

UNIVERZA NA PRIMORSKEM
FAKULTETA ZA MATEMATIKO, NARAVOSLOVJE IN
INFORMACIJSKE TEHNOLOGIJE

Magistrsko delo

**Ekonometrična analiza kreditne rasti bank v slovenskem
bančnem sistemu**

(Econometric analysis of credit growth of banks in the Slovenian banking system)

Ime in priimek: Nataša Kunc

Študijski program: Matematika s finančnim inženiringom, 2. stopnja

Mentorica: izr. prof. dr. Arjana Brezigar Masten

Koper, november 2018

Ključna dokumentacijska informacija

Ime in PRIIMEK: Nataša KUNC

Naslov magistrskega dela: Ekonometrična analiza kreditne rasti bank v slovenskem bančnem sistemu

Kraj: Koper

Leto: 2018

Število listov: 66

Število slik: 14

Število tabel: 9

Število prilog: 1

Število strani prilog: 7

Število referenc: 62

Mentorica: izr. prof. dr. Arjana Brezigar Masten

UDK: 336.717.061(043.2)

Ključne besede: kreditna rast, stresni testi, ekonometrija, metoda stalnih učinkov, GMM metoda, napovedi kreditne rasti

Izvleček:

V magistrski nalogi se ukvarjamo z ekonometričnim ocenjevanjem kreditne rasti nebančnemu sektorju bank v slovenskem bančnem sistemu, ki bi ga lahko uporabili za namene stresnega testa. Po uvodu predstavimo stresne teste, v pregledu literature zajamemo dosedanje študije kreditne rasti za namene stresnega testa in njegovega splošnega ekonometričnega modeliranja. Sledi predstavitev metodologije, uporabljene za ekonometrično analizo kreditne rasti, v kateri spoznamo metodo stalnih učinkov in GMM metodo z Arellano-Bond cenilko ter Blundell-Bond cenilko. Temu sledi opis baz podatkov, grafična analiza izbranih spremenljivk in predstavitev rezultatov ocenjenih modelov ter njihove triletno napovedi kreditnega gibanja nebančnemu sektorju. Na podlagi vzorčnih podatkov ugotavljamo, da ima gospodarska rast pozitiven vpliv na rast kreditov nebančnega sektorja. Negativen vpliv na kreditno rast pa predstavljajo predvsem obdobja gospodarskih kriz, obdobja prepisov slabih terjatev na DUTB in s tem tudi delež slabih terjatev v portfelju bank. Vsi ocenjeni koeficienti so imeli pričakovane predznake razen v primeru obrestnih posojilnih mer bank, ki so v naši analizi zavzeli statistično neznačilen pozitiven predznak. Izračunane napovedi so bile podobne napovedi ECB v njihovem poročilu finančne stabilnosti. Na podlagu ocenjenih modelov in napovedi torej ugotavljamo, da so ocenjeni modeli primerni za uporabo v makrobonitetnih stresnih testih.

Key words documentation

Name and SURNAME: Nataša KUNC

Title of the thesis: Econometric analysis of credit growth of banks in the Slovenian banking system

Place: Koper

Year: 2018

Number of pages: 66

Number of figures: 14

Number of tables: 9

Number of appendices: 1

Number of appendix pages: 7

Number of references: 62

Mentor: Assoc. Prof. Arjana Brezigar Masten, PhD

UDK: 336.717.061(043.2)

Keywords: credit growth, stress tests, econometrics, fixed effect method, GMM method, credit growth forecasts

Abstract: In the master's thesis, we are dealing with the econometric analysis of credit growth for the non-banking sector of the banks in the Slovenian banking system, which could be used for the purposes of the stress test. After the introduction, we present the stress testing and then is the literature review, which captures the previous credit growth studies for the purposes of the stress testing and its general econometric modeling. The following is a presentation of the methodology used for the econometric analysis of credit growth, in which we describe the fixed effects method and the GMM method with the Arellano-Bond estimator and the Blundell-Bond estimator. This is followed by a description of the databases, graphical analysis of the selected variables and the presentation of the results of the estimated models and their three-year forecasts of credit movements for the non-banking sector. Based on the sample data, we find that economic growth has a positive impact on the growth of loans to the non-banking sector. The negative impact on credit growth is mainly due to the periods of economic crises, the period of bad debt receivables transfers to the DUTB, and hence the value of non-performing loan in the bank's portfolio. All estimated coefficients had the expected signs, except in the case of lending interest rates of banks, which in our analysis took on a statistically insignificant positive sign. Estimated forecasts were similar to the ECB's forecasts in their Financial Stability Report. Therefore, based on the estimated models and forecasts, we can conclude that the estimated models are suitable for use in macroprudential stress tests.

Zahvala

Zahvaljujem se mentorici, izr. prof. dr. Arjani Brezigar Masten, za pomoč, čas, nasvete in usmerjanje pri izdelavi magistrskega dela.

Hvala Andreji Bandelj in Aljoši Ortl za dodatno pomoč, usmerjanje in podpori pri izdelavi magistrske naloge.

Posebna zahvala gre tudi moji družini, partnerju Brunu za potrpežljivost in podporo v času študija in ob nastajanju magistrskega dela.

Hvala referatu in ostalim zaposlenim na Fakulteti za matematiko, naravoslovje in informacijske tehnologije za njihovo zavzetost in pomoč.

Kazalo vsebine

1	Uvod	1
1.1	Opredelitev namena in cilja	2
1.2	Struktura naloge	3
2	Stresni testi	4
3	Pregled literature	9
4	Metodologija	15
4.1	Statična panelna analiza	15
4.1.1	Stalni učinki	16
4.2	Dinamična panelna analiza	18
4.2.1	Posplošena metoda momentov	19
4.2.2	Arellano in Bond cenilka	21
4.2.3	Blundell in Bond cenilka	24
4.3	Testiranje hipotez	27
5	Podatki	29
5.1	Opis in statistične lastnosti spremenljivk	32
5.1.1	Makroekonomske spremenljivke	38
5.1.2	Bančno bilančne spremenljivke	39
5.1.3	Spremenljivke finančnih kazalnikov podjetij	41
5.2	Grafična analiza izbranih spremenljivk	45
6	Rezultati	52
7	Napovedi	55
8	Zaključek	58
9	Literatura	60

