

## Politička ekonomija nominalnih makroekonomskih poremećaja

Shanker Satyanath i Arvind Subramanian\*

**Rezime:** Prepoznajući da inflacija i makroekonomska politika koja na nju utiče mogu da potiču od distributivnih sukoba u društvu, mi izučavamo posredne uzroke nekoliko nominalnih poremećaja sa aspekta društvene raspodele. Razvijamo nove i koristimo široko prihvaćene postojeće instrumentalne promenljive, i nalazimo da dve pojave – društvena nejednakost i demokratske institucije – imaju snažan i statistički snažan uticaj na nominalne makroekonomske ishode. S obzirom na veliku pažnju posvećenu uticaju populizma u demokratskim režimima na inflaciju, iznenađujući rezultat je da demokratske institucije snažno utiču na smanjenje inflacije u dugom roku. Snaženje demokratije za jednu standardnu devijaciju proizvodi gotovo četverostruko smanjenje inflacije. Slično povećanje društvenih nejednakosti više nego udvostručava inflaciju. Naši rezultati su otporni na upotrebu alternativnih merila demokratije, uzoraka, uzročnih promenljivih i definicija društvene razjedinjenosti. Posebno je interesantno istaći da niz nominalnih poremećaja i njihovih neposrednih uzroka identifikovanih u makroekonomskoj literaturi, kao što su prociklična makroekonomska politika, nedostatak nezavisnosti centralne banke, “izvorni greh” i spoljna prezaduženost, imaju zajedničko poreklo u društvenim podelama i nedemokratskim političkim institucijama.

**Ključne reči:** Demokratija, Društvena nejednakost, Nominalni makroekonomski rezultati

**JEL:** O17, E61, E31

---

\* Arvind Subramanian je bio pomoćnik direktora departmana za istraživanje Međunarodnog monetarnog fonda u vreme pisanja ovog rada. On je sada naučni savetnik u Peterson institutu za međunarodnu ekonomiju (Peterson Institute for International Economics) i Centru za globalni razvoj (Center for Global Development), i profesor na Johns Hopkins univerzitetu. Shanker Satyanath je profesor na katedri političkih nauka New York univerziteta.

Posebnu zahvalnost za iscrpne komentare prethodne verzije ovog rada dugujemo sledećim osobama: Bob Flood, Simon Johnson, Edward Miguel, Dani Rodrik, Raghuram Rajan, i anonimnom recenzentu. Takođe, zahvaljujemo se na korisnim diskusijama sledećim osobama: Ajay Chhibber, Bill Cline, Tito Cordella, Barry Eichengreen, Josh Felman, Nurul Islam, Devesh Kapur, Aart Kraay, Ugo Panizza, Alessandro Prati, Rodney Ramcharan, Paul Ross, Martin Schindler, Guido Tabellini, Thierry Tressel, Xavier Sala-i-Martin, i učesnicima MMF-Svetska banka seminara, CEP-PR konferencije o Institucijama i makroekonomskoj stabilnosti (INSEAD) i konferencije o Političkoj ekonomiji međunarodnih finansija održanoj na univerzitetu Mičigen. Manzoor Gill, Ernest Sergenti, and Daniel Berger pružili su odličnu pomoć u istraživanju.

*Dozvola za prevod i objavljivanje:* 17. decembar 2007. Izvorno, rad je objavljen u decembru 2007. u *IMF Staff Papers* (2007) 54, 419-453, u izdanju Međunarodnog monetarnog fonda i Palgrave Macmillan, London (doi: 10.5057/palgrave.imfsp.9450019), dostupnom na adresi: <http://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2007/03/satyanat.htm> © 2007 International Monetary Fund. Zahvaljujemo se Arvindu Subramaniju i Palgrave Macmillan-u na dozvoli za prevod i objavljivanje u našem časopisu (Prim. ur.)

Zašto su neke zemlje više sklone inflaciji i drugim makroekonomskim poremećajima od drugih zemalja?<sup>1</sup> Iako je puno pažnje u nedavnoj literaturi posvećeno objašnjavanju varijacija realnih makroekonomskih ishoda među zemljama – na primer, dohotka (Hall i Jones, 1998, Acemoglu et al., 2001, Rodrik et. al., 2004), privrednog rasta (Barro i Sala-i-Martin, 2003) i nestabilnosti rasta (Rodrik, 1999; Quinn i Woolley, 2001; Acemoglu et. al. 2003; i Fatás i Mihov, 2003) – iznenađujuće je da je daleko manje pažnje posvećeno sistematičnoj analizi uzroka razlika u nominalnim makroekonomskim ishodima među zemljama.<sup>2</sup> Ovaj jaz postoji uprkos činjenici da je varijacija među zemljama, recimo, u inflaciji još izraženija nego u dohotku. U uzorku od 70 zemalja koji je korišćen u ovom radu, naša primarna mera ključnog nominalnog makroekonomskog ishoda – prosečna godišnja stopa promene nominalnog paralelnog tržišnog deviznog kursa (deviznog kursa na “crnom tržištu”, prim. prev.) – ima raspon od 3176 puta između Nikaragve i Danske.

Ovim radom mi nastojimo da popunimo prazninu u postojećoj literaturi. Razvijajući novu instrumentalnu promenljivu za društvene podele, i koristeći široko prihvaćene instrumentalne promenljive za političke institucije koje su razvili Acemoglu, Johnson, i Robinson (nadalje AJR, 2001), i za otvorenost privrede koje su razvili Frankel i Romer (nadalje FR, 1999), nastojimo da utvrdimo uzroke inflacije i drugih nominalnih poremećaja u dugom roku.

## I Posredni vs. neposredni/kratkoročni uzroci

Postoje dve grupe objašnjenja za uzroke nominalnih poremećaja kao što je inflacija. Jedna grupa smatra makroekonomsku politiku osnovnim uzrokom. Relativni nedostatak istraživanja uporednih razlika u nominalnim ishodima delom potiče od uverenosti među ekonomistima u ispravnost ovakvog objašnjenja. Na primer, većina programa Međunarodnog monetarnog fonda (MMF), uključujući i makroekonomske programe, proističe iz, i zasniva se, na toj pretpostavci. Kao što tvrdi Stanley Fischer (2001), bivši prvi zamenik generalnog direktora, “nije svrsishodno raspravljati o te dve reči (‘Vašingtonski konsenzus’ – ‘Washington Consensus’), ali jeste o ekonomskoj politici koju promovishemo – čvrsta monetarna i disciplinovana fiskalna politika.”<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Ovaj rad je znatno revidirana verzija Satyanath i Subramanian (2004). Duža, internet verzija ovog rada može se naći na [http://www.iie.com/staff/author\\_bio.cfm?author\\_id=488](http://www.iie.com/staff/author_bio.cfm?author_id=488).

<sup>2</sup> Izuzetke čine Cukierman, Webb, i Neyapti (1992), Cukierman, Edwards i Tabellini (1992), Romer (1993), Campillo i Miron (1996), i Desai, Olofsgard i Zousef (2003). Postoji bogata i rastuća literatura o finansijskim krizama, ali ona nije predmet ovog rada.

<sup>3</sup> Hirschman nudi alternativno objašnjenje dominacije ovog gledišta uzroka inflacije: „Ekonomске teorije o inflaciji dominiraju ne zato što su učesnici diskusija uvereni da ove teorije ukazuju na ključne uzroke, već pre svega zato što su razvile kompleksne sisteme analize koje omogućavaju nepreglednu elaboraciju, izvestan stepen empirijskog testiranja, i što je najvažnije – formulaciju

Neprijatna posledica ovog viđenja je da varijacije u nominalnim ishodi-  
ma kao što je inflacija među zemljama nastaju usled “nekih, možda slučajnih,  
nedostataka pažnje ili znanja kreatora monetarne politike ili usmerenosti na po-  
grešne varijable, kao što je kamatna stopa umesto novčane mase” (Hirschman,  
1985. p. 56). Ako je makroekonomska politika zaista suštinski uzrok, mi bismo  
morali da verujemo, kao što Rogoff kaže, „da su kreatori monetarne politike je-  
dnostavno bili zavedeni pogrešnim kenzijskim teorijama iz 60-ih i 70-ih godi-  
na. Visoka inflacija iz 70-ih i 80-ih godina bila je nusprodukt pogrešnih makroe-  
konomskih učenja. Kada su se guverneri dozvali pameti tokom osamdesetih go-  
dina, eliminisanje inflacije postalo je naprosto stvar signaliziranja i veštine”  
(Rogoff, 2003, str. 11).

Druga, novija verzija ovog viđenja ide dalje od monetarne i fiskalne po-  
litike, i smatra da drugi aspekti ekonomskih politika ili određeni drugi poreme-  
ćaji i nedostaci određuju nominalne ishode. Cukierman, Webb, i Neyapti (1992)  
sugerišu da nedostatak nezavisnosti centralne banke može da uzrokuje inflaciju.<sup>4</sup>  
Kaminsky et al. (2004) su pokazali da nestabilnost cena delimično nastaje usled  
procikličnosti kapitalnih tokova, čiji je uticaj pojačan procikličnim fiskalnim  
merama. Slično, Fatás i Mihov (2003) tvrde da kolebljivost državne potrošnje,  
koja je moguća u uslovima visoke fiskalne diskrecije, stvara nestabilnost cena.  
Eichengreen et. al. (2003), implicitno ukazuju na još jedan posredni uzrok –  
„izvorni greh” – kao strukturni poremećaj koji otežava ili onemogućava zem-  
ljama u razvoju da pozajmljuju u sopstvenoj valuti. Reinhart et. al. (2003) posre-  
dno tvrde da je dugi niz neodgovornih ekonomskih mera (ili neodgovornog za-  
duživanja) ono što čini ishode nestabilnim.

Da veza između ekonomskih politika/drugih poremećaja i nominalnih  
ishoda može biti samo posredna postaje očito kada se postavi pitanje zašto neke  
zemlje preduzimaju štetne mere ili trpe nominalne poremećaje, a neke ne. Na  
primer, ako monetarna i fiskalna politika određuju cene, šta zauzvrat oblikuje  
monetarnu i fiskalnu politiku, a prema tome i nestabilnost? Slično tome, ako ne-  
dostatak nezavisnosti centralne banke donosi nestabilnost, zašto su neke zemlje  
obebedile nezavisnost monetarne politike, a neke nisu? Ovakva pitanja oprav-  
davaju potragu za dubljim uzrocima ekonomskih nestabilnosti.

Naš rad pripada takvim naporima. Ishodišna tačka za otkrivanje dubljih  
uzroka leži u shvatanju da su inflacija i ekonomske mere koje utiču na nju deo  
široke palete redistributivnih mera koje donosiocima odluka stoje na raspolaga-  
nju. To je osnova političke ekonomije inflacije i drugih nominalnih poremećaja

---

praktičnih preporuka za vođenje ekonomske politike.” (Hirschman, 1985, p. 53) Ovo viđenje je u  
saglasnosti sa činjenicom da su nominalni poremećaju najčešće ispitivani u kontekstu vremenskih  
serija pre nego uporednih podataka, verovatno zbog raspoloživosti visokofrekventnih podataka i  
postojanja sofisticiranih modela vremenskih serija. Prema ovom viđenju, inflacija je tehnički pre  
nego politički problem.

<sup>4</sup> Preciznije, nedostatak nezavisnosti dovodi do fiskalnog populizma.

koje nastojimo da ispitamo. Prema tome, tražnja i ponuda za redistributivnim pritisicama predstavljaju posredne, dugoročne uzroke nominalnih ishoda kao što je inflacija. Shodno tome, mi koristimo pristup instrumentalnih varijabli (IV) da bi ispitali uticaj posrednih uzroka na nestabilnost nominalnih ishoda u kontekstu uporednih nacionalnih podataka<sup>5</sup>.

Pored doprinosa makroekonomskoj literaturi, mi dajemo doprinos široj literaturi o političkoj ekonomiji, time što razvijamo novu, teorijski opravdanu instrumentalnu varijablu za društvene podele.

Odstupamo od postojeće empirijske literature o nominalnim poremećajima time što nastojimo da utvrdimo uticaj svih verovatnih posrednih uzroka. Nasuprot tome, Romer (1993) se gotovo isključivo usmerava na uticaj otvorenosti privrede na inflaciju. Cukierman et al. (1992a) naglašavaju ulogu političke nestabilnosti, kao i Campillo i Miron (1996), dok se Cukierman et al. (1992b) koncentrišu na nezavisnost centralne banke. Desai et al. (2003) ispituju uticaj demokratije na inflaciju, zajedno sa dohodovnom nejednakošću. Međutim, oni su usmereni na kratkoročnu dinamiku cena, i njihova analiza počiva na posve drugačijim statističkim pretpostavkama.

Pristup koji koristimo u ovom radu sličniji je radovima o institucionalnim uzrocima *realnih* poremećaja, naročito Sah (1991), Weede (1996), Rodrik (1999 i 2000), Almeida i Ferreira (2002), Quinn and Woolley (2002), i Acemoglu et al. (2003). Rodrik (1999), na primer, ispituje kako stope rasta reaguju na šokove. Acemoglu et al. (2003) analiziraju varijacije u društvenom proizvodu – uobičajene i preterane – u kontekstu modela sa eksplicitno distributivnim elementima. Quinn i Woolley (2001) vrše uporednu analizu kolebljivost rasta u demokratijama i autoritarnim režimima. Mi nastavljamo ovu tendenciju time što ispituju posredne dugoročne uzroke *nominalnih* ekonomskih ishoda.

