, da lahko v času t kot potencialni instrument za Δx_{it} uporabimo vse pretekle vrednosti x : x_{t-1}, \dots, x_0 (Wooldridge, 2002, str. 303). Preprosto rečeno, dejstvo, da pretekli x niso povezani z ε , nam omogoča, da jih lahko uporabimo kot instrumente, prav tako pa tudi njihove izvedenke, npr. difference. Del x_{it} v dinamičnem panelu je tudi y_{t-1} , torej ga lahko uporabimo kot instrument, če povečamo njegov odlog (y_{t-2}).

To naredi tudi model Arellano-Bond. V našem primeru je kot instrumentalna spremenljivka uporabljen y_{t-2} . Primerjava ocene iz modela Arellano-Bond in običajnega FE-modela je podana v Tabeli 4.

Vidimo, da je odložena odvisna spremenljivka statistično značilna. Pri ostalih dveh statistično značilnih koeficientih, INV in SOC, se je intenzivnost vpliva investicij in socialnih transferjev na gospodarsko rast povečala.

Tabela 4: Ocena vplivov na gospodarsko rast s FE in cenilko Arellano-Bond; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

	FE	Arellano-Bond
α	14,0437 (0,000)	21,21086 (0,000)
y_{t-1}	/	-0,1277332 (0,003)
INV	0,2943976 (0,000)	0,357801 (0,000)
IZOB	-0,0469967 (0,143)	0,0304582 (0,547)
PREB	-0,1138009 (0,001)	-0,1546687 (0,011)
PAT	-0,0017888 (0,806)	-0,0006907 (0,965)
REG	-0,1132915 (0,571)	-0,2498005 (0,452)
SOC	-0,7369015 (0,000)	-1,188947 (0,000)
R^2	0,4354	0,2632
Št. opaz.	443	395
n	28	28

Opombe:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Mera primernosti modela pri cenilki Arellano-Bond je izračunana kot kvadrat korelacijskega koeficienta med ocenjenimi in dejanskimi vrednostmi (Bloom, Bond & Van Reenen, 2006, str. 24).

3.3.2 Homoskedastičnost

O homoskedastičnosti govorimo, kadar je varianca slučajne spremenljivke ε konstantna, torej ne sme biti odvisna od tega, kakšne so vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk.

Iz razsevnega grafikona kvadratov ostankov v odvisnosti od ocenjenih \hat{y} v modelu FE (v Prilogi 3) se vidi, da se točke sicer večinoma porazdeljujejo v vodoravnem pasu, kar nakazuje, da na celotnem vzorcu ni (vsaj ne velike) heteroskedastičnosti. Pri panelih je sicer najverjetneje, da je prisotna heteroskedastičnost med opazovanimi enotami, torej da se variance ε_i med seboj razlikujejo. To je možno testirati z Waldovim testom, kjer ničelna hipoteza predpostavlja, da je varianca slučajne spremenljivke posamezne države enaka varianci celotnega vzorca. Testiramo model FE:

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \text{ za vsak } i$$

$$H_1: \text{vsaj en } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (heteroskedastičnost med opazovanimi enotami)}$$

$$\chi^2(28) = 379,29 \quad P = 0,0000$$

H_0 zavrնemo, torej imamo prisotno heteroskedastičnost med državami. Ob prisotnosti heteroskedastičnosti lahko izračunamo robustno oceno variančno-kovariančne matrike ali pa na variance slučajne spremenljivke prenesemo določeno strukturo (jih korigiramo) in potem uporabimo cenilko GLS (Greene, 2002, str. 314). Pri uporabi State je priročnejša prva možnost, saj je ocena ustrezne variančno-kovariančne matrike zagotovljena z ukazom »vce (robust)«.

Običajna (OLS) cenilka variančno-kovariančne matrike regresijskih koeficientov je $\hat{V}(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 (X' X)^{-1}$. Asimptotična ocena robustne variančno-kovariančne matrike regresijskih koeficientov pa ima obliko (Wooldridge, 2002, str. 152):

$$\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) = \left(\sum_{i=1}^n X'_i X_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n X'_i \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}'_i X_i \right) \left(\sum_{i=1}^n X'_i X_i \right)^{-1}. \quad (47)$$

Srednji del lahko zapišemo kot $X' \Omega X$, kjer je $\Omega = \text{var}(\varepsilon|X)$. Pomembno pri tem je, da za Ω ni nobenih omejitev, kar pomeni, da je cenilka ustrezna tako v primeru heteroskedastičnosti kot tudi v primeru avtokorelacije.

Izpeljava robustne matrike za model FE upošteva skupinjenje po opazovanih enotah i , torej $X' \Omega X = \sum_{i=1}^n X'_i \Omega_i X_i$ (v modelu FE je X matrika odmikov od povprečja po i). Če je n dovolj visok, lahko trdimo (Greene, 2002, str. 315):

$$p \lim \frac{1}{nT} X' \Omega X = p \lim \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n X'_i \Omega_i X_i = p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{T} X'_i e_i e'_i X_i =$$

$$p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T e_{it} e_{is} x_{it} x'_{is} \right).$$

Cenilka variančno-kovariančne matrike tako upošteva najprej variance znotraj opazovanih enot in šele na koncu izračuna njihovo povprečje.

Popravljenе ocene so vidne v Tabeli 5 v levem stolpcu. Vidimo, da so regresijski koeficienti isti kot prej, vendar so njihove točne stopnje značilnosti drugačne zaradi popravka v izračunu standardne spremenljivke pri posameznih koeficientih.

3.3.3 Avtokorelacija

Naslednja predpostavka modela FE je, da mora biti kovarianca med vrednostmi slučajne spremenljivke enaka nič, kar pomeni, da med vrednostmi slučajne spremenljivke ne sme biti korelacije: $cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} / x_i, \alpha_i) = 0$. Avtokorelacijo običajno lahko grafično prikažemo z odvisnostjo ocenjenih ostankov od ostankov iz prejšnjih obdobj. Če se točke porazdeljujejo v pasu iz tretjega v prvi kvadrant, bo avtokorelacija pozitivna, če iz drugega v četrti kvadrant, pa negativna. Vendar je pri metodi FE težava, da so ocenjeni ostanki v modelu v resnici odmik od povprečja. Ti ocenjeni ostanki so potem, če med »pravimi« ostanki ni avtokorelacije, negativno povezani (Wooldridge, 2002, str. 275).⁸

Test avtokorelacije prvega reda je vseeno možen na način, da pod ničelno hipotezo predpostavljamo korelacijo prve diference ocenjenih ostankov $-0,5$, kar pomeni, da med dejanskimi ostanki ni avtokorelacije (Drukker, 2003, str. 169). Hipoteza se testira s F-testom.

$$H_0: \text{corr}(\Delta\varepsilon_{it} - \Delta\varepsilon_{it-1}) = -0,5$$

$$H_1: \text{corr}(\Delta\varepsilon_{it} - \Delta\varepsilon_{it-1}) \neq -0,5$$

$$F(1,27) = 29,808 \quad P = 0,0000$$

Zavrnamo domnevo H_0 , kar pomeni, da je v modelu prisotna avtokorelacija. Za oceno variance regresijskih koeficientov, izračunano po običajni metodi FE, moramo uporabiti robustno cenilko variančno-kovariančne matrike, ki je izpeljana v poglavju 3.3.2.

Omenjeno je bilo, da je v primeru avtokorelacije učinkovitejša cenilka FD kot FE. Lahko pa z metodo FE ocenimo korigirane regresijske koeficiente, ki upoštevajo predpostavljeno avtokorelacijo v modelu na način, da v enačbi (32) nadomestimo $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{it-1} + z_{it}$, $z_{it} \sim N(0, \sigma_z^2)$. Z ocenjenim ρ podatke korigiramo tako, da lahko potem uporabimo običajen model FE. Primerjava med obema ocenama je v Tabeli 5, ρ je ocenjen na 0,37.

Vidimo, da je vključitev avtokorelacije v model FE spremenila predznak pri spremenljivkah IZOB in PAT, ki pa sta bili že prej statistično neznačilni. Tudi regulacija trga dela ostaja statistično neznačilna, medtem ko je vpliv socialne zaščite ostal skoraj nespremenjen. Vpliv investicij se je povečal.

⁸ V najpreprostejšem primeru, to je pri $T = 2$, imamo popolno negativno korelacijo, ker $e_{i1} = -e_{i2}$, saj sta e_i ocenjena kot odmik od njenega povprečja.

Tabela 5: Ocena vplivov na gospodarsko rast, popravljena za heteroskedastičnost ter avtokorelacijo; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

	FE z robustno oceno standardnih odklonov	FD z robustno oceno standardnih odklonov	FE z upoštevanjem avtokorelacije z odlogom 1 leto ($\rho = 0,3673$)
α	14,0437 (0,000)	/	8,851385 (0,000)
INV	0,2943976 (0,000)	0,4887097 (0,000)	0,448431 (0,000)
IZOB	-0,0469967 (0,237)	0,0776907 (0,332)	0,0208403 (0,623)
PREB	-0,1138009 (0,036)	-0,095133 (0,152)	-0,1254824 (0,001)
PAT	-0,0017888 (0,865)	0,0020277 (0,866)	0,0031758 (0,775)
REG	-0,1132915 (0,681)	-0,1476467 (0,610)	-0,281407 (0,286)
SOC	-0,7369015 (0,000)	-1,187212 (0,000)	-0,7350997 (0,000)
R²	0,4354	0,3708	0,3845
Št. opaz.	443	412	415
n	28	28	28

Opomba:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Rezultati FE so zdaj precej podobnejši modelu FD, kar je smiselno, ker je FD v primeru avtokorelacije učinkovitejši. Glede na rezultat Wooldridgeovega testa in razmeroma visok ρ lahko sklepamo, da moramo upoštevati prilagojen model FE, ki je popravljen za avtokorelacijo.

3.3.4 Multikolinearnost

Posledica povezanosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami so večje standardne napake pri izračunu regresijskih koeficientov ter večja občutljivost koeficientov na spreminjanje specifikacij modela. Če ni popolne multikolinearnosti (nobena od pojasnjevalnih spremenljivk ni linearna kombinacija drugih pojasnjevalnih spremenljivk), potem cenilka ostaja dosledna in učinkovita. Multikolinearnost zato večjih težav ne povzroča, saj so večje standardne napake regresijskih koeficientov, ki so njena posledica, ustrezno upoštevane pri izračunu točnih stopenj značilnosti. Če pogledamo tabelo korelacijskih koeficientov med pojasnjevalnimi spremenljivkami v Prilogi 3, je najvišji korelacijski koeficient 0,63, in sicer med spremenljivkama SOC in PAT. Popolne multikolinearnosti med pojasnjevalnimi

spremenljivkami ni, kar pomeni, da predpostavka modela ni kršena (Wooldridge, 2013, str. 95).

3.3.5 Linearnost modela

Linearnost v spremenljivkah pomeni, da ima sprememba v pojasnjevalni spremenljivki enak vpliv na odvisno spremenljivko ne glede na to, kolikšna je njena začetna vrednost. Specifikacijo modela se lahko preveri s testom RESET, ki temelji na sklepanju, da če velja predpostavka, da je pričakovana vrednost slučajne spremenljivke 0, potem nobena nelinearna funkcija pojasnjevalnih spremenljivk, ki je dodana v osnovno enačbo, ne sme biti »statistično značilna« (Wooldridge, 2013, str. 306). Test RESET doda v osnovno enačbo polinome ocenjenih vrednosti \hat{y}_{it} , ker je \hat{y}_{it} linearna funkcija pojasnjevalnih spremenljivk, in testira njihove koeficiente:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 INV_{it} + \beta_2 IZOB_{it} + \beta_3 PREB_{it} + \beta_4 PAT_{it} + \beta_5 REG_{it} + \beta_6 SOC_{it} + \delta_1 \hat{y}_{it}^2 + \delta_2 \hat{y}_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (48)$$

Ničelna hipoteza je, da je model pravilno specificiran, torej da sta regresijska koeficienta δ_1 in δ_2 enaka 0. V testu smo uporabili enačbo, ki že upošteva avtokorelacijo, torej $\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{it-1} + z_{it}$.