Kazalo tabel

1	Osnovne statistične lastnosti makroekonomskih spremenljivk.	38
2	Ciklične in neciklične panoge in njene korelacije z gibanjem medletne rasti BDP-ja. Vir: lastni izračun	40
3	Osnovne statistične lastnosti bančno bilančnih spremenljivk.	41
4	Definiranje finančnih kazalnikov. Vir: www.investopedia.com	42
5	Osnovne statistične lastnosti utežnih finančnih kazalnikov.	44
6	Korelacijska tabela med posameznimi spremenljivkami	45
7	Ocenjeni modeli kreditne rasti, enostopenjska sistemska GMM in FE	53
8	Napovedi makroekonomskih gibanj v Sloveniji 2018–2020	55
9	Napovedi kreditnih rasti za celotni bančni sistem v Sloveniji 2018–2020	56
10	Tabela pregleda literature, kjer so zraven neodvisnih spremenljivk navedeni pričakovani predznaki modelov v določenem viru literature	

Kazalo slik

1	Skupna vrednost bruto deflacioniranih kreditov bank v Sloveniji za obdobje od leta 2001 do 2017.	32
2	Delež kreditov malih in velikih bank za obdobje od leta 2001 do 2017. .	33
3	Delež kreditov domačih in tujih bank za obdobje od leta 2001 do 2017.	33
4	Medletna rast kreditov nebančnega sektorja bank za obdobje od leta 2001 do 2017.	34
5	Medletna rast kreditov nebančnega sektorja po velikosti bank za obdobje od leta 2001 do 2017.	35
6	Medletna rast kreditov nebančnega sektorja po lastništvu bank za obdobje od leta 2001 do 2017.	36
7	Korelacijski diagram med medletno realno rastjo bruto domačega proizvoda in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.	46
8	Korelacijski diagrami med variabilno obrestno mero na novih poslih in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.	47
9	Korelacijski diagram med variabilno obrestno mero na dolgoročne kredite in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.	47
10	Korelacijski diagram med deležem slabih posojil v portfelju bank in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.	48
11	Korelacijski diagram med deležem malih posojil v portfelju bank in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.	49
12	Korelacijski diagram med finančnim kazalnikom kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio) in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.	50
13	Korelacijski diagram med finančnim kazalnikom neto profitna marža (net profit margin) in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju. .	50
14	Napovedane vrednosti medletne kreditne rasti po oceni GMM in FE modela za obdobje 2001–2020.	56

Kazalo prilog

A Pregled literature

Seznam kratic

<i>tj.</i>	to je
<i>npr.</i>	na primer
<i>itd.</i>	in tako dalje
<i>oz.</i>	oziroma
<i>AAR</i>	Annualised agreed rate
<i>AJPES</i>	Agencija republike Slovenije za Javnopravne evidence in storitve
<i>AR</i>	Autoregressive model
<i>ARDL</i>	Autoregressive distributed lag model
<i>BDP</i>	Bruto domači proizvod
<i>BMA</i>	Bayesian Model Averaging
<i>CCAR</i>	Comprehensive Capital Analysis and Review
<i>CRD IV</i>	Capital requirements directive
<i>DUTB</i>	Družba za upravljanje terjatev bank
<i>EBA</i>	European Banking Authority
<i>ECB</i>	Evropska centralna banka
<i>ECM</i>	Error correction model
<i>EMU</i>	Ekonomska in monetarna unija
<i>EU</i>	Evropska unija
<i>FE</i>	Fixed effects method
<i>GLS</i>	Generalized least squares
<i>GMM</i>	Generalized method of moments
<i>ICAAP</i>	Internal Capital Adequacy Assessment Process
<i>IID</i>	Independent and identically distributed
<i>IMF</i>	International Monetary Fund
<i>IV</i>	Instrumental variables
<i>LSDV</i>	Least Squares Dummy variable
<i>MA</i>	Moving Average Models
<i>NKBM</i>	Nova kreditna banka Maribor
<i>NLB</i>	Nova Ljubljanska banka
<i>NPL</i>	Non-performing loan

<i>OLS</i>	Ordinary least squares
<i>RS</i>	Republika Slovenija
<i>SLOOS</i>	Senior Loan Officer Opinion Survey
<i>SREP</i>	Supervisory Review and Evaluation Process
<i>SSM</i>	Single Supervisory Mechanism
<i>SSR</i>	Sum of Squares Regression
<i>SURS</i>	Statistični urad Republike Slovenije
<i>VECM</i>	Vector error correction model
<i>ZDA</i>	Združene države Amerike
<i>ZMbNFS</i>	Zakon o makrobonitetnem nadzoru finančnega sistema
<i>DBS</i>	Deželna banka Slovenije

1 Uvod

Po letu 2007 je svet zajela velika finančno-gospodarska kriza, ki je izbruhnila sredi leta 2007 v ZDA. Njen povod je bil v sredini leta 2006, ko je počil balon cen nepremičnin, kateremu je sledilo upadanje cen vrednostnih papirjev, vezanih na cene nepremičnin, med katerimi so bile najbolj pomembne hipotekarne obveznice. S tem se je povečevalo tudi tveganje kakovosti vrednostnih papirjev, kar je zniževalo ceno tudi ostalih vrednostnih papirjev, in to je posledično poslabševalo poslovne rezultate finančnih institucij v ZDA in drugih državah. Tako je v tretjem kvartalu leta 2008, zaradi razvrednotenja naložbenih instrumentov na bančnih bilancah, v trenutku popolnoma presahnila možnost financiranja na grosističnih trgih, in sicer ne le za banke ampak je bil onemogočen tudi dostop do financiranja držav. [7]

Slovenija je v predkriznim obdobju imela visoko kreditno rast, k čemur je pripomogel vstop Slovenije v EU (2004) in sprejetje evra (2007), kar je povzročilo znižanje stroškov izposojanja. Kot rezultat in v kontekstu obilne svetovne likvidnosti je država znatno povečala svoje zunanje zadolževanje. Poceni zunanje financiranje je spodbudilo hitro širitev bančnega kredita. Kredit je tako postal glavni vir financiranja naložb in prevzemov podjetij. Razmerje med novimi bančnimi posojili in naložbami, je bilo najvišje v obdobju 2007–2008, saj so se podjetja vedno bolj zanašala na kredite, namesto na zadržani zaslužek za financiranje naložb. Posojila so bila uporabljena tudi za neinvesticijske finančne operacije, vključno s financiranjem združevanj podjetij in odkupov. [19] Najpomembnejši dejavnik visoke kreditne rasti pred krizo je bila torej velika ponudba sredstev na mednarodnih finančnih trgih, ki pa je odražala tudi dinamiko gospodarskega cikla. Posledično se je povečevala neto zadolženost celotnega gospodarstva do tujine. Rezultat hitre rasti posojil na osnovi zadolževanja domačih bank v tujini in s tem povečevanja neto zadolženosti slovenskega gospodarstva je povečala ranljivost na finančne šoke iz tujine, ki so se materializirali s propadom banke Lehman Brothers v letu 2008. [7]