Naš osnovni zaključak je da postoji jaka uzročna veza između društvene razjedinjenosti i demokratskih političkih institucija i dugoročne inflacije. S obzirom na veliku pažnju posvećenu uticaju populizma u demokratskim režimima na inflaciju, neadekvatne reakcije demokratskih zemalja na naftne šokove, i odsustvo snažne veze između demokratije i privrednog rasta, iznenađujući rezultat je da demokratske institucije snažno utiču na smanjenje inflacije u dugom roku. Na primer, povećanje dohodove nejednakosti za jednu standardnu devijaciju (otprilike sa nivoa Francuske na nivo Dominikanske republike) dovodi do više nego dvostrukog uvećanja inflacije. Slično tome, snaženje demokratije za jednu standardnu devijaciju (otprilike sa nivoa Ugande na nivo Čilea) proizvodi gotovo četvorostruko (3,6 puta) smanjenje inflacije. Vrednosti *t*-statistike za koeficijente

---

<sup>5</sup> Izvršili smo određenu preliminarnu analizu podataka vremenskih serija (videti Satyanath i Subramanian, 2004), ali s obzirom na poteškoće takve analize, posebno u pogledu postojanosti institucija, kao i našeg usmerenja na dugoročne i posredne pojave, analiza podataka na osnovu uporednog preseka ostaje naš primarni fokus.

za nejednakost i demokratiju su konstantno statistički značajne na nivou od 1 odsto, i veza je otporna na primenu alternativnih mera demokratije, uzoraka, uzročnih promenljivih, i definicija inflacije. Takođe, nalazimo da je čitav niz makroekonomskih politika i poremećaja i sam uzrokovan nejednakošću i demokratskim institucijama.

## **II Posredni uzroci nominalnih poremećaja: Teorijske osnove**

U ovom delu opisujemo logiku uzročnih veza između tri verovatna posredna faktora i nominalnih ekonomskih ishoda.

### **Društvene nejednakosti i sukobi u pogledu raspodele**

Postoji duga intelektualna tradicija, počev od Marksa i Kaleckog, i uključujući skorije radove poput Rowthorn (1979), Lindberg i Maier (1986), Hirschman (1985), Dornbusch i Edwards (1990) i Sachs (1989), koja vezuje nominalne poremećaje kao što je inflacija za društvene nejednakosti i sukobe između različitih društvenih grupa u pogledu raspodele.<sup>6</sup> Prema ovom gledištu, inflacija i ekonomske mere koje na nju utiču predstavljaju sredstva za redistribuciju.

Makroekonomska nestabilnost može na više načina da odražava, i bude posledica, distributivnih sukoba među društvenim grupama. Prvo, u ranim analizama ekonomskih ciklusa u marksističkom duhu, kreditna ekspanzija tokom ekonomskog buma viđena je kao sredstvo koje omogućava kapitalu da finansira investicije preko kapaciteta postojećih u odsustvu inflacije. Drugo, inflacija je sredstvo *par excellence* za preraspodelu bogatstva: na primer, od zajmodavaca ka dužnicima, i od onih koji drže sredstva u novcu i drugim oblicima (niskokvalifikovan ljudski kapital) koji su slabo zaštićeni od inflacije.

Treći primer vezan je za javno zaduživanje države, koja često upotrebljava inflaciju kao sredstvo finansiranja neodrživih planova potrošnje i investicija, stoga promovišući interese određenih grupa u društvu (kao na primer iz opisa iskustva u Južnoj Americi 70-ih i 80-ih godina koje daje Sachs (1989)).

### **Demokratske političke institucije i sukobi oko preraspodele**

Nezavisno od stepena društvene nejednakosti, prisustvo/odsustvo demokratskih političkih institucija može da utiče na nivo društvenih sukoba u pogledu raspodele. Odavno je isticano da je demokratsko uređenje ranjivo na populističke tendencije političkih lidera (Kaufman i Stallings 1991). Drugi su isticali kako podela vlasti (pojava vrlo retko prisutna u autoritarnim režimima) može prouzrokovati

---

<sup>6</sup> Čak je i Milton Fridman, koji je famozno opisao inflaciju kao uvek i svugde monetarnu pojavu, navodno na jednom seminaru napravio razliku između neposrednih uzroka (preterana ponuda novca) i “dubljih” društvenih faktora (Seldon, 1975).

ti kašnjenje u prilagođavanju ekonomskim šokovima. U tom kontekstu, Alesina i Drazen (1991) su sugerisali da fragmentirane vlade dovode do paralize usled konflikta (“war of attrition”) oko toga ko će poneti teret prilagođavanja. Ovaj deo literature prema tome sugeriše da bi demokratiju trebalo da prati relativno visoka inflacija u kratkom roku.

Mi smatramo da pomenuta sklonost demokratskih institucija da povećaju inflaciju u kratkom roku ne znači neophodno da će problem opstati u dužem periodu. Postojeća literatura daje bogate dokaze u korist ove tvrdnje. Pre svega, očekuje se da prisustvo demokratske kontrole i nadzora nad političkom vlašću ublaži društvene sukobe u pogledu raspodele u dužem roku. Kao što tvrdi Rodrik (1999) u kontekstu oporavka od šokova u odnosima razmene, demokratske institucije ublažavaju nastojanja suprotstavljenih društvenih grupa da prenesu teret prilagođavanja na druge. Slično tvrde i Acemoglu et. al. (2003), pokazujući da postojanje kontrole izvršne vlasti otežava da ona izvrši preraspodelu bogatstva u svoju ili korist grupa bliskih njoj. Isto tako, Persson et al. (1997) pokazuju da uz odgovarajući sistem kontrole i odgovornosti, podela vlasti na izvršnu i zakonodavnu pomaže u sprečavanju zloupotrebe političkog položaja. U suštini, pod tim uslovima, dve grane vlasti disciplinuju jedna drugu, i postaju odgovornije prema građanima u sprovođenju svojih programa. Na osnovu ovih argumenata, formiramo sledeće očekivanje u pogledu uticaja demokratije. U dugom roku, negativan uticaj populizma ili političke paralize biće nadomešten pozitivnim uticajem više odgovornosti i efikasne kontrole vlasti, što će rezultirati u negativnoj vezi između demokratije i inflacije u dužem vremenskom periodu.

### **Otvorenost i sukobi oko preraspodele**

U skladu sa našom definicijom posrednih uzroka, moguće je da otvorenost privrede predstavlja još jedan faktor od uticaja na inflaciju.<sup>7</sup> Nedavno je Rogoff (2003) sugerisao da otvorenost utiče ne samo na nivo cena, već i na stopu inflacije putem kanala ponude novca. Bazirajući se na savremenim modelima otvorene privrede, on tvrdi da monopol na tržištu roba i rada stvara rascep između optimalnog i monopolističkog nivoa zaposlenosti. Ovaj rascep motiviše centralnu banku da putem inflacije podigne zaposlenost iznad „prirodne”, tržišno određene stope: „Kako se rascep sužava, manji je dobitak od neočekivane inflacije. Anti-inflacioni kredibilitet centralne banke se povećava, čak i bez ikakve institucionalne promene. Posledično, prosečna inflacija opada” (str. 19). Dakle, otvorenost privrede utiče ne samo na nivo cena, već i na ravnotežnu stopu inflacije.

Isprva se može činiti da ovo viđenje podrazumeva optimiziranje društvenog blagostanja bez distributivnih elemenata. Međutim, postoji literatura (na

---

<sup>7</sup> Postoji bogata i rastuća literatura koja izučava uticaj finansijske i trgovinske liberalizacije na realne ishode, uključujući i kolebljivost dohotka i potrošnje (videti Kose et. al., 2003, i literaturu koju oni navode).

primer Rajan i Zingales, 2003) koja vidi otvorenost privrede, baš kao i jake institucije, kao mehanizam kojim se ograničava mogućnost elita da vrše preraspodelu bogatstva u svoju korist. Jedan način da se interpretiraju argumenti koje zastupaju Romer (1993) i Rogoff (2004) je jednostavno da otvorenost povećava troškove kreatorima ekonomske politike u nastojanju da prisvoje resurse putem inflacije. Sve ovo opravdava uvrštenje otvorenosti kao promenljive u naš model, bilo kao konkurenta demokratiji i nejednakosti, ili jednostavno kao jednu od dodatnih nezavisnih promenljivih.

### III Empirijski pristup

S obzirom na prethodnu diskusiju, mi razmatramo uticaj tri posredna, dugoročna faktora na inflaciju (i druge nominalne ishode) – demokratskih političkih institucija (I), nivoa otvorenosti privrede (O), i stepena društvene nejednakosti (C). Cilj rada je da utvrdi da li su ovi faktori važni sa stanovišta dugoročnog uticaja. Takođe testiramo da li su oni zaista dugoročni i posredni uzroci. Prema tome, najveći deo rada posvećen je ispitivanju veze između posrednih faktora (D) i nominalnih ishoda (E). Isto tako pokušavamo da utvrdimo i da li se radi o dugoročnim posrednim faktorima time što ispitujemo vezu sa mnogim mogućim neposrednim faktorima (M), uključujući monetarnu i fiskalnu politiku, kolebljivost fiskalne politike (Fatás i Mihov, 2003), procikličnost fiskalne politike (Kaminsky, et al., 2004), nezavisnom centralne banke (Cukierman et al., 1992), „izvorni greh” (*original sin*) (Eichengreen et al., 2003), i spoljna prezaduženost (Reinhart et al., 2003).

Budući da smo usmereni na ispitivanje dugoročnih uticaja, naš pristup se zasniva na informacijama koje su sadržane prevashodno u podacima uporednih preseka, pre nego vremenskih serija. Stoga, pre svega upošljavamo uporedne regresije, pri čemu su sve promenljive merene kao proseci u periodu od 1960. do 2000. godine. Ignorišući nelinearnosti, ekonomske relacije koje nastojimo da opišemo su sledećeg oblika:

$$E_i = \phi + \alpha C_i + \beta I_i + \gamma O_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

pri čemu je  $E_i$  mera nominalnog poremećaja koji ispitujemo u zemlji  $i$ ,  $C_i$ ,  $I_i$ , i  $O_i$  su redom mere društvene nejednakosti, demokratskih političkih institucija, i otvorenosti privrede, i  $\varepsilon_i$  je greška modela.<sup>8</sup> Interesuju nas veličina, znak i nivo statističke značajnosti sva tri koeficijenta, naime,  $\alpha$ ,  $\beta$ , i  $\gamma$ . Koristićemo normali-

---

<sup>8</sup> Osim ako je drugačije naznačeno, sve promenljive na desnoj strani jednačine su proseci za period za koji je zavisna promenljiva (na levoj strani jednačine) merena.

zovane mere  $C_i$ ,  $I_i$ , and  $O_i$  u ključnim regresijama, kako bi ocenjeni parametri mogli biti direktno upoređivani.<sup>9</sup>

Kao što smo naglasili, takođe nas interesuje veza između posrednih i neposrednih faktora, i naročito da li možemo da potkrepimo tvrdnju da su ovi faktori zaista „duboki”, odnosno posredni i dugoročni. Stoga takođe ispituujemo sledeću relaciju:

$$M_i = \varpi + \rho C_i + \sigma I_i + \kappa O_i + \mu_i \quad (2)$$

gde M predstavlja verovatni neposredni uzrok inflacije.

Opis izvora i vrste podataka dat je u tabeli A.1 u apendiksu. Tabela A.2 daje osnovne opisne statističke mere najvažnijih promenljivih, a tabela A.3 listu zemalja koje sačinjavaju uzorak.

#### IV Poteškoće u merenju i oceni parametara

Niz poteškoća i pitanja u merenju i oceni parametara nastaju u ovakvoj studiji, čijem elaboriranju se ovde okrećemo.

#### Merenje nominalnih poremećaja, otvorenosti i društvene nejednakosti

Prvo, kako bi se mogli izraziti i meriti nominalni makroekonomski poremećaji? Najočitije je posmatrati inflaciju. Iako sprovodimo regresije koristeći inflaciju (merenu na konvencionalan način), u našoj bazičnoj specifikaciji, opredelili smo se za rede korišćenu meru nominalnih nestabilnosti. Naime, upotrebljavamo prosečnu godišnju stopu promene nominalnog paralelnog tržišnog deviznog kursa (deviznog kursa na „crnom tržištu”, prim. prev.), meru koju su sačinili Reinhart and Rogoff (2004). Ova mera ima dve prednosti. Prvo, ona je tržišno određena. U mnogim zemljama u razvoju cene su bile kontrolisane ili potpuno fiksne u dugim periodima nakon Drugog svetskog rata. Čak i nakon perioda liberalizacije u drugoj polovini 80-ih godina, cene nerazmenljive robe kao što su javne usluge i dalje su regulisane u mnogim zemljama. Nivo cena prema tome verovatno ne sadrži informacije o strukturnim makroekonomskim poremećajima. Stoga očekujemo da paralelni devizni kurs preciznije odražava strukturne makroekonomske uslove od konvencionalnih mera opšteg nivoa cena. Grafikon 1 odslikava stanje u različitim zemljama (grupisanim po regionima) u odnosu na našu ključnu meru nominalnih poremećaja.<sup>10</sup>

<sup>9</sup> Drugim rečima, svi regresori su izraženi kao devijacije od aritmetičke sredine, ponderisani standardnom devijacijom.