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$$

$$H_1: \delta_1 \text{ ali } \delta_2 \neq 0 \text{ (model ni pravilno specificiran)}$$

$$F(2,379) = 2,73 \quad P = 0,0668$$

Točna stopnja značilnosti je 7 %, kar pomeni, da ne moremo zavriniti domneve H_0 s 95-% verjetnostjo, je pa vrednost zelo blizu. Rezultat nakazuje, da spremembe v pojasnjevalnih spremenljivkah morda nimajo enake intenzivnosti vpliva na y , če so njihove začetne vrednosti drugačne.

DeBenedictis in Giles (1998, str. 3) sta razvila test RESET, kjer \hat{y}_{it} v osnovno enačbo ni vključen v polinomski obliki, temveč v sinusni: $\sin(w_{it})$, $\cos(w_{it})$, $\sin(2w_{it})$, $\cos(2w_{it})$, ..., kjer je \hat{y}_{it} transformiran v w_{it} na intervalu $[-\pi, \pi]$. Odvisno od načina transformacije (sinusoidna ali linearna) ločimo testa RESETS in RESETL. DeBenedictis in Giles sta s simulacijami Monte Carlo pokazala, da je predvsem v primeru avtokorelacije ta način testiranja precej bolj točen. V Prilogi 3 je vidna izvedba tudi tega testa (obeh variant – RESETS in RESETL) in v obeh primerih ne moremo zavriniti hipoteze H_0 , ki predpostavlja, da model ni napačno specificiran.

3.3.6 Robustnost ocen

Na koncu preverimo še, kako se model obnaša v različnih prilagoditvah. Najprej bomo vanj dodali še druge pojasnjevalne spremenljivke, ki lahko vplivajo na rast, vključno z nepravimi spremenljivkami za posamezno leto kot kontrolo za makroekonomske šoke v posameznih časovnih obdobjih. Potem pa bomo preverili še, ali obstaja razlika med obdobjem pred letom 2008 in po njem, ko so gospodarstva delovala v spremenjenem okolju in bistveno težavnejših razmerah.

Glede na izvedene teste in primerjave sta se kot najustreznejša pokazala model FE, popravljen za avtokorelacijo, in model Arellano-Bond. Primeren bi lahko bil tudi model FD, vendar po kontroliranju za avtokorelacijo dajemo prednost modelu FE, ker je cenilka učinkovitejša. Nadaljnje primerjave bodo zato narejene na modelih FE in Arellano-Bond.

3.3.6.1 Vključitev dodatnih pojasnjevalnih spremenljivk

V Tabeli 6 so podani rezultati razširjenih regresij z novimi pojasnjevalnimi spremenljivkami: odprtostjo zunanji trgovini (TRG), potrošnjo države za kolektivne namene (DRZAVA) – tu so izključeni transferji, ki so namenjeni fizičnim osebam – in inflacijo (INFL). Pri modelu FE je v eni varianti vključen popravek za avtokorelacijo, v drugi pa kontrola za časovne vplive.

Odprtost mednarodni trgovini in inflacija imata pričakovan predznak, v skoraj vseh modelih sta tudi statistično značilni. Potrošnja države nima tako enoznačnega vpliva, saj spreminja predznak, P-vrednosti pa so visoke. Rast prebivalstva ima še vedno negativen predznak in je statistično značilna, kar je skladno s predvidevanji Solowovega modela rasti. Število patentov ostaja nepomembno. Izobrazba je postala statistično značilna z negativnim predznakom, kar je morda najbolj nepričakovan rezultat te analize in kaže, da razmah terciarne izobrazbe v Evropi v zadnjih dveh desetletjih nima pomembnejše vloge za gospodarsko uspešnost.

Koeficienti pri nepravih spremenljivkah za posamezno leto niso statistično značilni, z izjemo let 2008 in 2009, kjer imamo visoko negativen vpliv finančne krize (v letu 2009 skoraj 5 odstotnih točk).

Vpliv institucij trga dela se z razširitvijo modela z novimi spremenljivkami ni bistveno spremenil. Regulatorne omejitve ostajajo statistično neznačilne in imajo negativen predznak, kar pomeni, da je večja regulacija (nižji indeks svobode) povezana z višjo gospodarsko rastjo. Intenzivnost vpliva ni velika; sprememba v indeksu za 1 točko, kar bi bil v praksi velik premik, je povezana z 0,3 do 0,4 odstotne točke rasti BDP-ja *p. c.* v istem letu. Nesporno negativno povezavo z gospodarsko rastjo pa ima obseg socialne zaščite;

višji izdatki za socialne transferje v višini 1 % BDP-ja so povezani z 0,7 do 1,1 odstotne točke nižjo letno rastjo BDP-ja *p. c.*

Tabela 6: Ocena vplivov na gospodarsko rast – razširjena regresija; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

	FE z upoštevanjem avtokorelacije z odlogom 1 leto	FE z upoštevanjem časovnih šokov	Arellano-Bond
α	2,41538 (0,326)	8,119592 (0,046)	11,17702 (0,032)
y_{t-1}	/	/	-0,1638474 (0,000)
INV	0,5284718 (0,000)	0,3371924 (0,000)	0,4569386 (0,000)
IZOB	-0,154218 (0,002)	-0,1167589 (0,011)	-0,1665725 (0,003)
PREB	-0,1380817 (0,000)	-0,0995937 (0,026)	-0,1513131 (0,007)
PAT	-0,0024165 (0,838)	-0,0114797 (0,141)	-0,0078499 (0,530)
REG	-0,4676427 (0,076)	-0,2908089 (0,261)	-0,3733382 (0,270)
SOC	-0,6950123 (0,000)	-0,7240765 (0,000)	-1,124431 (0,000)
TRG	0,1271396 (0,000)	0,0520835 (0,005)	0,1134984 (0,000)
DRZAVA	-0,1905261 (0,569)	0,4433068 (0,075)	0,3461936 (0,250)
INFL	-0,277758 (0,000)	-0,0856234 (0,0296)	-0,1910249 (0,194)
R^2	0,4791	0,7229	0,2074
Št. opaz.	388	416	383
n	28	28	28

Opombe:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Mera primernosti modela pri cenilki Arellano-Bond je izračunana kot kvadrat korelacijskega koeficienta med ocenjenimi in dejanskimi vrednostmi.

3.3.6.2 Obdobje pred in po finančni krizi

Na koncu preverimo še, če so bili zaradi posledic finančne krize od leta 2008 dalje vplivi proučevanih spremenljivk na rast drugačni kot v predhodnem obdobju. Test je narejen na modelu FE z upoštevanjo avtokorelacije prvega reda (predpostavljen je enak ρ skozi obe obdobji). Regresijski koeficienti za obe obdobji so podani v Tabeli 7.

Tabela 7: Ocena vplivov na gospodarsko rast v obdobjih pred in po 2008 – model FE z upoštevanom avtokorelacijo; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

	1995–2007	2008–2014
α^*	8,0903 (0,001)	-13,95192 (0,014)
INV	0,3028948 (0,000)	0,4433233 (0,000)
IZOB	0,1533511 (0,003)	0,1857636 (0,001)
PREB	-0,1155774 (0,006)	-0,0756482 (0,099)
PAT	-0,0085206 (0,425)	-0,0111602 (0,305)
REG	-0,1692692 (0,499)	0,0892588 (0,806)
SOC	-0,6549833 (0,000)	-0,4291756 (0,002)
R^2	0,4521	0,4521
Št. opaz.	249	138
n	28	28

Opombe:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Konstanta -13,95 iz drugega obdobja predstavlja odmik od konstante za prvo obdobje, torej je prava α za drugo obdobje -5,86.

S Chowovim testom smo preverili, če se tisti regresijski koeficienti, ki so statistično značilni, razlikujejo med obema obdobjema. Test je pokazal, da ne moremo zavrnila ničelne domneve, da so koeficienti v obeh obdobjih enaki, torej finančna kriza ni bistveno spremenila intenzivnosti vpliva posameznih pojasnjevalnih spremenljivk. Je pa iz spremembe v konstanti jasno vidno, da so drugi učinki, ki v modelu niso zajeti, povzročili bistveno nižjo rast v drugem obdobju v primerjavi s prvim.

3.3.6.3 Dolgoročni vplivi na rast

Na tem mestu je potrebno še eno opozorilo: oba modela, ki sta uporabljena pri tej analizi, ne dajeta nobene teže primerjavi med državami, temveč zgolj varianci spremenljivk znotraj posameznih držav (za FE to neposredno izhaja iz razlage cenilk b_{within} in $b_{between}$ v poglavju 3.2.1 pa tudi pri cenilki Arellano-Bond je sklepanje intuitivno, saj so v regresijo vključene le difference med spremenljivkami znotraj posameznih držav). Zato v tem primeru rezultate lahko interpretiramo predvsem kot kratkoročne vplive sprememb v pojasnjevalnih spremenljivkah. Za dolgoročne vplive ravni institucij na rast bi bila ustrežnejša cenilka $b_{between}$, ki v bistvu izhaja iz analize presečnih podatkov, kjer je x_i povprečje x_{it} . Cenilka $b_{between}$ sicer tudi pod predpostavko stroge eksogenosti ni nujno dosledna, ker $E(\bar{x}_i' \alpha_i)$ ni

nujno 0 (Wooldridge, 2002, str. 269). Vendar bi v našem primeru lahko zagovarjali tezo, da na dolgi rok velja homogenost med državami EU (torej $\alpha_i = 0$), saj imajo enak dostop do tehnologije, mednarodne menjave in neposrednih tujih investicij. Dodatna težava je še majhen vzorec, saj pri cenilki $b_{between}$ izgubimo variabilnost v času; v našem primeru to pomeni le še 28 opazovanih enot. Rezultati regresije dolgoročnih povprečij so podani v Tabeli 8.

Tabela 8: Ocena dolgoročnih vplivov na gospodarsko rast z uporabo cenilke $b_{between}$; odvisna spr. je rast BDP-ja p. c.

α	1,424467 (0,593)
INV	0,0447389 (0,447)
IZOB	0,0421148 (0,019)
PREB	-0,1638156 (0,000)
PAT	0,000845 (0,639)
REG	0,2092297 (0,116)
SOC	-0,1151215 (0,030)
R²	0,8709
Št. opaz.	443
n	28

Opomba:

V oklepajih so poročane P-vrednosti regresijskih koeficientov.

Vidimo, da so rezultati nekoliko drugačni kot pri upoštevanju variance v času. Regresijski koeficienti so skladnejši s teorijo; izobrazba ima zdaj pozitiven predznak in je tudi statistično značilna, prav tako pa imata pozitiven vpliv povprečno letno število prijavljenih patentov in liberalizacija trga dela, čeprav nista statistično značilna. Vpliv ravni investicij je v primerjavi s prejšnjimi modeli oslabel, še vedno pa imata statistično značilen negativen vpliv rast populacije in obseg socialne zaščite.