Začetek krize v slovenskem bančnem sistemu je bil tako kot za ostale države EU povezan z nenadno ustavitvijo možnosti financiranja na mednarodnih finančnih trgih in zaradi nepripravljenosti ali nezmožnosti kreditorjev po refinanciranju dospelih obveznosti. Ko je postalo državno tveganje tudi težava delovanja mednarodnih finančnih trgov (grška kriza 2010), je odpadla možnost refinanciranja dospelih obveznosti z za-

dolževanjem z državno garancijo. Po tej epizodi so slovenske banke vračale dospele obveznosti bodisi iz izterjanih dospelih obveznosti podjetij bodisi z nadomestnim zadolževanjem pri ECB v okviru denarne politike, ki pa je omejeno s striktnimi pravili bonitete, kapitalске ustreznosti in zavarovanji. [7] Ob zadolževanju bank pri ECB so se morale banke v času krize večkrat dokapitalizirati, da so izpolnile minimalne zahteve regulatorja po kapitalu. Kljub dokapitalizacijam, banke niso bile sposobne prevzeti novih tveganj, kar je delež komitentov z najvišjimi bonitetnimi ocenami precej znižal in to je še dodatno poslabšalo delež slabih naložb v slovenskem bančnem sistemu. [58] Poslabšanje slovenskega bančnega sistema v krizi niso prizadele samo razmere na mednarodnih finančnih trgih ampak tudi notranji dejavniki bank. Banke so v predkriznem obdobju kreditirale projekte, ki so bili ekonomsko neupravičeni, kar je kakovost bančne aktive v zadnjih letih močno poslabšalo. Zaradi višanja obsega slabih kreditov so banke morale oblikovati dodatne rezervacije in oslabitve, kar je močno poslabšalo njihove poslovne rezultate. Vse večji obseg slabih terjatev je tako močno kapitalsko oslabil slovensko bančni sistem, ki je bil med najslabše kapitaliziranimi v EMU. Leta 2013 so stresni testi pokazali na veliko ranljivost slovenskega bančnega sistema za kakršnekoli šoke v gospodarstvu. [58]

Po poročanju Banke Slovenije za leto 2017 se slovensko gospodarstvo sooča s stabilnim in trdnim okrevanjem poslovnega cikla po desetletju finančne in bančne krize. Bilance stanja bank se popravljajo in stopnja rasti BDP je med najvišjimi v državah evroobmočja. Kljub temu pa ostaja rast bančnih kreditov zadržana. Okrevanje rasti bančnih kreditov zaostaja za oživljeno gospodarsko dejavnostjo in v bližnji prihodnosti ni pričakovati, da bi kreditna aktivnost do podjetij dosegla in preseгла dolgoročno trajnostno raven. [35] Banke še vedno ohranjajo pomemben delež slabih terjatev v svojem portfelju, čeprav so leta 2016 uspešno zmanjšale njihov obseg in delež z aktivnim reševanjem nedonosnih terjatev. V njihovem portfelju ostajajo predvsem terjatve malih in srednjih podjetij, podjetij v stečaju in terjatve večjih podjetij, ki zahtevajo drugačen pristop reševanja. [8]

1.1 Opredelitev namena in cilja

Namen magistrskega dela je pregledati literaturo na izbranem področju in ugotoviti, ali avtorji prihajajo do podobnih ugotovitev. Na podlagi panelnih podatkov bomo analizirali in modelirali gibanje kreditne rasti za še živeče banke v Sloveniji. Prav tako je namen obrazložiti gibanja kreditne rasti, uporabiti spremenljivke povezane z bilančnimi postavkami bank, finančnimi kazalniki podjetij in makroekonomskimi gibanji. Pokazati želimo pozitiven vpliv gospodarske rasti na kreditno rast. Ugotoviti vpliv gospodarsko-finančne krize in prenosa slabih terjatev na kreditno rast v Sloveniji. Potrditi negativen

vpliv deleža slabih terjatev v portfelju bank na rast kreditov.

Za izbrani model je namen predlagati napovedovalni pristop za rast bančnih posojil nebančnemu sektorju in razpravljati o njeni primernosti za namene makrostrestnega testa.

Naši cilji so torej: s pomočjo deskriptivnih metod ugotoviti posamezna gibanja kreditne rasti z gospodarsko rastjo, posameznih bilančnih postavk bank in s finančnimi kazalniki komitentov bank; oblikovati modele, ki bi vsebinsko pojasnjevali gibanje kreditne rasti v Sloveniji in generirati napovedne vrednosti kreditne rasti za namene stres testa.

1.2 Struktura naloge

Magistrsko delo je razdeljeno na tri večje vsebinske sklope. V prvem delu najprej predstavimo, kaj stresni testi so, kje se jih uporablja in kakšni pristopi so primerni za posamezne stresne teste. Po predstavitvi stresnih testov predstavimo pregled teoretske in empirične literature na področju stresnega testiranja kreditne rasti in izbora ustreznih modelov, povezanih s krediti nebančnemu sektorju. Predstavimo tudi, s kakšnimi težavami so se avtorji študij soočali in do kakšnih zaključkov so na koncu raziskav prišli. Pri pregledu literature nas je zanimalo predvsem, kateri vplivi makroekonomskih dejavnikov najbolj vplivajo na kreditno rast in izbor spremenljivk.

V drugem sklopu magistrske naloge predstavimo metodologijo izbrane ekonometrične analize kreditne rasti. Predstavimo predvsem metodo panelne regresije s stalnimi učinki in dinamično panelno metodo posplošene metode momentov, s katero ocenimo Blundell–Bond GMM cenilko ali sistemsko GMM cenilko.