<sup>10</sup> Naravno, jedan potencijalni problem sa našom merom je da se paralelne stope formiraju na veoma malim („tankim”) tržištima. Iz tog razloga takođe prikazujemo i rezultate sa inflacijom kao merom nominalnih poremećaja.



Drugo, bilo koja mera nominalnih poremećaja bi trebalo da odražava probleme koji potiču od nagomilavanja dugova, promene rokova otplate ili nagomilavanja glavnice i kamata, i drugih eksternih poremećaja, koji takođe spadaju u, ili reflektuju, makroekonomske neravnoteže. S ovog aspekta, paralelni devizni kurs je takođe preciznija mera nego tipični pokazatelji nivoa cena.<sup>11</sup> Kako god, da bi sa sigurnošću utvrdili da rezultati analize nisu pristrasni pod uticajem naše mere, demonstriramo da upotreba alternativnih mera kao što je inflacija po potrošačkim cenama daje veoma slične rezultate (videti diskusiju niže u tekstu).<sup>12</sup> Dakle, mi merimo inflaciju kao logaritmovanu prosečnu godišnju procentualnu stopu promene nominalnog paralelnog („crnog”) deviznog kursa u periodu od 1960. do 2000. godine.<sup>13</sup>

Otvorenost privrede izražavamo u saglasnosti sa konvencionalnim načinom u literaturi, kao procentualni udeo izvoza i uvoza u društvenom proizvodu. Društvenu nejednakost merimo po nekoliko dimenzija – ekonomskoj, verskoj, jezičkoj i etničkoj. U našoj baznoj specifikaciji modela koristimo ekonomsku nejednakost, izraženu putem Gini koeficijenta dohodovne nejednakosti, ali takođe demonstriramo da alternative mere daju veoma slične rezultate.

### **Metod procene: Metod običnih najmanjih kvadrata (OLS), instrumentalnih promenljivih (IV), postupak instrumentacije i uzorak**

Parametri od interesa u jednačini (1) mogu se najjednostavnije oceniti upotrebom metoda običnih najmanjih kvadrata (OLS). To tipično dovodi do tri problema: endogenost, greške u merenju i izostavljenost činilaca. U baznoj specifikaciji, sve tri varijable – demokratske institucije, otvorenost privrede i društvena nejednakost – su potencijalno endogene. Očito, nominalna nestabilnost može da utiče na političke institucije: inflacija utiče na demokratizaciju, i obrnuto. Slično, ako je društvena razjedinjenost merena ekonomskom nejednakošću, inflacija očigledno ima uticaja s obzirom na poznate redistributivne efekte o kojima je već bilo reči. Inflacija takođe utiče na otvorenost privrede kroz niz različitih kanala. Najevidentnije, ona vodi realnoj depresijaciji domaće valute i putem nekoliko kanala može da smanji obim spoljne trgovine.

Greška u merenju je posebno značajna u slučaju političke varijable budući da postojeći pokazatelji tek nesavršeno beleže predviđene funkcije političkih institucija. Na primer, precizna mera demokratije bi trebalo da ujedno meri i kontrolu vlasti i odgovornost/stepen participacije građana. Kao što su Gleditsch i

---

<sup>11</sup> Ako paritet kupovne moći (Purchasing power parity – PPP) postoji, promene u nivoima deviznih kurseva bi trebalo da se manifestuju u promenama domaćih cena. U stepenu u kom se ovo ne dešava, upotreba deviznog kursa kao mere dovodi do izvesnog stepena generalizacije.

<sup>12</sup> U našem uzorku, prosta korelacija između mera paralelnog deviznog kursa i inflacije je 0,94.

<sup>13</sup> Podaci o ovoj meri sadržani u Reinhart i Rogoff (2004) ne pokrivaju celokupan period nakon Drugog svetskog rata za sve zemlje. Uvrstili smo samo zemlje za koje postoje podaci za period od barem deset godina.

Ward (1997) pokazali, čak i najčešće korišćena mera iz Polity baze podataka ne uzima dovoljno u obzir aspekte kao što je učešće građana.

Da bismo prenebregli ove probleme, koristimo metod dvostepenih najmanjih kvadrata. Razvili smo novu instrumentalnu promenljivu za društvenu nejednakost u našoj baznoj specifikaciji – dohodovnu nejednakost. U svom uticajnom radu, Engermann and Sokoloff (1998) su pokazali da je ekonomska nejednakost raširenija u zemljama sa plantažnom poljoprivredom (šećer, duvan, kakao) nego sa poljoprivrednim sektorom karakterisanim malim posedima, budući da ova prva dovodi do većih prinosa. Mi smo spram toga sastavili niz alternativnih instrumentalnih promenljivih za dohodovnu nejednakost, baziranih ili na stepenu parcelizacije poseda (merene udelom zemlje korišćene za gajenje žitarica u ukupno obradivoj površini), ili raširenosti plantaža (merene udelom zemlje koja se koristi za gajenje šećera). Demonstriramo niže da ove instrumentalne promenljive (u mnogim alternativnim verzijama) daju veoma jake prvostepene rezultate u aproksimaciji različitih merila društvene nejednakosti.

U pogledu demokratije, koristimo instrumentalnu promenljivu koju su razvili Acemoglu et. al. (2001) – stopa smrtnosti naseljenika. Za otvorenost privrede koristimo FR (1999), instrumentalnu promenljivu koja se zasniva na strukturnim geografskim karakteristikama zemalja uključenih u trgovinsku razmenu. FR instrumentalna promenljiva ima široku primenu u različitim empirijskim studijama, od analize privrednog rasta (Rodrik et al., 2004) do finansijskog razvoja (Rajan i Zingales, 2003).

Tačno je da statističke pretpostavke za ovakav pristup instrumentacije, primenjene u navedenim studijama, nisu striktno identično primenjive ovde, budući da se mi koncentrišemo na nominalne ishode, a ne na dohodak. Međutim, smatramo da je ovakav postupak instrumentacije validan i za naše potrebe. Prvo, razumno je tvrditi da su ovi u suštini istorijski i geografski instrumenti egzogeni u odnosu na sadašnju nestabilnost. Prava razlika javlja se kod ograničenja isključivosti. Naš pristup ovom problemu je u suštini putem niza provera obima, koje takođe služe da se pozabavimo problemom izostavljenih činilaca. Na primer, između ostalog uključujemo merila za ljudski kapital, dohodak, i uslove razmene. Takođe, naglašavamo da su izvesni problemi u vezi sa AJR instrumentom manje značajni pri ispitivanju naše zavisne promenljive nego u slučaju analize razvoja. Na primer, jedan potencijalni problem u AJR (2001) bio je taj da smrtnost naseljenika može da meri stepen raširenosti bolesti i sanitetskih uslova, koji mogu biti postojani, te uticati na sadašnje zdravstvene uslove i sadašnji dohodak. Dok ovo može biti ozbiljna briga pri analizi razvoja, teže je tvrditi da takvi uslovi imaju isti uticaj na sadašnju inflaciju.

Naš metod instrumentacije vodi jednom problemu u pogledu uzorkovanja. Naši bazni rezultati zasnivaju se na uzorku od 70 zemalja za koje koristimo FR instrument za otvorenost privrede i Engerman-Sokoloffinsipirisan instrument za nejednakost. Međutim, kako ovaj uzorak uključuje i zemlje koje nisu bile ko-

lonije i za koje prema tome ne postoje podaci o smrtnosti naseljenika, za političku promenljivu koristimo inicijalnu vrednost merila demokratije umesto prosečne vrednosti za ceo period.<sup>14</sup> Sigurnosti radi, takođe uključujemo regresije na uzorku samo onih zemalja za koje postoje podaci o smrtnosti naseljenika, pri čemu je stepen demokratije zamenjen AJR instrumentalnom promenljivom. U suštini, ovaj poduzorak od 48 zemalja trebalo bi da je dovoljno velik da omogući nesmetanu ocenu. Ipak, naši prvostepeni rezultati ocene nejednakosti su slabiji u ovom slučaju. Prema tome, koristimo alternativnu strategiju za eliminisanje endogenosti merila nejednakosti (praktično, korišćenjem vrednosti sa početka perioda).

Da sumiramo, u baznoj specifikaciji modela, otvorenost privrede i nejednakost zamenjujemo instrumentalnim promenljivama i koristimo inicijalnu vrednost merila demokratije, dok su u poduzorku otvorenost i demokratija zamenjeni, a inicijalne vrednosti uzete za merila nejednakosti. Rezultati za demokratiju i društvenu razjedinjenost (merenu dohodovnom nejednakošću) su uglavnom konzistentni za oba uzorka, iako se veličine menjanju, uz tendenciju da su koeficijenti veći kada je varijabla zamenjena instrumentom nego kada su korišćene njene inicijalne vrednosti.

## **V Rezultati**

### **Bazni rezultati**

U tabeli 1a predstavljeni su bazni rezultati o vezi između tri posredna faktora i stabilnosti deviznog kursa. Ukoliko nije drugačije navedeno, merilo demokratije koje navodimo jeste stepen kontrole glavne izvršne vlasti iz Polity IV baze podataka (Marshall i Jaggers, 2002) (XCONST). Kao što su Gleditsch i Ward (1997, str. 380.) utvrdili, „ova varijabla praktično u potpunosti određuje vrednost merila demokratije/autokratije” u Polity rangiranju. Mi preduzimamo i niz dodatnih testova sa svim važnijim alternativnim merilima u nastavku rada. Takođe, ako nije drugačije navedeno, naša mera nejednakosti potiče iz WIDER baze podataka (UNU, 2000).

U prvoj koloni tabele 1a predstavljeni su rezultati dobijeni OLS metodom, pri čemu su na desnoj strani uključene prosečne vrednosti demokratije, otvorenosti, i nejednakosti u periodu 1960-2000. Zavisna promenljiva je logaritmovana prosečna stopa promene paralelnog deviznog kursa tokom istog perioda. Merila demokratije i nejednakosti daju statistički značajne koeficijente, gde jača demokratija smanjuje, a veća nejednakost povećava inflaciju.

---

<sup>14</sup> Kao dodatni test, isprobali smo različite kombinacije faktora i instrumentalnih promenljivih, ali bez vidnog uticaja na rezultate.

Budući da imamo nove instrumentalne promenljive za nejednakost, okrećemo se diskusiji prvostepenih rezultata prikazanih u donjem delu tabele 1a. Instrument za nejednakost nastoji da registruje Engerman-Sokoloff (1994) argument da je ekonomska nejednakost povezana sa vrstom preovladavajuće poljoprivredne proizvodnje: što je veća raspršenost vlasništva obradive zemlje, to je manja nejednakost; i obrnuto, što je veća zavisnost od plantažne proizvodnje, veća će biti koncentracija bogatstva. Maloposednu poljoprivredu merimo udelom zemljišta korišćenog za gajenje žitarica (pšenica, ječam, ovas, raž, itd.) 1950. godine.<sup>15</sup> Podaci su preuzeti iz Mitchell (1998a i 1998b). Detaljniji opis ove instrumentalne promenljive može se naći u apendiksu duže, internet verzije ovog rada. Prvostepeni rezultati dobijeni upotrebom ovog instrumenta nalaze se u prve dve kolone panela B tabele 1a. U prvostepenoj jednačini za nejednakost, instrumentalna promenljiva ima očekivani (negativan) znak (veći udeo zemljišta za gajenje žitarica smanjuje ekonomsku nejednakost) uz vrednost  $t$ -statistike od 3,57. Slaba instrumentacija ne predstavlja problem jer je korelacija između rezultata dve prvostepene jednačine niska i Cragg-Donald statistika je iznad kritičnih Stock-Yogo (2005) vrednosti za slabe instrumente u prisustvu višestruko endogenih regresora.<sup>16</sup> (Vrednost Cragg-Donald statistike koja je niža od ove kritične vrednosti ukazuje na postojanje slabog instrumenta) Posebno je indikativno da u prvostepenoj jednačini za nejednakost, politička varijabla koja meri demokratiju nije statistički značajna. To znači da smo u stanju da izolujemo informacije o nejednakosti koje nisu izvedene od, ili u korelaciji sa, institucijama.

Kada koristimo različite verzije instrumentalne promenljive – na primer, veštačku promenljivu koja uzima vrednost 1 za udeo zemljišta za gajenje žitarica iznad medijane i 0 u suprotnom – dobijamo slične rezultate (kolone 3 i 4). Takođe dobijamo dobre rezultate ako koristimo veštačku promenljivu koja ima vrednost 1 za zemlje koje su bile proizvođači šećera 1950. godine (podaci dostupni od autora po zahtevu). Ova veštačka promenljiva ima pozitivan znak u prvom stepenu, potvrđujući Engerman-Sokoloff hipotezu da raširenija proizvodnja šećera vodi većoj nejednakosti.

