

UNIVERZA NA PRIMORSKEM
FAKULTETA ZA MATEMATIKO, NARAVOSLOVJE IN
INFORMACIJSKE TEHNOLOGIJE

ZAKLJUČNA NALOGA

ZAKLJUČNA NALOGA
EKONOMETRIČNO OCENJEVANJE VPLIVA
FINANČNE INTEGRACIJE NA FINANČNI RAZVOJ

MIA CARBONI

UNIVERZA NA PRIMORSKEM
FAKULTETA ZA MATEMATIKO, NARAVOSLOVJE IN
INFORMACIJSKE TEHNOLOGIJE

Zaključna naloga

**Ekonometrično ocenjevanje vpliva finančne integracije na
finančni razvoj**

(Econometric analysis of the impact of financial integration on financial development)

Ime in priimek: Mia Carboni

Študijski program: Matematika v ekonomiji in financah

Mentorica: doc. dr. Arjana Brezigar Masten

Koper, september 2013

Ključna dokumentacijska informacija

Ime in PRIIMEK: Mia CARBONI

Naslov zaključne naloge: Ekonometrično ocenjevanje vpliva finančne integracije na finančni razvoj

Kraj: Koper

Leto: 2013

Število listov: 56

Število slik: 3

Število tabel: 3

Število prilog: 2

Št. strani prilog: 9

Število referenc: 21

Mentor: doc. dr. Arjana Brezigar Masten

Somentor: /

UDK:

Ključne besede: finančna integracija, finančni razvoj, kriza, ekonometrija, metoda stalnih in slučajnih učinkov, GMM metoda

Izvleček: V zaključni nalogi se ukvarjam z ekonometričnim ocenjevanjem vpliva finančne integracije na finančni razvoj v času krize. Po uvodu sledi pregled literature, ki zajema dosedanje študije s področja finančne integracije, finančnega razvoja in njenega medsebojnega vpliva v času krize. Sledi predstavitev ocenjevane enačbe in matematične izpeljave uporabljene metodologije, v sklopu katere spoznamo metodo stalnih in slučajnih učinkov ter GMM metodo z Arellano-Bond cenilko. Temu sledi opis baze podatkov, grafična analiza spremenljivk in predstavitev rezultatov regresij. Na podlagi statističnih podatkov ugotavljam, da ima kriza večji negativen vpliv v finančno bolj odprtih državah. Poleg tega ugotavljam, da ima finančna integracija negativen vpliv na finančni razvoj le v tranzicijskih državah. V zadnjem poglavju strnem napomembnejše ugotovitve te naloge.

Key words documentation

Name and SURNAME: Mia CARBONI

Title of the final project paper: Econometric analysis of the impact of financial integration on financial development

Place: Koper

Year: 2013

Number of pages: 56

Number of figures: 3

Number of tables: 3

Number of appendix: 2

Number of appendix pages: 9

Number of references: 21

Mentor: Assist. Prof. Arjana Brezigar Masten, PhD

Co-mentor: /

UDC:

Keywords: financial integration, financial development, crisis, econometric, method of fixed and random effects, GMM method

Abstract: In my final project paper I deal with the econometric estimation of the impact of financial integration on financial development in times of crisis. The introduction is followed by a literature review covering the previous studies in the field of financial integration, financial development and their interaction during the crisis. Then, I present the estimated equation and mathematical derivations of the methodology, under which we realize the method of fixed and random effects and the GMM method with the Arellano-Bond estimator. This is followed by a description of the database, the graphical analysis of variables and the presentation of the results of the regressions. Based on statistical data I establish that the crisis have a bigger negative impact on more financially open countries. In addition, I establish a negative impact of financial integration on financial development only in transition countries. In the end I summarize the key findings of this paper.

ZAHVALA

Zahvaljujem se mentorici, doc. dr. Arjani Brezigar Masten, za pomoč, čas, nasvete in usmerjanje pri izdelavi zaključne projektne naloge.

Posebno bi se rada zahvalila družini, fantu Simonu in sestrični Nini za izkazano podporo, pomoč in spodbudo v času študija.

Velika zahvala gre tudi sošolkama Urški in Aniti, saj brez njiju študijska leta ne bi bila polna smeha in zabave.

KAZALO VSEBINE

1	UVOD.....	1
2	PREGLED LITERATURE.....	2
	2.1 Finančni razvoj	2
	2.2 Finančna integracija.....	4
	2.3 Povezava med finančno integracijo in finančnim razvojem v času krize.....	8
3	MODEL.....	9
	3.1 Enačba	9
	3.2 Metodologija.....	9
	3.2.1 Stalni učinki	10
	3.2.1.1 Testiranje skupinskih učinkov.....	12
	3.2.1.2 Cenilke za ocenjevanje med skupinami in znotraj skupine.....	12
	3.2.1.3 Časovni stalni učinki.....	14
	3.2.1.4 Neuravnoteženi paneli in stalni učinki.....	15
	3.2.2 Slučajni učinki	16
	3.2.2.1 Posplošena metoda najmanjših kvadratov – GLS.....	17
	3.2.2.2 Posplošena metoda najmanjših kvadratov, če je Ω neznan (FGLS).....	18
	3.2.2.3 Testiranje slučajnih učinkov.....	20
	3.2.2.4 Neuravnoteženi paneli in slučajni učinki.....	21
	3.2.3 Hausmanov test za stalne ali slučajne učinke	22
	3.3 Dinamičen model panelnih podatkov in posplošena metoda momentov (GMM).....	23
	3.3.1 GMM metoda in Arellano-Bond cenilka	23
	3.3.2 Testiranje konsistentnosti cenilke	25
4	OPIS SPREMENLJIVK in REZULTATI	27
	4.1 Opis baze in uporabljenih spremenljivk	27
	4.2 Grafična analiza spremenljivk	28
	4.3 Regresija stalnih in slučajnih učinkov	31
	4.4 Regresija po regijah	33
	4.5 GMM metoda	34
5	ZAKLJUČEK	35
6	LITERATURA	36

SEZNAM TABEL

Tabela 1: Rezultati regresije stalnih in slučajnih učinkov	31
Tabela 2: Rezultati regresije po regijah	33
Tabela 3: Finančna integracija in finančni razvoj – GMM ocena, odvisna spremenljivka: finančni razvoj	34

SEZNAM SLIK IN GRAFIKONOV

Slika 1: Rast BDP na prebivalca po regijah (1991-2011)	28
Slika 2: Finančno poglobljanje po regijah (1991-2011)	30
Slika 3: Dinamika finančne integracije (1991-2011)	30

SEZNAM PRILOG

A OPISNE STATISTIKE UPORABLJENIH SPREMENLJIVK

B OPISNE STATISTIKE SPREMENLJIVK PO DRŽAVAH

SEZNAM KRATIC

<i>BDP</i>	bruto domači proizvod
<i>CEE</i>	Central and East Europe
<i>CIS</i>	Commonwealth of Independent States
<i>EU</i>	Evropska unija
<i>FD</i>	financial development
<i>FGLS</i>	feasible generalized least squares
<i>FI</i>	financial integration
<i>GLS</i>	generalized least squares
<i>GMM</i>	generalized method of moments
<i>IMF</i>	International Monetary Fund
<i>IPO</i>	Initial Public Offering
<i>LSDV</i>	least squares dummy variable
<i>M&A</i>	Mergers And Acquisitions
<i>OLS</i>	ordinary least squares

1 UVOD

Svetovno gospodarstvo je leta 2007 zajela finančna kriza, ki pušča negativne sledi na velikem številu držav. Razlog za pojav finančnih kriz se skriva v številnih kompleksnih razlogih, ki se preko mednarodnih finančnih tokov in čezmejnega lastništva sredstev prenašajo na druge države. [3] Namen mojega zaključnega dela je raziskati, kako kriza vpliva na področje finančnega razvoja v finančno bolj in manj integriranih državah. Finančni razvoj in finančna integracija nista neodvisna procesa, temveč potekata vzporedno, ali pa celo delujeta med seboj kot substituta. [3] Področje vpliva finančne integracije na gospodarsko rast je zelo dobro raziskano, kar pa ne velja za vpliv finančne integracije na finančni razvoj. To področje še ni popolnoma pojasnjeno in raziskano, oziroma so o tovrstnem vplivu različna, nasprotujoča si mnenja. Ravno iz tega razloga sem se odločila raziskati vpliv finančne integracije, saj bi rada tudi sama nekaj doprinesla k pojasnjevanju tovrstnega vpliva. Osrednji okvir raziskave bo vprašanje, ali lahko trdimo, da ima finančna kriza večji vpliv na finančni razvoj v finančno bolj integriranih državah. Moja raziskava temelji na podatkovni bazi, ki zajema 212 držav sveta, v obdobju med letoma 1950 in 2011. Po uvodu sledi 2. poglavje, v katerem sta obrazložena pojma finančne integracije in finančnega razvoja ter njune povezave, ki so bile raziskane v do sedaj napisani literaturi. V 3. poglavju je opisan ocenjevani model in metodologija, ki sem jo pri analizi uporabila. Analiza temelji na panelnih podatkih, saj so ti primerni za obravnavo večih spremenljivk v času. Za ocenjevanje vpliva finančne integracije in krize na finančni razvoj pa sem uporabila model stalnih in slučajnih učinkov ter GMM metodo. V 4. poglavju so opisani uporabljeni podatkovna baza in opisne statistike v model vključenih spremenljivk, ki ji sledi grafična analiza spremenljivk. Poglavje se nadaljuje z rezultati različnih specifikacij regresijskih modelov. Na koncu sledi zaključek, v katerem so predstavljene vse ugotovitve.

2 PREGLED LITERATURE

2.1 Finančni razvoj

Finančni razvoj je definiran kot dejavniki, politike in institucije, ki vodijo do učinkovitega finančnega posredništva in trgov, pa tudi obsežnega dostopa do kapitala in finančnih storitev. Stopnja globine in učinkovitosti pri zagotavljanju finančnih storitev je odvisna od več dejavnikov, ki jih je potrebno upoštevati, skupaj z njihovimi interakcijami, če želimo razumeti in meriti stopnjo finančnega razvoja. V skladu s to definicijo so mere finančnega razvoja zajete v sedmih stebrih, združenih v tri širše kategorije: [18]

- Prva kategorija so dejavniki, politike in institucije, ki zajemajo temeljne značilnosti, ki omogočajo razvoj finančnih posrednikov, trgov, instrumentov in storitev. Ta kategorija se deli na tri sledeče podkategorije.
 - Institucionalno okolje, ki zajema liberalizacijo finančnega sektorja, upravljanje družb/podjetij, pravnih in regulativnih vprašanj ter izvrševanje pogodb.
 - Poslovno okolje, ki zajema človeški kapital, davke, infrastrukturo in stroške poslovanja.
 - Finančna stabilnost, ki zajema tveganje valutnih kriz, sistemskih bančnih kriz in državnih dolžniških kriz.
- Druga kategorija je finančno posredništvo, ki zajema pestrost izbire, velikost, globino in učinkovitost finančnih posrednikov in trgov, ki zagotavljajo finančne storitve. Tudi ta kategorija se deli na tri sledeče podkategorije.
 - Bančne finančne storitve, ki merijo velikost, učinkovitost in razkritje finančnih informacij.
 - Nebančne finančne storitve, ki vključujejo IPO¹ in M&A² aktivnosti, zavarovanje in listinjenje.
 - Finančni trgi, ki obsegajo devizne trge in trge izvedenih finančnih instrumentov ter razvoj trga obveznic in delnic.
- Zadnja kategorija pa je finančni dostop, ki obsega dostop posameznikov in podjetij do različnih oblik kapitala in finančnih storitev. [18]

Finančni razvoj je bistvenega pomena za vsa področja gospodarstva. Ugotovljeno je, da če se posameznik premakne iz finančno manj razvitega območja v finančno bolj razvito, se njegova možnost za poslovni uspeh poveča za 5,6 %, poleg tega pa je lahko uspešen pri nižji starosti. V finančno bolj razvitih državah BDP na prebivalca letno zraste za 1,2 % več kot v manj razvitih. [8]

¹ triletno (2009—2011) povprečje odstotkov svetovnih začetnih javnih ponudb (IPO), izdanih v neki državi, merjenih v ameriških dolarjih

² triletno povprečje transakcij v ameriških dolarjih, tj. združitvev in prevzemov (M&A), ki se pojavljajo v dani državi kot odstotek celotne svetovne vrednosti teh transakcij

Ker različni avtorji obravnavajo finančni razvoj na različne načine, so različne tudi mere ali indikatorji razvoja. Nekateri mere za določanje stopnje finančnega razvoja so bazirane na tem, da razviti finančni trgi omogočajo posameznikom in podjetjem lažji dostop do zunanjih sredstev, olajšajo jim začetek posla, povečajo konkurenco in posledično rast. Eden takih indikatorjev finančnega razvoja je težavnost, s katero posamezniki lahko dostopajo do zunanjih sredstev in kakšno premijo morajo za to plačati. Ta indikator meri finančni razvoj na lokalni ravni, oz. koliko verjetneje posameznik pridobi kredit v enem delu države kakor v drugem. [8]

Druge raziskave razvoja pa pozitiven vpliv razvitosti finančnega trga na rast ne privzamejo kot merilo, ampak to raziskujejo. Zanima jih, če višja stopnja finančnega razvoja pozitivno vpliva na višjo stopnjo ekonomskega razvoja (če je robustno in statistično značilno povezan s sedanji in prihodnji stopnjami gospodarske rasti, z akumulacijo fizičnega kapitala in izboljšanjem gospodarske učinkovitosti). V ta namen poznamo tri mere finančnega razvoja, ki temeljijo na merjenju storitev, ki jih opravljajo finančni posredniki. Prva je tradicionalna mera globine finančnih trgov, ki je enaka celotnemu obsegu sektorja finančnih posrednikov glede na gospodarsko dejavnost. Uporabniki te mere predpostavljajo, da je število finančnih posrednikov pozitivno povezano z zagotavljanjem finančnih storitev. Ta mera je enakovredna razmerju med tekočimi obveznostmi finančnega sistema in BDP. Tekoče obveznosti sestavljajo denar, ki je hranjen izven bančnega sistema, plus povpraševanje in obrestovane obveznosti bančnih in nebančnih finančnih posrednikov. Druga mera je relativna pomembnost posameznih finančnih institucij. To pomeni, da preučujejo pomen depozitnih bank v razmerju do centralnih bank pri dodeljevanju kreditov na domačem trgu. Banke nudijo boljše obvladovanje tveganj in boljše storitve glede investicijskih informacij kot centralne banke. Tretja mera je, kako in kje finančni sistem razporeja sredstva, z uporabo dveh ukrepov: a) posojila, izdana nefinančnim zasebnim podjetjem, kot delež vseh posojil (brez posojil bankam) in b) posojila, izdana nefinančnim zasebnim podjetjem, kot delež BDP. Finančni sistemi, ki v prvi vrsti kreditirajo privatna podjetja, zagotavljajo več storitev kot finančni sistemi, ki kreditirajo vladna in državna podjetja. Uporaba vseh štirih kazalnikov razvoja hkrati nam da boljšo predstavilo o razvoju kot en sam kazalec. [11]

Vpliv finančnega razvoja na gospodarsko rast lahko preučujemo tudi s preverjanjem enega razloga za njun odnos, in sicer, da finančni razvoj zmanjšuje stroške zunanjega financiranja za podjetja. Pri tem uporabimo način merjenja finančnega razvoja s stopnjo kreditiranosti in z obsežnostjo trga vrednostnih papirjev (borze). V ta namen poznamo dve meri finančnega razvoja. Prva mera je tradicionalno kapitalizacijsko razmerje, ki je razmerje med domačo kreditiranostjo + kapitalizacijo borze in BDP. Druga mera so računovodski standardi v državi. Za razliko od prve mere računovodski standardi odražajo možnost za pridobitev sredstev, ne pa dejanskega zvišanja financ. Višji kot so standardi finančne odprtosti v državi, lažje bodo podjetja zbirala sredstva iz širšega kroga vlagateljev. [17]

V diplomski nalogi bom po [17] in [7] uporabila kot mero razvoja tržno kapitalizacijo in bančna posojila, ki jih zagotovi bančni sektor, kot delež BDP-ja.