Na podlagi opisane metodologije v drugem sklopu naše magistrske naloge je tretji sklop namenjen predstavitvi napravljene ekonometrični analizi. Tretji sklop se tako začne s predstavitvijo uporabljenih podatkovnih baz in opisom posameznih sklopov neodvisnih spremenljivk. Nadaljuje se s predstavitvijo rezultatov izbranih ekonometričnih modelov in preverjanjem njihovih testnih statistik. Na koncu na podlagi ocenjenih ekonometričnih panelnih modelov kreditne rasti predstavimo napovedi rasti kreditov za triletno obdobje in jih primerjamo z ECB napovedmi. V zaključku nato potrdimo ali zavržemo začetne domneve in jih s pomočjo ugotovitev v ekonometrični analizi obrazložimo.

2 Stresni testi

Stres testi so kvantitativna orodja, ki jih uporabljajo bančni nadzorniki in centralne banke za ocenjevanje trdnosti finančnega sistema v primeru skrajnih, a še vedno verjetnih, šokov (makroekonomski ali makrobonitetni stres testi (ang. macroeconomic stress tests)). So tudi pomemben instrument upravljanja za banke, saj finančnim institucijam zagotavljajo koristne indikacije glede zanesljivosti notranjih sistemov, zasnovanih za merjenje tveganj (mikroekonomski ali mikrobonitetni stresni testi (ang. microeconomic or prudential stress tests)). [42]

Mikrobonitetni stres testi se uporabljajo v mikrobonitetni politiki, ki je osredotočena predvsem na stabilnost posameznih bank. Cilj nadzora je predvsem zavzemanje za varnost in trdnost posameznih bank ter zmanjševanje verjetnosti in učinka propada bank. Tako rezultate mikrobonitetnih stres testov nadzor uporablja predvsem za namene pregledovanja in potrjevanja postopkov notranjega ocenjevanja kapitala (ang. Internal Capital Adequacy Assessment Process (ICAAP)) bank in njihovo oceno ustrezne likvidnosti. Od svetovne finančne krize pa se uporabljajo tudi za ocenjevanje stopnje kapitalskega razmerja v neugodnih scenarijih in uporabi za ocenjeno oceno kapitalske ustreznosti ali zahtevanega kapitala. [5, 11, 42]

Makrobonitetni stres testi pa so orodje makrobonitetne politike, ki se osredotoča na stabilnost finančnega sistema. Namen makrobonitetne politike je identifikacija, spremljanje in ocenjevanje systemskega tveganja za finančno stabilnost, da zagotovi odpornost in stabilnost finančnega sistema [5, 42]. Tako nadzor s pomočjo rezultatov makrobonitetnega stres testa identificira ranljive točke in morebitne pomanjkljivosti bančnega sistema ter izboljšujejo načrte za obvladovanje kriz. Stres testi makrobonitetne politike so pomembni kot način ocenjevanja finančne odpornosti bančnih sistemov na šoke v finančnem sektorju. Šoki v finančnem sektorju lahko vključujejo učinke drugih šokov, ki izhajajo iz povezav s širšimi finančnimi sistemi ali gospodarstvi. Tako stres testi makrobonitetne politike lahko omogočajo bolj neposredno oceno povratnih informacij in učinkov. Za razliko od mikrobonitetnih stresnih testov, običajno upoštevajo vplive med institucijami (npr. prek medbančnih izpostavljenosti). [11]

Obstajata dve temeljni vrsti nadzornih stres testov: (1) tiste, v katerih nadzorniki zbirajo podatke od bank in nato uporabijo svoje lastne modele in scenarije za oceno uspešnosti bank pod stresom (od zgoraj navzdol stres testi ali “top-down” stres testi)

in (2) tiste, v katerih nadzorniki izdajajo scenarije in smernice bankam, ki nato vodijo lastne modele in nadzorniku poročajo rezultate (od spodaj navzgor stres testi ali “bottom-up” stresni testi). [11]

Makroekonomski stres testi izhajajo iz mikroekonomskih simulacij, vendar vsebujejo posebne metodološke izzive. Predvsem velik izziv je določiti najustreznejši način za določanje agregatnega vpliva šokov na posamezne portfelje. Prva možnost je uporaba pristopa bottom-up stres testa, tako da nadzorni organi definirajo makroekonomske šoke in jih podajo posameznim bankam. Nato banke ocenijo njen vpliv na njihovih bilancah stanja in rezultate poročajo nazaj nadzornikom. Nadzorni organi nato združijo vse rezultate na ravni banke, da dosežejo splošen učinek. Drugi, bolj uporaben in primeren način za sistemski stres test pa je top-down stres test, kjer sami organi (centralna banka ali nadzorni organi) uporabljajo šoke – bodisi za posamezne bančne podatke bodisi združeni portfelj bančnih sistemov – in analizirajo njegov učinek v bančnem sistemu kot celoti. [42]

Metodologija bottom-up je bolj granularna, saj vsaka banka natančneje odraža šok v svojem portfelju. Tudi nabor podatkov, uporabljenih v simulacijah, je na splošno bogatejši in možnost izvedbe vpliva določenega šoka v več podportfeljih naredi rezultate bolj realistične. Zaradi dostopa posamezne banke do bolj razpoložljivih podatkov in uporabe svojih lastnih podatkov ter razvoja svojih notranjih modelov, omogoča optimizacijo pretoka informacij in izboljša kakovost rezultatov. Vendar pa je v tem primeru lahko primerjava medbančnih bottom-up rezultatov poslabšana, saj lahko vsaka posamezna banka uporablja različne metodologije in predpostavke modeliranja, zaradi česar je agregacija rezultatov lahko tudi nesmiselna. Z bolj praktičnega vidika je neposredna udeležba bank pri tej vrsti simulacije precej draga, kar onemogoča pogostost izvajanje takih vaj. Poleg tega pa so lahko notranji modeli bank enostavno prilagojeni modeli izvajanja občutljivostnih testov, ki pa na splošno niso primerni za analizo scenarijev stres testinga. [42]