Nakon što smo utvrdili validnost instrumentalne promenljive za nejednakost, okrećemo se rezultatima u drugom stepenu. Kolona 2 u tabeli 1a sadrži baznu IV specifikaciju u kojoj zamenjujemo otvorenost i nejednakost i koristimo inicijalne vrednosti merila demokratije. Koeficijenti za demokratiju i nejedna-

---

<sup>15</sup> Bilo bi idealnije pokriti i ranije godine, ali to smanjuje raspoloživost podataka. U stepenu u kom postoji inercija u strukturi poljoprivrede, ovo nije ozbiljan problem. Mi smo takođe dodali kukuruz i rižu navedenim kategorijama, ali su rezultati veoma slični.

<sup>16</sup> Vredi napomenuti da je naša prvostepena jednačina validna i po vrednostima zahtevnijeg Stock-Yogo testa za validnu ocenu, koji upoređuje veličinu koeficijenta dobijenog IV ocenom sa onom dobijenom primenom OLS metode. Test je oštrije od Stock-Yogo testa nepristrasne ocene (Stock-Yogo, 2004) jer su kritične vrednosti više (i rastu oštrije sa porastom broja instrumenata).

kost su statistički značajni na nivou od 1 odsto. Znakovi koeficijenata ostaju nepromenjeni u odnosu na OLS ocenu u koloni 1.

Pošto su sve nezavisne promenljive normalizovane, koeficijenti se mogu direktno porediti. Veličina efekta ukazuje na to da nejednakost ima najjači uticaj na inflaciju, gotovo duplo jači nego demokratija (grafikon 2, panel A pokazuje rezultate za baznu specifikaciju). Povećanje nejednakosti od jedne standardne devijacije (otprilike sa nivoa Francuske na nivo Dominikanske Republike) povećava našu meru inflacije dva i po puta. Slično, unapređenje demokratije u istoj meri (za 2,4 poena na skali do 7) smanjuje inflaciju za otprilike polovinu.<sup>17</sup> (Vredi obratiti pažnju na to da kada zamenimo merilo demokratije instrumentalnom promenljivom, kao što je učinjeno u tabeli 1b, jačina uticaja demokratije raste.)

U trećoj koloni koristimo predviđene vrednosti prosečne nejednakosti (umesto inicijalne nejednakosti). Koeficijenti za demokratiju i nejednakost ostaju statistički značajni. Rezultati za demokratiju ostaju nepromenjeni kada je WIDER mera nejednakosti (UNU, 2000.) zamenjena merom koju su razvili Deininger i Squire (1996.) (nije prikazano).

Jedna potencijalna briga je da naša zavisna promenljiva, inflacija, koja meri nominalnu nestabilnost, zapravo registruje efekat realne nestabilnosti. Jedan način da se ovo proveri je da se doda promenljiva koja meri realnu kolebljivost, što je i prikazano nešto niže. Ovde, umesto toga, na levu stranu jednačine stavljamo ostatke regresije naše mere inflacije sa realnom nestabilnošću (izraženom standardnom devijacijom BDP-a po glavi stanovnika između 1960. i 2000. godine). Ovo je dakle mera inflacije očišćena od uticaja realne kolebljivosti. Kolona 4 demonstrira da je efekat demokratije i nejednakosti otporan na promenu načina merenja zavisne promenljive. (Mi preduzimamo niz drugih testova otpornosti na promenu zavisne promenljive niže u tekstu.)

U vezi sa problemom izostavljenih varijabli i specifikacijom modela, pomenutog ranije, u koloni 5 dodajemo inicijalnu vrednost BDP-a po glavi stanovnika (merenog putem pariteta kupovne moći – “PPP”) kao kontrolnu promenljivu. (Očekujemo da ova varijabla odražava i razvijenost finansijskog sistema zemlje.) Opet, rezultati za demokratiju i nejednakost su otporni na ovu promenu.

U koloni 6 uključujemo i faktor koji odražava stepen političke nestabilnosti, koji je predstavljen standardnom devijacijom našeg merila demokratije. Rezultati ostaju nepromenjeni.

U tabeli 1a zavisna promenljiva merena je putem stope promene paralelnog deviznog kursa. U tabeli 1b nastojimo da utvrdimo da li su rezultati otporni ukoliko je zavisna promenljiva merena drugačije. Koristimo logaritmovanu prosečnu godišnju inflaciju (po potrošačkim cenama – „CPI” u kolonama sa

---

<sup>17</sup> XCONST mera demokratije ima minimalnu vrednost 1 i maksimalnu vrednost 7 u uzorku.

neparnim brojem, i BDP deflator u parnim kolonama). U preostalim kolonama sledimo specifikacije iz tabele 1a, i nalazimo da su rezultati slični. Uticaj demokratije je značajan u sedam od osam specifikacija u svakom uzorku, dok nejednakost nije robusna jedino kada se koristi mera zasnovana na BDP deflatoru.<sup>18</sup>

U tabeli 1c testiramo da li se rezultati iz tabele 1a menjaju kada se pozabavimo problemom endogenosti institucija time što institucionalnu varijablu zamenjujemo instrumentalnom promenljivom na bazi smrtnosti naseljenika. Podsećanja radi, u ovom slučaju pod-uzorak sadrži 48 zemalja, i otvorenost privrede i demokratiju zamenjujemo instrumentalnim promenljivama i koristimo inicijalne vrednosti merila nejednakosti. U donjem delu tabele 1c prikazujemo prvostepene rezultate specifikacije iz druge kolone gornjeg dela tabele. Instrumentalne promenljive su visoko statistički značajne i odgovarajućeg znaka. Korelacija između modeliranih vrednosti prvostepenih jednačina je zadovoljavajuće niska (mala vrednost korelacije ukazuje na to da instrumenti pomažu u objašnjenju zavisne promenljive nezavisno od endogenih regresora). U pogledu Stock-Yogo (2005.) testa, nulta hipoteza o slabosti instrumentacije je odbačena.

Kolone u gornjem delu tabele 1c su identične kolonama u tabeli 1a. Očito je da su drugostepeni rezultati nepromenjeni za demokratiju i nejednakost. Veličine koeficijenata su donekle drugačije; zamenjivanjem institucija instrumentalnom promenljivom udvostručava se vrednost koeficijenta sa otprilike 0,7 (u većem uzorku u koloni 2 tabele 1a) na 1.35 u manjem uzorku (kolona 2 tabele 1b). Rezultati za otvorenost su unekoliko jači u ovom pod-uzorku. Tabela 1d demonstrira da su rezultati prezentovani u tabeli 1b u suštini nepromenjeni kada koristimo manji uzorak, osim što otvorenost ima izražen negativan uticaj na inflaciju, u skladu sa argumentom kojeg daje Rogoff (2003).

U svetlu radova poput Glaeser et al. (2004), postavlja se interesantno pitanje da li registrujemo efekat institucija ili akumulacije ljudskog kapitala. Glaeser et al. tvrde da naseljenici nisu sa sobom doneli samo institucije na mesta sa niskom stopom smrtnosti, već i određeni nivo obrazovanja. Po njima, obrazovanje uči različite grupe da rešavaju međusobne nesuglasice bez sukoba, što potpomaže razvoj. Oni demonstriraju da kada je ovo uzeto u obzir, ljudski kapital ima značajan uticaj na razvoj nasuprot institucijama. Moguće je da ljudski kapital (kao što je viši nivo obrazovanosti stanovništva) doprinosi smanjenju konflikata, što zauzvrat snižava tenzije u pogledu redistribucije, te nižoj inflaciji i većoj makroekonomskoj stabilnosti. Nažalost, nije lako razvrstati relativne uticaje ljudskog kapitala i institucija usled nepostojanja dobrih i odvojenih instrumentalnih promenljivih. Kada zamenimo institucije merom ljudskog kapitala, rezultati su kvalitativno slični u manjem uzorku, dok je u većem koeficijent za insti-

---

<sup>18</sup> U radnoj verziji ovog članka (Satyanath i Subramanian, 2004) dajemo još dodatnih rezultata koji podržavaju našu hipotezu i u slučaju deviznog kursa i u slučaju konvencionalno merene inflacije. Vredi obratiti pažnju na činjenicu da se prvostepeni rezultati u ovoj specifikaciji ne menjaju u poređenju sa specifikacijom u tabeli 1a.

tucije značajno veći (dostupno po zahtevu). Ovo sugeriše da čak i ako je tačno da merilo demokratije sadrži informacije o ljudskom kapitalu, ono sadrži i dodatne faktore koji utiču na makroekonomsku stabilnost.

### **Koliko su „duboki” posredni uzroci?**

Ustanovili smo dosad da posredni faktori značajno određuju inflaciju. Sledeće pitanje je na koji način oni to čine? U tom kontekstu, ispitujemo vezu između posrednih faktora i novčane mase, nezavisnosti centralne banke (CBI), procikličnosti fiskalne politike (Kaminsky et al., 2004.), kolebljivosti fiskalne politike (Fatás i Mihov, 2003.), „izvorni greh” (Eichengreen et al., 2004.), i kreditnog rejtinga zemlje (Reinhart et. al., 2003.). Sve ove pojave su blisko povezane sa nominalnim makroekonomskim uslovima i mogu biti neposredni uzroci nominalne (ne)stabilnosti (rezultati su dostupni po zahtevu).

Pitanje je onda da li su ovi faktori neposredni, u smislu da su i sami uzrokovani posrednijim, „dubokim” faktorima. Rezultati su dati u tabeli 2 za veći uzorak.<sup>19</sup> Ispostavlja se da su demokratske institucije i nejednakost značajne odrednice mnogih od ovih faktora, naročito u većem, baznom uzorku. Čini se dakle da makroekonomske politike i određeni drugi faktori koji dovode do nominalnih poremećaja imaju zajedničko ishodište u autoritarnim političkim institucijama i društvenoj nejednakosti.

## **VI Veličina**

### **Alternativna merila političkih institucija**

Dosad smo koristili merilo stepena kontrole izvršne vlasti (XCONST) iz Polity IV baze podataka (Marshall i Jagers, 2002.) kao pokazatelj demokratije. (Podsećamo da je to varijabla koja presudno određuje osnovni Polity rang demokratije). U tabeli 3 ispitujemo otpornost baznih rezultata (kolona 2 u tabeli 1a) na alternativna merila demokratije.

Koristimo dve alternative mere kontrole izvršne vlasti: „Checks” (Beck et al., 2001.) i „Polcon3” (Henisz, 2000.). Obe mere nastoje da predstavljaju broj veto tačaka u odlučivanju – političkih instanci čije je odobrenje neophodno za pokretanje politike iz statusa kvo. Veće vrednosti obe mere znače jača ograničenja. Autoritarni režimi uglavnom imaju niske vrednosti ovih pokazatelja.

Takođe prikazujemo rezultate za dve opšte mere demokratije koje su određene XCONST merilom, naime, „democ” i „Polity”, obe iz Polity IV baze podataka (Marshall i Jagers, 2002.). Polity je alternativno merilo demokratije i dobija se oduzimanjem merila stepena autoritarnosti političkog sistema od meri-

---

<sup>19</sup> Čitaocima koji su zainteresovani za rezultate sa manjim uzorkom upućujemo na dužu verziju ovog rada na internet adresi: [http://www.iie.com/staff/author\\_bio.cfm?author\\_id=488](http://www.iie.com/staff/author_bio.cfm?author_id=488)

la demokratije korišćenog u dosadašnjem delu rada. Osim toga prezentujemo i rezultate kada koristimo meru demokratije (REG) koju su razvili Przeworski et al. (2000.), a koja ocenjuje politički sistem kao demokratiju ukoliko postoji „obrt” u vlasti. Vredi napomenuti da je REG veštačka promenljiva. (Dok je demokratija kodirana vrednošću 0 u originalnoj verziji REG, mi joj dajemo vrednost 1 kako bi omogućili uporednost u očekivanom znaku koeficijenta sa drugim merama.)

Konačno, tabela 3 uključuje i dve varijable koje nastoje da mere aspekte demokratije koji nisu obuhvaćeni Polity merama (fokusiranim pre svega na ograničenja izvršne vlasti). To su „W” (Bueno de Mesquita et. al. 2003.), koja meri veličinu vladajuće koalicije, i „voice” (Kaufman et. al., 2002.), na percepciji bazirana mera stepena uticaja koji prosečni građanin uživa u političkom sistemu. Dok su svi ovi pokazatelji pozitivno korelisani, korelacija nije savršena (korelacija je između 0,8 i 0,9).

Nezavisno od merila kojim se iskazuje demokratski političkih institucija, demokratija ispoljava (i u manjem i u većem uzorku) snažnu negativnu vezu sa nestabilnošću deviznog kursa, sa statističkom značajnošću na nivou od 1 i 5 odsto. Veličina koeficijenta je slična za različite mere. Važno je dodati da promena merila demokratije ne menja statistički značajan uticaj nejednakosti.

### **Dodatne uzročne promenljive**

Izostavljene uzročne promenljive su tipičan problem u regresijama baziranim na uporednim podacima. Prema tome, u tabeli 4 razmatramo dodatne faktore koji su možda izostavljeni u našoj baznoj specifikaciji. Ovo je takođe i posredni test validnosti dvostepene procedure jer direktno uzimamo u obzir faktore koji bi mogli biti korelisani sa instrumentalnim promenljivama i merilom makroekonomske stabilnosti. Treba napomenuti da se sve naredne tabele odnose na veći uzorak. Rezultati su uglavnom nepromenjeni kada regresije sprovedemo na manjem uzorku (dostupno po zahtevu).