2.2 Finančna integracija

Finančna integracija je proces, s katerim postanejo finančni trgi v gospodarstvu tesneje povezani s tistimi v drugih gospodarstvih ali s tistimi v tujini. Temu sledi povečanje kapitalskih tokov in težnja po izenačitvi cen in donosnosti finančnih sredstev, s katerimi se trguje v različnih državah. [10] Članek [1] opredeljuje finančno integracijo na naslednji način: trg, na katerem so prisotni finančni instrumenti in storitve, je popolnoma integriran, če za vse udeležence na trgu, s podobnimi relevantnimi lastnostmi, velja:

- za vse veljajo enaka pravila, ko se odločijo vstopiti na zgoraj omenjeni trg,
- vsem je omogočen enak dostop do finančnih instrumentov in storitev na trgu,
- vsi so obravnavani enako, ko so dejavni na trgu.

Sprejeta definicija finančne integracije vsebuje tri pomembne funkcije. Prvič, finančna integracija je neodvisna od finančnih struktur v posameznih regijah. Finančne strukture zajemajo vse finančne posrednike (institucije ali trge) in način, kako so med seboj povezani na podlagi pretoka denarnih sredstev v gospodinjstva, vlade in korporacije in iz njih. Posamezne regije pred integracijo razvijajo različne finančne strukture, zato ni nič nenavadnega v tem, da se po integraciji te strukture ohranjajo. Nasprotno, gotovinski depoziti in posojila v državah evro območja sčasoma postajajo vedno bolj heterogeni, tudi po uvedbi evra. Drugič, frikcije oz. omejitve v procesu dostopa do finančnih trgov lahko obstajajo ali se nadaljujejo tudi po finančni integraciji. Definicija poudarja, da finančna integracija ne odpravlja frikcij, ki bi pripeljale do optimalne razporeditve kapitala. Pomembno je, da so posamezna območja lahko integrirana tudi ob prisotnosti frikcij pod pogojem, da frikcije vplivajo simetrično (enako) na ta območja. In tretjič, popolna integracija zahteva enak dostop do finančnih trgov tako za vlagatelje kot za podjetja oz. kreditorejmalce, ne glede na to, iz katere regije prihajajo. Če finančni sistem načrtno diskriminira tuje investicije na podlagi nacionalnih pravnih omejitev, potem območje ni finančno integrirano. [1]

Navedena definicija je tesno povezana z zakonom enotne cene, saj so mnoge študije prav ta koncept izbrale za definicijo finančne integracije. Zakon enotne cene določa, da če imajo finančna sredstva enako stopnjo tveganja in donosnost, potem morajo imeti enotno ceno, ne glede na to, kje se izvrši njihova transakcija. Če zakon enotne cene ne drži, pride do možnosti arbitraže. To možnost bi izkoristili vsi investitorji (v primeru nediskriminatorne investicijske politike), kar bi povrnilo v veljavo zakon o enotni ceni. Zakon je zelo uporaben, vendar ima eno pomankljivost – ne more meriti stopnje integracije med neobstoječimi finančnimi instrumenti. [1]

Standardno mero finančne integracije je zelo težko razviti. Različne študije uporabljajo različne vrste empiričnih analiz za merjenje stopnje finančne integracije oz. finančne odprtosti. V [1] teorija merjenja finančne integracije zajema trenutno stanje na finančnih trgih (denarni trg, obveznice, posojila in kapitalski trgi) ter trend integracije na teh trgih. Zgoraj omenjena definicija finančne integracije se ukvarja predvsem z asimetričnimi učinki obstoječih trenj ali ovir pri procesu posredovanja na različnih področjih (bolj simetrični so ti učinki, višja je stopnja integracije), zato se lahko skupni okvir za merjenje finančne integracije osredotoča tudi na ugotavljanje, ali obstoječa trenja vplivajo na različne regije asimetrično. Najboljši način za merjenje trenutnega stanja finančne integracije bi bil naštetiti vsa trenja in ovire za finančno integracijo ter preveriti, ali še vedno obstajajo in delujejo. Ker bi bilo tak seznam nemogoče sestaviti, lahko med drugim merimo stopnjo integracije s pomočjo »ravnotežne« cene, saj odraža vse informacije, ki so na voljo ekonomskim agentom, vključno z morebitnimi trenji in ovirami, s katerimi se srečujejo. Da bi bila mera integracije optimalna, se naslanjamo na zakon »enotne cene«, iz katerega sta izpeljani dve kategoriji: mere na osnovi cen (*angl. price-based measures*) in mere prenosa informacij (*angl. news-based measures*). Kategorija mer na osnovi cen meri razlike v cenah ali donosih sredstev povzročenih zaradi njihovega različnega geografskega porekla. Potrebno je upoštevati tudi razlike v sistematičnih faktorjih tveganja in ostalih pomembnih karakteristikah. Od tod lahko izpeljemo veliko meril integracije, kot na primer medsektorske disperzije v razliki obrestnih mer, beta konvergenca, razlike v stopnjah donosnosti enakih sredstev idr. Kategorija mer prenosa informacij se uporablja za razlikovanje informacijskih učinkov od drugih trenj in ovir. Natančneje to pomeni, da morajo biti v finančno integriranih območjih portfeliji dobro razpršeni oz. diverzificirani. Velja, da imajo informacije regijskega značaja majhen in nepomemben vpliv na ceno portfelja, nasprotno pa imajo globalne informacije lahko velik vpliv na njegovo ceno. Predpostavljamo, da je stopnja sistematičnega tveganja enaka med sredstvi v različnih državah, v nasprotnem primeru lokalne informacije še naprej vplivajo na ceno finančnih sredstev. [1]

Najpogostejša mera integracije je količina mednarodnih sredstev in obveznosti, izraženih kot delež BDP. Uporabljena je v [1, 10, 16]. To mero imenujemo količinska mera finančne integracije. Uporabljena je tudi v članku [13] v obliki enačbe:

$$IFIGDP_{it} = \frac{FA_{it} + FL_{it}}{GDP_{it}},$$

kjer se FA in FL nanašata na količino skupnih tujih sredstev in obveznosti, GDP pa na bruto domači proizvod. Če je zgornje razmerje visoko, pomeni, da je država ekonomsko

finančno odprta za tujino. V nasprotju z drugo vrsto mer, ta mera finančne odprtosti ne zajame samo restriktivnosti nadzora kapitala, ampak tudi vse druge dejavnike, ki vplivajo na raven kapitalskih tokov, kot so narava domačih finančnih trgov [10] ali drugače povedano, s to mero opredelimo vplive trenj na povpraševanje in ponudbo. Ko imamo na voljo statistične podatke in poznamo čezmejne aktivnosti in izdaje vrednostnih papirjev, lahko pridobimo informacije o dostopnosti do tujih trgov. [1] Ker so mednarodna trgovina in dolžniški instrumenti lahko posledica posebnih dejavnikov, upoštevamo tudi naslednjo enačbo:

$$GEQGDP_{it} = \frac{PEQA_{it} + FDIA_{it} + PEQL_{it} + FDIL_{it}}{GDP_{it}},$$

kjer so PEQA (PEQL) in FDIA (FDIL) količina kapitala v portfelju in delež neposrednih tujih naložb (obveznosti). Z drugimi besedami, GEQGDP je pokazatelj ravni kapitala (v portfelju in neposrednih tujih naložbah) med državami. [13] Kot mero lahko uporabimo tudi razlike v obrestnih merah in termenske (*angl. forward*) premije oz. diskontiranje za oceno stopnje mobilnosti kapitala in liberalizacijskega kapitalskega računa. [10, 16] Najbolj formalne raziskave, ki analizirajo liberalizacijo kapitalskega računa, so uporabile mero, ki temelji na uradnih omejitvah kapitalskih tokov. Ta binarni indikator neposredno meri ukrepe nadzora kapitala, vendar za razliko od ocenjenih bruto količin tujih sredstev in obveznosti, kot delež BDP, ne zajema razlik v intenzivnosti teh nadzorov. Sklepamo lahko, da je mera na podlagi količine kapitala boljša, saj so količine stabilnejše iz leta v leto in so manj nagnjene k napakam merjenja (ob predpostavki, da takšne napake niso korelirane v času). Ti dve meri sta povezani, vendar označujeta dva različna vidika. Mera omejitev kapitalskega računa odraža obstoj pravnih omejitev kapitalskih tokov, medtem ko mera finančne odprtosti zajema dejansko finančno integracijo v smislu realiziranih kapitalskih tokov.

Kot je bilo že povedano, mnenja o finančni integraciji niso enotna. [6] Na eni strani je mnenje, da integrirani finančni sistemi izboljšajo razporeditev proizvodnih virov, spodbujajo podjetništvo in inovacije, krepijo tržno disciplino in pomagajo državam, da se zavarujejo pred makroekonomskimi nihanji. Na drugi strani pa je mnenje, da prost pretok kapitala povečuje premoženjske razlike v državah in izpostavlja finančne sisteme k tveganju nestabilnosti. Finančna kriza leta 2007/08 in njene posledice so pokazale, da povečana finančna povezanost med finančnimi trgi in poglobljanje medtržne (*angl. cross-market*) integracije, ko je ta povezana z nezadostno regulacijo listinjenja in drugih bančnih dejavnosti, kot tudi s precejšnjo zapletenostjo pri oblikovanju finančnih instrumentov, lahko prispeva k ogrožitvi tržne učinkovitosti, poveča sistemska tveganja in čezmejno prenašanje finančnih šokov. Eden takih primerov je proces liberalizacije kapitalskega računa, ki naj bi bil v nekaterih primerih vzporeden s povečano občutljivostjo na krizne

razmere. Torej finančna integracija lahko poveča verjetnost finančne krize in poslabša vpliv finančne krize. Vsekakor je pomembno, da ne pozabimo, da lahko finančna integracija prinese veliko koristi za naše gospodarstvo, zlasti tako, da postane bolj stabilno in odporno na šoke.

Ena ključnih poti, prek katere finančna integracija izboljšuje odpornost svetovnega finančnega sistema, je diverzifikacija tveganj (*angl. risk sharing*). Finančna odprtost povečuje tako potrošnjo kot prihodke za diverzifikacijo tveganj in zmanjšuje nestabilnost rasti potrošnje. Boljše možnosti za diverzifikacijo tveganj omogočajo gospodarskim subjektom, da izboljšajo svoje vzorce porabe in investicij skozi čas. Čeprav to velja večinoma za države v razvoju, ima diverzifikacija tveganja na osnovi finančne integracije in večjih tujih kapitalskih tokov pozitiven vpliv tudi na razvite države. Poleg tega izboljšana diverzifikacija tveganja posledično okrepi zmožnosti držav, da se specializirajo v njihovih najbolj produktivnih sektorjih, kar vodi k večji gospodarski učinkovitosti. Enako velja za bančno integracijo, za katero se je izkazalo, da vodi k bolj sinhroniziranim poslovnim ciklom (merjenim z BDP, zaposlenostjo in rastjo dobička) na državni ravni. Poleg tega lahko finančna integracija izboljša makroekonomske stabilnosti z razporejevanjem učinkovitosti in gospodarsko diverzifikacijo. Čezmejno bančništvo, na primer, se nagiba k izboljšanju splošne gospodarske uspešnosti z zagotavljanjem, da produktivni kapital usmerja v najbolj učinkovita podjetja, s čimer se zmanjša tveganje krize, ki izhaja iz prirejanja cen pri transakcijah naložbenega tveganja. Finančna integracija sama po sebi ni destabilizacijska sila. Ravno nasprotno, mednarodna finančna integracija naj bi pomagala državam zmanjšati makroekonomske nestabilnosti. [16] Tveganje za stabilnost se lahko pojavi, če gonilne sile, povezane s povečano mednarodno finančno integracijo, ogrožajo svetovna gospodarska neravnovesja. Torej povečanje stabilnosti svetovnega finančnega sistema ne sme biti storjeno z zmanjševanjem finančne globalizacije, ampak najprej z reševanjem problema globalnih neravnovesij.

Pomembno je, da vemo, da sta finančna globalizacija in integracija dva različna koncepta. Finančna globalizacija je agregatni koncept, ki se nanaša na naraščanje globalnih/svetovnih povezav s pomočjo čezmejnih finančnih tokov. Finančna integracija se nanaša na povezave posamezne države na mednarodnih kapitalskih trgih. Jasno je, da sta koncepta tesno povezana. Na primer, povečanje finančne globalizacije je nujno povezano z naraščajočo finančno integracijo v povprečju. [16]

V diplomski nalogi bom uporabila najbolj splošno mero integracije, in sicer količino vseh tujih sredstev in obveznosti, izraženih v odstotkih BDP.

2.3 Povezava med finančno integracijo in finančnim razvojem v času krize

Področje medsebojnega vpliva finančnega razvoja in gospodarske rasti je dobro raziskano v številnih študijah. V nasprotju s tem pa vplivi finančne integracije na finančni razvoj še niso popolnoma raziskani oz. se razlikujejo med posameznimi študijami. Čeprav je splošno znano, da je višja stopnja odprtosti države povezana z ekonomskim uspehom, je zelo težko empirično dokazati vpliv finančne integracije na gospodarsko rast. Zadnje študije trdijo, da se pozitivni učinki finančne integracije pojavijo samo, ko je finančna integracija v kombinaciji z ustreznim institucionalnim okvirom. [16] To pomeni, da mora empirična analiza teh pojavov posvetiti posebno pozornost nelinearnosti in mejnim učinkom.

Finančna kriza, ki se je pričela leta 2008, je razkrila precej zapleten sklop soodvisnosti med finančno stabilnostjo, integracijo in razvojem. Vsi trije procesi se medsebojno krepijo, saj stabilnost finančnega sistema veliko pripomore k njegovi integraciji in razvoju. Slednje se je pokazalo v prvih osmih letih obstoja Ekonomske in monetarne unije, ki predstavlja proces usklajevanja gospodarskih politik držav članic EU in temelji na evru ter skupni denarni politiki, katere osnovni cilj je ohranjanje stabilnosti cen. Ravno doseganje cilja ohranjanja stabilnosti cen pa je v veliki meri pripomoglo k večji integraciji in razvoju. [21]

Kriza je pomemben »test« za področje finančnih inovacij in čezmejne integracije, saj neposredno pokaže, kaj je potrebno spremeniti, da bi čim boljše izkoristili prednosti teh finančnih področij, omogočili njihovo večjo učinkovitost in rast, hkrati pa ohranili finančno stabilnost z odpravljanjem potencialnih sistemskih tveganj, ki lahko izvirajo iz tovrstnih procesov. [15]

Politične razprave in ekonomske raziskave konvergirajo proti potrebi po večji preglednosti, čim manjši kompleksnosti finančnih produktov ter izboljšano in učinkovitejše upravljanje s tveganji. Poleg tega je kriza razkrila potrebo po stabilnejšem regulativnem okviru, okrepljenem makrobonitetnem nadzoru ter boljšem čezmejnim upravljanjem in sodelovanjem. [15]

Vpliv finančne integracije na finančni razvoj v času krize obravnava članek [3]. Avtorji ugotavljajo, da višja stopnja finančne odprtosti ne poslabša učinkov finančne krize. Ugotovijo ravno nasprotno, in sicer, da so finančno bolj odprte države doživele manjši upad v ponudbah financiranja. Z drugimi besedami, finančna integracija ponuja stabilnejše zagotavljanje finančnih sredstev s pomočjo domačih finančnih trgov tudi v kriznih časih.

3 MODEL

3.1 Enačba

Pri empiričnem delu analize vpliva finančne integracije na finančni razvoj bom ocenjevala naslednjo enačbo:

$$FD_{it} = \rho FD_{i,t-1} + \lambda FI_{it} + D_{crisis_{it}} + \varphi FI_{it} \times D_{crisis_{it}} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it},$$

kjer FD predstavlja razvoj nacionalnih finančnih trgov in je merjen kot delež tržne kapitalizacije in domačih posojil, ki jih zagotavlja bančni sektor v BDP . FI je merilo mednarodne finančne integracije, pri čemer sem uporabila količino vseh tujih sredstev (*angl. assets*) in obveznosti (*angl. liabilities*), izraženih v odstotkih BDP . Za preverjanje robustnosti imam tudi rezultate za količino vseh tujih sredstev in obveznosti brez neposrednih tujih investicij. Spremenljivka X je vektor kontrolnih spremenljivk, ki vsebuje BDP na prebivalca. Kot dodatne kontrolne spremenljivke sem uporabila tudi odprtost (merjena kot uvoz v odstotkih BDP) in inflacijo, vendar so se izkazale za statistično neznačilne. α_i kontrolira vse institucionalne dejavnike neodvisne od časa, ki določajo stopnjo finančnega razvoja. $D_{crisis_{it}}$ je slamnata spremenljivka, ki ima vrednost 1, če je država i zajela finančna kriza (bodisi bančna bodisi valutna) v času t , in vrednost 0 sicer.