Bottom-up pristop je tako bolj primeren za mikrobonitetne stres teste kot za makrobonitetne stres teste, ker jih izvajajo neposredno poslovne banke, z uporabo internih in zelo podrobnih podatkov ter lastnih modelov. Pristojni organi so odgovorni za posredovanje navodil bankam o tem, kako dokončati stres testno vajo in prejemati informacije neposredno od bank. Pristojni organi so odgovorni tudi za postopek zagotavljanja kakovosti – npr. za potrjevanje podatkov banke in rezultate stresnih testov, ki temeljijo na izračunih od bottom-up pristopa, kot tudi za pregled modelov, ki jih banke uporabljajo v ta namen. Pristojni organi lahko v okviru svojih pristojnosti tudi izvajajo stresni test po vsej EU (ang. EU-wide stress test) na vzorcih poleg tistih, ki se uporabljajo za stresne teste po vsej EU (ang. EU-wide stress test) in tudi izvedejo dodatne nacionalne stresne teste. Odgovorni so za funkcijo nadzorne reakcije in za vključitev

ugotovitev iz vseevropske vaje v SREP. [45]

Analize scenarijev in rezultati stresnega testa bank so uporabe tudi za posamezne banke, saj lahko na ta način ocenjuje različna področja morebitnih težav znotraj banke. Stresno testiranje mora vključevati ugotavljanje morebitnih dogodkov ali prihodnjih sprememb v gospodarskih razmerah, ki bi lahko negativno vplivale na njihovo kreditno izpostavljenost banke in oceno sposobnosti banke, da prenese takšne spremembe. Tri področja, ki bi jih lahko koristno preučile so: (i) gospodarsko ali industrijsko poslabšanje; (ii) dogodki tržnega tveganja in (iii) likvidnostne razmere. Banka bi poskušala identificirati vrste situacij, kot so gospodarske recesije, bodisi v celotnem gospodarstvu bodisi v določenih sektorjih, višje pričakovane stopnje neplačil ali kombinacije kreditnih in tržnih dogodkov, ki bi lahko povzročili znatne izgube ali likvidnostne težave. [10]

Za makrobonitetne stresne teste se uporablja top-down pristop. Nasprotno od bottom-up pristopa, pristop top-down povečuje primerljivost rezultatov, vendar je pogosto manj natančen – še posebej, če se izvaja na agregiranih sistemskih podatkih. Organi lahko uporabijo top-down pristop tudi na podatkih na ravni bank, da se s tem prepreči morebitno izgubo informacij, ki izhaja iz združevanja in analizira razpršenost rezultatov okoli povprečnih vrednosti. Natančnost top-down rezultatov je tako zelo odvisna od razpoložljivosti podatkov, ki jih podajo nacionalni organi. [42]

Obstajajo številne predpostavke, ki jih lahko banke ali nadzorni organi uporabljajo pri izvajanju stres testa. Predpostavke lahko poslabšajo primerljivost ali verodostojnost rezultatov. Kot rezultat večina jurisdikcije postavlja nekatere omejitve metodologij z navodili ali smernicami. [11]

Vaje makro stres testa lahko temeljijo na statični¹ ali dinamični² predpostavki bilance stanja. Držanje statične bilance stanja (konstantno) je umetno, vendar omogoča, da se rezultati razlagajo brez subjektivnih sprememb v sestavi bilance stanja in preprečujejo izboljšanje finančnega položaja banke le iz zmanjšanja obsega poslovanja. [11] Slednja je bolj realna (saj bilance stanja bank niso nikoli popolno statične), medtem ko je statična predpostavka lahko bolj primerna za bottom-up stres teste, ki se izvajajo pod navodili nadzornih organov. S top-down perspektive, kjer se izračuni stres testa izvajajo brez neposrednega vključevanja bank, je sorazmerno lažje vključiti določeno stopnjo dinamičnega obnašanja. Iz teh razlogov modeliranje bilance stanja za ECB top-

¹Statična bilanca stanja se nanaša na domnevo, da so velikost, sestava in preostala postavke bilance stanja institucije (npr. sredstva in obveznosti) nespremenjeni v celotnem časovnem obdobju izvajanja stres testa [11].

²Dinamična bilanca stanja se nanaša na predpostavko, da se velikost, sestava in ali preostala struktura postavk v bilanci stanja institucije (npr. sredstva in obveznosti) lahko spreminjajo v celotnem obdobju stres testa zaradi sprememb v primerjavi s skupnim obsegom kreditov, zapadlostjo, privzete ali druge omejitve in ali upravljalne ukrepe [11].

down stres teste temelji na orodjih dinamične bilance stanja, tako da lahko uporablja eksogene ali endogene optimizacijske poti do ključnih postavk bilance stanja. [30]

Eksogen modul dinamičnih bilanc stanja vključuje državno specifične regulativne in makrofinančne dogodke ali omejitve, s katerimi se posamezne banke srečujejo v določenem obdobju stresnih testov. S tem pristopom lahko analitik za stres test uporabi razmeroma realne scenarije sprememb strukture bančnih bilanc, ki odražajo pričakovane spremembe tržnega povpraševanja po bančnih produktih, pogojih financiranja in bančne reakcije na gospodarski cikel. Pristop omogoča tudi posebno obravnavo bank v primerih, ko organi določajo obvezen načrt za prestrukturiranje, na primer v odločitve o državni pomoči. Glavne postavke bilance stanja, ki se običajno napovedujejo so: denarna sredstva in stanja pri centralnih bankah, vrednostni papirji, posojila in terjatve, depoziti, izdani dolžniški vrednostni papirji, sredstva za centralne banke ... [30]

Endogen pristop dinamične bilance stanja lahko odraža spreminjajoče se povpraševanje kupcev za proizvode bank, dinamične pogoje financiranja ali vedenjske vidike dejavnosti bank, ki se odzivajo na poslovni cikel. Predpostavlja se, da banke optimalno prestrukturirajo svoje premoženje po tveganem prilagojenem programu maksimalizacije donosa. Ta optimizacijski mehanizem za vrnitev tveganja se izposoja iz klasične teorije portfelja in se prilagodi tako, da se upoštevajo posebne značilnosti bank, zlasti kapitalske in likvidnostne omejitve. Makroekonomski scenarij za stres teste običajno vpliva na parametre tveganja, kot so obrestne mere, verjetnosti privzete kreditne sposobnosti in razlike kreditnih tveganj ter spodbuja banke, da ponovno optimizirajo svojo strukturo portfelja. [30]