Jedna briga je da li zapravo registrujemo efekat realne pre nego nominalne nestabilnosti. Na primer, u prisustvu realnog šoka, i u uslovima neutralne makroekonomske politike, nominalna nestabilnost može jednostavno biti posledica realne nestabilnosti. Stoga uključujemo dve mere realne nestabilnosti iz Acemoglu et al. (2003.). Prva je standardna devijacija realne stope rasta, a druga je najgora kontrakcija realne aktivnosti između bilo koje dve godine (kolone 1 i 2). U kolonama 3 i 4 dodate su i promena uslova razmene ili njihova devijacija. U koloni 5 uzimamo u obzir ekstremne političke nestabilnosti registrujući revolucije i pučeve, i koloni 6 dodajemo istorijsku kategoriju pravnog sistema. Jedna od dve ključne varijable (demokratija i nejednakost) je statistički značajna u svakoj, dok su obe značajne u pet od šest specifikacija.



## **Uzorci**

Tabela 5 demonstrira da su rezultati otporni na promene veličine uzorka. U koloni 1 isključujemo pet zemalja sa najvišom inflacijom (Argentina, Bolivija, Brazil, Nikaragva i Peru), i nalazimo da uticaj demokratije i nejednakosti ostaje robustan. U koloni 2 smo eliminisali Nigeriju, budući da je Belsey-Kuh-Welsch (1980.) test identifikuje kao uticajnu opservaciju. Kolona 3 uključuje veštačke promenljive za regione,<sup>20</sup> dok u kolonama 4, 5 i 6 ispuštamo redom zemlje Južne Amerike, podsaharske Afrike, i OECD-a. Pokazatelj demokratije je statistički značajan u svim slučajevima, osim u poslednjoj koloni, gde je vrlo blizu praga značajnosti. Jedina specifikacija u kojoj nejednakost nije statistički značajna je kada uključujemo veštačke promenljive za sve regione.

## **Koje vrste društvene nejednakosti?**

Ništa u našem pristupu ne sugerise kakva vrsta društvenih nejednakosti – ekonomskih, etničkih, verskih ili jezičkih – zaista ima značaja. Bilo koja od njih može dovesti do pritisaka u pogledu preraspodele o kojima smo prethodno diskutovali. Na primer, Alesina i La Ferrara (2005.) pokazuju da etnička razjedinjenost negativno utiče na ponudu javnih dobara. Pošto se niska inflacija može posmatrati kao javno dobro, potrebno je ispitati da li ova vrsta društvene fragmentacije ima drugačiji uticaj od drugih vrsta.

Različiti pokazatelji za etničku i/ili versku fragmentaciju razvijeni u literaturi (Alesina et al. 2003, i Fearon, 2003.) su upotrebljeni radi testiranja otpornosti uticaja demokratije i nejednakosti. U koloni 1 tabele 6 uključujemo instrumentalnu promenljivu za nejednakost u prvom stepenu u obliku veštačke promenljive, koja uzima vrednost 1 za zemlje koje su iznad medijane po udelu malih poljoprivrednih poseda (prvostepena jednačina odgovara specifikaciji prezentovanoj u kolonama 3 i 4 donjeg dela tabele 1a). Nejednakost i demokratije ostaju statistički značajni. U koloni 2, veštačka promenljiva sa vrednošću 1 ako je zemlja bila proizvođač šećera 1950. godine je upotrebljena kao instrument. Prvostepeni rezultati su nešto slabiji (mada i dalje statistički značajni) u poređenju sa specifikacijom koja uključuje merilo obradivog zemljišta za gajenje žitarica, ali demokratija i nejednakost su statistički značajni u drugoj fazi. U koloni 3 su upotrebljene mere etničke i verske fragmentacije iz Alesina et al. (2003.) bez njihove instrumentacije (smatrajući ih striktno egzogenim), dok je dosadašnja mera nejednakosti isključena. Umesto toga, u koloni 4 upotrebljena je mera etničke fragmentacije koju je razvio Fearon. Etnička razjedinjenost je statistički značajna u obe specifikacije. U koloni 5 su istovremeno uključene mera dohodovne

---

<sup>20</sup> Naši rezultati su takođe otporni na uključenje veštačke promenljive za zemlje istočne Azije (nije prikazano).

nejednakosti (predstavljena instrumentalnom promenljivom koja meri udeo malo-posedne poljoprivrede korišćene u tabeli 1a) i pokazatelji etničke i religiozne fragmentacije iz kolone 3. Uticaj dohodovne nejednakosti je otporan i umanjuje jačinu efekta etničke i verske razjedinjenosti. Rezultat je nepromenjen nakon supstitucije ovog merila pokazateljem iz kolone 4.

## **VII Zaključak**

Ovaj rad je pružio jake dokaze u korist tvrdnje koju je izneo Hirschman da: “je odavno očigledno da koreni inflacije...leže u opštim društvenim i političkim strukturama, i posebno u društvenim i političkim sukobima, i metodama upravljanja tim sukobima” (1985, str. 53). Društvene nejednakosti (naročito dohodovna) i stepen demokratičnosti institucija su ključni strukturni faktori koji određuju inflaciju i slične nominalne poremećaje.

Napori međunarodnih institucija da uvedu programe sa ciljem smanjenja ekonomskih nejednakosti su verovatno korisni. Međutim, prepoznavanje dugoročnog uticaja demokratije na inflaciju ne obezbeđuje automatski precizan i efikasan kratkoročni ekonomski program. Institucije se menjaju sporo i postepeno i uzroci demokratizacije su kompleksni i još uvek nedovoljno shvaćeni. Nadalje, čak ni MMF ne može dovoljno da utiče na stabilnost ekonomskih ishoda. Politika uslovljavanja koju MMF sprovodi već je dovoljno nametljiva. Teško je zamisliti da bi postojala volja za produblivanjem uslovljavanja na segment političkih institucija.

Dilema u pogledu demokratije je ista kao i u pogledu uloge institucija u ekonomskom razvoju. Neke reforme koje suštinski pomažu ostvarivanju povoljnih ekonomskih rezultata je često teško kontrolisati. Sve to nameće teško pitanje: da li donosioci odluka treba da se pomire sa time da imaju tek ograničen uticaj u pokušajima da isprave nominalne poremećaje? Da parafraziramo Jejtisa, bolje je da ublažimo ubeđenje da je značajnu promenu moguće nametnuti spolja nego da sa strašću delujemo kao da jeste moguće.

## **Literatura**

- Acemoglu, Daron, Simon Johnson, and James Robinson, 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation,” *American Economic Review*, Vol. 91 (December), pp. 1369–401.
- Acemoglu, Daron, and Yunyong Thaicharoen, 2003, “Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises, and Growth,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50 (January), pp. 49–123.

- Alesina, Alberto, and Allan Drazen, 1991, "Why Are Stabilizations Delayed," *American Economic Review*, Vol. 81 (December), pp. 1170–88.
- Alesina, Alberto, and Eliana La Ferrara, 2005, "Ethnic Diversity and Economic Performance," *Journal of Economic Literature*, Vol. 43 (September), pp. 762–800.
- Alesina, Alberto, Arnaud Devleeschauwer, William Easterly, Sergio Kurlat, and Romain Wacziarg, 2003, "Fractionalization," *Journal of Economic Growth*, Vol. 8 (June), pp. 155–94.
- Almeida, Heitor, and Daniel Ferreira, 2002, "Democracy and the Variability of Economic Performance," *Economics and Politics*, Vol. 14 (November), pp. 225–57.
- Barro, Robert, and Xavier Sala-i-Martin, 2003, *Economic Growth*, (Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 2nd ed.).
- Beck, Thorsten, and others 2001, "New Tools in Comparative Political Economy: The Database of Political Institutions," *World Bank Economic Review*, Vol. 15 (September), pp. 165–76.
- Belsley, D.A., E. Kuh, and R.E. Welsch, 1980, *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity* (New York, Wiley).
- Bueno de Mesquita, Bruce, Alastair Smith, Randolph M. Siverson, and James D. Morrow, 2003, *The Logic of Political Survival* (Cambridge, Massachusetts, MIT Press).
- Campillo, Marta, and Jeffrey Miron, 1996, "Why Does Inflation Differ Across Countries?" in *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, NBER Studies in Business Cycles, ed. by Christina D. Romer and David H. Romer (Chicago, University of Chicago Press).
- Cukierman, Alex, Sebastian Edwards, and Guido Tabellini, 1992a, "Seigniorage and Political Instability," *American Economic Review*, Vol. 82 (June), pp. 537–55.
- Cukierman, Alex, Steven Webb, and Bilin Neyapti, 1992b, "Measuring the Independence of Central Banks and its Effect on Policy Outcomes," *World Bank Economic Review*, Vol. 6, No. (6), pp. 353–98.
- Deininger, Klaus, and Lyn Squire, 1996, "A New Data Set Measuring Income Inequality," *World Bank Economic Review*, Vol. 10 (September), pp. 565–91.
- Desai, Raj, Anders Olofsga°rd, and Tarik Yousef, 2003, "Democracy, Inequality, and Inflation," *American Political Science Review*, Vol. 97 (August), pp. 391–406.
- Dornbusch, Rudiger, and Sebastian Edwards, 1991, *The Macroeconomics of Populism in Latin America*, NBER Conference Report (Chicago, University of Chicago Press).
- Easterly, William, and Ross Levine, 1997, "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (November), pp. 1203–50.

- Eichengreen, Barry, Ricardo Hausmann, and Ugo Panizza, 2003, "Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why They Are Not the Same and Why It Matters," NBER Working Paper No. 10036 (Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research).
- Engerman, Stanley L., and Kenneth L. Sokoloff, 1994, "Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth Among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States," National Bureau of Economic Research Working Paper No. H0066 (Cambridge Massachusetts).
- Fatás, A., and Ilian Mihov, 2003, "The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118 (November), pp. 1419–47.
- Fearon, James, 2003, "Ethnic and Cultural Diversity by Country," *Journal of Economic Growth*, Vol. 8 (June), pp. 195–222.
- Fischer, S., 2001, "Farewell Speech to the IMF Executive Board," August 30. Available via the Internet: <http://www.imf.org/external/np/speeches/2001/sp01ind.htm>.
- Frankel, Jeffrey, and David Romer, 1999, "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, Vol. 89 (June), pp. 379–99.
- Glaeser, Edward, Rafael La Porta, Florencio Lopez-de-Silanes, and Andrei Schleifer, 2004, "Do Institutions Cause Growth?" NBER Working Paper No. 10568 (Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research).
- Gleditsch, Kristian, and Michael Ward, 1997, "Double Take: A Reexamination of Democracy and Autocracy in Modern Polities," *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 41 (June), pp. 361–83.
- Hall, Robert, and Charles Jones, 1999, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114 (February), pp. 83–16.
- Henisz, Witold J., 2000, "The Institutional Environment for Economic Growth," *Economics and Politics*, Vol. 12 (March), pp. 1–31.
- Heston, Alan, Robert Summers, and Bettina Aten, 2002 Penn World Table Version 6.1, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- Hirschman, A., 1985, "Reflections on the Latin American Experience," in *The Politics of Inflation and Economic Stagnation*, ed. by L.N. Lindberg, B. Barry and C.S. Maier (Washington, Brookings Institution Press).
- Kaminsky, Graciela, Carmen Reinhart, and Carlos Végh, 2004, "When It Rains It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies," NBER Working Paper No. 10780 (Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research).
- Kaufman, R.R., and B. Stallings, 1991, "The Political Economy of Latin American Populism," in *The Macroeconomics of Populism in Latin America*, ed. by R. Dornbusch and S. Edwards, NBER Conference Report (Chicago, University of Chicago Press).
- Kaufmann, Daniel, Art Kraay, and Massimo Mastruzzi, 2003, "Governance Matters III: Governance Indicators for 1996–2002," Policy Research Working Paper No. 3106 (Washington, World Bank).

- Kose, Ayhan, Eswar Prasad, and Marco Terrones, 2003, "Financial Integration and Macroeconomic Volatility," IMF Working Paper 03/50 (Washington, International Monetary Fund).
- Lindberg, L.N., B. Barry, and C.S. Maier, 1985, *The Politics of Inflation and Economic Stagnation* (Washington, Brookings Institution Press).
- Marshall, Monty G., and Keith Jagers, 2002, "Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transitions 1800–2002," *Polity Country Reports 2002* (College Park, Maryland, University of Maryland). Available via the Internet: <http://www.cidcm.umd.edu/inscr/polity>.
- Mitchell, B.R., 1998a, *International Historical Statistics: Africa, Asia, and Oceania 1750–1988*, (London, Macmillan, 3rd ed.).
- Mitchell, B.R., 1998b, *International Historical Statistics: The Americas 1750–1993*, (London, Macmillan, 4th ed.).
- Persson, Torsten, Gerard Roland, and Guido Tabellini, 1997, "Separation of Powers and Political Accountability," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (November), pp. 1163–202.
- Przeworski, Adam, Alvarez Michael, Jose' Cheibub, and Fernando Limongi, 2000, *Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950–1993* (New York, Cambridge University Press).
- Quinn, Dennis, and John Woolley, 2001, "Democracy and National Economic Performance: The Preference for Stability," *American Journal of Political Science*, Vol. 45 (July), pp. 634–57.
- Rajan, Raghuram, and Luigi Zingales, 2003, "The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century," *Journal of Financial Economics*, Vol. 69, No. (1), pp. 5–0.
- Reinhart, Carmen, and Kenneth Rogoff, 2004, "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119 (February), pp. 1–48.
- Reinhart, Carmen, Kenneth Rogoff, and Miguel Savastano, 2003, "Debt Intolerance," *Brookings Papers on Economic Activity: 1* Brookings Institution, Washington D.C. pp. 1–74.
- Rodrik, Dani, 1999, "Where Did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses," *Journal of Economic Growth*, Vol. 4 (December), pp. 385–412.
- Rodrik, Dani, 2000, "Participatory Politics, Social Cooperation, and Economic Stability," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 90 (May), pp. 140–4.
- Rodrik, Dani, Arvind Subramanian, and Francesco Trebbi, 2004, "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development," *Journal of Economic Growth*, Vol. 9 (June), pp. 131–65.
- Rogoff, K., 2003, "Globalization and Global Disinflation," paper prepared for the Federal Reserve Bank of Kansas City symposium on "Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy," Jackson Hole, Wyoming, August 28–30.
- Romer, David, 1993, "Openness and Inflation: Theory and Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108 (November), pp. 869–903.