3.2 Metodologija

Zgoraj opisan model sem ocenjevala na podlagi panelnih podatkov. Panelni podatki so nabor podatkov, s pomočjo katerih lahko opazujemo obnašanje subjektov skozi čas. Sestavljeni so iz večjega števila presečnih enot, pri čemer je vsaka enota opazovana za neko časovno obdobje. Te enote so lahko podjetja, posamezniki, države itd. Najpomembnejša prednost panelnih podatkov v primerjavi s presečnimi podatki je v tem, da nam omogoča večjo fleksibilnost v modeliranju razlik pri obnašanju posameznikov. [9] Omogočajo nam kontrolo spremenljivk, ki varirajo med presečnimi enotami (državami) in se ne spreminjajo v času. Poleg tega lahko kontroliramo spremenljivke, ki so izključene in bi lahko povzročile pristranost izpučenih spremenljivk, ter spremenljivke, ki so nemerljive in jih ne moremo vključiti v regresijsko enačbo. [19] V mojem primeru je analiza s pomočjo panelnih podatkov najbolj primerna, saj imam bazo, ki vključuje več držav z različnimi karakteristikami v času.

Osnovni okvir za te razprave je regresijski model oblike:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \epsilon_{it}. \quad (1)$$

Pri moji raziskavi y_{it} predstavlja FD_{it} , x_{it} predstavlja spremenljivke FI_{it} , $D_{crisis_{it}}$, $FI_{it} \times D_{crisis_{it}}$ in X_{it} . Torej imamo v x_{it} 3 regresorje, ki ne vključujejo konstante. Stalni učinek države je označen z α_i in je konstanten v času t in specifičen za posamezno državo i . Zgornja enačba predstavlja statičen regresijski model, ki ga lahko ocenjujemo z dvema cenilkama: metodo stalnih učinkov (*angl. fixed effects*) in metodo slučajnih učinkov (*angl. random effects*). Pri stalnih učinkih je α_i gledan kot konstanta za posamezno skupino, pri slučajnih učinkih pa je α_i specifična napaka skupine, podobna ϵ_{it} , le da ima vsaka skupina en slučajen izid, ki vstopi v regresijo na enak način v vsakem obdobju. [9] V naslednjih podglavjih sledi podrobnejši opis uporabljene metodologije, ki je povzet po knjigi [9].

3.2.1 Stalni učinki

Model stalnih učinkov predpostavlja, da se lahko razlike med enotami zajamejo z razlikami v konstantah. Od tod sledi, da je vsak parameter α_i neznan parameter, ki ga ocenjujemo. Naj bodo y_i in X_i T opazovanj za i -to enoto in naj bo ϵ_i vektor napak dimenzije $T \times 1$. Potem lahko enačbo (1) zapišemo kot:

$$y_i = i\alpha_i + X_i\beta + \epsilon_i.$$

Pod temi pogoji lahko zapišemo enačbo kot:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & i & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{bmatrix}$$

$$\text{ali } y = [d_1 \quad d_2 \quad \dots \quad d_n \quad X] \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + \epsilon \quad (2),$$

kjer je d_i slavnata spremenljivka, ki označuje i -to enoto. Naj bo $D = [d_1 \quad d_2 \quad \dots \quad d_n]$ matrika velikosti $nT \times n$. Potem z združitvijo vseh nT vrstic, dobimo

$$y = D\alpha + X\beta + \epsilon.$$

Ta model poimenujemo LSDV (*angl. least squares dummy variable*) model, kjer se »least square« nanaša na metodo za ocenjevanje spremenljivke, torej metodo najmanjših kvadratov. To je klasičen regresijski model, zato ga lahko ocenimo z navadno OLS cenilko³, s K regresorji v X in n stolpci v D , kot multiplo regresijo z $n + K$ parametri. Da ne bi prišlo do presega zmogljivosti spomina računalnika, poznamo enostavnejšo obliko ocenjevanja. Z uporabo znanih rezultatov za parcialno regresijo zapišemo OLS cenilko za β kot:

$$b = [X'M_d X]^{-1} [X'M_d y],$$

³ Več o OLS cenilki si lahko preberete v [17], poglavje 4.

kjer je

$$M_d = I - D(D'D)^{-1}D'$$

To predstavlja metodo najmanjših kvadratov, pri čemer uporabljamo transformirane podatke $X_* = M_d X$ in $y_* = M_d y$. Struktura matrike D je zelo uporabna, saj so njeni stolpci ortogonalni, tako da je:

$$M_d = \begin{bmatrix} M^0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & M^0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & M^0 \end{bmatrix},$$

vsaka diagonalna matrika pa je enaka:

$$M^0 = I_T - \frac{1}{T} i i'$$

Če pomnožimo katerikoli vektor z_i velikosti $T \times 1$ z M^0 , dobimo $M^0 z_i = z_i - \bar{z}i$ (povprečje je uporabljeno le za T opazovanj enote i). Torej, regresija $M_d y$ na $M_d X$ je enaka regresiji $[y_{it} - \bar{y}_{i.}]$ na $[x_{it} - \bar{x}_{i.}]$, kjer je $\bar{x}_{i.}$ vektor povprečij x_{it} na T opazovanjih, velikosti $K \times 1$. Koeficient pred slamnato spremenljivko D pa pridobimo iz druge enačbe za parcialno regresijo:

$$D'Da + D'Xb = D'y \quad \text{ali} \\ a = [D'D]^{-1}D'(y - Xb).$$

Od tod sledi, da je za vsak i , a_i povprečje ostankov v i -ti skupini. Namesto tega lahko zapišemo tudi:

$$a_i = \bar{y}_{i.} - b' \bar{x}_{i.}$$

Primerna cenilka kovariančne matrike b -ja je:

$$var[b] = s^2 [X' M_d X]^{-1},$$

ki uporablja običajno matriko drugih momentov X -a, izraženo kot odstopanje od dejanskih povprečij enot. Cenilka variance je enaka:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it} - a_i - x'_{it} b)^2}{nT - n - K}. \quad (3)$$

i -ti ostanek je enak:

$$e_{it} = y_{it} - a_i - x'_{it} b \\ = y_{it} - (\bar{y}_{i.} - \bar{x}'_{i.} b) - x'_{it} b \\ = (y_{it} - \bar{y}_{i.}) - (x_{it} - \bar{x}_{i.})' b.$$

Števec v s^2 je enak vsoti kvadratov ostankov iz enačbe (1). Večina računalniških programov uporablja $nT - K$ kot imenovalac v enačbi s^2 , zato je potreben popravek. Za posamezne učinke,

$$\text{var}[a_i] = \frac{\sigma^2}{T} + \bar{x}'_i \text{var}[b] \bar{x}_i,$$

tako lahko izračunamo enostavno cenilko, ki temelji na s^2 . [9]

3.2.1.1 Testiranje skupinskih učinkov (*angl. significance of the group effects*)

Običajna t-statistika za a_i preizkuša ničelno hipotezo, torej da je a_i enak 0. Ker pa želimo testirati razlike med posameznimi skupinami, uporabimo hipotezo, da so vse konstante enake. Tak test se imenuje F-test. Pod ničelno hipotezo je učinkovita cenilka metode najmanjših kvadratov z restrikcijami. Enačba za F-test je enaka:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1 - R_u^2)/(nT-n-K)},$$

kjer u predstavlja model brez restrikcij in p predstavlja model z restrikcijami z eno splošno konstanto (*angl. overall constant term*). Namesto tega lahko uporabimo tudi vsoto kvadratov ostankov, če je to bolj ustrezno. [9]

3.2.1.2 Cenilke za ocenjevanje med skupinami (*angl. between groups*) in znotraj skupine (*angl. within groups*)

Regresijo z restrikcijami lahko formuliramo na tri načine. Prvi način je splošna formulacija modela:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

Drugi način je oblika odstopanja od povprečij skupin:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta'(x_{it} - \bar{x}_i) + \epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i, \quad (5)$$

medtem ko je tretji način v obliki povprečij skupin

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta' \bar{x}_i + \bar{\epsilon}_i. \quad (6)$$

Vse tri oblike so klasični regresijski modeli in v splošnem lahko vse tri ocenimo vsaj konsistentno, če ne učinkovito, z OLS cenilko. Ob upoštevanju matrik vsot kvadratov in prečnih produktov, ki jih lahko uporabljamo v vseh treh oblikah, se osredotočimo le na cenilko β . V enačbi (4) uporabimo posplošena povprečja, \bar{y} in \bar{x} , ter skupne vsote kvadratov in prečne produkte,

$$S_{xx}^t = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(x_{it} - \bar{x})'$$

in

$$S_{xy}^t = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})'.$$

Subskript t označuje »total« in ni povezan s časovnim subskriptom. Za enačbo (5), če imamo podatke že v obliki odstopanj, so povprečja $(y_{it} - \bar{y}_{i.})$ in $(x_{it} - \bar{x}_{i.})$ enaka nič. Momentne matrice so sestavljene iz vsot kvadratov znotraj skupine (*angl. within-groups*), torej odstopanj od skupinskega povprečja, in prečnih produktov,

$$S_{xx}^w = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_{i.}) (x_{it} - \bar{x}_{i.})'$$

in

$$S_{xy}^w = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_{i.}) (y_{it} - \bar{y}_{i.})'$$

In na koncu še v enačbi (6), kjer je povprečje skupinskih povprečij enako posplošenemu povprečju. Momentne matrice so sestavljene iz vsot kvadratov med skupinami (*angl. between-groups*) in prečnih produktov,

$$S_{xx}^b = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}})(\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}})'$$

in

$$S_{xy}^b = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}})(\bar{y}_{i.} - \bar{\bar{y}})$$

Hitro lahko preverimo, da velja

$$S_{xx}^t = S_{xx}^w + S_{xx}^b$$

in

$$S_{xy}^t = S_{xy}^w + S_{xy}^b.$$

Od tod imamo tri možne cenilke najmanjših kvadratov za β , ki ustrezajo enačbam (4), (5) in (6). Cenilka najmanjših kvadratov je:

$$b^t = [S_{xx}^t]^{-1} S_{xy}^t = [S_{xx}^w + S_{xx}^b]^{-1} [S_{xy}^w + S_{xy}^b] \quad (7).$$

Cenilka znotraj skupine je enaka:

$$b^w = [S_{xx}^w]^{-1} S_{xy}^w.$$

Zadnja pa je cenilka med skupinami, ki je enaka:

$$b^b = [S_{xx}^b]^{-1} S_{xy}^b.$$

Cenilka najmanjših kvadratov za (6) temelji na n bazah povprečij skupin. Iz prejšnjih izrazov dobimo:

$$S_{xy}^w = S_{xx}^w b^w$$

in

$$S_{xy}^b = S_{xx}^b b^b.$$

Če to vstavimo v enačbo (7), vidimo, da je OLS cenilka matrika tehtanih povprečij cenilk med skupinami in znotraj njih: $b^t = F^w b^w + F^b b^b$,

kjer je

$$F^w = [S_{xx}^w + S_{xx}^b]^{-1} S_{xx}^w = I - F^b. [9]$$

3.2.1.3 Časovni stalni učinki

V regresijski enačbi lahko poleg stalnih učinkov kontroliramo tudi časovne učinke, za katere je značilno, da so fiksni med državami in se spreminjajo med leti. Formulacija modela časovnih učinkov je sledeča:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta' x_{it} + \epsilon_{it}. (8)$$

V mojem primeru tako dobimo enačbo:

$$FD_{it} = \lambda FI_{it} + D_{crisis_{it}} + \varphi FI_{it} \times D_{crisis_{it}} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it},$$

ki je enaka prejšnji, z dodanim koeficientom δ_t , ki je fiksni med enotami in se spreminja v času.

Model pridobimo iz navadnega OLS modela z vključitvijo dodatnih $T - 1$ slamnatih spremenljivk. Eno slamnato spremenljivko je potrebno izključiti, da bi se izognili popolni multikolinearnosti, zaradi katere model ni več konsistenten. Popolna multikolinearnost se pojavi, če je ena odvisna spremenljivka linearna funkcija druge odvisne spremenljivke. Pri moji ocenjevani enačbi se pojavi težava popolne multikolinearnosti, saj je spremenljivka, ki označuje krizo, slamnata spremenljivka, ki se linearno izraža s časovno slamnato spremenljivko.

V formulaciji pride do asimetrije, vendar dokler je vsak skupinski učinek enak preseku, specifičnem za posamezno skupino (*angl. group-specific intercept*), medtem ko so časovni učinki kontrastni, je to enako primerjavi z osnovnim obdobjem (tisti, ki je izključen). Simetrična oblika modela je

$$y_{it} = \mu + \gamma_t + \beta' x_{it} + \epsilon_{it},$$

kjer je vključenih vseh n in T učinkov. Poleg tega so vključene tudi restrikcije $\sum_i \alpha_i = \sum_t \gamma_t = 0$.

Cenilke najmanjših kvadratov za β' pridobimo z regresijo

$$y_{*it} = y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t + \bar{y}$$

na

$$x_{*it} = x_{it} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.t} + \bar{\bar{x}},$$

kjer

$$\bar{y}_{.t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_{it},$$

$$\bar{\bar{y}} = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T y_{it}.$$

Podobno velja za $\bar{x}_{.t}$ in $\bar{\bar{x}}$. Koeficient konstante in slavnate spremenljivke lahko pridobimo iz normalne enačbe kot:

$$m = \bar{\bar{y}} - b' \bar{\bar{x}},$$

$$a_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{\bar{y}}) - b' (\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}}),$$

$$c_t = (\bar{y}_{.t} - \bar{\bar{y}}) - b' (\bar{x}_{.t} - \bar{\bar{x}}).$$

Ocenjeno kovariančno matriko za b pa izračunamo z uporabo vsote kvadratov in prečnih produktov za x_{*it} in s^2 , izračunan kot običajno, $e'e/[nT - (n - 1) - (T - 1) - K - 1]$. [9]

3.2.1.4 Neuravnoteženi paneli in stalni učinki

Manjkajoči podatki so pogosta težava pri panelnih podatkih. Panelom, pri katerih so velikosti skupin različne, rečemo neuravnoteženi paneli. Pri dosedanjih analizah sem predpostavljala, da so vse skupine enako velike, vendar se modificiran model za različne velikosti skupin zlahka izpelje.

Velikost celotnega vzorca ni več nT , ampak je enaka $\sum_{i=1}^n T_i$, kar posledično vpliva na izračun s^2 , $var[b]$, $var[a_i]$ in F-statistiko. Dodatna sprememba je v tem, da morajo biti povprečja skupin bazirana na T_i , ki se spreminja med skupinami. Posplošeno povprečje regresorjev je potem enako:

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} x_{it}}{\sum_{i=1}^n T_i} = \frac{\sum_{i=1}^n T_i \bar{x}_{i.}}{\sum_{i=1}^n T_i} = \sum_{i=1}^n w_i \bar{x}_{i.},$$

kjer je $w_i = T_i / (\sum_{i=1}^n T_i)$. Če so velikosti skupin enake, potem je $w_i = 1/n$. Momentna matrika

$$S_{xx}^w = X' M_d X,$$

je vsota matrik vsot kvadratov in prečnih produktov, seštetih po skupinah,

$$\sum_{i=1}^n X_i' M_i^0 X_i = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{t=1}^{T_i} (x_{it} - \bar{x}_{i.})(x_{it} - \bar{x}_{i.})' \right).$$

Taki matriki pravimo vsota kvadratov znotraj skupine. Druga dva momenta, S_{xy}^w in S_{yy}^w , izračunamo na enak način.

Najlažji način za ocenjevanje neuravnoteženih panelov je kreacija celotnega sklopa T slamnatih spremenljivk, kjer za T uporabimo unijo podatkov v celotni bazi podatkov. Pri tem eno slamnato spremenljivko izpustimo, s čimer se ponovno vrnemo k enačbi (8). Nato vsako obdobje T predstavlja ena od slamnatih spremenljivk. [9]

3.2.2 Slučajni učinki

Model stalnih učinkov je smiselno uporabiti, če smo prepričani, da je razlike med enotami mogoče opazovati kot parametrične premike v regresijski funkciji. To stališče je primerno, če vemo, da so presečne enote v vzorcu naključno izbrane iz velike populacije. V tem primeru imamo časovni (*angl. longitudinal*) nabor podatkov, torej opazovanja za tisoče posameznikov v populaciji, opazovanih v večih točkah v času.