Za podporo finančne stabilnosti in dela v finančnem sektorju, je ECB, v okviru programov finančne pomoči EU/IMF (ang. EU/IMF Financial Assistance Programmes), razvila okvir za testiranje makro stresa. Poleg tega se bo pomen testiranja izjemnih situacij, znotraj ECB, okrepil z vzpostavitvijo enotnega nadzornega mehanizma (ang. Single Supervisory Mechanism SSM), ki bo zahteval orodja za prepoznavanje ranljivih bank, tako na ravni banke (mikrobonitetne (ang. micro-prudential)) kot tudi na ravni celotnega sistema (macrobonitetne (ang. macro-prudential)) perspektive. [30]

Banka Slovenije mora torej v skladu s 100. členom direktive CRD IV³ izvajati letne stresne teste, ki so del rednih nadzorniških aktivnosti. Rezultati stresnih testov se uporabijo v vsakoletnem procesu celostnega nadzorniškega pregledovanja in ovrednotenja tveganj posamične banke oz. hranilnice (SREP procesu (ang. Supervisory Review and Evaluation Process)). Bančni nadzorniki s stresnimi testi, na osnovi scenarijev, ocenjujejo občutljivost bančnih tveganj in kazalnikov poslovanja za posamezno banko za (praviloma triletno) obdobje poslovanja v prihodnosti. Končni skupni rezultat iz-

³ang. Capital requirements directive

merjene občutljivosti je izražen v razmerju s kapitalsko ustreznostjo banke. [9]

Zaradi zadnje finančne krize pa se je tudi v Sloveniji pokazala potreba po opredelitvi makrobonitetne politike in makrobonitetnega nadzora, zato je bil leta 2013 sprejet Zakon o makrobonitetnem nadzoru finančnega sistema (ZMbNFS). Tako Banka Slovenije sistematično zbira, obdeluje in analizira informacije, ki vplivajo na finančno stabilnost, in oblikuje predloge makrobonitetnih ukrepov na področju bančništva. V okviru teh nalog izvaja tudi makrostresne teste, s katerimi meri odpornost slovenskega finančnega sistema na malo verjetne, a možne šoke, katerim bi bil lahko izpostavljen. [5]

V naši analizi bomo ocenili statičen in dinamičen panelni model kreditne rasti. Rezultate nato lahko uporabimo za top-down stresne teste na statični bilanci stanja in dinamični bilanci stanja. Na koncu bomo poskusili tudi napovedati kreditno rast za obdobje treh let na podlagi makroekonomskih projekcij za osnovni scenarij. Z napovedmi bomo tako dobili dinamične projekcije kreditne rasti, ki jih bomo poskušali primerjati z napovedmi ECB za celotni eurosistem. V naslednjem poglavju bomo predstavili dosedanjo literaturo na temo stres testa kreditne rasti.

3 Pregled literature

Medtem ko je EBA v okviru stresnega testa EU prevzela statično bilanco stanja, naj bi iz makrobonitetne perspektive upoštevala dinamično bilanco stanja, da se lahko velikost in sestava bilance stanja banke spreminja skozi scenarije. To bi lahko bila posledica omilitvenih ukrepov po izpadu ali reakciji na spremembo gospodarskega okolja. Bančne bilance stanja spremenijo svojo sestavo zaradi tržnih razmer, ki jih povzroča splošna rast kreditov in dolgov v gospodarstvu ter spremembe vrednosti, in tudi zaradi strateških ukrepov bank. Te strateške odzive na spremenjene tržne in regulativne parametre je treba jasno razumeti, da bi ocenili učinkovitost makrobonitetnih politik in njihov vpliv na bančne sisteme. Predpostavlja se, da banke sorazmerno prilagodijo velikost knjigovodskih posojil makroekonomskemu scenariju. Pristop top-down po strukturi ne vpliva na realno rast, in ga uporabljajo institucije, kot je na primer Federal Reserve ali Bank of England, ko izvajajo svoje stres teste ob predpostavki dinamične bilance stanja. Projekcije bančnih posojil se nato uporabi kot prispevek k top-down stres test modelov za dobičke bank, izgube iz posojil (ang. loan losses) in tveganju prilagojenih sredstev (ang. risk-weighted assets). [20]

V knjigi [20] predstavijo satelitski model, ki ga uporabljajo institucije, kot je Federal Reserve ali Bank of England, za obseg bančnih posojil, na katerih je potek bančnih posojil mogoče izpeljati pod določenimi makrofinančnimi scenariji. Model in njihove projekcije je mogoče uporabiti v dinamični bilanci stanja, pri čemer lahko banke prilagajajo svojo velikost bilance stanja in sestavo v skladu z razvojem makrofinančnega scenarija. Takšna dinamika modeliranja bilanc stanja je bistvenega pomena za vsako makrobonitetno oceno, saj makrobonitetna politika s tem vpliva na gospodarstvo skozi spremembe cen in količine na ravni bank. Kreditni model je razvit na podlagi metodologije Bajeslovno modelsko povprečje (BMA)(ang. Bayesian model averaging). Modeli posojilnih tokov so dragoceni ne le za uskladitev ponudbe in povpraševanja z zgodovinskimi pravilnostmi, ampak tudi za oceno, kako banke aktivno upravljajo sredstva in obveznosti pod stresom. [20]

Naslednji satelitski model, ki so ga uporabili v češki centralni banki za modeliranje kreditne rasti, je satelitski ARDL model. Ocenjevali so povezave med kreditno rastjo, realno gospodarsko rastjo in obrestno mero (medbančna obrestna mera). Zaradi majhnosti vzorca so dobili ustrezno veliko stopnjo negotovosti. Ocenjen kumulativni vpliv

rasti BDP-ja je posledično negativen in ocenjeni kumulativni vpliv obrestne mere na kredite podjetij je pozitiven kar pa ni pričakovano. [24]

V novejšem članku češke centralne banke [31] in članku slovaške centralne banke [41] za dinamični satelitski model stres testa kreditne rasti uporabljajo model VECM. Pri modeliranju so se srečevali z več vprašanji in omejitvami, ki izhajajo iz nekaterih strukturnih sprememb ali posebnih značilnosti posojilnega trga, ki vpliva na oceno modela. Prva omejitev je razpoložljivost podatkov glede na prestrukturiranje bančnega sektorja, povezano z masovnim čiščenjem bilanc, ki jih ni mogoče ustrezno ujeti z modelom s fiksnimi parametri. Druga omejitev podatkov je metodološka sprememba statističnega poročanja o posojilih in obrestnih merah za nefinančne družbe. V obeh državah je začetek finančne krize privedel do občutnih kreditnih omejitev bank in posledično tudi padanje povpraševanja po kreditih v skladu z zmanjšanjem BDP v času krize. Po letu 2009 pa se je pojavila strukturna zavora podjetniških posojil, ker so podjetja začela prehajati iz domačih posojil v druge vire financiranja (kot so posojila v tujini, financiranje na kapitalskih trgih neposredno ali posredno preko matičnih družb itd.). [31, 41]