- Rowthorn, Robert, 1977, "Conflict, Inflation, and Money," *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 1, No. 3, pp. 215–39.
- Sachs, Jeffrey, 1989, "Social Conflict and Populist Policies in Latin America," NBER Working Paper No. 2897 (Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research).
- Sah, Raaj, 1991, "Fallibility in Human Organizations and Political Systems," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5 (Spring), pp. 67–88.
- Satyanath, Shankar, and Arvind Subramanian, 2004, "What Determines Long-Run Macroeconomic Stability? Democratic Institutions," IMF Working Paper 04/215 (Washington, International Monetary Fund).
- Seldon, A., 1975, "Preface," in *Full Employment at Any Price?*, ed. by F.A. Hayek, Occasional Paper No. 45 (London, Institute of Economic Affairs).
- Stock, James, and Motohiro Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regressions," in *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Chapter 5, ed. by D.W.K. Andrews and J.H. Stock (Cambridge, United Kingdom, Cambridge University Press).
- United Nations University (UNU), 2000, "UNU/WIDER-UNDP World Income Inequality Database, Version 1.0, 12 September 2000," Available via the Internet: <http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid-introduction.htm>.
- Weede, Erich, 1996, "Political Regime Type and Variation in Economic Growth Rates," *Constitutional Political Economy*, Vol. 7 (September), pp. 167–76.

### **The Political Economy of Nominal Macroeconomic Pathologies**

**Abstract:** Recognizing that inflation and the macroeconomic policies that affect it can emanate from distributional conflicts in society, we examine the deep determinants of several nominal pathologies and related policy variables from a distributional perspective. We develop new instruments and use well-established existing instruments for these deep determinants and find that two deep determinants-- societal divisions and democratic institutions --have a powerful and robust causal impact on nominal macroeconomic outcomes. Surprisingly, given the widespread attention accorded to the effects of populist democracy on inflation, democracy robustly serves to reduce inflation over the long term. A one standard deviation increase in democracy reduces inflation nearly four-fold. A similar increase in societal divisions increases inflation more than two-fold. Our results are robust to alternative measures of democracy, samples, covariates, and definitions of societal division. It is particularly noteworthy that a variety of nominal pathologies and/or their proximate policy causes discussed in the recent macroeconomic literature, such as procyclical policy, absence of central bank independence, original sin, and debt intolerance, have common origins in societal divisions and undemocratic political institutions.

**Key words:** Democracy, Social divisions, Nominal outcomes

**JEL:** O17, E61, E31

**Tabela 1a. Posredni uzroci nominalnih makroekonomskih poremećaja: Bazna specifikacija (veći uzorak)**  
(Panel A: Drugostepeni rezultati)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Otvorenost privrede	-0.285 (1.39)	-0.104 (0.35)	-0.185 (0.68)	-0.276 (0.99)	-0.100 (0.33)	-0.047 (0.16)
Demokratske političke institucije	-0.629 (3.60)***	-0.660 (3.59)***	-0.384 (2.16)**	-0.529 (3.08)***	-0.627 (3.09)***	-0.474 (2.18)**
Inicijalna nejednakost	0.327 (2.04)**	1.235 (3.09)***	1.111 (3.62)***	1.189 (3.56)***	1.173 (3.32)***	1.282 (3.17)***
Inicijalni per capita dohodak (log, PPP)					-0.089 (0.37)	
Nestabilnost političkih institucija						0.330 (1.46)
Metod ocene	OLS	IV	IV	IV	IV	IV
<b>Da li je izvršena instrumentacija</b>						
Otvorenost	ne	da	da	da	da	da
Demokratske političke institucije	ne	ne	ne	ne	ne	ne
Nejednakost	ne	da	da	da	da	da
Broj opservacija	70	70	70	69	70	70

Komentar: Osim u koloni 4, zavisna promenljiva je logaritmovana prosečna godišnja stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa. U koloni 4, zavisna promenljiva je komponenta ove varijable koja je ortogonalna na realnu nestabilnost, i predstavlja rezidualne modele u kom je bazna zavisna promenljiva regresovana na standardnu devijaciju realne stope rasta BPD-a po glavi stanovnika. Nejednakost je merena putem Gini koeficijenta (podaci iz UNU, 2000.). U koloni 3, nejednakost je prosek tekućih vrednosti. U kolonama 2-6, nejednakost je zamenjena instrumentalnom promenljivom koja meri udeo obradivog zemljišta posvećenog gajenju žitarica ca. 1950. godine, i koja je opisana u tekstu; otvorenost je instrumentovana merom korišćenom u Frankel i Romer (1999.). Inicijalni dohodak po glavi stanovnika (izražen paritetom kupovne moći) odnosi se na 1960. ili najraniju godinu za koju su podaci raspoloživi, iz Heston, Summers i Aten (2002.). Nestabilnost političkih institucija je izražena kao standardna devijacija indeksa kontrole izvršne vlasti. Robustne *t*-statistike su u zagradi; \*, \*\*, i \*\*\* predstavljaju stepen statističke značajnosti na nivou od redom 10, 5, i 1 odsto. Generalno, koeficijent determinacije nije prikazan za drugostepene rezultate budući da nije odgovarajuće definisan.

**Tabela 1a. Nastavak**  
(Panel B. Prvostepeni rezultati)

Zavisna promenljiva	Otvorenost	Nejednakost	Otvorenost	Nejednakost
Demokratske političke institucije	0.191 (2.70)***	0.020 (0.20)	0.200 (2.86)***	0.034 (0.32)
Instrument za otvorenost	0.747 (8.66)***	0.029 (0.23)	0.729 (9.04)***	-0.071 (0.58)
Instrument za nejednakost (udeo obradive zemlje posvećen gajenju žitarica)	-0.4 (1.32)	-1.4 (3.57)***		
Instrument za nejednakost (veštačka promenljiva = 1 ako je udeo obradive zemlje posvećen gajenju žitarica iznad medijane)			-0.279 (1.99)*	-0.695 (3.29)***
Koeficijent determinacije	0.58	0.17	0.60	0.15
Broj opservacija	70	70	70	70
<b>Dijagnostički parametri snage instrumentacije</b>				
Korelacija između modeliranih vrednosti prvostepenih regresija		-0.14		-0.09
Cragg-Donald statistika		7.63		6.79
Kritična vrednost statistike (r=0.1)		7.03		7.03
Kritična vrednost statistike (r=0.15)		4.58		4.58

**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: Prve dve kolone odgovaraju drugostepenoj jednačini u koloni 2 panela A ove tabele. Sledeće dve kolone pokazuju efekat promene instrumentalne promenljive za nejednakost. Dva alternativna instrumenta za nejednakost su opisana u tekstu i u apendiksu internet verzije rada. Robustne *t*-statistike su u zagradi; \*, \*\*, i \*\*\* predstavljaju stepen statističke značajnosti na nivou od redom 10, 5, i 1 odsto.

**Tabela 1b. Otpornost na alternativna merila nominalnih ishoda (veći uzorak)**

Zavisna promenljiva	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)
Otvorenost	-0.214 (1.20)	-0.162 (0.86)	-0.118 (0.47)	-0.091 (0.37)	-0.149 (0.61)	-0.117 (0.49)	-0.117 (0.46)	-0.100 (0.42)	-0.081 (0.33)	-0.036 (0.16)
Demokratske političke institucije	-0.443 (3.05)***	-0.342 (2.45)**	-0.462 (3.24)***	-0.355 (2.61)**	-0.351 (2.52)**	-0.266 (2.04)**	-0.548 (3.18)***	-0.426 (2.66)***	-0.294 (1.85)*	-0.176 (1.24)
Inicijalna nejednakost	0.067 (0.43)	0.053 (0.33)	0.495 (1.94)*	0.396 (1.52)	0.437 (2.05)**	0.356 (1.62)	0.642 (2.34)**	0.529 (1.83)*	0.530 (2.05)**	0.441 (1.68)*
Inicijalni per capita dohodak (Log, PPP)							0.216 (1.26)	0.192 (1.21)		
Nestabilnost političkih institucija									0.285 (1.75)*	0.316 (1.92)*
Metod ocene Opservacije	OLS 68	OLS 70	IV 68	IV 70	IV 68	IV 70	IV 68	IV 70	IV 68	IV 70

**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: Zavisna promenljiva je logratimovana godišnja prosečna stopa inflacije po potrošačkim cenama (u neparnim kolonama) ili BDP deflatora (i parnim kolonama). Nejednakost je merena putem Gini koeficijenta (podaci iz UNU, 2000.). U kolonama 5 i 6, nejednakost je prosek tekućih vrednosti. U kolonama 3-10, nejednakost je zamenjena instrumentalnom promenljivom koja meri udeo obradivog zemljišta posvećenog gajenju žitarica ca. 1950. godine, i koja je opisana u tekstu; otvorenost je instrumentovana merom korišćenom u Frankel i Romer (1999.). Inicijalni dohodak po glavi stanovnika (izražen paritetom kupovne moći) odnosi se na 1960. ili najraniju godinu za koju su podaci raspoloživi, iz Heston, Summers i Aten (2002.). Nestabilnost političkih institucija je iz-



ražena kao standardna devijacija indeksa kontrole izvršne vlasti. Robustne *t*-statistike su u zagradi; \*, \*\*, i \*\*\* predstavljaju stepen statističke značajnosti na nivou od redom 10, 5, i 1 odsto.

**Tabela 1c. Posredni uzroci nominalnih makroekonomskih ishoda: Bazna specifikacija (manji uzorak)**  
(Panel A: Drugostepeni rezultati)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Otvorenost privrede	-0.399 (1.85)*	-0.607 (2.12)**	-0.608 (2.07)**	-0.742 (2.66)**	-0.564 (1.38)	-0.562 (1.90)*
Demokratske političke institucije	-0.625 (2.85)***	-1.354 (4.42)***	-1.269 (4.46)***	-1.109 (3.67)***	-2.490 (2.81)***	-1.266 (3.26)***
Inicijalna nejednakost	0.434 (2.01)*	0.676 (2.77)***	0.421 (1.77)*	0.752 (3.20)***	0.712 (2.45)**	0.630 (2.38)**
Inicijalni per capita dohodak (Log, PPP)					1.133 (2.15)**	
Nestabilnost političkih institucija						0.169 (0.60)
Metod ocene	OLS	IV	IV	IV	IV	IV
<b>Da li je izvršena instrumentacija</b>						
Otvorenost	ne	da	da	da	da	da
Demokratske političke institucije	ne	da	da	da	da	da
Nejednakost	ne	ne	ne	ne	ne	ne
Broj opservacija	48	48	48	47	48	48

Komentar: Osim u koloni 4, zavisna promenljiva je logaritmovana prosečna godišnja stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa. U koloni 4, zavisna promenljiva je komponenta ove varijable koja je ortogonalna na realnu nestabilnost, i predstavlja rezidualne modela u kom je bazna zavisna promenljiva regresovana na standardnu devijaciju realne stope rasta BPD-a po glavi stanovnika. U kolonama 2-6, merilo demokratičnosti političkih institucija, merene stepenom kontrole izvršne vlasti, instrumentovano je stopom smrtnosti naseljenika iz Acemoglu et al. (2001.). Otvorenost je instrumentovana merom iz Frankel i Romer (1999.). Nejednakost je merena putem Gini koeficijenta (podaci iz UNU, 2000.). U koloni 3, nejednakost je prosek tekućih vrednosti. Inicijalni dohodak po glavi stanovnika (izražen paritetom kupovne moći) odnosi se na 1960. ili najraniju godinu za koju su podaci raspoloživi, iz Heston, Summers i Aten (2002.). Nestabilnost političkih institucija je izražena kao standardna devijacija indeksa kontrole izvršne vlasti. Robustne *t*-statistike su u zagradi; \*, \*\*, i \*\*\* predstavljaju stepen statističke značajnosti na nivou od redom 10, 5, i 1 odsto.