Torej lahko preoblikujemo model:

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + u_i + \epsilon_{it},$$

kjer imamo K regresorjev poleg konstante. Komponenta u_i je naključna napaka, ki označuje i -to opazovanje in je konstantna v času. Privzamemo, da velja:

$$\begin{aligned} E[\epsilon_{it}] &= E[u_i] = 0, \\ E[\epsilon_{it}^2] &= \sigma_\epsilon^2, \\ E[u_i^2] &= \sigma_u^2, \\ E[\epsilon_{it}u_j] &= 0 \text{ za vse } i, t \text{ in } j, \\ E[\epsilon_{it}\epsilon_{js}] &= 0, \text{ če } t \neq s \text{ ali } i \neq j, \\ E[u_iu_j] &= 0, \text{ če } i \neq j. \end{aligned}$$

Kot pri stalnih učinkih se formulacija modela zapiše v blokih T opazovanj za opazovanja i, y_i, X_i, u_i in ϵ_i . Za teh T opazovanj označimo:

$$w_{it} = \epsilon_{it} + u_{it}$$

in

$$w_i = [w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT}]'$$

Glede na obliko w_{it} imenujemo to model s komponentami napak (*angl. error components model*). Za ta model privzamemo, da je:

$$\begin{aligned} E[w_{it}^2] &= \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2, \\ E[w_{it}w_{is}] &= \sigma_u^2, \text{ ko } t \neq s. \end{aligned}$$

Za T opazovanj i enot naj bo $\Omega = E[w_iw_i']$. Potem je:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_\epsilon^2 I_T + \sigma_u^2 i_T i_T',$$

kjer je i stolpcični vektor enic velikosti $T \times 1$. Če sta opazovanji i in j neodvisni, je matrika kovarianc napak za vseh nT opazovanj enaka: [9]

$$V = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Omega & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Omega \end{bmatrix} = \Omega \otimes I_n. \quad (9)$$

3.2.2.1 Posplošena metoda najmanjših kvadratov – GLS

Za zapis posplošene metode najmanjših kvadratov (*angl. generalized least squares*) potrebujemo $V^{-1/2} = I \otimes \Omega^{-1/2}$. Od tod moramo poiskati samo še $\Omega^{-1/2}$, ki je enaka

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_\epsilon} \left[I - \frac{\theta}{T} i i' \right],$$

kjer je

$$\theta = 1 - \frac{\sigma_\epsilon}{\sqrt{T\sigma_u^2 + \sigma_\epsilon^2}}.$$

Transformacija y_i in X_i za GLS je torej

$$\Omega^{-1/2} y_i = \frac{1}{\sigma_\epsilon} \begin{bmatrix} y_{i1} - \theta \bar{y}_i \\ y_{i2} - \theta \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{iT} - \theta \bar{y}_i \end{bmatrix}, \quad (10)$$

in prav tako velja za vrstice X_i . Za celoten nabor podatkov se GLS izračuna z regresijo zgornjih parcialnih odstopanj y_{it} na enakih transformacijah x_{it} . Ta postopek je zelo podoben LSDV modelu, pri katerem je $\theta = 1$. θ lahko interpretiramo kot vpliv, ki ostane, če je σ_ϵ enak nič, saj bi bil potem u_i edini vpliv. V takem primeru sta modela fiksnih in slučajnih učinkov enaka, torej je rezultat smislen.

GLS cenilka je, prav tako kot OLS cenilka, matrika tehtanih povprečij cenilk znotraj in med skupinami:

$$\hat{\beta} = \hat{F}^w b^w + (I - \hat{F}^w) b^b,$$

kjer je

$$\hat{F}^w = [S_{xx}^w + \lambda S_{xx}^b]^{-1} S_{xx}^w,$$

$$\lambda = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma_\epsilon^2 + T\sigma_u^2} = (1 - \theta)^2.$$

Če je $\lambda = 1$, potem je posplošena metoda najmanjših kvadratov enaka navadni metodi najmanjših kvadratov (OLS). Do tega pride, če je σ_u^2 enak 0, torej na podatke apliciramo klasični regresijski model. Če je $\lambda = 0$, potem je cenilka enaka cenilki slamnate spremenljivke, ki smo jo uporabili pri stalnih učinkih. Pri tem obstajata dve možnosti. Če je σ_ϵ^2 enak nič, potem bi se vse spremembe med enotami zgodile zaradi različnih u_i -jev, saj so konstantni v času in so zato enaki slamnatim spremenljivkam, ki smo jih uporabili pri modelu stalnih učinkov. Pri tem postane sporno vprašanje, ali so ti učinki stalni ali slučajni, saj so edini vir sprememb po enotah, ki jih regresija predstavlja. Drugi primer je, ko velja $T \rightarrow \infty$. V tem primeru postane neopazovana u_i opazovana. Cenilka za $[\alpha, \beta]$ je konsistentna v dimenziji T ali n .

Zato je

$$y_{it} - \alpha - \beta'x_{it} = u_i + \epsilon_{it}$$

možno opazovati. Posamezno povprečje zagotavlja

$$\bar{y}_i - \alpha - \beta'\bar{x}_i = u_i + \bar{\epsilon}_i.$$

Ker $\bar{\epsilon}_i$ konvergira proti nič, pridobimo vrednost za u_i . Torej, če gre T proti neskončno, u_i postane d_i , ki smo ga uporabili pred tem. [9]

3.2.2.2 Posplošena metoda najmanjših kvadratov, če je Ω neznan (FGLS)

Ko so komponente variance znane, se GLS model lahko izračuna brez večjih težav. Najprej je potrebno oceniti napake variance in nato uporabiti postopek FGLS. Pristop za oceno komponent je sledeč:

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + \epsilon_{it} + u_i,$$

in

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta'\bar{x}_i + \bar{\epsilon}_i + u_i \quad (11)$$

Če uporabimo odstopanja od povprečja skupine, se znebimo heterogenosti:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta'[x_{it} - \bar{x}_i] + [\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i].$$

Če velja

$$E \left[\sum_{t=1}^T (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right] = (T - 1)\sigma_\epsilon^2$$

in so β opazovane enote, potem je nepristranska cenilka σ_ϵ^2 bazirana na T opazovanjih v skupini i enaka

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2(i) = \frac{\sum_{t=1}^T (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2}{T - 1}.$$

Kadar je potrebno oceniti tudi β , uporabimo LSDV cenilko, naredimo običajen popravek za stopinje prostosti in uporabimo:

$$s_e^2(i) = \frac{\sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{T - K - 1}.$$

Imamo n takih cenilk, zato izračunamo njihovo povprečje in dobimo:

$$\begin{aligned} \bar{s}_e^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s_e^2(i) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{\sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{T - K - 1} \right] \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{nT - nK - n}. \end{aligned}$$

Popravek za stopinje prostosti v zgornji enačbi je odveč, saj predpostavljamo, da sta α in β ponovno ocenjena za vsak i . Ocenjeni parametri so n povprečij \bar{y}_i . in K naklonov β' . Torej je predlagana nepristranska cenilka enaka:

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{nT - n - K}.$$

Tako dobimo cenilko variance v LSDV modelu (3), popravljeno za stopinje prostosti. n povprečij

$$\begin{aligned} \epsilon_{**i} &= \bar{y}_i - \alpha - \beta' \bar{x}_i \\ &= \bar{\epsilon}_i + u_i, \quad (12) \end{aligned}$$

je neodvisnih in imajo varianco

$$var[\epsilon_{**i}] = \epsilon_{**}^2 = \frac{\sigma_\epsilon^2}{T} + \sigma_u^2.$$

Z vključitvijo stopinj prostosti v cenilko β v regresiji najmanjših kvadratov povprečij skupin v (11) lahko uporabimo

$$\hat{\sigma}_{**}^2 = \frac{e_{**}' e_{**}}{n - K} = m_{**} \quad (13)$$

kot nepristransko cenilko $\frac{\sigma_\epsilon^2}{T} + \sigma_u^2$. To nakazuje cenilko

$$\hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_{**}^2 - \frac{\sigma_\epsilon^2}{T}. \quad (14)$$

Cenilka je nepristranska, vendar je lahko negativna v končnem vzorcu. Če zahtevamo le konsistentno cenilko σ_u^2 , lahko uporabimo katerokoli konsistentno cenilko za β v (13), vključujoč OLS cenilko z restrikcijami.

Težava se pojavi, če model vključuje regresorje, ki ne varirajo znotraj skupine, saj v takem primeru LSDV cenilke ni mogoče izračunati. Lahko pa ocenimo komponente varianc slučajnih učinkov. Torej, naj bosta $[a, b]$ katerikoli konsistentni cenilki za $[\alpha, \beta]$, kakor na primer OLS cenilka. Če uporabimo vseh nT ostankov, potem ima $m_{ee} = e'e/(nT)$ verjetnostno limito

$$\text{plim} \frac{e'e}{nT} = \sigma_{\epsilon}^2 + \sigma_u^2.$$

Če sedaj uporabimo n povprečij skupin, je (13) še vedno uporabna za cenilko. Ta rezultat nam da dve momentni enačbi z dvema neznanima variancama,

$$\begin{aligned} m_{**} &= \frac{\sigma_{\epsilon}^2}{T} + \sigma_u^2, \\ m_{ee} &= \sigma_{\epsilon}^2 + \sigma_u^2, \end{aligned}$$

ki nam dasta rešitvi

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 &= \frac{T}{T-1} (m_{ee} - m_{**}) \\ \hat{\sigma}_u^2 &= \frac{T}{T-1} m_{**} - \frac{1}{T-1} m_{ee} \\ &= \omega m_{**} + (1 - \omega) m_{ee}, \end{aligned}$$

kjer je $\omega > 1$. [9]

3.2.2.3 Testiranje slučajnih učinkov

Breusch in Pagan (1980) sta izoblikovala Lagrange multiplikatorjev test za slučajne učinke, baziran na ostankih OLS. Za

$$\begin{aligned} H_0: \sigma_u^2 &= 0 \\ H_1: \sigma_u^2 &\neq 0 \end{aligned}$$

je testna statistika enaka

$$\begin{aligned} LM &= \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n [\sum_{t=1}^T e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \\ &= \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2. \end{aligned}$$

Pod ničelno hipotezo je LM porazdeljen s chi-hvadrat porazdelitvijo z eno stopinjo prostosti. Poznamo tudi krajšo formulo za izračun LM. Naj bo D matrika slamnatih spremenljivk, definirana v (2), in naj bo e vektor ostankov OLS. Potem je

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{e'DD'e}{e'e} - 1 \right]^2.$$

Če imamo ocenjene variance, lahko uporabimo FGLS ali MLE (*angl. maximum likelihood estimator*) cenilko za ocenjevanje parametrov modela. Pri slučajnih učinkih se ocenjevanje nekoliko spremeni, ko velja $T \rightarrow \infty$, vendar to v mojem primeru ne velja, saj analiziram le obdobje med letoma 1950 in 2011, zato bom to obravnavo izpustila. [9]

3.2.2.4 Neuravnoteženi paneli in slučajni učinki

Neuravnoteženi paneli dodajo novo mero težavnosti v modelu slučajnih učinkov. Prva težava je lahko vidna že v (9). Matrika V ni več dimenzij $\Omega \otimes I_n$, saj so diagonalni bloki v V različnih dimenzij. Poleg tega pride do heteroskedastičnosti v posamezni skupini, saj je i -ti diagonalni blok v $V^{-1/2}$ enak

$$\Omega_i^{-1/2} = I_{T_i} - \frac{\theta_i}{T_i} ii',$$

$$\theta_i = 1 - \frac{\sigma_\epsilon}{\sqrt{\sigma_\epsilon^2 + T\sigma_u^2}}$$

Dokler je izvor heteroskedastičnosti le v razliki v velikosti skupin, je ocena še vedno enostavna oz. direktna. Torej je potrebno za GLS ali FGLS z ocenjenimi komponentami varianc uporabiti le specifične θ_i za posamezno skupino v transformaciji v (10). Težava se pojavi pri ocenjevanju komponent varianc. LSDV cenilka še vedno zagotavlja konsistentno cenilko za σ_ϵ^2 . Potrebujemo pa še eno enačbo za oceno σ_u^2 . Uporabimo cenilko povprečij skupin za ta korak v (12). V regresiji povprečij skupin (12) so napake sedaj heteroskedastične:

$$\text{var} \left[u_i + \frac{\sum_{t=1}^{T_i} \epsilon_{it}}{T_i} \right] = \sigma_u^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{T_i} = \kappa_i^2.$$

Nepriustranskost rezultata pri ocenjevanju variance v tej regresiji ne drži več. Kljub temu pa je OLS cenilka β' za celoten vzorec nepristranska. Cenilka napak variance v heteroskedastični regresiji je konsistentna cenilka za

$$\bar{\kappa}^2 = \text{plim} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \kappa_i^2,$$

pod predpostavko, da verjetnostna limita obstaja. Povprečje kvadratov ostankov, ki vsebuje povprečja skupin, je konsistentna cenilka za $\bar{\kappa}^2$, bazirana na katerikoli konsistentni cenilki za β . Zdaj pod temi predpostavkami konsistentnost še vedno aplicira naraščajoč n in ne T_i . Torej, cenilka variance v regresiji povprečij skupin je konsistentna cenilka za

$$\bar{\kappa}^2 = \sigma_u^2 + \sigma_\epsilon^2 \text{plim} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{T_i}$$

$$= \sigma_u^2 + \sigma_\epsilon^2 \text{plim} Q_n,$$

pod predpostavko, da iz Q_n obstaja verjetnostna ali običajna limita. Potrebne so še določene predpostavke glede velikosti skupin. Če bi bili T_i slučajno porazdeljeni po posameznikih (*angl. individuals*) okoli povprečja T , potem bi bil $\text{plim}Q_n = 1/T$. Če ta predpostavka ni izpolnjena, je potrebno opredeliti določene lastnosti zaporedja $\{T_i\}$, da bi zagotovili konsistentnost variance. Če predpostavimo le, da verjetnostna limita obstaja in da jo ocenjujemo konsistentno, potem je možen ekvivalent za (13) in (14) enak

$$\hat{\sigma}_{**}^2 = \frac{e'_{**}e_{**}}{n - K},$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_{**}^2 - \hat{\sigma}_\epsilon^2 Q_n.$$

Od tod lahko nadaljujemo s FGLS cenilko. [9]

3.2.3 Hausmanov test za stalne ali slučajne učinke

Vedno se poraja vprašanje, kateri model je bolj primeren: model stalnih učinkov ali model slučajnih učinkov. Model stalnih učinkov je analiziran preprosto pogojno na učinke, ki so prisotni v opazovanem vzorcu. S praktičnega vidika nas ocenjevanje s pomočjo slamnatih spremenljivk stane izgube stopinj prostosti, v širokem časovnem naboru pa podatkov, saj ima model slučajnih učinkov nekaj intuitivnih pomankljivosti. Na drugi strani ima model stalnih učinkov eno veliko prednost, in sicer, da ni razlogov za obravnavanje posameznih učinkov kot nekoreliranih z ostalimi regresorji, kot je predpostavljeno v slučajnih učinkih. Model slučajnih učinkov lahko povzroči nekonsistentnost zaradi izpuščenih spremenljivk.