Za oceno posojil podjetjem so uporabili četrtletne podatke iz kreditnega registra, kot odvisno spremenljivko so uporabili naravni logaritem obsega posojil podjetjem. Kot pojasnjevalne spremenljivke so vključili makroekonomske spremenljivke, ki na podlagi ekonomske teorije lahko pomagajo razložiti razvoj podjetniških posojil in so na voljo tudi za namene stres testa. [31, 41]

Na podlagi rezultatov modela ni mogoče zavrni prisotnosti strukturnega preloma pri obnašanju domačih bančnih posojil v obdobju 2009–2010. Ta rezultat je manj očit en pri skupnih finančnih obveznostih, kar je mogoče pripisati dejstvu, da je bil po izbruhu finančne krize del financiranja preusmerjen v tujino. Rezultati ocene so potrdili tudi pričakovanja, da se bo sprememba pri razvoju domačih posojil glede na makroekonomske osnove lahko pripisovala predvsem velikim podjetjem. [31]

Rezultati podpirajo dejstvo, da ocenjena odstopanja od ravnovesne ravni razmerja med ponudbo in povpraševanjem zelo dobro povezujejo s kreditnimi pogoji, pridobljenimi na podlagi obstoječih raziskav za evroobmočje. Rezultati tudi kažejo, da ponudba in povpraševanje v normalnih okoliščinah kažejo visoko stopnjo interakcije in korelacije. Glede na splošno soglasje, da rast posojil temelji pretežno na povpraševanju, je mogoče razložiti tako, da se v normalnih razmerah kreditna dobava prilagodi pritisku povpraševanja. [41]

Model je mogoče uporabiti za natančnejšo določitev vpliva ponudbe in povpraševanja, skozi časovna obdobja, na stopnjo posojil. Na ta način pridobimo dostop do prej nedosegljivih informacij. Ker so lahko v nekaterih okoliščinah celo rezultati BLS (Bank

Lending Survey)¹ podvrženi motnjam, se lahko v prihodnosti uporabijo tudi modelni rezultati, da se navzkrižno preveri, ali so rezultati BLS informativni in smiselni. [41]

V članku [12] so preučevali ali so kapitalske zahteve, ki so v letnih stres testih, kot del Federal Reserves Comprehensive Capital Analysis and Review (CCAR), povezane z gibanjem kreditne rasti bank, in ali se s krčenjem bančne ponudbe posojil gospodinjstvom in podjetjem, ogroža gospodarsko rast in poruši odpornost in stabilnost finančnega sektorja. Za analizo stres testa kreditne rasti avtorji [12] članka uporabljajo panelne podatke. Iz baze podatkov izključijo velike in kompleksne banke ter majhne regionalne banke in se osredotočijo na primerljivejše banke. Modela ločijo med bankami, ki so pod nadzorom stres testa in med tiste, ki niso. Izberejo panelno regresijski model s stalnimi učinki, v katerega vključijo spremenljivke kapitalskih zahtev in odložene bančno specifične spremenljivke, kot so velikost (logaritem celotnih sredstev), NPL, ROA bank in delež depozitov v sredstvih. [12]

Kot rezultat ne najdejo nobenega sistematičnega dokaza, da bi dodatni kapital, ki bi ga povzročil rezultat stres test, lahko omejil rast bančnih posojil ali povzročil, da bi banke omejile svoje posojilne standarde. Ugotovijo, da imajo male banke hitrejšo kreditno rast kot velike in je ta najhitrejša med letoma 2001 in 2006. V finančni krizi so se velike banke soočale z bistveno večjimi izgubami pri posojilih in vrednostnimi papirji kot majhne banke. Tako so njihovi rezultati konsistentni s predhodnimi ugotovitvami, da je večja količina kapitala povezana z večjo rastjo kreditov. [12]

Drugi večji del literature je bolj usmerjen na modeliranje same kreditne rasti in ne na modeliranje makrostresnega testa kreditne rasti. Tako VECM model ali ECM model kreditne rasti uporabijo v člankih [1, 17, 28, 37, 40] na časovni seriji makroekonomskih spremenljivk in bančno bilančnih postavk.

V študiji [1, 40] analizirajo kreditno obnašanje komercialnih bank v Nigeriji, ki je država v razvoju. Članek [1] se osredotoča na vpliv depozitov na kredite, [1] pa tudi na vplive preostalih dejavnikov. Obe študiji izvedeta OLS model stanja kreditov za ugotovitev povezave med krediti in ostalimi spremenljivkami in ECM model za ugotavljanje dinamičnega obnašanja kreditne rasti. Študija [40] zaključí in priporoča, da bi se morale komercialne banke prizadevati za povečevanje svojih depozitov in izboljšati svoje obnašanje pri posojilih ter izvajati lažje izvedljive politike ob uresničevanju vsake situacije upravljanja s kreditnimi sposobnostmi.

Rezultati [1] kažejo; prvič da se zasebni kredit poveča z denarno ponudbo, ciklično premijo za tveganje in količnikom likvidnosti, vendar pa stopnja obvezne rezerve in najvišja posojilna obrestna mera zmanjšata zasebne kredite. Zato na podlagi ugotovitev razpravljamo o določenih političnih posledicah. Glede na to, da bo stopnja

¹Anketa o kreditiranju bank je uradno ime, ki ga uporablja CNB (Czech National Bank) in druge centralne banke [41].

prvovrstnih posojil verjetno škodila bančnim posojilom zasebnemu sektorju, bi bile politike, ki so namenjene ohranjanju te stopnje, videti koristne. Drugič, politike, ki pospešujejo monetarne razmere v gospodarstvu, bi bile koristne za rast zasebnega sektorja. Takšne politike bodo imele nizko stopnjo obveznih rezerv in ekspanzivno denarno ponudbo. Tretjič, nizka inflacija prispeva k resnični rasti kreditov, zato politike, ki izboljšujejo osnove in nižjo inflacijo, niso samo koristne; lahko tudi spodbudijo rast kreditov. Četrto, politike, usmerjene v povečanje velikosti banke, ohranjajo banko zdravo za rast kreditov. Bančni sektor z močnimi osnovnimi sredstvi je zaželen ne le za finančno stabilnost, ampak tudi za rast kreditov.