**Tabela 1c. Nastavak**  
(Panel B. Prvostepeni rezultati)

Zavisna promenljiva	(1) Otvorenost	(2) Dem. Institucije
Inicijalna nejednakost	0.162 (1.45)	0.245 (2.01)*
Instrument za otvorenost (predviđena otvorenost)	0.871 (6.74)***	0.008 (0.06)
Instrument za institucije (smrtnost kolonizatora)	-0.228 (2.07)**	-0.497 (4.15)***
Koeficijent determinacije	0.53	0.36
Broj opservacija	48	48
<b>Dijagnostički parametri snage instrumentacije</b>		
Korelacija između modeliranih vrednosti prvostepenih regresija		0.06
Cragg-Donald statistika		9.41
Kritična vrednost statistike (r=0.1)		7.03
Kritična vrednost statistike (r=0.15)		4.58

**Izvor:** Kalkulacije autora

Odgovara drugostepenoj jednačini iz kolone 2 panela A ove tabele. Robustne *t*-statistike su u zagradi; \*, \*\*, i \*\*\* predstavljaju stepen statističke značajnosti na nivou od redom 10, 5, i 1 odsto.

**Tabela 1d. Otpornost na alternativna merila nominalnih ishoda (manji uzorak)**

Zavisna promenljiva			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)	Inflacija (CPI)	Inflacija (BDP defl.)
Otvorenost	-0.499 (2.66)**	-0.340 (1.77)*	-0.635 (2.39)**	-0.636 (2.49)**	-0.647 (2.40)**	-0.642 (2.51)**	-0.553 (1.49)	-0.600 (2.06)**	-0.541 (2.04)**	-0.559 (2.15)**
Demokratske političke institucije	-0.382 (2.06)**	-0.346 (2.04)**	-0.724 (2.91)***	-0.603 (2.49)**	-0.637 (2.85)***	-0.558 (2.46)**	-2.092 (2.73)***	-1.540 (2.42)**	-0.508 (1.52)	-0.457 (1.42)
Inicijalna nejednakost	0.468 (2.40)**	0.216 (0.97)	0.589 (2.74)***	0.345 (1.46)	0.454 (2.05)**	0.277 (1.29)	0.663 (2.59)**	0.375 (1.56)	0.482 (2.18)**	0.267 (1.14)
Inicijalni per capita dohodak (Log. PPP)							1.226 (2.68)**	0.935 (2.46)**		
Nestabilnost političkih institucija									0.370 (1.51)	0.281 (1.02)
Metod ocene	OLS	OLS	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Broj opservacija	47	48	47	48	47	48	47	48	47	48

**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: specifikacije su identične onima u tabeli 1b, osim što je merilo demokratije instrumentovano stopom smrtnosti naseljenika (kao u tabeli 1c), i merilo nejednakosti nije zamenjeno.

Tabela 2. Koliko su "duboki" posredni uzroci

Zavisna promenljiva	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Stopa rasta novčane mase (Log)	Izvorni greh	Kreditni rejting	Procikličnost fiskalne politike	Kolebljivost fiskalne politike	CBI
Otvorenost	-0.115 (0.65)	0.093 (1.62)	-0.704 (0.72)	-0.006 (0.11)	0.054 (0.25)	-0.060 (1.69)*
Demokratske političke institucije	-0.324 (2.94)***	-0.080 (1.89)*	1.849 (2.26)**	-0.102 (2.50)**	-0.219 (2.09)**	-0.044 (2.34)**
Inicijalna nejednakost	0.106 (0.62)	0.174 (1.76)*	-4.246 (3.96)***	0.288 (2.51)**	0.920 (2.76)***	0.001 (0.02)
<b>Memorandum Item</b>						
Ovaj red prikazuje vezu između promene deviznog kursa i varijable u odgovarajućoj koloni	1.569 (14.09)***	2.629 (4.21)***	-0.236 (6.21)***	4.463 (6.43)***	1.845 (7.65)***	6.928 (7.33)***
Metod ocene	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Broj opservacija	66	54	42	57	53	49

Izvor: Kalkulacije autora

Komentar: Instrumentalne promenljive u tabeli 2 i apendiks tabeli A.2 odgovaraju redom promenljivama u tabelama 1a i 1c. Original sin, meren u delom hartija od vrednosti izdatih u domaćoj valuti u ukupnoj masi hartija od vrednosti je preuzeta iz Eichengreen et al. (2003.). Kreditni rejting od strane institucionalnih investitora je preuzet iz Reinhart et al. (2003.). Indeks procikličnosti fiskalne politike, uzet iz Kaminsky et al. (2004.), kombinuje dve mere korelacije: (1) korelaciju između realne javne potrošnje i inflacionog poraza sa jedne strane i realnog BDP-a sa druge, i (2) meru razlike između realne javne potrošnje u „dobrim“ i „lošim“ vremenima. Mera kolebljivosti fiskalne politike je preuzeta iz Fatás and Mihov (2003.). Mera nezavisnosti centralne banke (CBI), kao pokazatelj „obrta“ upravnika institucije, preuzeta je iz Cukierman et al. (1992.).

Tabela 3. Otpornost na alternativne definicije političkih institucija (veći uzorak)

(Zavisna promenljiva je logaritmovana godišnja prosečna stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Otvorenost	-0.166 (0.50)	-0.252 (0.80)	-0.156 (0.54)	-0.095 (0.32)	-0.194 (0.61)	-0.176 (0.59)	-0.142 (0.50)
Inicijalna nejednakost	1.495 (3.44)***	1.115 (3.09)***	1.130 (3.05)***	1.177 (2.99)***	1.433 (3.43)***	0.986 (2.92)***	1.171 (3.13)***
Polcon3	-0.516 (2.01)**						
Checks		-0.570 (3.09)***					
Democ			-0.788 (4.62)***				
Polity				-0.720 (3.84)***			
REG					-0.558 (2.34)**		
Voice						-0.487 (2.42)**	
W							-0.721 (3.78)***
Metod ocene	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Broj opservacija	70	70	70	70	69	70	70

**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: „Polcon3” i „checks” su pokazatelji fragmentacije političkog sistema (na skali od 1 do 7,3, odnosno od 0 do 1). „Democ” je opšta mera otvorenosti političkih institucija (na skali od 1 do 10). „Polity” se dobija oduzimanjem vrednosti mere zatvorenosti političkih institucija od mere „Democ” (na skali od -10 do 10). „REG” je mera demokratije iz Perzeworski et al. (2000.), u obliku veštačke promenljive koja uzima vrednost 1 u slučaju demokratije. „Voice” je mera stepena uticaja prosečnog građanina u političkom sistemu. „W” meri udeo populacije koju političar mora da zadovolji da bi zadržao položaj (na skali 0 do 1). Instrumentalne promenljive odgovaraju tabeli 1a (kolone 1 i 2 u donjem delu tabele).

**Tabela 4. Otpornost na alternativne/dodatne nezavisne promenljive (veći uzorak)**

(Zavisna promenljiva je logaritmovana godišnja prosečna stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Otvorenost	-0.474 (1.43)	-0.582 (1.65)	-0.220 (0.73)	-0.141 (0.51)	-0.310 (1.05)	-0.146 (0.45)
Demokratske političke institucije	-0.250 (1.24)	-0.288 (1.82)*	-0.634 (3.52)***	-0.430 (3.11)***	-0.390 (2.12)**	-0.540 (2.60)**
Inicijalna nejednakost	1.233 (2.09)**	1.098 (2.12)**	1.193 (2.48)**	0.525 (1.28)	1.147 (3.25)***	1.441 (3.01)***
Standardna devijacija realne stope rasta	0.409 (1.85)*					
Najgori pad realne aktivnosti		0.127 (2.90)***				
Unapređenje uslova razmene (TOT)			0.079 (0.32)			
Standardna devijacija TOT				0.713 (2.93)***		
Revolucije i pučevi					0.433 (2.33)**	
Francuski pravni sistem						0.072 (0.31)
Socijalistički koreni pravnog sistema						0.769 (3.21)***
Metod ocene	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Broj opservacija	58	58	67	67	66	69

**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: Najgori pad realne aktivnosti između bilo koje dve godine u periodu od 1970. do 1997. je preuzet iz Acemoglu et al. (2003.). Merilo koje označava istorijski pravni sistem je veštačka promenljiva. Instrumentalne promenljive odgovaraju redom promenljivama u tabeli 1a (u kolonama 1 i 2 donjeg dela tabele) i tabeli 1c.

**Tabela 5. Otpornost na regionalne veštačke promerljive, uticajne i ekstremne opservacije (veći uzorak)**

(Zavisna promenljiva je logaritmovana godišnja prosečna stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa)

Izostavljene opservacije	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	BRA, ARG, NIC BOL, PER	NGA	Nema izostavljenih	Južna Amerika	Podsaharska Afrika	OECD
Otvorenost	0.042 (0.14)	-0.107 (0.36)	-0.126 (0.41)	0.163 (0.40)	-0.174 (0.55)	-0.170 (0.57)
Demokratske političke institucije	-0.511 (3.03)***	-0.664 (3.53)***	-0.573 (3.04)***	-0.630 (2.96)***	-0.655 (3.10)***	-0.361 (1.66)
Inicijalna nejednakost	1.123 (3.04)***	1.241 (3.07)***	0.689 (1.21)	1.494 (2.40)**	1.163 (2.71)***	0.946 (2.14)**
Veštačka promenljiva za Južnu Ameriku			1.122 (1.46)			
Veštačka promenljiva za podsaharsku Afriku			0.657 (1.03)			
Veštačka promenljiva za MENA zemlje			0.050 (0.08)			
Metod ocene	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Broj opservacija	65	69	70	51	58	51

**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: U koloni 1, 5 opservacija sa najvećom nestabilnošću (Argentina, Bolivija, Brazil, Nikaragva i Peru) su izostavljene. U koloni 2, Belsey-Kuh-Welsch (1980.) test uticajnih opservacija je primenjen, što dovodi do isključenja Nigerije (NGA). U kolonama 4, 5 i 6 su redom izostavljene zemlje Južne Amerike, podsaharske Afrike i OECD-a. Instrumentalne promenljive odgovaraju onima iz tabele 1a (kolone 1 i 2 u donjem delu tabele).

**Tabela 6. Otpornost na alternative izvore sukoba oko preraspodele (veći uzorak)**

(Zavisna promenljiva je logaritmovana godišnja prosečna stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa)

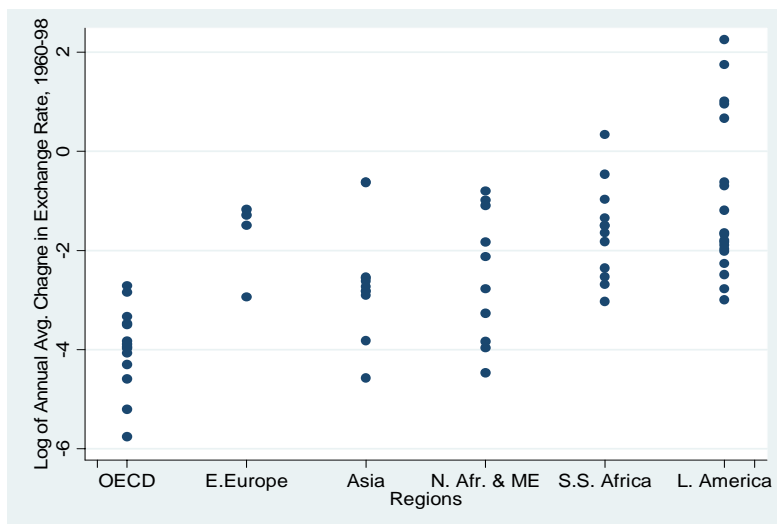
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Otvorenost	-0.125 (0.47)	-0.061 (0.20)	-0.151 (0.50)	-0.185 (0.64)	-0.060 (0.21)	-0.075 (0.26)
Demokratske političke institucije	-0.657 (3.66)***	-0.667 (3.29)***	-0.604 (3.33)***	-0.598 (3.46)***	-0.715 (3.97)***	-0.642 (3.65)***
Inicijalna nejednakost	1.113 (2.10)**	1.489 (2.45)**			1.012 (2.40)**	1.051 (2.64)**
Etnička razjedinjenost (Alesina et al. 2003)			0.375 (2.40)**		0.089 (0.42)	
Verska razjedinjenost (Alesina et al. 2003)			0.137 (0.84)		0.239 (1.35)	
Etnička razjedinjenost (Fearon, 2003)				0.433 (3.51)***		0.203 (1.17)
Metod ocene	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Broj opservacija	70	70	70	70	70	70

**Izvor:** Kalkulacije autora

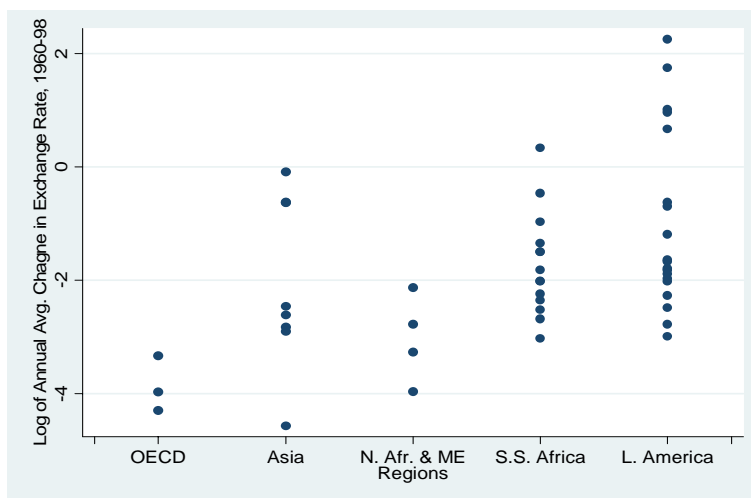
Komentar: U koloni 1 upotrebljena je prvostepena jednačina iz kolona 3 i 4 panela B tabele 1a, gde je instrument za nejednakost u obliku veštačke promenljive sa vrednošću 1 ako je zemlja iznad medijane u pogledu udela obradivog zemljišta posvećenog poljoprivredi. U koloni 2, instrument za nejednakost je veštačka promenljiva sa vrednošću 1 ukoliko je zemlja bila proizvođač šećera ca. 1950. godine. U kolonama 3 i 4, jedino je otvorenost privrede zamenjena koristeći Frankel-Romer (1999.) instrumentalnu promenljivu. U kolonama 5 i 6, instrumentalna promenljiva je udeo obradive zemlje posvećene gajenju žitarica.