3.4 Interpretacija rezultatov

Iz treh ocenjenih modelov lahko izpeljemo nekaj zaključkov. Solowov model rasti zadovoljivo pojasnjuje gospodarsko rast v državah EU, saj so determinacijski koeficienti razmeroma visoki. Vpliv investicij je pozitiven, vpliv rasti prebivalstva pa negativen. Koeficienti pri teh dveh spremenljivkah so statistično značilni v vseh variantah modela,

razen pri cenilki $b_{between}$ vpliv investicij razvodeni, čeprav predznak ostaja enak. Pri človeškem kapitalu, merjenem z deležem terciarne izobrazbe, rezultati niso enotni; koeficient postane statistično značilen šele pri vključitvi dodatnih kontrolnih spremenljivk v model, predznak pa je negativen, kar nakazuje, da aktualni trend povečevanja deleža terciarne izobrazbe v državah EU nima bistvenega prispevka h gospodarski uspešnosti. Število patentov kot kazalec tehnološkega napredka prav tako ne pripomore bistveno k pojasnjevanju razlik v rasti.

Analiza institucij trga dela, izvedena z razširitvijo Solowovega modela, daje robustne rezultate negativnega vpliva socialnih transferjev na gospodarsko rast. Razsežnost vpliva je med 0,7 in 1,1 odstotne točke nižja rast zaradi povečanja socialnih transferjev za 1 % BDP-ja. Ker so transferji povezani z obdavčitvijo dela, lahko sklepamo, da višji davki na dohodek ovirajo rast, kar je skladno z dosedanjimi ugotovitvami empirične literature. Strogost regulacije zaposlovanja in odpuščanja ter moč sindikatov nimajo znatnega vpliva na rast v nobenem od ocenjenih modelov. V modelih FE in Arellano-Bond predznak nakazuje, da ima liberalizacija tega področja celo negativen vpliv.

Modela FE in Arellano-Bond po svoji konstrukciji prikazujeta vplive sprememb institucij znotraj posameznih držav. Slabost takšne analize je predvsem, da so spremembe počasne in je njihova razsežnost omejena. Poleg tega so s takšnim pristopom zanemarjene posledice razlik v celotnem konceptu regulacije med državami in iz njih izhajajočih interakcij med institucijami. Ta vidik prikazuje cenilka $b_{between}$, kjer so v izračun zajeta dolgoročna povprečja posameznih držav in rezultati prikazujejo zgolj dolgoročne vplive razlik v institucijah med državami. Težava pri tem načinu je, da izgubimo časovno dinamiko pa tudi velikost vzorca, ki je omejena le na 28 enot (število opazovanih držav).

Regulacija zaposlovanja in odpuščanja ima pri cenilki $b_{between}$ pozitiven predznak, kar pomeni, da na dolgi rok hitreje rastejo države z nižjim obsegom regulacije. Tudi izobrazba in število patentov imata v tem primeru pozitiven predznak, kar je skladno z ekonomsko teorijo. Vpliv socialnih transferjev ostaja visoko negativen in statistično značilen.

Dodatno vključene kontrolne spremenljivke odprtosti gospodarstva, državne potrošnje in inflacije ne spremenijo bistveno dobljenih rezultatov, prav tako ne kontroliranje časovnih nihanj in ločena obravnava obdobja finančne krize. Odprtost mednarodni trgovini ima pozitiven vpliv v vseh variantah modela, inflacija pa negativen, čeprav v modelu Arellano-Bond ni statistično značilen. Potrošnja države nima bistvenega vpliva na rast.

Dobljeni rezultati kažejo, da regulacija trga dela ovira gospodarsko rast v EU predvsem preko izdatne socialne države in posledično visoke obdavčitve dohodkov iz dela. Priporočila za reformne politike bi torej morale biti usmerjene na to področje. Znižanje obdavčitve dela se lahko doseže s preusmeritvijo davkov na druga področja ali s kompenzacijo izpada dohodka države preko boljšega inšpekcijskega nadzora davčnih utaj,

za obsežnejšo reformo pa bi bilo treba spremeniti koncept evropske socialne države. Rigidna pravila zaposlovanja in odpuščanja ter moč sindikatov v kolektivnih pogajanjih niso tako pomembni za gospodarsko rast, kar pa še ne pomeni, da morda niso problematični z drugih vidikov, saj lahko zmanjšujejo pretok delovne sile, kar favorizira obstoječe delavce in otežuje iskanje zaposlitve predvsem mladim in drugim ranljivim skupinam.

Čeprav so dobljene ocene do določene mere odporne na različne prilagoditve modela, moramo rezultate izvedene regresije jemati z rezervo. Čeprav smo v analizi kontrolirali pričakovano endogenost z uporabo instrumentalnih spremenljivk in z uporabo cenilke Arellano-Bond, še vedno ostaja odprto vprašanje ustreznosti instrumentov in njihove pojasnjevalne moči. Mehanizmi delovanja gospodarstev so kompleksni in med seboj prepleteni, tako da je pravzaprav nemogoče izolirati vplive posameznih dejavnikov. Poudarek interpretacije rezultatov je bolj na kvalitativnem učinku (pozitivnem oz. negativnem), pri čemer je treba poudariti, da nam takšna analiza pove le malo o dejanski vzročnosti povezav med analiziranimi kazalci. Gre bolj za empirična dejstva, ki so lahko podlaga za nadaljnje raziskovanje povezav med posameznimi dejavniki ali pomoč pri reformah trga dela.

Še eno opozorilo je tu na mestu, in sicer je za interpretacijo rezultatov pomemben tudi nacionalni kontekst. Zgodovina, kultura in institucionalni okvir imajo svojo vlogo tako pri izbiri vrste regulacije kot tudi pri njenem vplivu na tržne izide. Določena pravila in prakse lahko v eni državi učinkujejo precej drugače kot v drugi (Betcherman, Luinstra & Ogawa, 2001, str. 7).

Skepticizem v verodostojnost modelov rasti na osnovi mednarodnih podatkov je slikovito povzel Mankiw (1995, str. 307): »Uporaba tovrstnih regresij za odločanje o tem, kako pospešiti rast, je najverjetneje brezupna naloga. Sočasni vplivi, multikolinearnost in omejene stopinje prostosti so pomembni praktični problemi za vsakega, ki želi izpeljati kakšen sklep iz mednarodnih podatkov. Oblikovalci politik, ki želijo spodbuditi gospodarsko rast, ne bodo veliko zgrešili, če ignorirajo večino literature z regresijami rasti. Osnovna teorija, pozorno opazovanje in zdrav razum so gotovo bolj zanesljive smernice za oblikovanje politik.«

SKLEP

V strokovni javnosti se mnenja o regulaciji trga dela delijo na dve širši skupini. Prva vidi poseganje države na trg v obliki minimalnih plač, prispevkov za socialno varnost, kolektivnih pogajanj in varovanja zaposlitve kot izkrivljanje delujočega trga. V skladu s to teorijo predstavlja regulacija trga dela oviro za gospodarsko rast in zaposlenost zaradi treh glavnih razlogov: (1) preprečuje izenačevanje plač z mejnim proizvodom dela, kar vodi do

napačne alokacije resursov, (2) regulacija ovira prilagajanje trga dela na šoke v gospodarstvu in (3) prerazporejanje rent od kapitala k delu preko fiskalne politike in kolektivnih pogajanj zmanjšuje profitabilnost investicij, kar negativno vpliva na obseg investicij in gospodarsko rast.

Druga skupina pa meni, da tržne nepopolnosti preprečujejo idealno delovanje trga dela, zato je državna regulacija potrebna. Zagotavlja prerazporeditev koristi v pomoč nizko plačanim delavcem ter zavarovanje za nezaželene in negotove tržne izide, ki ga zasebni sektor (finančni trgi) ne more zagotoviti. Delovni standardi in pravila o varnosti zaposlitve pa pripomorejo k večji lojalnosti in izobraževanju delavcev.

Empirične študije ne dajejo enoznačnih rezultatov glede vpliva regulacije trga dela na zaposlenost, produktivnost in gospodarsko rast. Iz obsežne literature lahko izpeljemo nekaj zaključkov: (1) varnost zaposlitve ovira mobilnost delavcev med podjetji ter vstop in izstop s trga dela in hkrati podaljšuje trajanje zaposlitev, ni pa dokazanega negativnega vpliva na raven zaposlenosti ali na produktivnost, (2) minimalna plača, nadomestila za brezposelnost in socialni transferji zmanjšujejo zaposlenost predvsem v spodnjem delu trga dela, vpliv na produktivnost pa je lahko celo pozitiven, (3) obdavčitev dela od vseh vrst davkov najbolj negativno vpliva na gospodarsko rast, medtem ko je vpliv na zaposlenost odvisen od tega, koliko davčnega bremena se lahko prevali v znižanje plač, (4) posledice sindikatov so višje in bolj izenačene plače ter daljša obdobja zaposlitev, medtem ko vplivi na obseg zaposlenosti in na produktivnost niso dokazani, (5) bolj kot regulacija trga dela je za gospodarsko uspešnost pomembna regulacija trgov proizvodov, kjer rezultati kažejo, da bolj liberalizirani trgi spodbujajo gospodarsko rast.

V evropskih državah je regulacija trga dela v primerjavi z ZDA precej strožja, čeprav se v zadnjem obdobju načrtno uvajajo spremembe v smeri večje fleksibilnosti. Reforme trga dela so sicer v vsakem primeru težke s političnega vidika, vendar bi lahko zagovarjali njihovo upravičenost, če iz njih izhajajo želeni rezultati v smislu večje gospodarske uspešnosti in družbene blaginje.

Določen prispevek k temu vprašanju dajejo rezultati izvedene empirične analize. V magistrskem delu je ocenjen vpliv institucij trga dela na gospodarsko rast na podatkih 28 evropskih držav v obdobju 1996–2014. Analiza panelnih podatkov z uporabo cenilk FE in Arellano-Bond je pokazala, da enoten indeks regulacije trga dela, ki zajema predpise zaposlovanja in odpuščanja ter stopnjo centralizacije kolektivnih pogajanj, nima znatnega vpliva na gospodarsko rast. Predznak kaže celo na pozitiven vpliv, ki pa ni statistično značilen. Močno negativna povezava pa se je pokazala pri obsegu socialnih transferjev (v kazalnik so vključeni tudi izdatki za pokojnine in zdravstveno varstvo), ki so neločljivo povezani z obdavčitvijo dela. Povečanje izdatkov za socialne transferje za 1 % BDP-ja je povezano z vsaj 0,7 odstotne točke nižjo rastjo BDP-ja *p. c.* v istem letu. Oba rezultata sta

ostala nespremenjena tudi po vključitvi drugih kontrolnih spremenljivk v model, vključno s časovnimi šoki.

Konstrukcija modelov FE in Arellano-Bond sicer omogoča ustrezno analizo časovne dinamike institucij trga dela znotraj posameznih držav, zanemarljiva pa razlike v ravni regulacije med državami. Za ta namen je bila uporabljena cenilka $b_{between}$, ki pa ni dala bistveno drugačnih rezultatov. Obseg socialnih transferjev je še vedno negativno in statistično značilno povezan z gospodarsko rastjo, regulatorni predpisi in moč sindikatov pa v tem primeru izkazujejo negativen vpliv, ki pa ni statistično značilen.

Osnovna hipoteza magistrskega dela, da regulacija trga dela ovira gospodarsko rast v državah EU, je torej empirično potrjena za tisti del regulacije, ki se nanaša na obdavčitev dela in socialne transferje. Za ostale institucije trga dela v obliki varnosti zaposlitve in določanja plač analiza ni dokazala negativnih vplivov na gospodarsko rast.