Obstaja pa test, s katerim lahko ocenimo ortogonalnost slučajnih učinkov in regresorjev. Izoblikoval ga je Hausman leta 1978. Ideja testa je, da pod ničelno hipotezo predpostavimo, da ni korelacije in sta OLS v LSDV modelu in GLS model oba konsistentna, OLS pa ni zadosten. Pod alternativno hipotezo je OLS model konsistenten, GLS pa ne. Pod ničelno hipotezo se cenilki sistematično ne smeta razlikovati in test je lahko baziran na razliki. Druga bistvena »sestavina« testu je kovariančna matrika vektorja razlik, $[b - \hat{\beta}]$:

$$\text{var}[b - \hat{\beta}] = \text{var}[b] + \text{var}[\hat{\beta}] - \text{cov}[b - \hat{\beta}] - \text{cov}[b - \hat{\beta}]'.$$

Hausmanov bistven rezultat je ta, da je kovarianca učinkovite cenilke in njene razlike od neučinkovite cenilke enaka nič, kar pomeni, da je:

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

ali da je

$$\text{cov}[b, \hat{\beta}] = \text{var}[\hat{\beta}].$$

Če to vstavimo v zgornjo enačbo kovariančne matrike, dobimo iskano kovariančno matriko za test:

$$\text{var}[b - \hat{\beta}] = \text{var}[b] + \text{var}[\hat{\beta}] = \Sigma.$$

Chi-kvadrat test je baziran na Waldovem kriteriju:

$$W = \chi^2[K] = [b - \hat{\beta}]' \widehat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}].$$

Za $\hat{\Sigma}$ uporabimo ocenjene kovariančne matrice cenilke β' v LSDV modelu in ocenjeno kovariančno matrico v modelu slučajnih učinkov, pri kateri izključimo konstanto. Pod ničelno hipotezo je W asimptotsko porazdeljen kot chi-kvadrat s K stopinjami prostosti. [9]

3.3 Dinamičen model panelnih podatkov in posplošena metoda momentov (GMM)

Ocenjevanje modela panelnih podatkov s pomočjo dinamične specifikacije ima v določenih primerih prednosti v primerjavi z zgoraj opisano statično specifikacijo panelnih podatkov (stalno ali slučajno). Največja prednost dinamičnih panelnih podatkov je večja fleksibilnost pri ocenjevanju modela, saj lahko v model vključimo odložene vrednosti spremenljivk. V mojem primeru je to zelo uporabno pri slamnati spremenljivki, ki označuje, ali je državo i v času t zajela kriza, saj zavzame spremenljivka vrednost 1, tudi če je kriza zajela državo v zadnjem četrtletju, kriza pa dejansko vpliva na državo šele v naslednjem letu. Druga prednost dinamičnih modelov je v tem, da imajo učinki v času t vpliv le v času t in se njihov vpliv ne prenaša na različna obdobja.

Splošno enačbo dinamičnega modela panelnih podatkov lahko zapišemo kot:

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{i,t-j} + \beta_1 x_{i,t} + \beta_2 w_{i,t} + u_i + \delta_t + \epsilon_{i,t};$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T_i$$

kjer α_j predstavlja p parametrov, ki jih ocenjujemo, $x_{i,t}$ je vektor eksogenih spremenljivk, dimenzije $1 \times k_1$, β_1 je vektor parametrov, ki jih ocenjujemo, dimenzije $k_1 \times 1$, $w_{i,t}$ predeterminiranih in endogenih spremenljivk, dimenzije $1 \times k_2$, β_2 je vektor parametrov, ki jih ocenjujemo, dimenzije $k_2 \times 1$, u_i so panelni nivojski učinki (stalni ali slučajni) oziroma konstanta (v mojem primeru gre za specifične učinke za države), $\epsilon_{i,t}$ so neodvisno identično porazdeljene komponente napake celotnega vzorca z varianco σ_ϵ^2 , δ_t je slamnata spremenljivka za čas. Predpostavlja se, da sta u_i in $\epsilon_{i,t}$ neodvisna za vsak i čez celoten t . [12]

3.3.1 GMM metoda in Arellano-Bond cenilka

Pri ocenjevanju dinamične funkcije vpliva finančne integracije na finančni razvoj sem uporabila posplošeno metodo momentov ali GMM metodo (*angl. Generalized-Method-of-Moments*). GMM metoda temelji na transformaciji modela, s katero izločimo vplive, ki so specifični le za individualne enote v vzorcu. Nato za ocenjevanje modela uporabimo

instrumentalne spremenljivke, med katere dodatno vključimo še odložene vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk.

V poglavju 3.1 je opisana enačba dinamične oblike funkcije finančnega razvoja, ki je enaka:

$$FD_{it} = \rho FD_{i,t-1} + \lambda FI_{it} + D_{crisis_{it}} + \varphi FI_{it} \times D_{crisis_{it}} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

oziroma poenostavljeno

$$FD_{it} = \alpha_i + \pi_1 FD_{i,t-1} + \pi_2 x_{it} + \epsilon_{it},$$

kjer $\pi_2 x_{it}$ predstavlja λFI_{it} , $D_{crisis_{it}}$, $\varphi FI_{it} \times D_{crisis_{it}}$ in γX_{it} .

Da bi lahko izpeljali učinkovito GMM ali Arellano-Bond cenilko, moramo predpostaviti, da velja sledeče:

$$\begin{aligned} E(\alpha_i) &= 0, \\ E(\epsilon_{it}) &= 0, \\ E(\epsilon_{it}\alpha_i) &= 0, \text{ za } i = 1, \dots, N \text{ in } t = 2, \dots, T \end{aligned}$$

ter

$$E(\epsilon_{it}\epsilon_{is}) = 0, \text{ za } i + 1, \dots, N \text{ in } t \neq s.$$

Poleg tega predpostavimo, da je X_{it} proces endogen:

$$\begin{aligned} E(x_{is}\epsilon_{it}) &= 0 \text{ za } s = 1, 2, \dots, t-1 \text{ in } t = 2, \dots, T \\ E(x_{it}\epsilon_{is}) &\neq 0 \text{ za } s = t, \dots, T \text{ in } t = 2, 3, \dots, T, \end{aligned}$$

kar pomeni, da je x_{it} nekoreliran z $\epsilon_{i,t+1}$ in z nadaljnimi šoki. Predpostavka endogenosti x_{it} -jev vključuje tudi sočasne procese in meritveno napako.

Poleg zgornjih predpostavk je potrebna še predpostavka o začetnih pogojih, in sicer, da sta $y_{i,1}$ in $x_{i,1}$ nekorelirana z naslednjimi šumi v ϵ_{it} za $t = 2, \dots, T$:

$$\begin{aligned} E(y_{i,1}\epsilon_{it}) &= 0 \\ E(x_{i,1}\epsilon_{it}) &= 0 \text{ za } i = 1, \dots, N \text{ in } t = 2, \dots, T. \end{aligned}$$

Ta začetni pogoj je potreben, da zagotovimo, da odložena odvisna spremenljivka $FD_{i,t-s}$ v nivoju in odložena pojasnjevalna spremenljivka $x_{i,t-s}$ v nivoju nista korelirani z $\Delta\epsilon_{it}$ in sta tako primerni instrumentalni spremenljivki. Iz zgornjih predpostavk sledi, da imamo tako $o = (T-1)(T-2) + \sqrt{2}(T-1)(T-2)$ (preveri, če je res to $2*0,5$) pogojnih momentov:

$$E(Z'_{i,t-s}\Delta\epsilon_{it}) = 0 \text{ za } t = 3, \dots, T, \text{ kjer je } Z_{it} = \{y_{it}, x_{it}\},$$

za $s \geq 2$, ko je $\epsilon_{it} \sim MA(0)$ in za $s \geq 3$, ko je $\epsilon_{it} \sim MA(1)$ in kjer je Z niz instrumentov, ki vsebuje odloženo odvisno spremenljivko in odložene pojasnjevalne spremenljivke.

Slednje nam omogoča uporabo primernih odloženih spremenljivk v nivojih kot instrumentov za enačbo v prvih diferencialih, s katerimi iz enačbe izpustimo specifične učinke za posamezno državo:

$$\Delta FD_{it} = \pi_1 \Delta FD_{i,t-1} + \pi_2 \Delta x_{it} + \Delta \epsilon_{it},$$

za $i = 1, \dots, N$ in $t = 3, \dots, T$.

Asimptotično učinkovita GMM cenilka, osnovana na zgoraj opisanih pogojih, minimizira naslednjo enačbo:

$$J_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \epsilon_i' Z_i \right) E_N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \epsilon_i \right),$$

kjer je $\Delta \epsilon_i = (\Delta \epsilon_{i,3}, \Delta \epsilon_{i,4}, \dots, \Delta \epsilon_{i,T})'$, $Z_i = (Z_{i,1}, Z_{i,2}, \dots, Z_{i,T-2})$ in je tehtana matrika enaka

$$W_N = \left(\frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N Z_i \Delta \epsilon_i \Delta \epsilon_i' Z_i \right) \right)^{-1}.$$

Pri tem so $\Delta \epsilon_i$ konsistentne ocene ostankov v prvih diferencialih, ki jih pridobimo iz prvotno konsistentne ocene, čemur pravimo dvostopenjska GMM cenilka. Iz te oblike modela lahko, ob predpostavki homoskedastičnosti v napakah w_{it} , dobimo enakovredno GMM cenilko na prvi stopnji ob uporabi naslednje tehtane matrike

$$W_{1N} = \left(\frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N Z_i H Z_i \right) \right)^{-1}.$$

Pri tej matriki H predstavlja $(T-2)$ kvadratno matriko z dvema s -jema na glavni diagonali, enim s -jem na prvi neglavni diagonali in ničle povsod drugje. Ker W_{1N} ni odvisna od nobenega ocenjenega parametra, je ta cenilka na prvi stopnji logična izbira za začetno konsistentno oceno, katero uporabimo za izračun optimalne tehtane matrike W_N in s tem za izračun dvostopenjske cenilke. [12]

GMM oziroma Arellano-Bond cenilko, ki je zasnovana na zgornjih predpostavkah in omejitvah, imenujemo tudi diferenčna cenilka. Pomanjkljivost te cenilke je v tem, da z njo ne moremo preučiti povezave med specifičnimi stalnimi učinki za posamezne države (α_i) in finančnim razvojem (FD_{it}), saj so stalni učinki izločeni pri uporabi prvih diferenc. [12]

3.3.2 Testiranje konsistentnosti cenilke

Konsistentnost GMM cenilke je odvisna od ustreznosti uporabljenih instrumentov. Za preverjanje slednje se uporabljata dva specifikacijska testa, in sicer Sarganov test ter Arellano-Bond test. Sarganov test za prekomerno identifikacijo omejitev testira celotno ustreznost instrumentov z analiziranjem ustreznega vzorca pogojnih momentov,

uporabljenega v procesu ocenjevanja. Za GMM cenilko v modelu s prvimi diferenciali je testna statistika enaka NJ_N in ima za ničelno domnevo (H_0) trditev, da so pogoji veljavni. Če pride do zavrnitve ničelne domneve, moramo ponovno razmisliti o ustreznosti našega modela oziroma instrumentov. Za homoskedastično komponento napake NJ_N je značilna asimptotična porazdelitev χ^2 z $o - k$ stopinjami prostosti, kjer o predstavlja število pogojnih momentov, k pa število ocenjenih parametrov. Arellano-Bond test testira avtokorelacijo reda m v prvih diferencialih komponent napak oziroma ostankov. Pri tem testu pod ničelno domnevo preverjamo, ali komponenta napake w_{it} ni serijsko korelirana. To je pomembno, saj so pogojni momenti ustrezni le v primeru, ko ne obstaja nikakršna serijska korelacija v slučajnih napakah. Test je zasnovan na tem, da pri diferencialni regresijski enačbi in sistemski diferencialni regresijski enačbi v nivoju testiramo, ali je prva diferenca komponente napake ($\Delta\epsilon_{it}$) serijsko korelirana drugega reda ali ni. Če lahko ničelno domnevo zavrnemo, torej privzamemo, da ni serijske korelacije prvega reda v prvi differenci komponentne napake, kar pa ne pomeni, da je model slabo določen. Zavrnitev ničelne domneve pri višjih redih pomeni, da pogojni momenti niso ustrezni. Testno statistiko je mogoče izračunati že po prvostopenjski oceni le v primeru, ko smo v modelu določili »vce(robust)« tip standardnih napak. [12]

4 OPIS SPREMENLJIVK in REZULTATI

4.1 Opis baze in uporabljenih spremenljivk

Baza zajema podatke za 212 držav in področij med letoma 1950 in 2011. Za določene države so na voljo podatki le od leta 1970 naprej, zato sem se pri analizi omejila le na leta od 1970 do 2011. Baza je sestavljena iz štirih baz, in sicer World Bank Database, International financial statistics, United Nations Conference on Trade and Development ter baze External Wealth of Nations Dataset (Lane&Milesi-Ferretti). Za svojo raziskavo bom uporabila le BDP na prebivalca (izražen v US dolarju v letu 2000) in letno rast BDP, indikatorje finančnega razvoja, ki so domača posojila, ki jih izdaja bančni sektor (kot odstotek BDP), domača posojila zasebnemu sektorju (kot odstotek BDP), tržna kapitalizacija (kot odstotek BDP) iz World Bank baze ter indikatorje finančne integracije, ki so portfelj kapitalskih sredstev, portfelj kapitalskih obveznosti, dolžniška sredstva, dolžniške obveznosti, skupna sredstva, skupne obveznosti, sredstva tujih neposrednih naložb, obveznosti tujih neposrednih naložb iz baze External Wealth of Nations Dataset. Podatke za obdobja finančnih kriz sem pridobila iz Systemic Banking Crises Database, ki je dostopna na straneh Mednarodnega denarnega sklada (IMF). Za lažjo analizo (predvsem grafično) sem države združila v šest skupin.

- Prva skupina zajema države Skupnost neodvisnih držav (Commonwealth of Independent States – CIS), ki so Armenija, Azerbajdžan, Belorusija, Kazahstan, Kirgizistan, Moldavija, Rusija, Tadžikistan, Uzbekistan, Turkmenistan in Ukrajina.
- V drugi skupini so države Latinske Amerike, in sicer Argentina, Bolivija, Brazilija, Čile, Kolumbija, Costa Rica, Kuba, Dominikanska Republika, Ekvador, El Salvador, Gvatemala, Haiti, Honduras, Mehika, Nikaragva, Panama, Paragvaj, Peru, Urugvaj, Venezuela, Suriname in Karibi.
- Tretja skupina je sestavljena iz držav Srednje in Zahodne Evrope (CEE), med katere sodijo Estonija, Latvija, Litva, Poljska, Nemčija, Češka, Slovaška, Madžarska, Romunija, Bolgarija, Slovenija, Hrvaška, Albanija, Srbija, Bosna in Hercegovina, Črna Gora, Kosovo in Makedonija.
- Četrta skupina zajema države Južne, Vzhodne in Jugovzhodne Azije, ki so Afganistan, Bangladeš, Butan, Indija, Maldivi, Nepal, Pakistan, Šri Lanka, Kitajska, Japonska, Južna Koreja, Severna Koreja, Mongolija, Tajvan, Brunei, Kambodža, Timor, Indonezija, Laos, Malezija, Myanmar, Filipini, Singapur, Tajska in Vietnam.
- V peti skupini so vse afriške države, torej Alžirija, Angola, Benin, Bocvana, Burkina Faso, Burundi, Kamerun, Cape Verde, Srednjeafriška republika, Čad, Komoros, Kongo, Slonokoščena obala, Džibuti, Egipt, Ekvatorialna Gvineja, Eritrea, Etiopija, Gabon, Gambija, Gana, Gvineja Bissau, Kenija, Lesoto, Liberija,

Libija, Madagaskar, Malavi, Mali, Mauritaniya, Mauritius, Maroko, Mozambik, Namibija, Niger, Nigerija, Ruanda, Senegal, Sejšeli, Sierra Leone, Somalija, Južna Afrika, Južni Sudan, Sudan, Svazi, Sao Tome&Principe, Tanzanija, Togo, Tunizija, Uganda, Zambija in Zimbabve.

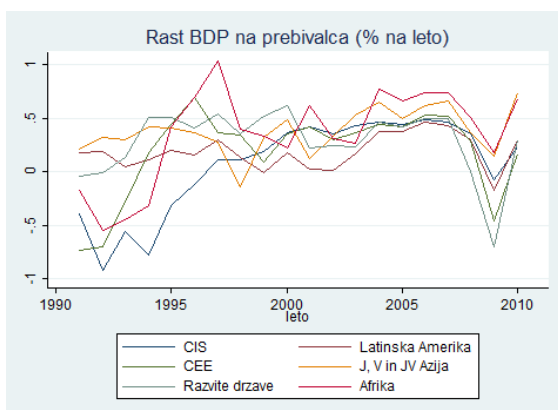
- Zadnjo skupino pa sestavljajo razvite države, ki sem jih razvrstila po kriteriju Advanced economies (IMF), in so Avstralija, Nova Zelandija, Avstrija, Belgija, Kanada, Ciper, Češka, Danska, Estonija, Finska, Francija, Nemčija, Grčija, Hong Kong, Islandija, Irska, Izrael, Italija, Japonska, Luksemburg, Malta, Nizozemska, Norveška, Portugalska, San Marino, Singapur, Slovaška, Slovenija, Južna Koreja, Španija, Švedska, Švica, Tajvan, Velika Britanija in Združene države Amerike.