**Grafikon 1.** Nominalna nestabilnost po regionima<sup>1</sup> (a) veći uzorak i (b) manji uzorak

A



B

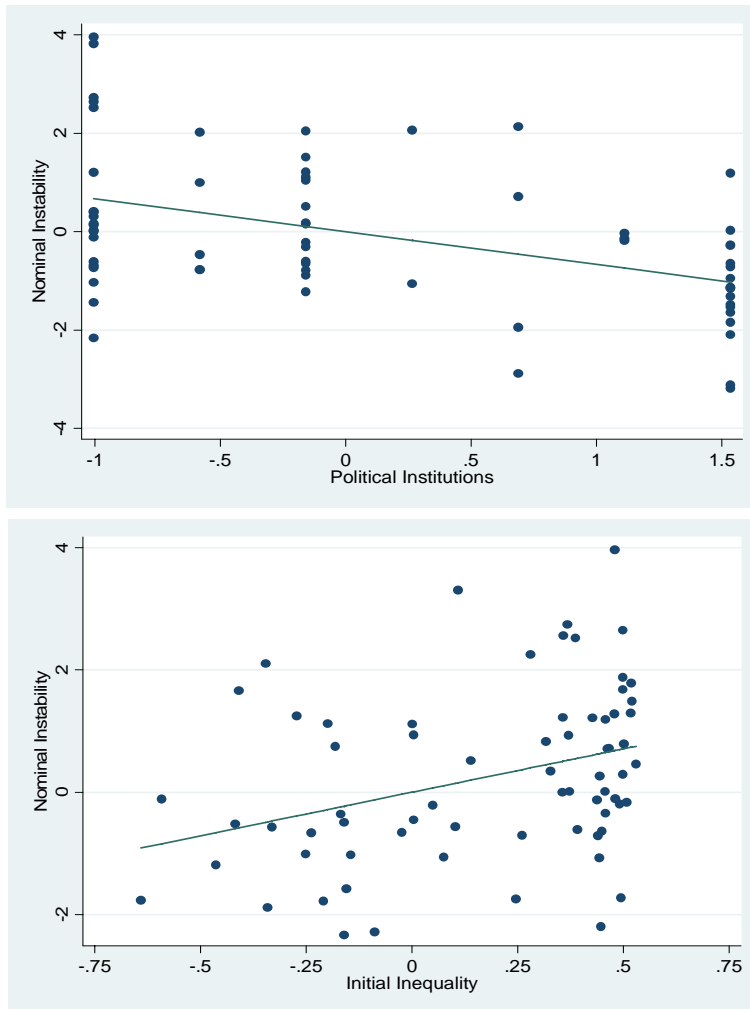


Izvor: Kalkulacije Autora

<sup>1</sup> Merena kao logaritmovana prosečna godišnja stopa promene nominalnog paralelnog deviznog kursa.

OECD=Organization for Economic Cooperation and Development; MENA=Middle East and North Africa

**Grafikon 2.** “Duboki” uzroci nominalnih ishoda (veći uzorak)



**Izvor:** Kalkulacije autora

Komentar: Nagib regresionih prava jednak je koeficijentu u specifikaciji u koloni 2 gornjeg panela table 1a



Apendiks Tabela A.1. Opis varijabli i izvori podataka

Naziv varijable	Opis Varijable	Izvor
logexchpar	Logaritam godišnje prosečne stope promene nominalnog paralelnog deviznog kursa, 1960.-98.	Reinhart i Rogoff, 2004
lccopen	Udeo međunarodne trgovine u BDP-u, prosek 1960.-2000.	Penn World Tables, 6.1
xconst	Stepen kontrole izvršne vlasti, prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 2000.	Polity IV
xconst70	xconst za 1970. godinu (ili prvu dostupnu opservaciju)	Polity IV
logfrankrom	Modelirana otvorenost privrede (instrument za otvorenost)	Rodrik et. al., 2004
logem4	Stopa smrtnosti kolonizatora (instrument za institucije)	AJR, 2001
gini_WIDER	Ekonomska nejednakost, prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 1999.	UNU, 2000
gini_WIDER_in	Ekonomska nejednakost, inicijalna vrednost (1960, od nez., ili prva dost. ops.)	UNU, 2000
logmgrowth	Logaritmovana stopa rasta novčane mase	IFS
sin33_a	Izvorni greh	Eichengreen et. al., 2003
rating1	Kreditni rejting	Reinhart et. al., 2003
cyclical_index	Procikličnost fiskalne politike	Kaminsky et. al., 2004
volatility	Kolebljivost fiskalne politike	Fatas and Mihov, 2003
cbto	Nezavisnost centralne banke	Cukierman et. al., 1992b
polcon3	Fragmentiranost političkog sistema prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 2001.	Henisz, 2000
legral		Henisz, 2001
checks	Henisz: Legral_2002 - Prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 2001. Fragmentiranost političkog sistema prosek 1975. (ili od nezavisnosti) do 2000.	Beck et. al. 2001
democ	Otvorenost političkog sistema, prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 2001.	POLITY IV
voice	Mera uticaja prosečnog građana u političkom sistemu, 2000.	Kaufman et. al., 2002
polariz	Fragmentiranost političkog sistema, prosek 1975. (ili od nezavisnosti) do 2000.	Beck et. al. 2001
polity	Otvorenost političkog sistema, prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 2001.	POLITY IV
WoverS	Uticao pri izboru političara, prosek 1960. (ili od nezavisnosti) do 2001.	de Mesquita et. al., 2003
totgav60_99	Unapređenje uslova razmene (roba i usluga, TOT)	World Development Indicators
totgstdev60_9	Standardna devijacija TOT	World Development Indicators
revcoup	Revolucije i pučevi	Barro and Lee, 1994
cath	Veštačka promenljiva za katolicizam	Rodrik et. al., 2004
prot	Veštačka promenljiva za protestantizam	Rodrik et. al., 2004
musl	Veštačka promenljiva za Islam	Rodrik et. al., 2004
lfr	Veštačka promenljiva za zemlju sa francuskim pravnim sistemom	Rodrik et. al., 2004
lso	Veštačka promenljiva za zemlju sa socijalističkim pravnim sistemom	Rodrik et. al., 2004
lnrgdpch60	Inicijalni (1960.) per capita dohodak, PPP	Penn World Tables, 6.1
ethnic	Razjedinjenost -- etnička	Alesina et. al., 2003
religion	Razjedinjenost -- verska	Alesina et. al., 2004
ethfrac	Etno-jezička razjedinjenost (Sovijetski atlas, i procene za 1964.)	Easterly i Levine, 1997
relfrac	Verska razjedinjenost	CIA factbook
ef	Etnička razjedinjenost	Fearon, 2003
lamerica	Veštačka promenljiva za Južnu Ameriku	n.a.
ssafrica	Veštačka promenljiva za podsaharsku Afriku	n.a.
nafrme	Veštačka promenljiva za MENA zemlje	n.a.
infl_cpi_log	Logaritam godišnje prosečne stope inflacije, 1960.-2000.	IFS
infl_defl_log	Logaritam godišnje prosečne stope inflacije (BDP deflator), 1960. (ili	IFS

---

**Appendiks Tabela A.2. Opisne statistike (veći uzorak)**


---

Varijabla	Opis	Broj	Aritmetička	Standardna	Minimum	Maksimum
		Opservacija	sredina	devijacija		
logexchpar	Promena deviznog kursa (Log)	70	-2.21	1.59	-5.75	2.25
lopen_par	Otvorenost	70	3.85	0.51	2.56	5.20
logfrankrom	Modelirana otvorenost	70	2.65	0.71	0.83	4.22
gini_WIDER_in	Inicijalna nejednakost	70	44.31	10.49	23.00	67.83
xconst70	Političke institucije	70	3.70	2.39	1.00	7.00
grainsarable	Instrument za nejednakost	70	0.20	0.27	0.00	1.72
graindummy	Instrument za nejednakost	70	0.50	0.50	0.00	1.00
sdummy	Instrument za nejednakost	70	0.31	0.47	0.00	1.00
orthex	Ortogonalan na realnu akt.	69	0.01	1.52	-3.33	4.35
lnrgdpch_i	Per capita BDP	70	7.85	0.88	5.94	9.35
xconstsd_par	Politička nestabilnost	70	1.08	0.94	0.00	3.00
logmgrowth	Rast novčane mase	66	-1.41	0.88	-2.54	1.81
sin33_a	Izvorni greh	54	0.89	0.23	0.00	1.00
rating1	Kreditni rejting	42	10.57	4.70	4.33	19.00
cyclical_index	Procikličnost fiskalne politike	57	0.13	0.23	-0.51	0.54
volatility	Kolebljivost fiskalne politike	53	1.95	0.67	0.48	3.53
cbto	Nezavisnost centralne banke	49	0.24	0.17	0.05	0.92
exch_par_log_sd	Varijabilnost nejednakosti	70	0.27	0.24	0.04	1.22
gcode5	Estremna nejednakost	68	0.11	0.16	0.00	0.62
polcon3_par	Političke institucije	70	0.23	0.16	0.00	0.54
checks_par	Političke institucije	70	2.68	1.33	1.00	6.79
democ_par	Političke institucije	70	4.68	3.60	0.00	10.00
polity_par	Političke institucije	70	1.60	6.13	-7.62	10.00
reg1	Političke institucije	69	-0.51	0.39	-1.00	0.00
voice	Političke institucije	70	0.32	0.87	-1.43	1.70
WoverS_par	Političke institucije	70	0.64	0.24	0.13	1.00

---

**Apendiks Tabela A.3. Lista Zemalja (veći uzorak)**

<b>Broj</b>	<b>IFS kod</b>	<b>IBRD kod</b>	<b>Ime zemlje</b>	<b>Broj</b>	<b>IFS kod</b>	<b>IBRD kod</b>	<b>Ime zemlje</b>
1	612	DZA	Alžir	36	664	KEN	Kenija
2	213	ARG	Argentina	37	544	LAO	Laos
3	193	AUS	Australija	38	446	LBN	Liban
4	218	BOL	Bolivija	39	674	MDG	Madagaskar
5	223	BRA	Brazil	40	676	MWI	Malavi
6	918	BGR	Bugarska	41	548	MYS	Malezija
7	156	CAN	Kanada	42	684	MUS	Mauricijus
8	228	CHL	Čile	43	273	MEX	Meksiko
9	924	CHN	Kina	44	686	MAR	Maroko
10	233	COL	Kolumbija	45	558	NPL	Nepal
11	238	CRI	Kostarika	46	196	NZL	Novi Zeland
12	423	CYP	Kipar	47	278	NIC	Nikaragva
13	128	DNK	Danska	48	694	NGA	Nigerija
14	243	DOM	Dominikanska Rep.	49	142	NOR	Norveška
15	248	ECU	Ekvador	50	564	PAK	Pakistan
16	469	EGY	Egipat	51	288	PRY	Paragvaj
17	253	SLV	El Salvador	52	293	PER	Peru
18	644	ETH	Etiopija	53	566	PHL	Filipini
19	172	FIN	Finska	54	964	POL	Poljska
20	132	FRA	Francuska	55	182	PRT	Portugalija
21	652	GHA	Gana	56	968	ROM	Rumunija
22	174	GRC	Grčka	57	724	SLE	Siera Leone
23	258	GTM	Gvatemala	58	199	ZAF	Južna Afrika
24	656	GIN	Gvineja	59	542	KOR	Južna Koreja
25	336	GUY	Gajana	60	184	ESP	Španija
26	268	HND	Honduras	61	524	LKA	Šri Lanka
27	944	HUN	Mađarska	62	144	SWE	Švedska
28	534	IND	Indija	63	738	TZA	Tanzanija
29	536	IDN	Indonezija	64	578	THA	Tajland
30	429	IRN	Iran	65	744	TUN	Tunis
31	178	IRL	Irska	66	186	TUR	Turska
32	436	ISR	Izrael	67	746	UGA	Uganda
33	136	ITA	Italija	68	112	GBR	Velika Britanija
34	343	JAM	Jamajka	69	298	URY	Urugvaj
35	439	JOR	Jordan	70	299	VEN	Venecuela

**Prevod: Mr Marko Klašnja, Nataša Mioković**