Iz rezultatov modela izhaja, da bi morala biti prioriteta reform trga dela v Evropi usmerjena v znižanje obdavčitve dela, če je cilj povečevanje gospodarske rasti. Pravila o varstvu zaposlitve z vidika rasti niso tako problematična, čeprav je tu pomemben še drug vidik – oteževanje vstopa na trg dela predvsem za nove iskalce zaposlitve. Možna rešitev za znižanje prispevkov in davkov na delo bi bila premik proti drugim vrstam obdavčitve, ki so manj škodljive za gospodarsko rast: obdavčitev potrošnje in premoženja ali okoljski davki. Druga možnost je lahko kompenzacija nižje obdavčitve dela z učinkovitejšim nadzorom nad črnim trgom in davčnimi utajami. Za intenzivnejšo reformo pa bi z vidika celovitosti ekonomske politike takšen ukrep pomenil nujno reorganizacijo evropskega socialnega modela. Pri tem je treba poudariti, da je rast le eden od zelenih reformnih ciljev; drugi vidiki, kot so socialna pravičnost, družbena vključenost, zaposljivost ranljivejših skupin ipd., v tej analizi niso zajeti.

LITERATURA IN VIRI

1. Acemoglu, D. (1996). Good Jobs versus Bad Jobs: Theory and Some Evidence. MIT Department of Economics Working Paper No. 96-33. Najdeno 23. aprila 2016 na spletnem naslovu <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/63687/goodjobsversusba00acem.pdf?sequence=1>
2. Aidt, T., & Tzannatos, Z. (2002). *Unions and Collective Bargaining: Economic Effects in a Global Environment*. Washington, DC: World Bank.
3. Allegretto, S. A., Dube, A., & Reich, M. (2011). Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data. *Industrial Relations*, 50(2), 205–240.
4. Arnold, J. (2008). Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth? Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper No 643. Najdeno 24. aprila 2016 na spletnem naslovu [http://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=eco/wkp\(2008\)51](http://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=eco/wkp(2008)51)
5. Arnold, J., Bassanini, A., & Scarpetta, S. (2007). Solow or Lucas?: Testing Growth Models Using Panel Data from OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper No. 592. Najdeno 30. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://dx.doi.org/10.1787/028487061153>
6. Arpaia, A., & Mourre, G. (2009). Institutions and Performance in European Labour Markets: Taking a fresh look at evidence. European Commission Economic Paper 391. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication16277_en.pdf
7. Autor, D. H., Kerr, W., & Kugler, A. (2007). Do Employment Protections Reduce Productivity? Evidence from U.S. States. *The Economic Journal*, 117, 189–271.
8. Barro, J. R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443.
9. Barro, J. R. (1996). Democracy and Growth. *Journal of Economic Growth*, 1(1), 1–27.
10. Barro, J. R., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2nd ed.). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
11. Bassanini, A., & Duval, R. (2006). Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 35. Najdeno 23. aprila 2016 na spletnem naslovu http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/employment-patterns-in-oecd-countries_702031136412
12. Bassanini, A., Nunziata, L., & Venn, D. (2008). Job Protection Legislation and Productivity Growth in OECD Countries. IZA Discussion Paper No. 3555. Najdeno 6. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp3555.pdf>
13. Belot, M., & Van Ours, J. (2000). Does the Recent Success of Some OECD Countries in Lowering their Unemployment Rates Lie in the Clever Design of their Labour

- Market Reforms? IZA Discussion Paper No. 147. Najdeno 18. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp147.pdf>
14. Belot, M., Boone, J., & Van Ours, J. (2004). Welfare Improving Employment Protection. Najdeno 13. aprila 2016 na spletnem naslovu http://degit.sam.sdu.dk/papers/degit_09/C009_004.pdf
 15. Bentolila, S., & Bertola, G. (1990). Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis? *The Review of Economic Studies*, 57(3), 381–402.
 16. Bernanke, B. S., & Gürkaynak, R. S. (2002). Is Growth Exogenous? Taking Mankiw, Romer, and Weil Seriously. *NBER Macroeconomics Annual 2001*, 16, 11–72.
 17. Betcherman, G. (2012). Labor Market Institutions: A Review of the Literature. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu <http://www.flexworkresearch.org/uploads/publication/document/4957/LaborMarketInstitutions-LiteratureReview.pdf>
 18. Betcherman, G., Luinstra, A., & Ogawa, M. (2001). Labor Market Regulation: International Experience in Promoting Employment and Social Protection. World Bank Social Protection Discussion Paper No. 0128. Najdeno 20. februarja 2016 na spletnem naslovu <http://documents.worldbank.org/curated/en/2001/11/1771831/labor-market-regulation-international-experience-promoting-employment-social-protection>
 19. Bloom, N., Bond, S., & Van Reenen, J. (2006). Uncertainty and Investment Dynamic. NBER Working Paper No. 12383. Najdeno 9. junija 2016 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/papers/w12383.pdf>
 20. Brock, W., & Durlauf, S. (2001). Growth empirics and reality. *The World Bank Economic Review*, 15(2), 229–272.
 21. Boeri, T. (2002). Let Social Policy Models Compete and Europe Will Win. Najdeno 27. aprila 2016 na spletnem naslovu https://www.hks.harvard.edu/m-rcbg/Conferences/us-eu_relations/boeri_us_european_trends.pdf
 22. Boeri, T. (2011). Institutional Reforms and Dualism in European Labor Market. V O. Ashenfelter & D. Card (ur.), *Handbook of Labor Economics (4b)* (str. 1173–1236). North Holland: Elsevier.
 23. Calderón, C., & Chong, A. (2005). Are Labor Market Regulations an Obstacle for Long-Term Growth? J. E. Restrepo & A. R. Tokman (ur.), *Labor Markets and Institutions* (str. 167–219). Santiago: Central Bank of Chile.
 24. Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the FastFood Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(5), 772–793.
 25. Centeno, M. (2004). The Match Quality Gains From Unemployment Insurance. *Journal of Human Resources*, 39(3), 839–863.
 26. Cingano, F., Leonardi, M., Messina, J., & Pica, G. (2009). The Effects of Employment Protection Legislation and Financial Market Imperfections on Investment: Evidence from a Firm-Level Panel of EU Countries. CSEF Working Paper No. 227. Najdeno 10. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://www.csef.it/WP/wp227.pdf>

27. Cingano, F., Leonardi, M., Messina, J., & Pica, G. (2014). Employment Protection Legislation, Capital Investment and Access to Credit: Evidence from Italy. Najdeno 6. aprila 2016 na spletnem naslovu http://www.federicocingano.eu/Employment_Protection_Legislation.pdf
28. Council Decision (EU) 2015/1848 of 5 October 2015 on guidelines for the employment policies of the Member States for 2015 (2015). V *EUR-Lex*. Najdeno 29. aprila 2016 na spletnem naslovu http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=OJ:JOL_2015_268_R_0005
29. Damiani, M., & Pompei, F. (2010). Labour protection and productivity in EU economies: 1995–2005. *The European Journal of Comparative Economics*, 7(2), 373–411.
30. Daveri, F., & Tabellini, G. (1997). Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries. Najdeno 24. aprila 2016 na spletnem naslovu <ftp://ftp.igier.unibocconi.it/wp/1997/122.pdf>
31. Dawson, J. W. (2006). Regulation, Investment, and Growth Across Countries. *Cato Journal*, 26(3), 489–509.
32. DeBenedictis, L. F., & Giles, D. E. A. (1998). Robust specification testing in regression: the FRESET test and autocorrelated disturbances. Najdeno 17. maja 2016 na spletnem naslovu <https://www.uvic.ca/socialsciences/economics/assets/docs/econometrics/wp9806.pdf>
33. Djankov, S., McLiesh, C., & Ramalho, R. (2006). Regulation and Growth. Najdeno 10. marca 2016 na spletnem naslovu http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2007/08/30/000310607_20070830161631/Rendered/PDF/407220Regulation0and0growth01PUBLIC1.pdf
34. Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3(2), 168–177.
35. ECB (2002). *Labour market mismatches in euro area countries*. Frankfurt am Main: ECB.
36. Economic Freedom Network, 2015 Dataset (b. 1.). Najdeno 15. marca 2016 na spletnem naslovu <http://www.freetheworld.com/release.html>
37. Eurostat Database (b. 1.). Najdeno 15. marca 2016 na spletnem naslovu <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
38. Freeman, R. B. (2009). Labor Regulations, Unions, and Social Protection in Developing Countries: Market distortions or Efficient Institutions? NBER Working Paper No. 14789. Najdeno 20. februarja 2016 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/papers/w14789>
39. Forteza, A., & Rama, M. (2001). Labor Market “Rigidity” and the Success of Economic Reforms Across more than One Hundred Countries. World Bank Policy Research Working Paper No. 2521. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/02/10/000094946_01012705513486/Rendered/PDF/multi_page.pdf

40. Frontier Economics (2012). *The impact of regulation on growth*. London: Frontier Economics Ltd.
41. Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis* (5th ed.). Upper Saddle River: Prentice Hall.
42. Griffith, R., & Macartney, G. (2009). Employment Protection Legislation, Multinational Firms and Innovation. IFS Working Paper W10/01. Najdeno 6. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://www.ifs.org.uk/wps/wp1001.pdf>
43. Gujarati, D., & Porter, D. (2004). *Basic Econometrics* (4th ed.). New York: The McGraw–Hill Companies.
44. Gwartney, J., Lawson, R., & Hall, J. (2015). *Economic Freedom of the World: 2015 Annual Report*. Vancouver: Fraser Institute.
45. Haltiwanger, J., Scarpetta, S., & Schweiger, H. (2010). Cross Country Differences in Job Reallocation: the Role of Industry, Firm Size and Regulations. EBRD Working Paper No. 116. Najdeno 10. marca 2016 na spletnem naslovu <http://www.ebrd.com/downloads/research/economics/workingpapers/wp0116.pdf>
46. Henrekson, M. (2014). How labor market institutions affect job creation and productivity growth. Najdeno 19. februarja 2016 na spletnem naslovu <http://wol.iza.org/articles/how-labor-market-institutions-affect-job-creation-and-productivity-growth>
47. Ichino, A., & Riphahn, R. T. (2001). The Effect of Employment Protection on Worker Effort: A Comparison of Absenteeism During and After Probation. IZA Discussion Paper No. 385. Najdeno 9. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://repec.iza.org/dp385.pdf>
48. IMF (2003). *World Economic Outlook*. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
49. Islam, N. (1995). Growth Empirics: a Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127–1170.
50. Jaumotte, F., & Osorio Buitron, C. (2015). Inequality and Labor Market Institutions. IMF Staff Discussion Note No. 15/14. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1514.pdf>
51. Johansson, A., Heady, C., Arnold, J., Brys, B., & Vartia, L. (2008). Tax and Economic Growth. OECD Economics Department Working Paper No. 620. Najdeno 24. aprila 2016 na spletnem naslovu <https://www.oecd.org/tax/tax-policy/41000592.pdf>
52. Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1–28.
53. Lehmann, H., & Muravyev, A. (2009). How Important Are Labor Market Institutions for Labor Market Performance in Transition Countries? IZA Discussion Paper No. 4673. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp4673.pdf>
54. Loayza, N. V., Oviedo, A. M., & Servén, L. (2004). Regulation and Macroeconomic Performance. World Bank Policy Research Working Paper No. 3469. Najdeno 9. marca 2016 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=643682