Opisne statistike uporabljenih podatkov po posameznih državah so prikazane v Prilogi B. Pomembno je opozoriti, da vsi podatki ne zajemajo vseh držav v vseh časovnih obdobjih, zato imamo opravka z neuravnoteženimi panelnimi podatki, kar je upoštevano tudi pri sledeči analizi in ocenjevanju.

4.2 Grafična analiza spremenljivk

V tem poglavju so prikazane grafične analize spremenljivk. Grafi so omejeni na obdobje med letoma 1991—2011, saj bi jih zaradi različnih časovnih razponov podatkov, ki so na voljo, sicer težje primerjali.

Slika 1 prikazuje rast BDP na prebivalca v odstotkih za posamezno leto. Lahko vidimo, da so imele po letu 1991 negativno rast BDP države CIS, Srednje in Vzhodne Evrope ter Afriške države, kar je smiselno, saj so države CIS in Srednje in Vzhodne tranzitne države, ki so se v tem obdobju spopadale s preходом s centralno planskega na tržno gospodarstvo. Po letu 1997 so imele vse regije v povprečju pozitivno rast BDP. Strma negativna rast BDP pa se je v vseh regijah ponovila leta 2008, ko je svet zajela svetovna finančna kriza.

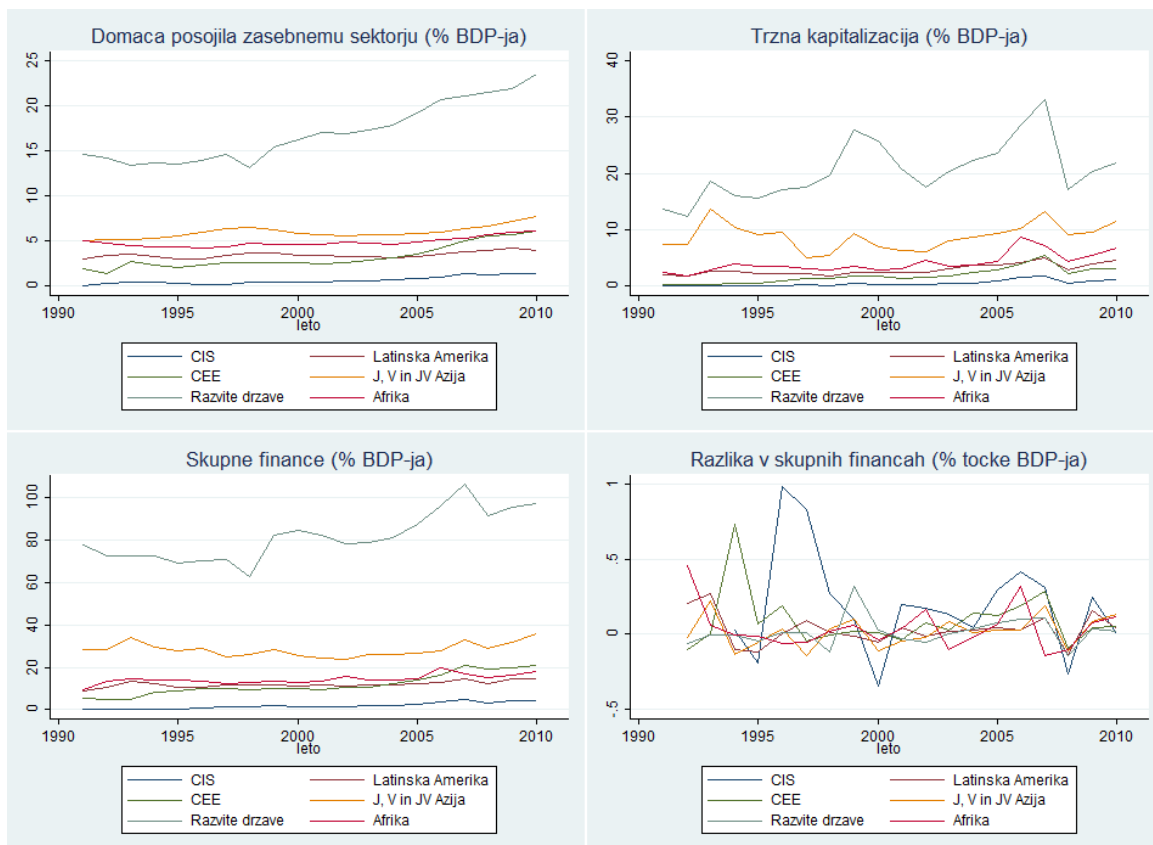


Slika 1: Rast BDP na prebivalca po regijah (1991—2011), vir: lasten vir

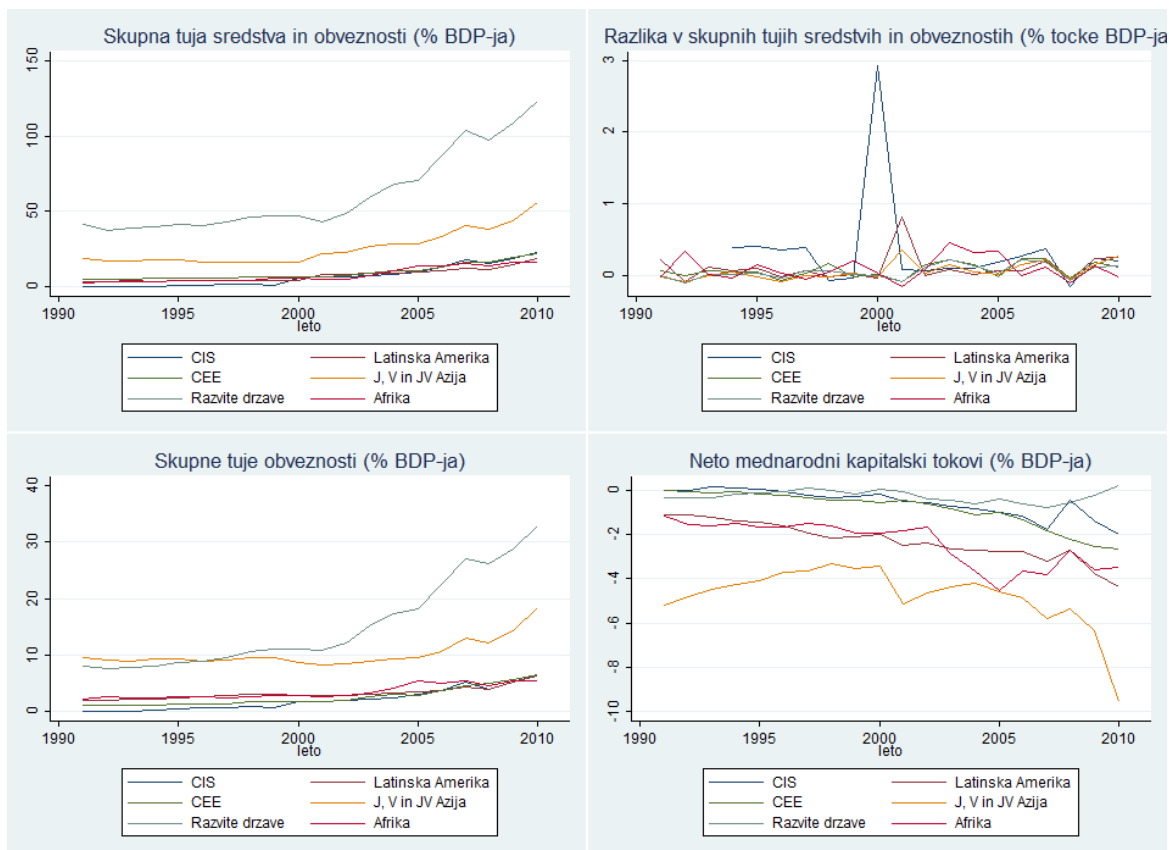
Slika 2 prikazuje finančno poglobljanje oziroma finančni razvoj posameznih regij. Zgornji levi del slike prikazuje domača posojila zasebnemu sektorju, izražena kot odstotek BDP-ja.

Lahko vidimo, da delež domačih posojil močno izstopa pri skupini razvitih držav in ima tudi najvišjo stopnjo rasti, predvsem od leta 1998 dalje. Drastična sprememba v deležu posojil oziroma kreditiranja je opazna po letu 2004 v državah Srednje in Vzhodne Evrope, ki so si v tem obdobju »pomogle« od tranzicijskega šoka in v naslednjih letih presegle raven v Latinski Ameriki in Afriki. Zgornji desni del slike prikazuje delež tržne kapitalizacije (kot odstotek BDP-ja), ki predstavlja skupno tržno vrednost vseh delnic podjetij v državi. Rezultati so smiselni, saj imata najvišjo stopnjo tržne kapitalizacije skupina razvitih držav in skupina držav Južne, Vzhodne in Jugovzhodne Azije, ki so v zadnjem desetletju doživele visoko stopnjo rasti razvitosti. Spodnji levi in desni del slike prikazujeta stopnjo gospodarskega razvoja, ki vključuje domača posojila bančnega sektorja, domača posojila zasebnemu sektorju in tržno kapitalizacijo kot delež BDP-ja. Ponovno lahko vidimo, da je ta najvišja v razvitih državah in državah Južne, Vzhodne in Jugovzhodne Azije. Razlika v skupnih finančnih nam ponazarja letno rast skupnih finančnih države. Ta je najbolj nihala v državah CIS in Srednje in Vzhodne Evrope, kar ponovno pojasnjuje tranzicija.

Podobne ugotovitve veljajo za finančno integracijo. Slika 3 prikazuje dinamiko finančne integracije med letoma 1991-2011. Zgornji levi del slike prikazuje tuja sredstva in obveznosti kot delež BDP-ja. Z najnižjo stopnjo so leta 1991 začele države CIS, ki so leta 2000 dosegle stopnjo Afrike in Latinske Amerike ter jih do leta 2011 celo presegle. Kljub temu pa so te države ostale precej manj finančno integrirane kot skupina razvitih držav in Azije. Zgornji desni del slike prikazuje razliko v tujih sredstvih in obveznostih med leti, izraženo v odstotnih točkah BDP-ja. Spodnji levi del slike prikazuje le skupne tuje obveznosti kot delež BDP-ja in nam da podobne rezultate kot zgornji levi del slike. Spodnji desni del prikazuje neto mednarodne finančne tokove, kar pomeni skupna sredstva minus skupne obveznosti. Ti tokovi so spremljali proces rasti v različnih regijah sveta, vendar so pozitivni le pri skupini razvitih držav, kar kaže na to, da je prišlo do velike širitve finančne integracije preko uravnoteženega povečanja pritokov in odtokov finančnih sredstev iz držav.



Slika 2: Finančno poglobljanje po regijah (1991—2011) , vir: lasten vir



Slika 3: Dinamika finančne integracije (1991—2011) , vir: lasten vir

4.3 Regresija stalnih in slučajnih učinkov

Tabela 1: Rezultati regresije stalnih in slučajnih učinkov

Regresor	Stalni učinki	Slučajni učinki
<i>FI</i>	0,081** (0,023)	0,0996** (0,020)
<i>D_{kriza}</i>	29,898** (8,797)	29,815** (8,713)
<i>FI × D_{kriza}</i>	-0,045** (0,015)	-0,048** (0,015)
<i>GDP_{pc}</i>	0,017** (0,003)	0,014** (0,002)
<i>konstanta</i>	-16,207 (36,310)	22,040 (19,721)
F-statistike in p-vrednosti		
(a) vse spr.=0	32,64 (< 0,001)	136,86 (< 0,001)
(b) kriza, FI _{kriza} =0	15,63 (< 0,001)	13,55 (0,001)
SER	46,562	46,562
R ² (overall)	0,599	0,606

V zgornji tabeli so podani rezultati panelne analize v 3. poglavju opisanega modela, ocenjenega s pomočjo metode stalnih in slučajnih učinkov. Standardne napake so zapisane v oklepajih pod koeficienti. Posamezen koeficient je statistično značilen pri *5% stopnji tveganja ali **1% stopnji tveganja, ob uporabi dvostranskega testa.

Rezultati regresije se med stalnimi in slučajnimi učinki bistveno ne razlikujejo, Hausmanov test pa potrjuje model s stalnimi učinki.⁴ Pri obeh regresijah so koeficienti (razen konstante) statistično značilni pri 1 % stopnji tveganja. Koeficienti so smiselni oz. imajo smiselne predznake, razen koeficient pred slamnato spremenljivko za krizo, ki v obeh regresijah zavzame podobno pozitivno vrednost (29,898 in 29,815), kar pomeni, da se finančni razvoj v povprečju poveča za 29,898% oz. 29,815%, če je državo *i* v času *t* zajela finančna kriza ob vseh ostalih dejavnikih nespremenjenih. Rezultat seveda ni smiseln, saj bi pričakovali negativen predznak pred tovrstnim koeficientom, kajti v času krize se finančni razvoj države poslabša. To napako pripisujem uporabi regresije stalnih in

⁴ Vrednost chi-kvadrat statistike je enaka 48,29 (0,000).

slučajnih učinkov, ki ni najbolj primerna za ocenjevanje dinamičnih pojavov. Namesto tega sem v poglavju 4.6 uporabila dinamičen regresijski model, ki povezavo med finančno integracijo, krizo in finančnim razvojem bolj realno oceni.

F-statistika, ki testira skupno hipotezo, da so vsi koeficienti enaki nič, ima v vseh primerih dovolj majhno p-vrednost (zapisana v oklepaju pod F-statistiko), kar pomeni, da lahko skupno hipotezo zavrnamo, torej vsi koeficienti hkrati niso enaki nič. Enako velja pri testiranju hipoteze, da sta koeficient pred slamnato spremenljivko za krizo in koeficient pred finančno integracijo v državah s krizo enaka nič. Na podlagi ocenjenega determinacijskega koeficienta R^2 ugotavljamo, da je 59,9% oz. 60,6% variance povprečne stopnje finančnega razvoja, pojasnjene z linearnim vplivom finančne integracije, krize in BDP-ja na prebivalca.

Rezultati nam povedo, da ima finančna integracija pozitiven učinek na finančni razvoj, torej če se finančna integracija poveča za 1%, se finančni razvoj v povprečju poveča za 0,081%, ob vseh ostalih dejavnikih nespremenjenih. V primeru, ko je finančna integracija v interakciji s krizo, pa je učinek negativen, saj se ob povečanju finančne integracije v državi, ki jo je v danem letu zajela kriza, za 1% finančni razvoj zmanjša za 0,045%, ob vseh ostalih dejavnikih nespremenjenih. Poleg finančne integracije lahko vidimo, da ima pozitiven učinek na finančni razvoj tudi raven BDP-ja na prebivalca.