55. Lucas, R. E. (1990). Why doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *The American Economic Review*, 80(2), 92–96.
56. Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437.
57. Mankiw, N. G. (1995). The growth of nations. *Brookings Papers on Economic Activity* 1995(1), 275–310.
58. Meer, J., & West, J. (2013). Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics. NBER Working Paper No. 19262. Najdeno 13. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/papers/w19262.pdf>
59. Micco, A., & Pagés, C. (2006). The Economic Effects of Employment Protection: Evidence from International Industry-Level Data. IZA Discussion Paper No. 2433. Najdeno 9. marca 2016 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp2433.pdf>
60. Moral-Benito, E (2014). Growth Empirics in Panel Data under Model Uncertainty and Weak Exogeneity. Najdeno 16. februarja 2016 na spletnem naslovu https://www.researchgate.net/publication/256043474_Growth_Empirics_in_Panel_Data_Under_Model_Uncertainty_and_Weak_Exogeneity
61. Neumark, D., & Wascher, W. (2007). Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research. NBER Working Paper No. 12663. Najdeno 12. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/papers/w12663.pdf>
62. North, D. C. (1998). *Inštitucije, inštitucionalne spremembe in gospodarska uspešnost* (1. izd.). Ljubljana: Krtina.
63. OECD (1994). The Jobs Study: Facts, Analysis, and Strategies. Najdeno 12. aprila 2016 na spletnem naslovu <https://www.oecd.org/els/emp/1941679.pdf>
64. OECD (2003). *The Sources of Economic Growth in OECD Countries*. Pariz: OECD.
65. OECD (2006). *OECD Employment Outlook 2006*. Pariz: OECD.
66. OECD (2007). *OECD Employment Outlook 2007*. Pariz: OECD.
67. OECD (2013). *OECD Employment Outlook 2013*. Pariz: OECD.
68. Parker, D., & Kirkpatrick, C. (2012). The Economic Impact of Regulatory Policy: A Literature Review of Quantitative Evidence. OECD Expert Paper No. 3. Najdeno 9. marca 2016 na spletnem naslovu http://www.oecd.org/gov/regulatory-policy/3_Kirkpatrick%20Parker%20web.pdf
69. Poschke, M. (2007). Employment Protection, Firm Selection, and Growth. IZA Discussion Paper No. 3164. Najdeno 9. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp3164.pdf>
70. Praveen, J., & Golder, S. (2008). Labour market regulation and economic performance: a critical review of arguments and some plausible lessons for India. ILO Economic and labour market papers No. 2008/1. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu <http://www.ilo.org/public/english/employment/download/elm/elm08-1.pdf>
71. Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics* (4th ed.). New York: Mc Graw-Hill Companies.

72. Rovelli, R., & Bruno, R. (2008). Labor Market Policies, Institutions and Employment Rates in the EU-27. IZA Discussion Paper No. 3502. Najdeno 27. aprila 2016 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp3502.pdf>
73. Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. (1998). *Ekonomija* (16th ed.). New York: McGraw-Hill Companies.
74. Sardadvar, S. (2011). *Economic Growth in the Regions of Europe*. Heidelberg: Physica-Verlag.
75. Siebert, H. (2006). Old Europe's Social Model – A Reason of Low Growth? The Case of Germany. Kiel Institute for the World Economy Working Paper No. 1291. Najdeno 5. marca 2016 na spletnem naslovu <http://www.isn.ethz.ch/Digital-Library/Publications/Detail/?lang=en&id=101855>
76. Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
77. Vartia, L. (2008). How Do Taxes Affect Investment and Productivity? – Industry Level Analysis of OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper No. 656. Najdeno 24. aprila 2016 na spletnem naslovu http://www.oecd-ilibrary.org/economics/how-do-taxes-affect-investment-and-productivity_230022721067
78. Wooldridge J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
79. Wooldridge J. M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (5th ed.). Mason, USA: South-Western, Cengage Learning.
80. World Bank (2012). *World Development Report 2013: Jobs*. Washington, DC: World Bank.

PRILOGE

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Seznam kratic	1
Priloga 2: Seznam držav, zajetih v empirični model.....	2
Priloga 3: Rezultati obdelave podatkov s programskim paketom Stata	3
Pregled podatkov.....	3
Izbira modela.....	3
Vključitev institucij trga dela v model	6
Test endogenosti.....	7
Arellano-Bond model	10
Homoskedastičnost.....	11
Avtokorelacija.....	14
Test RESET	15
Preverjanje robustnosti ocen.....	17
Razdelitev na dve časovni obdobji.....	21

PRILOGA 1: Seznam uporabljenih kratic

BDP (p. c.)	bruto domači proizvod (na prebivalca)
DRZAVA	potrošnja države za kolektivne namene v deležu BDP-ja (pojasnjevalna spremenljivka)
ECB	European Central Bank (Evropska centralna banka)
EU	Evropska unija
FD	First differences (model prvih diferenc)
FE	Fixed effects (model fiksnih učinkov)
GLS	Generalized Least Squares (metoda generaliziranih najmanjših kvadratov)
GMM	Generalized Method of Moments (metoda posplošenih momentov)
IMF	International Monetary Fund (Mednarodni denarni sklad)
INV	investicije v gospodarstvo kot delež BDP-ja (pojasnjevalna spremenljivka)
IZOB	delež prebivalstva med 30 in 34 let s terciarno izobrazbo (pojasnjevalna spremenljivka)
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development (Organizacija za gospodarsko sodelovanje in razvoj)
OLS	Ordinary Least Squares (metoda najmanjših kvadratov)
PAT	število patentnih prijav na Evropski patentni urad na milijon prebivalcev (pojasnjevalna spremenljivka)
POLS	Pooled Ordinary Least Squares (model združenih podatkov)
PREB	stopnja rasti prebivalstva (pojasnjevalna spremenljivka)
RE	Random effects (model naključnih učinkov)
REG	podindeks indeksa ekonomske svobode, ki zajema regulacijo trga dela (pojasnjevalna spremenljivka)
SOC	izdatki za socialno zaščito kot delež BDP-ja (pojasnjevalna spremenljivka)
TRG	delež izvoza in uvoza v BDP (pojasnjevalna spremenljivka)
ZAKON	podindeks indeksa ekonomske svobode, ki zajema delovanje pravnega sistema (pojasnjevalna spremenljivka)
ZDA	Združene države Amerike

PRILOGA 2: Seznam držav, zajetih v empirični model

Avstrija
Belgija
Bolgarija
Ciper
Češka
Danska
Estonija
Finska
Francija
Nemčija
Grčija
Madžarska
Islandija
Irska
Italija
Latvija
Litva
Nizozemska
Norveška
Poljska
Portugalska
Romunija
Slovaška
Slovenija
Španija
Švedska
Švica
Velika Britanija

PRILOGA 3: Rezultati obdelave podatkov s programskim paketom Stata

Pregled podatkov

```
. xtset country year, yearly
      panel variable:  country (strongly balanced)
      time variable:  year, 1996 to 2014
      delta: 1 year

. generate trg=izvoz+uvoz
(4 missing values generated)

. summarize y inv izob preb pat reg soc drzava trg infl zakon
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
y	526	2.18308	3.556103	-14.6	13.3
inv	532	23.50526	4.604134	.3	41.7
izob	502	30.46514	11.19677	8.4	53.3
preb	532	2.392669	7.807127	-35	30.9
pat	501	92.28952	105.8609	.12	434.53
reg	473	5.820346	1.389215	2.80692	8.476744
soc	474	22.00253	5.184824	10.2	32
drzava	532	8.242293	1.461765	4.7	13.5
trg	528	100.7182	34.64225	33.5	240.7
infl	494	3.745951	8.423062	-1.7	154.8
zakon	504	7.360349	1.213161	4.630076	9.62463

```
. pwcorr y inv izob preb pat reg soc
```

	y	inv	izob	preb	pat	reg	soc
y	1.0000						
inv	0.4628	1.0000					
izob	-0.2605	-0.2755	1.0000				
preb	-0.2340	0.0287	0.3214	1.0000			
pat	-0.1913	-0.1869	0.3689	0.3001	1.0000		
reg	-0.1011	-0.0475	0.2419	0.0362	0.0162	1.0000	
soc	-0.4801	-0.5200	0.2883	0.2842	0.6259	-0.1443	1.0000

Izbira modela

```
. regress y Y_0 inv izob preb pat
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	472
Model	1787.80082	5	357.560164	F(5, 466) =	38.45
Residual	4333.74189	466	9.2998753	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.2921
				Adj R-squared =	0.2845
Total	6121.54271	471	12.996906	Root MSE =	3.0496

	y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Y_0		-.0000171	.00005	-0.34	0.732	-.0001153 .0000811
inv		.380279	.0364824	10.42	0.000	.3085886 .4519694
izob		-.0245321	.0145842	-1.68	0.093	-.0531909 .0041268
preb		-.0867324	.0263251	-3.29	0.001	-.138463 -.0350019
pat		.0006149	.002167	0.28	0.777	-.0036433 .0048732
_cons		-5.72675	1.318477	-4.34	0.000	-8.317647 -3.135853

. reg D.(y inv izob preb pat), noconstant

Source	SS	df	MS	Number of obs =	441
Model	1633.97889	4	408.494723	F(4, 437) =	45.31
Residual	3940.12111	437	9.01629544	Prob > F =	0.0000
Total	5574.1	441	12.6396825	R-squared =	0.2931
				Adj R-squared =	0.2867
				Root MSE =	3.0027

D.y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
inv					
D1.	.7757939	.0579388	13.39	0.000	.6619206 .8896672
izob					
D1.	.0354098	.0652003	0.54	0.587	-.0927353 .163555
preb					
D1.	-.0647817	.033806	-1.92	0.056	-.1312243 .0016609
pat					
D1.	.011804	.0135851	0.87	0.385	-.0148963 .0385044

. xtreg y Y_0 inv izob preb pat, fe
note: Y_0 omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression	Number of obs =	472
Group variable: country	Number of groups =	28
R-sq: within = 0.3469	Obs per group: min =	14
between = 0.1966	avg =	16.9
overall = 0.2336	max =	18
corr(u_i, Xb) = -0.6030	F(4,440) =	58.43
	Prob > F =	0.0000

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Y_0	0	(omitted)			
inv	.4634152	.0425313	10.90	0.000	.3798254 .5470051
izob	-.1596378	.023861	-6.69	0.000	-.2065336 -.1127421
preb	-.1007442	.0315654	-3.19	0.002	-.1627818 -.0387066
pat	.0089046	.0072872	1.22	0.222	-.0054174 .0232265
_cons	-4.654902	1.33464	-3.49	0.001	-7.277964 -2.031839
sigma_u	2.1903645				
sigma_e	2.7629506				
rho	.38592776	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(27, 440) = 4.73 Prob > F = 0.0000

. estimates store FE

```
. xtreg y Y_0 inv izob preb pat, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       472
Group variable: country                 Number of groups =       28

R-sq:  within = 0.3089                  Obs per group:  min =       14
      between = 0.4796                      avg =      16.9
      overall = 0.2917                      max =       18

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(5)    =    190.76
                                           Prob > chi2     =     0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Y_0	-8.38e-06	.0000519	-0.16	0.872	-.0001101	.0000933
inv	.3906718	.0371153	10.53	0.000	.3179273	.4634164
izob	-.0314375	.0151144	-2.08	0.038	-.0610612	-.0018139
preb	-.0867468	.0267726	-3.24	0.001	-.1392201	-.0342736
pat	.0005112	.0022847	0.22	0.823	-.0039667	.0049891
_cons	-5.876874	1.353924	-4.34	0.000	-8.530516	-3.223232
sigma_u	.27155787					
sigma_e	2.7629506					
rho	.00956761 (fraction of variance due to u_i)					

```
. hausman FE
```

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	FE	.	Difference	S.E.
inv	.4634152	.3906718	.0727434	.0207695
izob	-.1596378	-.0314375	-.1282003	.0184636
preb	-.1007442	-.0867468	-.0139973	.0167213
pat	.0089046	.0005112	.0083933	.0069197