4.4 Regresija po regijah

Tabela 2: Rezultati regresije po regijah

Regresor	CIS	Latinska Amerika	CEE	J, V in JV Azija	Afrika	Developed
<i>FI</i>	0,059** (0,004)	0,242** (0,015)	-0,068** (0,012)	0,068** (0,006)	0,273** (0,017)	0,067** (0,015)
<i>D_{kriza}</i>	40,078** (2,627)	-40,484** (5,748)	25,798** (2,542)	39,328** (9,644)	17,878** (2,134)	41,519** (6,302)
<i>FI</i> × <i>D_{kriza}</i>	-0,058** (0,004)	1,214** (0,113)	-0,066** (0,010)	-0,056+ (0,030)	-0,037** (0,010)	-0,047** (0,013)
<i>GDP_{pc}</i>	0,053** (0,002)	0,021** (0,001)	0,032** (0,001)	0,021** (0,001)	0,014** (0,003)	0,017** (0,001)
konstanta	-1,055** (0,212)	1,527* (0,680)	-15,157** (1,039)	6,786** (0,969)	4,223** (0,301)	-39,678** (6,535)
F-statistike in p-vrednosti						
(a) vse spr.=0	679,16 (0,000)	277,89 (0,000)	399,03 (0,000)	348,15 (0,000)	140,82 (0,000)	311,27 (0,000)
(b) kriza, Fikriza=0	128,60 (< 0,001)	78,25 (< 0,001)	58,16 (< 0,001)	13,41 (< 0,001)	35,17 (< 0,001)	21,83 (< 0,001)
SER	5,089	8,585	12,084	15,407	5,469	40,986
R ² (overall)	0,815	0,625	0,838	0,819	0,484	0,812

Regresijo stalnih učinkov sem aplicirala tudi na posamezne regije, ki sem jih opisala v 4.1 Opis baze. Tudi v tem primeru so vsi koeficienti statistično značilni pri 1% ali 5% stopnji tveganja. Rezultati se med posameznimi regijami nekoliko razlikujejo in niso pri vseh smiselni, kar, kot je bilo prej povedano, pojasnjuje uporaba regresije stalnih učinkov. Iz rezultatov lahko sklepamo, da imajo finančna integracija, kriza in BDP na prebivalca določen vpliv na razvoj finančnega sistema v posamezni skupini. Finančna integracija ima največji vpliv na finančni razvoj v skupini afriških držav, kjer se ob povečanju finančne integracije za 1% finančni razvoj v povprečju poveča za 0,273%, ob vseh ostalih dejavnikih nespremenjenih. Negativen vpliv višje stopnje finančne integracije na finančni razvoj lahko opazimo le pri skupini CEE, kjer se ob povečanju finančne integracije za 1% finančni razvoj v povprečju zmanjša za 0,068%, ob vseh ostalih dejavnikih nespremenjenih. Specifikacija modela za CEE ima tudi najvišji R^2 , kar pomeni, da je 83,8 % variance finančnega razvoja, pojasnjene z linearnim vplivom finančne integracije, krize in BDP-ja na prebivalca. V vseh skupinah držav ima pozitiven vpliv na finančni razvoj tudi BDP na prebivalca, ni pa možno ugotoviti, ali ima finančna integracija večji vpliv na države z višjim BDP na prebivalca.

4.5 GMM metoda

Tabela 3: Finančna integracija in finančni razvoj – GMM ocena, odvisna spremenljivka: finančni razvoj

<i>FD</i>	0,505** (0,001)
<i>FI</i>	0,035** (0,001)
<i>D_{kriza}</i>	-4,290** (0,215)
<i>FI × D_{kriza}</i>	-0,003** (0,001)
<i>GDP_{pc}</i>	0,010** ($< 0,001$)
<i>#obs</i>	1067
<i>N</i>	71
<i>Sarganov test</i> <i>χ² verjetnost</i>	153,565 (1,000)
<i>m1</i>	-3,620
<i>m2</i>	-0,644

Opomba: GMM rezultati iz prvega koraka. Regresija vključuje časovno slamnato spremenljivko. V oklepajih so standardne napake. ** označuje statistično značilnost pri 1% stopnji tveganja. Kot instrument je uporabljen prvi odlog. Sarganov test (iz rezultatov GMM iz drugega koraka) testira veljavnost instrumentov. m1 in m2 sta testa za avtokorelacijo prvega in drugega reda v diferenciranih ostankih. Konstanta modela ni zapisana.

GMM ali Arellano-Bond cenilka nam da veliko bolj smiselne rezultate kot cenilka stalnih ali slučajnih učinkov. Iz rezultatov dobimo naslednjo regresijsko enačbo:

$$FD_{it} = 0,505FD_{i,t-1} + 0,035FI_{it} - 4,290D_{crisis_{it}} - 0,003FI_{it} \times D_{crisis_{it}} + 0,010X_{it}$$

(0,001)
(0,001)
(0,215)
(0,001)
($< 0,001$)

Rezultati nam kažejo, da višja stopnja finančne integracije bistveno poveča globino finančnih trgov (finančni razvoj), kar nakazuje na neposredni učinek finančne integracije. Koeficienti za krizo in interakcijo med finančno integracijo in krizo so v skladu s pričakovanji, torej kriza zmanjša ponudbo financ na trgu. Vidimo pa lahko, da večji dostop do tujih finančnih trgov poveča negativen učinek krize. S tem lahko potrdimo trditev, da ima kriza večji vpliv na finančne trge v finančno bolj integriranih državah. Poleg tega lahko vidimo, da na finančni razvoj države vpliva tudi povprečni BDP na prebivalca v

posamezni državi. Torej imajo države z višjim BDP na prebivalca v povprečju višjo stopnjo finančne razvitosti kot tiste z manjšim.

5 ZAKLJUČEK

V svoji zaključni nalogi sem ocenjevala vpliv finančne integracije na finančni razvoj, pri čemer sem se osredotočila na vprašanje, ali ima kriza slabši učinek na finančno integrirane države z odprto finančno politiko. Pri ocenjevanju sem uporabila statično metodo stalnih in slučajnih učinkov ter dinamično GMM metodo z Arellano-Bond cenilko. Pri dinamični metodi na desno stran enačbe dodamo odloženo vrednost odvisne spremenljivke, s čimer kontroliramo potencialno pristranskost koeficientov zaradi endogenosti, ki je lahko prisotna zaradi nasprotne kavzalnosti, ki teče od BDP-ja do finančne integracije in finančne krize. [4] Ta metoda se je izkazala za učinkovitejšo in mi je dala robustne rezultate. V raziskavo sem vključila bazo za 212 držav po svetu, ki sem jih razdelila v šest skupin, v obdobju med letoma 1950 in 2011. Moje ocene kažejo, da višja stopnja finančne integracije ali odprtosti poslabša učinek finančne krize. Na podlagi statističnih podatkov statične analize sem ugotovila, da ima finančna integracija največji pozitiven vpliv na afriške države in države Latinske Amerike, negativne posledice pa so se pojavile le pri državah Srednje in Vzhodne Evrope, ki veljajo za tranzicijske države. V teh državah je zabeleženo negativno gibanje neto kapitalskih tokov, saj so te države prešle z zaprtega centralno planskega gospodarstva na odprto tržno gospodarstvo, kar je prineslo velike gospodarske šoke, to je tudi razlog za negativen vpliv finančne integracije.

Po aplikaciji dinamične specifikacije modela in uporabi GMM metode sem prišla do zaključka, da so finančno bolj odprte države doživele manjši upad ponudbe kreditiranja kot bolj zaprte države, oz. da finančna integracija nudi boljše zagotavljanje finančnih sredstev na domačih trgih tudi v času krize. Od tod sledi, da če se države odzovejo na finančno krizo tako, da izolirajo domače finančne trge, se s tem zavarujejo pred mednarodnimi finančnimi šoki, vendar si zmanjšajo možnosti financiranja in posledično povečajo tveganje. Pravilen odziv politike na tovrstne šoke je intenzivno prizadevanje razvitih držav in mednarodnih finančnih institucij za stabilizacijo mednarodnih tokov kapitala. Do napačne politike pride, ko država gleda na gospodarska neravnovesja le kratkoročno s protekcionističnimi ukrepi. Na ta način se lahko hitro določi proces finančne integracije za glavnega krivca za ta neravnovesja. Res je, da finančna odprtost državo bolj izpostavi finančni krizi, vendar vzrok za gospodarska neravnovesja pogosto izvira iz političnih napak iz preteklosti, ki ovirajo potrebo po strukturnih reformah na področju finančne politike. [3]

6 LITERATURA

- [1] L. Baele, A. Ferrando, P. Hördahl, E. Krylova in C. Monnet, Measuring financial integration in the Euro area, *European Central Bank, Occasional paper series* 14 (2004), 6—22.
- [2] A. Brezigar Masten, *Essays on the Empirics of Finance and Growth in Transition Economies*, Ph.D. Thesis in Economics, Siena University, 2009.
- [3] A. Brezigar Masten, F. Coricelli in I. Masten, Financial Integration and Financial Development in Transition Economies: What Happens During Financial Crises?, *IMAD Working Paper Series, Working Paper No. 7/2009, Vol. XVIII* (2009), 4-15.
- [4] A. Brezigar Masten in I. Masten, Vpliv finančnega poglobljanja in mednarodne finančne integracije na gospodarsko rast in makroekonomsko stabilnost, *Končno poročilo raziskovalne naloge Banke Slovenije, Banka Slovenije* (2008).
- [5] F. Gehrels in B. F. Johnston, The Economic Gains of European Integation, *Journal of Political Economy* 63/4 (1955).
- [6] J. M. Gonzalez-Paramo, Globalisation, international financial integration and the financial crisis: The future of European and international financial market regulation and supervision, govor člana izvršnega odbora ECB, *Institute of International and European Affairs, European Central Bank* (2010).
- [7] L. Guiso, T. Jappelli, M. Padula, M. Pagano, P. Martin in P. Gourinchas, Financial Market Integration and Economic Growth in the EU, *Economic policy* 19/14 (2004).
- [8] L. Guiso, P. Sapienza in L. Zingales, Does Local Financial Development Matter?, *The Quarterly Journal of Economics* 119/3 (2004).
- [9] W. H. Greene, *Econometric Analysis*, četrta izdaja. Prentice Hall International, Inc., New Jersey, 2000.
- [10] N. W. Ho, Financial integration: Concepts and Impacts, *Macao Monetary Research Bulletin* 10 (2009), 69—84.

- [11] R. G. King in Ross Levine, Finance and Growth: Schumpeter Might be Right, *The Quarterly Journal of Economics* 108/3 (1993).
- [12] U. Lušina, A. Brezigar Masten, Fleksibilnost trga dela v Sloveniji, *Zbirka Delovni zvezki UMAR, delovni zvezek št. 3* (2011).
- [13] P.R. Lane in G. M. Milesi-Ferretti, International Financial Integration, *IMF Staff Papers* 50, *IMF Third Annual Research Conference* (2003), 82—113.
- [14] E. G. Mendoza, V. Quadrini in J. Rios-Rull, Financial integration, financial deepness and global imbalances, *NBER Working Paper Series, Working Paper 12909* (2007).
- [15] L. Papademos, Financial integration, development and stability: Lessons from the crisis, govor iz konference Evropske Centralne Banke: *Financial integration and stability: the legacy of the crisis* (2010).
- [16] E. Prasad, K. Rogoff, S. Wei in M. A. Kose, Effects of Financial Globalisation on Developing Countries: Some Empirical Evidence, *Economic and Political Weekly* 38/41 (2003).
- [17] R. G. Rajan in L. Zingales, Financial Dependence and Growth, *The American Economic Review* 88/3 (1998).
- [18] I. Reuttner in T. Glass, The Financial Development Index 2012: Stalled Recovery – In Search of Growth, *The Financial Development Report, World Economic Forum USA Inc.* (2012), 3—8.
- [19] J.H. Stock in M. W. Watson, *Introduction to Econometrics*, druga izdaja. Addison Wesley, Boston, 2006.
- [20] L. H. Summers, International Financial Crises: Causes, Prevention and Cures, *The American Economic Review* 90/2 (2000).
- [21] <http://www.evro.si/pogosta-vprasanja/emu/>, dostop: 11. 7. 2013

Priloge

A OPISNE STATISTIKE UPORABLJENIH SPREMENLJIVK

	Spremenljivke	N	Minimum	Maksimum	Aritmetična sredina	Mediana	Standardni odklon
BDP	BDP na preb.	9274	57.78	108111.2	6417.66	1968.82	10211.33
FINANČNI RAZVOJ	domača posojila, ki jih izdaja bančni sektor	8215	-72.99	333.99	52.55	39.85	46.36
	domača posojila zasebnemu sektorju	8245	0.56	13956.78	44.37	27.50	220.62
	tržna kapitalizacija	2614	0.004	617.01	51.31	33.18	56.95
FINANČNA INTEGRACIJA	portfelj kapitalskih sredstev	3549	-33.86	5247990	43978.53	8.98	242788.9
	portfelj kapitalskih obveznosti	3856	-8.96	4860920	50690.2	12.39	264324.9
	dolžniška sredstva	3323	0	1.17×10^7	188671.8	4057.4	785634.9
	dolžniške obveznosti	3576	0	1.32×10^7	206044	11840.9	923646.7
	skupna sredstva	3374	0	2.21×10^7	340443.6	7937.38	1497720
	skupne obveznosti	3358	0	2.38×10^7	357770.8	19930.69	1595227
	sredstva tujih neposrednih naložb	3463	-1761.73	6410290	68526.63	170.41	335873.7
	obveznosti tujih neposrednih naložb	3457	0	4955470	62804.27	2777	268055.8

B OPISNE STATISTIKE SPREMENLJIVK PO DRŽAVAH

country	časovni razpon podatkov	letna rast BDP na preb.	FD	kreditni zasebnemu sektorju	tržna kapitalizacija	FI	skupna tuja sredstva in obveznosti brez TNI	TNI	skupne obveznosti
Afghanistan	1960-2011	8.483717	.	5.803702
Albania	1950-2011	2.391721	.	13.74338	.	1.805505	1.49448	.3110251	.6640853
Algeria	1960-2011	1.39635	.	31.78299
American Samoa	1960-2011
Andorra	1960-2011	.5441633
Angola	1950-2011	2.658668	.	7.349608	.	54.35607	50.23748	4.118587	23.40644
Anguilla	1970-2011
Antigua and Barb	1960-2011	3.650471	.	53.2219
Arab World	1960-2011	1.367313	148.5185	25.91204	62.41105
Argentina	1950-2011	1.608234	79.73463	18.09362	26.14733	70.34819	61.89485	8.453338	18.90378
Armenia	1950-2011	3.592127	25.42587	12.10298	.8391844	8.678837	7.41.877	1.26496	3.310656
Aruba	1950-2011	2.515413	.	45.37878	.	.3133583	.1990113	.0553454	.0765486
Australia	1950-2011	2.013025	271.6975	53.39375	88.66655	51.65757	43.52596	8.131615	17.63845
Austria	1950-2011	2.608901	247.4308	75.65664	19.92895	40.8941	37.31659	3.577514	10.85781
Azerbaijan	1950-2011	4.31833	16.09359	8.441043	.0674704	23.1823	16.20307	6.979234	8.372972
Bahamas, The	1960-2011	1.22303	.	53.71532
Bahrain	1950-2011	.5463697	212.0256	46.24153	106.4867	.	.	.4621433	5.138652
Bangladesh	1950-2011	1.656401	69.27615	19.08806	4.461188	123.5597	115.2677	6.750828	42.00952
Barbados	1950-2011	2.163304	243.6648	51.52399	88.55792	10.85118	10.29025	.5609282	2.20372
Belarus	1950-2011	3.664648	.	16.89407	.	13.39688	11.10115	1.514.357	4.75559
Belgium	1950-2011	2.42877	240.9576	43.21654	55.98544	108.0067	93.50156	14.50516	25.90884
Belize	1960-2011	2.748629	.	38.39861
Benin	1950-2011	.8116373	.	15.55922	.	16.9785	16.16367	.8148296	6.067171

Bermuda	1960-2011	2.420507	.	.	46.49842
Bhutan	1950-2011	5.820176	28.25256	11.865	10.80944	2.116826	2.094735	.0031558	.7430614
Bolivia	1950-2011	.7045019	118.6.512	25.51996	13.44528	15.28338	13.33754	1.945835	5.931602
Bosnia and Herzegovina	1950-2011	12.98917	.	48.1143	.	17.9858	15.7166	2.269202	6.484452
Botswana	1950-2011	6.030756	4.383008	14.31693	20.17207	2.417474	1.939548	.4779254	.3338218
Brazil	1950-2011	2.456425	183.3284	43.28481	35.79081	417.135	335.4051	28.85068	70.03075
Brunei Darussala	1960-2011	-.7220961	.	46.13.337
Bulgaria	1950-2011	2.414596	95.06919	44.7142	12.09367	37.0797	31.68761	5.392091	13.3867
Burkina Faso	1950-2011	1.690507	.	11.08894	.	6.887858	6.6778	.2100582	2.70705
Burundi	1950-2011	.4718529	.	11.33175	.	9.994036	9.985783	.0082535	3.261644
Cambodia	1950-2011	5.96891	.	10.06.581	.	37.61004	31.12737	5.994671	10.67191
Cameroon	1950-2011	.8299426	.	16.0783
Canada	1950-2011	2.050349	348.1259	80.06059	88.82926	79.20447	65.60979	13.59.468	23.35981
Cape Verde	1950-2011	4.456501	.	33.24769	.	2.224312	1.864242	.3600704	.8696873
Caribbean small states	1960-2011	1.508436	190.2209	33.51114	86.60315
Cayman Islands	1960-2011	.7395321
Central African Republic	1960-2011	-.7159198	.	10.28.859
Chad	1960-2011	.5015437	.	7.576411
Channel Islands	1960-2011	1.210964
Chile	1950-2011	2.607989	236.5707	46.30372	91.56809	38.30842	31.2186	7.08982	12.54255
China	1960-2011	6.736.275	2.681.287	8.924.812	4.275.083
China,P.R.: Mainland	1950-2011
China,P.R.: Hong Kong	1950-2011	5.191096	623.0.409	151.0.993	310.3228	123.3277	103.9874	19.34036	27.73382
China,P.R.: Macao	1960-2011	4.672.287	.	66.95196
China,P.R.:Taiwan	1970-2011