```
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 147.81
Prob>chi2 = 0.0000
```

Vključitev institucij trga dela v model

. reg D.(y inv izob preb pat reg soc), noconstant

Source	SS	df	MS	Number of obs =	412
Model	1958.44176	6	326.40696	F(6, 406) =	39.87
Residual	3323.77824	406	8.18664591	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.3708
				Adj R-squared =	0.3615
Total	5282.22	412	12.8209223	Root MSE =	2.8612

D.y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
inv					
D1.	.4887097	.0754455	6.48	0.000	.3403971 .6370222
izob					
D1.	.0776907	.0647246	1.20	0.231	-.0495464 .2049279
preb					
D1.	-.095133	.0411099	-2.31	0.021	-.1759478 -.0143183
pat					
D1.	.0020277	.0131198	0.15	0.877	-.0237635 .0278188
reg					
D1.	-.1476467	.3267394	-0.45	0.652	-.7899589 .4946655
soc					
D1.	-1.187212	.1817812	-6.53	0.000	-1.544562 -.8298618

. xtreg y inv izob preb pat reg soc, fe

Fixed-effects (within) regression	Number of obs =	443
Group variable: country	Number of groups =	28
R-sq: within = 0.4354	Obs per group: min =	9
between = 0.6074	avg =	15.8
overall = 0.2861	max =	18
	F(6,409) =	52.57
corr(u_i, Xb) = -0.8805	Prob > F =	0.0000

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
inv	.2943976	.0494656	5.95	0.000	.1971589 .3916362
izob	-.0469967	.032015	-1.47	0.143	-.1099311 .0159378
preb	-.1138009	.034314	-3.32	0.001	-.1812547 -.0463471
pat	-.0017888	.0072724	-0.25	0.806	-.0160846 .0125071
reg	-.1132915	.1998171	-0.57	0.571	-.5060881 .2795051
soc	-.7369015	.0930544	-7.92	0.000	-.919826 -.553977
_cons	14.0437	2.72831	5.15	0.000	8.680437 19.40696
sigma_u	3.8586329				
sigma_e	2.5825767				
rho	.69062667	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(27, 409) = 5.50 Prob > F = 0.0000

Test endogenosti

```

. sort country year

. by country: generate y_pre=y[_n-1]
(34 missing values generated)

. xtreg inv izob preb pat reg soc y_pre, fe

Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =       426
Group variable: country                    Number of groups =       28

R-sq:  within = 0.5260                     Obs per group:  min =        9
        between = 0.2939                   avg =       15.2
        overall = 0.3924                   max =       17

                                           F(6,392)       =       72.49
corr(u_i, Xb) = -0.4478                   Prob > F       =       0.0000

-----+-----
            inv |          Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
            izob |   -0.0113487   .0313491    -0.36  0.718    -0.072982   .0502846
            preb |    0.220083   .0304115     7.24  0.000     0.160293   .2798731
            pat  |   -0.0053547   .0078731    -0.68  0.497    -0.0208334   .010124
            reg  |    0.1781015   .19164     0.93  0.353    -0.1986693   .5548723
            soc  |   -0.6019093   .0929752    -6.47  0.000    -0.7847017  -0.4191168
            y_pre |    0.3201352   .0457277     7.00  0.000     0.230233   .4100374
            _cons |   35.59452    2.04633    17.39  0.000    31.57136   39.61767
-----+-----
            sigma_u |  2.9929206
            sigma_e |  2.4102985
            rho    |  0.6065894   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0:      F(27, 392) =    13.03          Prob > F = 0.0000

. predict ehat, e
(106 missing values generated)

```

```
. xtreg y inv izob preb pat reg soc ehat, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    426
Group variable: country                Number of groups =     28

R-sq:  within = 0.4410                  Obs per group:  min =     9
      between = 0.5781                    avg =           15.2
      overall = 0.2688                    max =           17

corr(u_i, Xb) = -0.8993                  F(7,391)        =    44.07
                                          Prob > F         =    0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.2169485	.1543174	1.41	0.161	-.0864471	.5203442
izob	-.0306134	.0341418	-0.90	0.370	-.0977378	.036511
preb	-.1003645	.0490415	-2.05	0.041	-.1967826	-.0039464
pat	-.0053013	.0085544	-0.62	0.536	-.0221196	.0115171
reg	-.118635	.2103789	-0.56	0.573	-.5322505	.2949804
soc	-.8571585	.1670768	-5.13	0.000	-1.18564	-.5286773
ehat	.0931896	.1636806	0.57	0.569	-.2286146	.4149939
_cons	18.33101	7.004092	2.62	0.009	4.560618	32.10141
sigma_u	4.4349845					
sigma_e	2.6039927					
rho	.74363657	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(27, 391) =    5.26      Prob > F = 0.0000
```

```
. test ehat
```

```
( 1) ehat = 0
```

```
F( 1, 391) =    0.32
Prob > F =    0.5695
```

```
. xtreg inv izob preb pat reg soc y_pre zakon, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    426
Group variable: country                Number of groups =     28

R-sq:  within = 0.5352                  Obs per group:  min =     9
      between = 0.1723                    avg =           15.2
      overall = 0.3590                    max =           17

corr(u_i, Xb) = -0.3002                  F(7,391)        =    64.33
                                          Prob > F         =    0.0000
```

inv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
izob	-.0169975	.0311463	-0.55	0.586	-.0782328	.0442377
preb	.2246757	.0301959	7.44	0.000	.1653091	.2840423
pat	-.0028853	.0078556	-0.37	0.714	-.0183297	.0125592
reg	.352737	.2000228	1.76	0.079	-.0405177	.7459917
soc	-.5449342	.0944092	-5.77	0.000	-.7305474	-.3593209
y_pre	.3163505	.0453564	6.97	0.000	.2271776	.4055233
zakon	.9809607	.3512208	2.79	0.005	.2904431	1.671478
_cons	26.004	3.988334	6.52	0.000	18.16274	33.84526
sigma_u	2.9639396					
sigma_e	2.3896583					
rho	.60604985	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(27, 391) =   13.52      Prob > F = 0.0000
```

```
. predict ehat_1, e
(106 missing values generated)
```

```
. xtreg y inv izob preb pat reg soc ehat_1, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      426
Group variable: country                 Number of groups =      28

R-sq:  within = 0.4427                  Obs per group:  min =      9
      between = 0.5587                  avg =      15.2
      overall  = 0.2597                  max =      17

                                           F(7,391)       =      44.38
corr(u_i, Xb) = -0.9044                 Prob > F       =      0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.1335813	.1432769	0.93	0.352	-.1481083	.4152708
izob	-.0339549	.0340129	-1.00	0.319	-.100826	.0329162
preb	-.0806477	.0470952	-1.71	0.088	-.1732393	.0119438
pat	-.0057957	.0085345	-0.68	0.497	-.0225749	.0109835
reg	-.0975151	.2095606	-0.47	0.642	-.5095216	.3144915
soc	-.9340849	.158409	-5.90	0.000	-1.245525	-.6226449
ehat_1	.190711	.1534788	1.24	0.215	-.111036	.492458
_cons	21.98681	6.536749	3.36	0.001	9.135238	34.83839

```
-----+-----
sigma_u | 4.635259
sigma_e | 2.5999435
rho     | .76067882 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

```
F test that all u_i=0:      F(27, 391) =      5.28      Prob > F = 0.0000
```

```
. test ehat_1
```

```
( 1) ehat_1 = 0
```

```
      F( 1, 391) =      1.54
      Prob > F =      0.2148
```

Arellano-Bond model

```
. xtabond y inv izob preb pat reg soc, lags(1) vce(robust) artests(2)
```

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs   =       395
Group variable: country                       Number of groups =       28
Time variable: year

Obs per group:   min =        8
                  avg =   14.10714
                  max =       16

Number of instruments =    143                Wald chi2(7)     =    148.89
                                                Prob > chi2      =     0.0000
```

One-step results

(Std. Err. adjusted for clustering on country)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y						
L1.	-.1277332	.0436297	-2.93	0.003	-.2132459	-.0422205
inv	.357801	.0711869	5.03	0.000	.2182773	.4973247
izob	.0304582	.0505282	0.60	0.547	-.0685754	.1294917
preb	-.1546687	.0609258	-2.54	0.011	-.2740811	-.0352563
pat	-.0006907	.0157568	-0.04	0.965	-.0315736	.0301921
reg	-.2498005	.332424	-0.75	0.452	-.9013397	.4017386
soc	-1.188947	.1967279	-6.04	0.000	-1.574527	-.8033676
_cons	21.21086	4.53315	4.68	0.000	12.32605	30.09567

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.)y

Standard: D.inv D.izob D.preb D.pat D.reg D.soc

Instruments for level equation

Standard: _cons

```
. predict yhatab
(option xb assumed)
(106 missing values generated)
```

```
. correlate y yhatab
(obs=426)
```

	y	yhatab
y	1.0000	
yhatab	0.5130	1.0000

```
. display (r(rho))^2
.26321627
```

Homoskedastičnost

```
. xtreg y inv izob preb pat reg soc, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      443
Group variable: country                Number of groups =      28

R-sq:  within = 0.4354                  Obs per group:  min =      9
      between = 0.6074                    avg =     15.8
      overall  = 0.2861                    max =     18

corr(u_i, Xb) = -0.8805                  F(6,409)        =     52.57
                                          Prob > F         =     0.0000
```

	y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
inv		.2943976	.0494656	5.95	0.000	.1971589 .3916362
izob		-.0469967	.032015	-1.47	0.143	-.1099311 .0159378
preb		-.1138009	.034314	-3.32	0.001	-.1812547 -.0463471
pat		-.0017888	.0072724	-0.25	0.806	-.0160846 .0125071
reg		-.1132915	.1998171	-0.57	0.571	-.5060881 .2795051
soc		-.7369015	.0930544	-7.92	0.000	-.919826 -.553977
_cons		14.0437	2.72831	5.15	0.000	8.680437 19.40696
sigma_u		3.8586329				
sigma_e		2.5825767				
rho		.69062667	(fraction of variance due to u_i)			

```
F test that all u_i=0:      F(27, 409) =      5.50      Prob > F = 0.0000
```

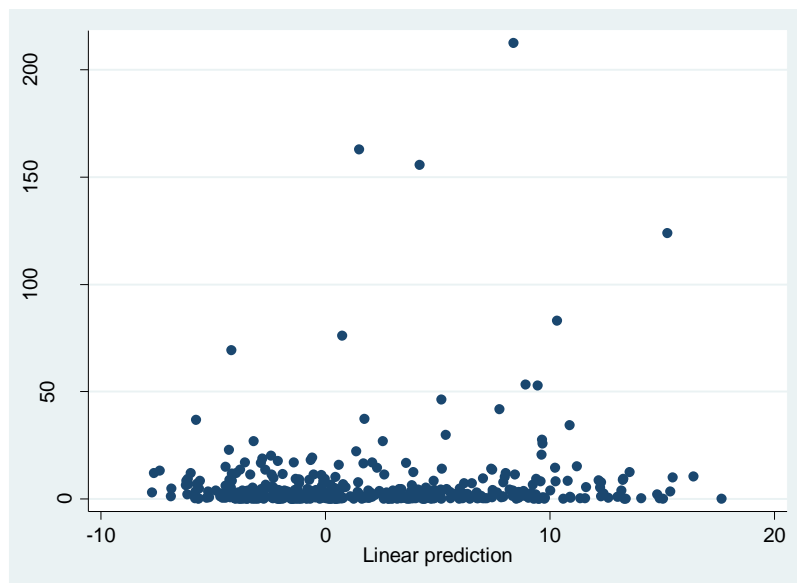
```
. predict ehatt, e
(89 missing values generated)
```

```
. predict yhatt, xb
(87 missing values generated)
```

```
. generate ehatt2 = ehatt ^ 2
(89 missing values generated)
```

```
. scatter ehatt2 yhatt
```

Razsevni grafikon kvadratov ostankov v odvisnosti od ocenjenih vrednosti y