Colombia	1950-2011	2.043559	96.35.435	28.84586	21.5338	50.00581	42.13592	6.098702	13.96521
Comoros	1960-2011	-.6368217	.	12.47999
Congo, Dem. Rep.	1960-2011	-2.073427	.	2.570241
Congo, Rep.	1960-2011	1.574145	.	14.2074
Cook Islands	1970-2011
Costa Rica	1950-2011	2.197241	76.47665	25.01846	9.320452	3.826252	3.379026	.4472265	.9174731
Croatia	1950-2011	1.182598	127.4.672	44.88655	27.38477	20.39844	17.18098	2.840367	6.902926
Cuba	1960-2011	2.545981
Curacao	1960-2011
Cyprus	1950-2011	4.121816	425.662	134.6634	40.63371	7.27868	6.880268	.3984123	1.944665
Czech Republic	1950-2011	1.705963	132.4245	52.88002	24.48585	43.20164	35.41014	7.791495	13.84903
Côte d'Ivoire	1950-2011	.2637458	62.68141	260.597	13.63258	45.1149	43.20589	1.909009	19.06865
Denmark	1950-2011	2.020239	273.1538	72.77713	50.19277	25.70357	23.21719	2.486371	7.124254
Djibouti	1950-2011	-1.346625	.	36.36966	.	2.26638	2.201445	.0649352	.5053681
Dominica	1960-2011	3.319.774	.	44.1368
Dominican Republic	1950-2011	3.155846	46.64275	22.29287	.7145245	3.373064	2.888749	.4843151	1.217164
East Asia & Pacific	1960-2011	3.452967	446.0004	124.6975	82.04867
Ecuador	1950-2011	1.55586	58.67581	22.16216	7.821878	34.81596	30.43385	2.639.136	7.055.368
Egypt	1950-2011	3.131815	159.7995	28.10372	32.87669	25.81508	20.96426	4.850815	8.089426
El Salvador	1950-2011	1.222.242	1.038.208	3.064.562	1.678.842	1.212.191	1.050.579	.7073487	2.301.877
Equatorial Guine	1960-2011	12.40242	.	9.57632
Eritrea	1960-2011	.2095715	.	28.01079
Estonia	1950-2011	2.284712	149.7312	51.14124	26.01736	7.300122	5.883028	1.417094	2.455778
Ethiopia	1960-2011	1.780327	.	15.05745
Fiji	1960-2011	1.504388	101.3933	26.539	16.2308
Finland	1950-2011	2.707019	230.1038	57.81692	83.23982	22.74007	208.3163	1.908433	6.835403
France	1950-2011	2.273021	261.176	81.02995	61.30257	306.1558	271.9648	34.19093	79.55174

French Polynesia	1960-2011	1.599791
Gabon	1960-2011	2.133403	.	14.16909
Gambia, The	1960-2011	.7074993	.	15.62602
Georgia	1950-2011	1.603584	49.30078	14.3584	5.637096	15.32586	12.1933	3.132557	6.592238
Germany	1950-2011	1.923773	270.6445	91.22196	38.2799	313.9539	289.6034	24.35049	74.69293
Ghana	1960-2011	.574961	5.109.407	7.515.931	1.434.282
Gibraltar	1960-2011
Greece	1950-2011	2.890004	192.5075	38.41009	41.45699	45.61352	43.36195	1.439106	9.672252
Greenland	1960-2011	2.207946
Grenada	1960-2011	3.12462	.	52.39866
Guatemala	1950-2011	1.362523	48.0857	16.89995	.8947083	25.16449	22.34907	.9335907	8.115666
Guinea	1950-2011	.7267049	.	4.221659	.	6.195638	4.953475	1.242163	2.199621
Guinea-Bissau	1950-2011	.1284247	.	8.843974	.	17.51533	17.21052	.3048135	8.23558
Guyana	1960-2011	1.241496	128.2885	28.37729	15.50648
Haiti	1950-2011	-1.581669	.	13.63565	.	10.60426	10.22056	.3836923	3.89913
Honduras	1950-2011	1.285258	65.3.125	29.9717	6.654004	17.89846	14.62251	3.275957	6.649826
Hungary	1950-2011	2.620993	132.1885	43.5144	19.60218	76.1704	55.90386	13.3016	18.62869
Iceland	1950-2011	2.531611	333.2345	65.23007	69.90678	1.593918	1.486573	.1073449	.5491143
India	1950-2011	3.566975	130.7419	22.80751	44.61775	680.9891	624.8.268	56.16.227	264.2858
Indonesia	1950-2011	3.613533	106.7828	30.75233	23.61581	571.991	288.8852	54.74189	138.6536
Iran, Islamic Rep.	1960-2011	2.100001	78.3822	23.18971	14.56683
Iraq	1950-2011	2.267405	.	8.430539	.	322.809	317.625	5.184055	109.6054
Ireland	1950-2011	3.429482	327.797	68.76671	52.80088	90.59448	86.76592	3.828559	23.47443
Isle of Man	1960-2011	5.783235
Israel	1950-2011	2.774795	216.8394	57.19485	57.32333	18.80616	16.71096	1.170878	3.657522
Italy	1950-2011	2.41409	208.7602	67.1741	31.3337	171.6683	159.8921	11.24304	45.21376
Jamaica	1950-2011	.7460301	124.8056	23.71392	53.19397
Japan	1950-2011	3.366494	570.2447	150.9605	81.85083	171.6644	164.9835	6.68092	34.92011

Jordan	1950-2011	2.569912	2.67.3746	52.75814	102.9353	37.80652	32.46709	4.138373	13.2828
Kazakhstan	1950-2011	2.464062	73.92122	26.9402	20.62978	84.94459	70.88453	14.06006	23.48889
Kenya	1960-2011	1.277751	94.7164	24.8474	21.65363
Kiribati	1960-2011	-.3125292
Korea	1970-2011
Korea, Dem. Rep.	1960-2011
Korea, Rep.	1950-2011	5.507379	204.4985	50.11635	55.1779	117.0885	106.2912	10.79729	37.25
Kosovo	1960-2011	5.719714	.	20.14671
Kuwait	1950-2011	-2.711534	220.1209	41.29188	83.05628	7.231639	7.002743	.1948059	1.048494
Kyrgyz Republic	1950-2011	.0615279	19.86385	7.126584	1.472795	19.53187	17.86123	1.58271	7.727635
Lao PDR	1960-2011	3.913288	.	8.35569
Latvia	1950-2011	2.957285	105.0236	45.02464	7.636308	10.18886	9.229797	.9590619	3.379732
Lebanon	1960-2011	3.049969	256.6614	68.81614	19.49143
Lesotho	1950-2011	2.869209	.	13.65586	.	6.398671	6.398671	0	1.822218
Liberia	1960-2011	-1.204377	.	10.26971
Libya	1960-2011	2.266054	.	20.49626
Liechtenstein	1960-2011	2.422958
Lithuania	1950-2011	1.556085	80.43572	30.38781	16.1008	8.717716	7.511602	1.206114	3.178829
Luxembourg	1950-2011	2.772591	404.8787	108.4624	164.2247	205.677	182.991	22.68603	51.3375
Macedonia, FYR	1950-2011	.4691354	61.62222	29.66843	8.812613	6.026596	5.062513	.8055179	1.984712
Madagascar	1960-2011	-.9530847	.	13.85534
Malawi	1960-2011	1.389399	51.08565	10.56809	19.50197
Malaysia	1950-2011	3.832392	401.5995	71.55696	158.6739	66.85212	56.03796	10.81416	20.75971
Maldives	1950-2011	6.221845	.	25.65266	.	.3793191	.3793191	0	.1449302
Mali	1950-2011	1.289666	.	16.71766	.	37.42258	34.78525	2.637332	15.34571
Malta	1950-2011	4.512282	274.2282	72.48032	36.35641	8.230812	3.678385	.4743415	.9722049
Marshall Islands	1960-2011	1.195149
Mauritania	1960-2011	1.157498	.	21.76239

Mauritius	1950-2011	3.522129	175.8881	45.92638	36.77279	2.963366	2.963366	0	.7926633
Mayotte	1960-2011
Mexico	1950-2011	1.897135	87.82588	22.37741	27.88619	219.3849	178.2832	41.10174	40.13904
Micronesia, Fed.	1960-2011	.6486015	.	24.03538
Moldova	1950-2011	-.5340452	41.45862	17.39881	3.212573	15.73656	13.76233	1.974226	6.202823
Monaco	1960-2011	1.944384
Mongolia	1950-2011	2.189653	44.60625	19.04804	5.073237
Montenegro	1960-2011	2.872006	177.7571	44.33091	69.14833
Morocco	1950-2011	2.210748	151.1541	27.97877	34.02976	.	.	5.540.119	17.36.657
Mozambique	1950-2011	2.407233	.	146.279	.	79.32642	69.22079	10.10563	32.70012
Myanmar	1950-2011	4.007099	.	5.449386
Namibia	1950-2011	.5998258	102.2321	42.99585	8.324433	6.518069	5.366385	1.107742	1.528477
Nepal	1960-2011	1.358306	92.50745	149.1993	16.4195
Netherlands	1950-2011	2.311039	3.612.198	91.95824	89.99939	145.3007	128.3536	16.94717	36.5.634
New Caledonia	1960-2011	1.822313
New Zealand	1950-2011	1.213878	251.5767	57.45866	39.94177	20.37812	16.85812	2.269015	5.243137
Nicaragua	1950-2011	.2826914	.	25.19131	.	25.59902	22.3471	3.251922	11.46501
Niger	1950-2011	-.9323009	.	9.410006	.	23.65685	22.31993	1.336922	10.38512
Nigeria	1950-2011	1.581038	49.9781	12.08354	13.32281	511.5392	421.0059	90.53327	150.9433
North America	1960-2011	2.048575	458.5553	121.4606	108.299
Norway	1950-2011	2.689563	172.2826	47.78695	40.02711	19.1031	17.34504	1.758057	4.449202
Oman	1960-2011	5.951015	93.64689	25.23033	26.37907
Pakistan	1950-2011	2.601054	92.12816	24.05897	18.71599	251.3463	222.6392	9.075766	55.83236
Panama	1950-2011	2.596823	188.638	60.77857	23.67772	30.06514	27.93446	1.291573	8.797847
Papua New Guinea	1960-2011	1.229238	145.9608	19.27037	99.43825
Paraguay	1950-2011	1.883561	58.71006	20.10075	3.085541	6.291062	5.655352	.6357099	1.894505
Peru	1950-2011	1.452895	68.23398	17.30417	30.06366	35.28299	32.06785	3.215142	13.76976
Philippines	1950-2011	1.441407	126.4691	26.74214	47.77984	207.7021	191.3367	16.36534	42.53992

Poland	1950-2011	3.878467	86.7534	31.50912	17.79437	85.27851	72.80317	12.47534	32.88505
Portugal	1950-2011	3.323353	253.7981	79.91858	30.90758	48.0328	44.41242	3.530073	14.6247
Puerto Rico	1960-2011	2.964043
Qatar	1960-2011	1.487647	179.8651	29.98546	90.50993
Romania	1950-2011	1.365801	58.88166	20.998	10.19315	54.50842	46.22604	8.282387	20.21191
Russian Federati	1950-2011	.6724777	91.30208	22.63295	36.0548	563.8121	472.7086	91.10348	150.711
Rwanda	1950-2011	1.425138	.	6.165201	.	13.14207	12.63257	.509508	5.34796
Samoa	1960-2011	1.710003	.	25.95473
San Marino	1960-2011	2.409.547
Sao Tome and Principe	1960-2011	4.609248	.	23.00448
Saudi Arabia	1960-2011	.9958342	119.4061	19.03183	63.30579
Senegal	1950-2011	-.1161421	.	21.85321	.	25.69659	24.684	.6328695	10.48287
Serbia	1950-2011	-.5978469	90.13824	32.42282	25.09354	118.1924	97.14209	20.28957	44.96459
Seychelles	1960-2011	2.785819	.	19.67358
Sierra Leone	1950-2011	.5652409	.	4.964412	.	14.38187	13.25029	1.131581	6.486279
Singapore	1950-2011	5.580437	325.5448	75.30192	161.5243	101.228	85.59444	5.546242	8.077657
Slovak Republic	1950-2011	2.213805	101.4306	43.18809	5.859845	16.19462	13.47612	2.576807	5.393597
Slovenia	1991-2011	2.221797	123.6003	45.971	19.13499	7.346935	6.613911	.7330245	2.103061
Solomon Islands	1950-2011	.389578	.	18.80687
Somalia	1960-2011	-.368286
South Africa	1950-2011	1.100313	448.7723	93.79642	173.6864	63.78378	51.60782	12.17596	19.07259
Spain	1950-2011	2.932118	307.1071	84.74947	60.18882	144.5386	128.4503	16.08826	45.10459
Sri Lanka	1960-2011	3.204867	81.18092	19.00349	16.27029
Sudan	1950-2011	1.351129	.	8.588077	.	185.9169	167.0913	24.95634	40.15982
Suriname	1960-2011	.3366954	.	24.1858
Swaziland	1950-2011	2.990638	39.96413	18.73581	10.66001	2.711741	2.335324	.3764172	.5473733
Sweden	1950-2011	2.1371	312.1376	85.93784	88.1697	40.38121	35.26662	5.114591	11.26616
Switzerland	1950-2011	.9416377	524.329	138.6627	186.3161	112.7537	102.5905	10.16323	24.47758

Syrian Arab Repu	1950-2011	2.605037	.	10.76043	.	41.8897	37.0574	4.832296	8.789402
Tajikistan	1960-2011	-1.252324	.	16.84123
Tanzania	1950-2011	2.073.055	24.61587	9.313877	4.329254	64.50117	58.09177	6.409395	28.56932
Thailand	1950-2011	4.427979	291.9212	66.46843	53.92693	187.1632	163.9548	23.20845	64.24432
Timor-Leste	1960-2011	1.129277	.	20.50036
Togo	1950-2011	1.081711	.	18.39302	.	22.58384	21.6261	.95774	9.12564
Tonga	1960-2011	1.583046	.	32.38164
Trinidad and Tobago	1960-2011	2.430492	137.0106	32.61185	49.3896
Tunisia	1950-2011	3.206809	138.5839	50.95755	11.84285	30.44028	23.60602	4.115333	8.512539
Turkey	1950-2011	2.54116	81.36624	19.21695	22.0952	136.6808	122.7289	5.692972	25.39291
Turkmenista n	1960-2011	3.630862	.	2.799412
Tuvalu	1960-2011	2.212635
Uganda	1950-2011	2.572145	27.99205	7.066401	6.79437	49.40997	41.93194	7.478024	15.95032
Ukraine	1950-2011	-.8566719	93.62655	24.51539	18.53353	271.2283	173.9219	28.54718	61.69873
United Arab Emir	1960-2011	-2.491175	136.8774	32.11351	39.98265
United Kingdom	1950-2011	2.093182	407.7876	79.48803	126.5444	532.9076	500.8495	32.05811	142.3431
United States	1950-2011	2.055415	466.318	124.6034	109.8367	552.9241	496.1972	56.72697	153.64
Uruguay	1950-2011	1.666228	67.84116	31.70368	.7571555	7.903923	7.527067	.3768559	1.527531
Uzbekistan	1960-2011	1.854739	.	.	1.019872
Vanuatu	1950-2011	.8275911	.	37.83058
Venezuela, RB	1950-2011	.1669642	51.80191	563.6416	8.121948	59.20922	52.09522	5.430948	12.05656
Vietnam	1960-2011	5.115149	183.8737	51.03215	11.96841
Yemen, Rep.	1950-2011	1.379166	.	5.694771	.	36.02339	33.68886	2.334531	12.14855
Zambia	1950-2011	-.3547319	62.1045	11.68952	11.55121
Zimbabwe	1960-2011	-.1689168	166.3579	29.04157	74.79448