```
. xttest3
```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```
chi2 (28) = 379.29  
Prob>chi2 = 0.0000
```

```
. xtreg y inv izob preb pat reg soc, fe vce(robust)
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   = 443  
Group variable: country                Number of groups = 28  
  
R-sq:  within = 0.4354                  Obs per group: min = 9  
        between = 0.6074                  avg = 15.8  
        overall = 0.2861                  max = 18  
  
corr(u_i, Xb) = -0.8805                  F(6,27) = 25.03  
                                                Prob > F = 0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 28 clusters in country)

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.2943976	.0445901	6.60	0.000	.2029062	.3858889
izob	-.0469967	.0388767	-1.21	0.237	-.1267651	.0327718
preb	-.1138009	.0514789	-2.21	0.036	-.219427	-.0081748
pat	-.0017888	.0104544	-0.17	0.865	-.0232393	.0196618
reg	-.1132915	.2721638	-0.42	0.681	-.6717255	.4451425
soc	-.7369015	.1304715	-5.65	0.000	-1.004607	-.4691962
_cons	14.0437	2.614508	5.37	0.000	8.679172	19.40822
sigma_u	3.8586329					
sigma_e	2.5825767					
rho	.69062667	(fraction of variance due to u_i)				

```
. reg D.(y inv izob preb pat reg soc), noconstant vce(robust)
```

Linear regression

```
Number of obs = 412
F( 6, 406) = 25.29
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3708
Root MSE = 2.8612
```

D.y	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv						
D1.	.4887097	.0956981	5.11	0.000	.300584	.6768354
izob						
D1.	.0776907	.0800028	0.97	0.332	-.0795808	.2349623
preb						
D1.	-.095133	.066325	-1.43	0.152	-.2255162	.0352501
pat						
D1.	.0020277	.0120228	0.17	0.866	-.0216071	.0256624
reg						
D1.	-.1476467	.2892266	-0.51	0.610	-.7162154	.420922
soc						
D1.	-1.187212	.2002121	-5.93	0.000	-1.580794	-.79363

Avtokorelacija

. xtserial y inv izob preb pat reg soc, output

Linear regression

Number of obs = 412
 F(6, 27) = 23.24
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.3708
 Root MSE = 2.8612

(Std. Err. adjusted for 28 clusters in country)

D.y	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv						
D1.	.4887097	.1107376	4.41	0.000	.261495	.7159244
izob						
D1.	.0776907	.0799304	0.97	0.340	-.0863128	.2416943
preb						
D1.	-.095133	.0752476	-1.26	0.217	-.2495284	.0592623
pat						
D1.	.0020277	.0140638	0.14	0.886	-.0268289	.0308842
reg						
D1.	-.1476467	.3200587	-0.46	0.648	-.8043529	.5090595
soc						
D1.	-1.187212	.1829792	-6.49	0.000	-1.562654	-.8117695

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 27) = 29.808
 Prob > F = 0.0000

. xtregar y inv izob preb pat reg soc, fe

FE (within) regression with AR(1) disturbances
 Group variable: country

Number of obs = 415
 Number of groups = 28

R-sq: within = 0.3845
 between = 0.6098
 overall = 0.3141

Obs per group: min = 8
 avg = 14.8
 max = 17

corr(u_i, Xb) = -0.8504

F(6,381) = 39.67
 Prob > F = 0.0000

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.448431	.0580869	7.72	0.000	.33422	.562642
izob	.0208403	.0423173	0.49	0.623	-.0623645	.1040451
preb	-.1254824	.0386237	-3.25	0.001	-.2014248	-.0495401
pat	.0031758	.0110828	0.29	0.775	-.0186153	.0249668
reg	-.281407	.2634526	-1.07	0.286	-.7994101	.2365961
soc	-.7350997	.1140506	-6.45	0.000	-.9593471	-.5108523
_cons	8.851385	2.05699	4.30	0.000	4.80691	12.89586
rho_ar	.36728856					
sigma_u	3.6668539					
sigma_e	2.4821869					
rho_fov	.68576376					

(fraction of variance because of u_i)

F test that all u_i=0: F(27,381) = 3.17 Prob > F = 0.0000

Test RESET

```
. xtregar y inv izob preb pat reg soc, fe
```

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   415
Group variable: country                         Number of groups =   28

R-sq:  within = 0.3845                          Obs per group: min =    8
        between = 0.6098                          avg =   14.8
        overall = 0.3141                          max =   17

                                                F(6,381)       =   39.67
corr(u_i, Xb) = -0.8504                          Prob > F       =   0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.448431	.0580869	7.72	0.000	.33422	.562642
izob	.0208403	.0423173	0.49	0.623	-.0623645	.1040451
preb	-.1254824	.0386237	-3.25	0.001	-.2014248	-.0495401
pat	.0031758	.0110828	0.29	0.775	-.0186153	.0249668
reg	-.281407	.2634526	-1.07	0.286	-.7994101	.2365961
soc	-.7350997	.1140506	-6.45	0.000	-.9593471	-.5108523
_cons	8.851385	2.05699	4.30	0.000	4.80691	12.89586
rho_ar	.36728856					
sigma_u	3.6668539					
sigma_e	2.4821869					
rho_fov	.68576376	(fraction of variance because of u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(27,381) =      3.17      Prob > F = 0.0000
```

```
. predict yhat, xb
(87 missing values generated)
```

```
. generate yhat2=yhat^2
(87 missing values generated)
```

```
. generate yhat3=yhat^3
(87 missing values generated)
```

```
. xtregar y inv izob preb pat reg soc yhattt2 yhattt3, fe
```

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   415
Group variable: country                         Number of groups =    28

R-sq:  within = 0.3949                          Obs per group:  min =    8
        between = 0.6344                          avg   =   14.8
        overall = 0.3198                          max   =   17

corr(u_i, Xb) = -0.8604                          F(8,379)        =   30.92
                                                Prob > F        =   0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.359609	.0726398	4.95	0.000	.2167815	.5024365
izob	.0146683	.041844	0.35	0.726	-.0676073	.0969438
preb	-.1059702	.0416995	-2.54	0.011	-.1879616	-.0239789
pat	.0047571	.0109609	0.43	0.665	-.0167947	.0263089
reg	-.3046805	.2621419	-1.16	0.246	-.8201151	.2107541
soc	-.738205	.1146313	-6.44	0.000	-.9635979	-.5128121
yhattt2	.0213025	.012015	1.77	0.077	-.0023218	.0449269
yhattt3	-.0004956	.0007074	-0.70	0.484	-.0018866	.0008954
_cons	10.61445	2.131187	4.98	0.000	6.424021	14.80489
rho_ar	.35491666					
sigma_u	3.8431153					
sigma_e	2.470506					
rho_fov	.70759264	(fraction of variance because of u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(27,379) =      3.30      Prob > F = 0.0000
```

```
. test yhattt2 yhattt3
```

```
( 1) yhattt2 = 0
( 2) yhattt3 = 0
```

```
F( 2, 379) = 2.73
Prob > F = 0.0668
```

```
. resetxt y inv izob preb pat reg soc, id(country) it(year) model (xtfe)
```

```
=====
* Fixed-Effects Panel Data Regression
=====
```

```
y = inv + izob + preb + pat + reg + soc
```

Sample Size	=	443		Cross Sections Number	=	28
Wald Test	=	315.4074		P-Value > Chi2(6)	=	0.0000
F-Test	=	52.5679		P-Value > F(6, 409)	=	0.0000
R2 (R-Squared)	=	0.0032		Raw Moments R2	=	-0.1709
R2a (Adjusted R2)	=	-0.0772		Raw Moments R2 Adj	=	-0.2654
Root MSE (Sigma)	=	4.6739		Log Likelihood Function	=	-1031.2149

```
- R2h= 0.0032   R2h Adj=-0.0772   F-Test = 0.23   P-Value > F(6, 409) 0.9655
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.2943976	.0494656	5.95	0.000	.1971589	.3916362
izob	-.0469967	.032015	-1.47	0.143	-.1099311	.0159378
preb	-.1138009	.034314	-3.32	0.001	-.1812547	-.0463471
pat	-.0017888	.0072724	-0.25	0.806	-.0160846	.0125071
reg	-.1132915	.1998171	-0.57	0.571	-.5060881	.2795051
soc	-.7369015	.0930544	-7.92	0.000	-.919826	-.553977
_cons	14.0437	2.72831	5.15	0.000	8.680437	19.40696

```

*** REgression Specification Error Tests (RESET) - Model= (xtfe)
=====
Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified
-----
* Ramsey Specification ResetF Test
- Ramsey RESETF1 Test: Y= X Yh2 = 242.782 P-Value > F(1, 352) 0.0000
- Ramsey RESETF2 Test: Y= X Yh2 Yh3 = 121.483 P-Value > F(2, 351) 0.0000
- Ramsey RESETF3 Test: Y= X Yh2 Yh3 Yh4 = 82.018 P-Value > F(3, 350) 0.0000
-----
* DeBenedictis-Giles Specification ResetL Test
- DeBenedictis-Giles ResetL1 Test = 0.584 P-Value > F(2, 351) 0.5582
- DeBenedictis-Giles ResetL2 Test = 1.170 P-Value > F(4, 349) 0.3237
- DeBenedictis-Giles ResetL3 Test = 1.937 P-Value > F(6, 347) 0.0742
-----
* DeBenedictis-Giles Specification ResetS Test
- DeBenedictis-Giles ResetS1 Test = 0.567 P-Value > F(2, 351) 0.5680
- DeBenedictis-Giles ResetS2 Test = 1.683 P-Value > F(4, 349) 0.1533
- DeBenedictis-Giles ResetS3 Test = 1.167 P-Value > F(6, 347) 0.3236
-----
- White Functional Form Test: E2= X X2 = 25.639 P-Value > Chi2(1) 0.0000
-----

```

Preverjanje robustnosti ocen

. xtregar y inv izob preb pat reg soc trg drzava infl, fe

```

FE (within) regression with AR(1) disturbances Number of obs = 388
Group variable: country Number of groups = 28

R-sq: within = 0.4791 Obs per group: min = 7
      between = 0.4729 avg = 13.9
      overall = 0.2301 max = 16

F(9,351) = 35.87
corr(u_i, Xb) = -0.9321 Prob > F = 0.0000

```

```

-----
      y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      inv |   .5284718   .0575352     9.19   0.000   .4153147   .6416289
      izob |  -.154218   .0495806    -3.11   0.002  -.2517305  -.0567056
      preb |  -.1380817   .0376567    -3.67   0.000  -.2121429  -.0640205
      pat  |  -.0024165   .0118459    -0.20   0.838  -.0257144   .0208814
      reg  |  -.4676427   .2629483    -1.78   0.076  -.984795   .0495096
      soc  |  -.6950123   .1265985    -5.49   0.000  -.9439992  -.4460253
      trg  |   .1271396   .017835     7.13   0.000   .0920628   .1622165
      drzava | -.1905261   .3345483    -0.57   0.569  -.8484975   .4674452
      infl |  -.277758   .0691317    -4.02   0.000  -.4137226  -.1417935
      _cons |   2.41538   2.453522     0.98   0.326  -2.410073   7.240833
-----+-----
      rho_ar |   .37126558
      sigma_u |   6.8983674
      sigma_e |   2.3495215
      rho_fov |   .89605558 (fraction of variance because of u_i)
-----

```

```

F test that all u_i=0:      F(27,351) =      5.20      Prob > F = 0.0000

```

```
. xtreg y inv izob preb pat reg soc trg drzava infl i.year, fe vce(robust)
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      416
Group variable: country                Number of groups   =       28

R-sq:  within = 0.7229                  Obs per group: min =        8
      between = 0.5134                    avg =              14.9
      overall = 0.3268                    max =              17

corr(u_i, Xb) = -0.9036                  F(25,27)          =      50.37
                                          Prob > F           =      0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 28 clusters in country)

y	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.3371924	.0492215	6.85	0.000	.2361982	.4381865
izob	-.1167589	.0430171	-2.71	0.011	-.2050227	-.0284951
preb	-.0995937	.0422212	-2.36	0.026	-.1862244	-.012963
pat	-.0114797	.0075761	-1.52	0.141	-.0270246	.0040653
reg	-.2908089	.2533799	-1.15	0.261	-.8107015	.2290836
soc	-.7240765	.1290109	-5.61	0.000	-.988785	-.459368
trg	.0520835	.0170009	3.06	0.005	.0172005	.0869665
drzava	.4433068	.2393352	1.85	0.075	-.0477684	.934382
infl	-.0856234	.0803415	-1.07	0.296	-.2504705	.0792238
year						
1998	-.6016535	.4238224	-1.42	0.167	-1.471265	.2679581
1999	-.3162827	.4319472	-0.73	0.470	-1.202565	.5699997
2000	.2450119	.5704481	0.43	0.671	-.9254509	1.415475
2001	-1.031713	.6412869	-1.61	0.119	-2.347525	.2840991
2002	-.1346606	.7111366	-0.19	0.851	-1.593792	1.324471
2003	.3265283	.6990612	0.47	0.644	-1.107827	1.760883
2004	1.251774	.6254076	2.00	0.055	-.0314566	2.535004
2005	.7239761	.8569323	0.84	0.406	-1.034304	2.482256
2006	.8680113	.907944	0.96	0.348	-.994936	2.730959
2007	.6175412	1.053391	0.59	0.563	-1.543838	2.778921
2008	-2.367092	1.117613	-2.12	0.044	-4.660246	-.073939
2009	-4.883585	.9367958	-5.21	0.000	-6.805731	-2.961439
2010	1.437559	1.30021	1.11	0.279	-1.230252	4.105371
2011	1.653993	1.555789	1.06	0.297	-1.538222	4.846209
2012	.0247989	1.477489	0.02	0.987	-3.006758	3.056356
2013	.9318901	1.48955	0.63	0.537	-2.124414	3.988194
_cons	8.119592	3.888939	2.09	0.046	.1401491	16.09903
sigma_u	5.8906202					
sigma_e	1.9090502					
rho	.90495294	(fraction of variance due to u_i)				

```
. reg D.(y inv izob preb pat reg soc trg drzava infl), vce(robust)
```

Linear regression

```
Number of obs = 385
F( 9, 375) = 19.55
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.4728
Root MSE = 2.7036
```

D.y	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv						
D1.	.4990615	.1034594	4.82	0.000	.2956282	.7024948
izob						
D1.	.0242115	.0832291	0.29	0.771	-.1394427	.1878656
preb						
D1.	-.0649834	.0661152	-0.98	0.326	-.1949863	.0650196
pat						
D1.	-.0003552	.0133279	-0.03	0.979	-.026562	.0258517
reg						
D1.	.234467	.3314967	0.71	0.480	-.4173584	.8862924
soc						
D1.	-.7705054	.2304105	-3.34	0.001	-1.223564	-.317447
trg						
D1.	.1674524	.0352853	4.75	0.000	.0980706	.2368341
drzava						
D1.	-.8660185	.3749257	-2.31	0.021	-1.603239	-.1287982
infl						
D1.	-.2744942	.1021122	-2.69	0.008	-.4752786	-.0737099
_cons						
	-.4761021	.1896619	-2.51	0.012	-.8490363	-.103168

```
. xtabond y inv izob preb pat reg soc trg drzava infl, lags(1) vce(robust)
artests(2)
```

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs       =       383
Group variable: country                       Number of groups    =        28
Time variable: year
```

```
Obs per group:   min =         7
                  avg =    13.67857
                  max =         16
```

```
Number of instruments =    146                Wald chi2(10)       =    273.31
                                                Prob > chi2         =     0.0000
```

One-step results

(Std. Err. adjusted for clustering on country)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y						
L1.	-.1638474	.0470223	-3.48	0.000	-.2560094	-.0716854
inv	.4569386	.09273	4.93	0.000	.2751911	.638686
izob	-.1665725	.0568087	-2.93	0.003	-.2779155	-.0552295
preb	-.1513131	.0558912	-2.71	0.007	-.2608579	-.0417683
pat	-.0078499	.0125065	-0.63	0.530	-.0323622	.0166625
reg	-.3733382	.3382185	-1.10	0.270	-1.036234	.2895579
soc	-1.124431	.172748	-6.51	0.000	-1.463011	-.7858509
trg	.1134984	.0230963	4.91	0.000	.0682306	.1587663
drzava	.3461936	.3010219	1.15	0.250	-.2437985	.9361857
infl	-.1910249	.1472122	-1.30	0.194	-.4795556	.0975058
_cons	11.17702	5.227144	2.14	0.032	.9320029	21.42203

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.)y

Standard: D.inv D.izob D.preb D.pat D.reg D.soc D.trg D.drzava D.infl

Instruments for level equation

Standard: _cons

```
. predict yhattab
(option xb assumed)
(118 missing values generated)
```

```
. correlate y yhattab
(obs=414)
```

	y	yhattab
y	1.0000	
yhattab	0.4555	1.0000

```
. display (r(rho))^2
.20744538
```

```

. xtreg y inv izob preb pat reg soc, be

Between regression (regression on group means) Number of obs      =      443
Group variable: country                    Number of groups     =      28

R-sq:  within = 0.0034                      Obs per group: min =      9
        between = 0.8709                      avg =      15.8
        overall = 0.1004                      max =      18

                                                F(6,21)              =      23.62
sd(u_i + avg(e_i.)) = .6354348              Prob > F              =      0.0000

```

	y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	inv	.0447389	.0577597	0.77	0.447	-.075379 .1648568
	izob	.0421148	.0165871	2.54	0.019	.0076199 .0766096
	preb	-.1638156	.0227256	-7.21	0.000	-.2110762 -.1165551
	pat	.000845	.0017733	0.48	0.639	-.0028429 .0045329
	reg	.2092297	.1274424	1.64	0.116	-.0558013 .4742607
	soc	-.1151215	.0493103	-2.33	0.030	-.2176679 -.0125752
	_cons	1.424467	2.623426	0.54	0.593	-4.031245 6.880179

Razdelitev na dve časovni obdobji

```

. generate obd1=year<=2007

. generate obd2=obd1==0

. generate inv1=inv*obd1

. generate inv2=inv*obd2

. generate izob1=izob*obd1
(26 missing values generated)

. generate izob2=izob*obd2
(26 missing values generated)

. generate preb1=preb*obd1

. generate preb2=preb*obd2

. generate pat1=pat*obd1
(31 missing values generated)

. generate pat2=pat*obd2
(31 missing values generated)

. generate reg1=reg*obd1
(58 missing values generated)

. generate reg2=reg*obd2
(58 missing values generated)

. generate soc1=soc*obd1
(57 missing values generated)

. generate soc2=soc*obd2
(57 missing values generated)

```

. xtregar y inv izob preb pat reg soc if obd1==1, fe

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   249
Group variable: country                         Number of groups =   28

R-sq:  within = 0.1378                          Obs per group:  min =   2
        between = 0.6667                          avg =   8.9
        overall = 0.4995                          max =   11

corr(u_i, Xb) = -0.6595                          F(6,215)        =   5.73
                                                Prob > F        =   0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.2312808	.0543869	4.25	0.000	.124081	.3384807
izob	-.0309347	.0418141	-0.74	0.460	-.1133527	.0514833
preb	-.0446932	.0353937	-1.26	0.208	-.1144563	.0250698
pat	-.0007616	.0080206	-0.09	0.924	-.0165706	.0150474
reg	.2227786	.1899654	1.17	0.242	-.1516544	.5972116
soc	-.384744	.0989334	-3.89	0.000	-.5797476	-.1897404
_cons	6.006992	1.495303	4.02	0.000	3.05966	8.954323
rho_ar	.38205793					
sigma_u	1.672894					
sigma_e	1.4060474					
rho_fov	.58602214	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(27,215) = 1.72 Prob > F = 0.0192

. xtregar y inv izob preb pat reg soc if obd2==1, fe

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =   138
Group variable: country                         Number of groups =   28

R-sq:  within = 0.4954                          Obs per group:  min =   4
        between = 0.0982                          avg =   4.9
        overall = 0.0893                          max =   5

corr(u_i, Xb) = -0.9330                          F(6,104)       =  17.02
                                                Prob > F       =   0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv	.8231497	.2307383	3.57	0.001	.3655871	1.280712
izob	.647473	.1749326	3.70	0.000	.3005751	.994371
preb	-.1384654	.0758174	-1.83	0.071	-.2888141	.0118833
pat	.0096378	.0387748	0.25	0.804	-.067254	.0865297
reg	-2.107464	1.137834	-1.85	0.067	-4.363831	.1489038
soc	-1.197785	.5123114	-2.34	0.021	-2.213718	-.1818527
_cons	.1434077	17.41588	0.01	0.993	-34.39294	34.67975
rho_ar	.20342892					
sigma_u	7.656243					
sigma_e	2.9927122					
rho_fov	.86745974	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(27,104) = 2.82 Prob > F = 0.0001


```
. xtregar y inv1 izob1 preb1 pat1 reg1 soc1 obd2 inv2 izob2 preb2 pat2 reg2 soc2,
fe
```

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances Number of obs = 415
Group variable: country Number of groups = 28
```

```
R-sq: within = 0.4521 Obs per group: min = 8
between = 0.5102 avg = 14.8
overall = 0.3581 max = 17
```

```
corr(u_i, Xb) = -0.7871 F(13,374) = 23.74
Prob > F = 0.0000
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inv1	.3028948	.0714877	4.24	0.000	.1623266	.443463
izob1	.1533511	.0512323	2.99	0.003	.0526117	.2540906
preb1	-.1155774	.0419139	-2.76	0.006	-.1979939	-.0331609
pat1	-.0085206	.0106658	-0.80	0.425	-.029493	.0124517
reg1	-.1692692	.2498701	-0.68	0.499	-.6605955	.3220571
soc1	-.6549833	.1217441	-5.38	0.000	-.8943721	-.4155945
obd2	-13.95192	5.675108	-2.46	0.014	-25.11104	-2.792804
inv2	.4433233	.0831159	5.33	0.000	.2798901	.6067564
izob2	.1857636	.0531411	3.50	0.001	.0812709	.2902563
preb2	-.0756482	.0457209	-1.65	0.099	-.1655504	.014254
pat2	-.0111602	.0108555	-1.03	0.305	-.0325057	.0101853
reg2	.0892588	.3626375	0.25	0.806	-.6238051	.8023227
soc2	-.4291756	.1394138	-3.08	0.002	-.7033088	-.1550424
_cons	8.0903	2.446689	3.31	0.001	3.279309	12.90129
rho_ar	.29441608					
sigma_u	3.2155409					
sigma_e	2.3862957					
rho_fov	.64485669	(fraction of variance because of u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(27,374) = 2.02 Prob > F = 0.0023
```

```
. test _b[inv1]=_b[inv2], notest
```

```
( 1) inv1 - inv2 = 0
```

```
. test _b[izob1]=_b[izob2], accum notest
```

```
( 1) inv1 - inv2 = 0
( 2) izob1 - izob2 = 0
```

```
. test _b[preb1]=_b[preb2], accum notest
```

```
( 1) inv1 - inv2 = 0
( 2) izob1 - izob2 = 0
( 3) preb1 - preb2 = 0
```

```
. test _b[soc1]=_b[soc2], accum
```

```
( 1) inv1 - inv2 = 0
( 2) izob1 - izob2 = 0
( 3) preb1 - preb2 = 0
( 4) soc1 - soc2 = 0
```

```
F( 4, 374) = 1.88
Prob > F = 0.1139
```