Namen študije [28] je modeliranje povpraševanja po bančnih posojilih s strani zasebnega sektorja v Pakistanu. Študija je pomembna predvsem zaradi dejstva, da denarno ponudbo usmerjajo posojila in je določena na podlagi povpraševanja in obrestne mere. S to analizo lahko lažje razumemo mehanizme denarnega prenosa in oblikovanje učinkovite monetarne politike za doseganje makroekonomskih ciljev. Za oceno dolgoročnega dinamičnega obnašanja kreditov uporabijo model ARDL, za kratkoročno analizo kreditne rasti pa model ECM. Študija ugotovi in zaključi, da z analizami makroekonomskega tveganja in inflacije, za potrebe zagotavljanja makroekonomske stabilnosti, povečujejo povpraševanje po bančnih posojilih in s tem posledično omogočajo uspešnost in širjenje podjetij. Tako negativen znak makroekonomskega tveganja in stanje inflacije kažejo, da se podjetja ne upajo investirati v nestabilni politiki in nestabilnih makroekonomskih razmerah. Študija povpraševanja podjetij po posojilih ugotovi elastičnost realne obrestne mere, tako da lahko denarna oblast pomaga nadzorovati denarno povpraševanje in s tem denarno ponudbo v gospodarstvu. [28]

Predmet [37] prispevka je, kako kreditna rast v Makedoniji prispeva k procesu finančnega razvoja. V prispevku predstavijo statistično analizo dolgoročnega gibanja kazalca kreditne aktivnosti in ekonometrične ocene tega kazalnika glede na makroekonomske spremenljivke v Makedoniji. Za kreditno aktivnost postavijo indikator delež kreditov v BDP-ju kot odvisno spremenljivko v modelu. Ker se razmerje med krediti in BDP-jem izračuna kot funkcija nekaterih temeljnih spremenljivk, so v ta namen uporabili model VECM. Iz rezultatov modela ugotovijo, da imajo spremenljivke, ki predstavljajo gospodarsko aktivnost in depoziti najvišji vpliv na kreditno rast v Makedoniji. Druga bolj pomembna ugotovitev pa je nepričakovan nestatističen negativen predznak dolgoročnega razmerja za tržno kapitalizacijo. Bolj splošna ugotovitev analize pa je, da nestabilno makroekonomsko okolje, negotovost glede finančne krize in neugodni gospodarski razvoj ne ustvarja trdne podlage za trajnostni razvoj kreditne dejavnosti. Raziskava zaključi z nasvetom, da bi morali monetarna politika in politika poslovnih bank, v okolju z omejenimi možnostmi za financiranje kreditne aktivnosti na mednarodnih finančnih trgih, posebno pozornost nameniti ohranjanju zaupanja v

bančni sektor. To je način za povečanje depozitne osnove, ki je primaren vir financiranja za rast domačega kredita. [37]

Članek [17] proučuje dejavnike posojil zasebnemu sektorju v evroobmočju. Z uporabo Johansenove metodologije je v študiji opredeljen en kointegracijski odnos (VECM), ki povezuje realna posojila, BDP in obrestne mere. Ekonometrična raziskava posojil zasebnemu sektorju v evroobmočju kaže, da je obnašanje realnih posojil mogoče povezati predvsem z razvojem domačih dejavnikov, kot so realni BDP, kratkoročne in dolgoročne obrestne mere. V kointegracijski enačbi koeficientov kratkoročne in dolgoročne obrestne mere kažejo negativen predznak, kar opisuje pojav povpraševanja. Rezultati razkrivajo tudi dolgoročno razmerje med krediti, BDP-jem in realno obrestno mero. Ob koncu zaključijo, da bi bile potrebne nadaljnje študije posojil, ki bi vključevale podrobnejše podatke, kot so na primer razčlenjevanje posojil po sektorjih, po zapadlosti, dodati druge spremenljivke, kot so posojilne obrestne mere bank, dobički podjetij, premoženje gospodinjstev itd. [17]

Naslednji sklop literature analizira in modelizira na podlagi panelnih podatkov. Avtorji [4] članka izvedejo panelno regresijo OLS, avtorji [32] IV panelno regresijo in avtorji [62] dinamično panelno regresijo z AR(1).

V članku [4] so se z ekonometrično analizo kreditne rasti osredotočili na tri ključna vprašanja. Kateri so bili najpomembnejši dejavniki upadanja kreditne rasti od finančne krize 2008/2009? Ali so se banke v tuji lasti obnašale drugače, predvsem ali se je njihova kreditna rezervacija gibala bolj ciklično kot domačim bankam? Kakšna je vloga strukture financiranja bank pri zagotavljanju kreditov in njena cikličnost? Vprašanja so poskusili odgovoriti z uporabo posameznih bančnih podatkov s pomočjo OLS regresije panelov, ki povezuje kreditno rast vsake banke z makroekonomskimi razmerami v državi gostiteljici, lastnimi specifičnostmi in osnovami starševske banke pri tujih bankah. Rezultati regresije so upočasnitev kreditov od leta 2008 pokazali kot posledica oslabljenih makroekonomskih pogojev, poslabšanja lastnih temeljev bank in odločitev o posojanju bank, ki postajajo bolj občutljive na njihove lastne osnove. Za nadaljnjo kreditno rast po letu 2009 so banke uvedle bolj konzervativno obnašanje bank. Bolj izrazitejšo upočasnitev kreditne rasti po krizi pri tujih bankah je mogoče v veliki meri pojasniti s poostritvijo pogojev financiranja svojih matičnih bank. Rezultati kažejo, da je financiranje v tujini pomembno prispevalo k procikličnosti posojil. V nasprotju s tujim lastništvom je struktura financiranja bank imela velik vpliv na cikličnost. [4]

Podobno kot v članku [12] so v članku [32] analizirali in empirično ocenili vpliv bančnega kapitala na kreditno rast komercialnih bank v Združenih državah. Uporabijo metodologijo panelne regresije z instrumentalnimi spremenljivkami, s katerim so rešili problem endogenosti. Glavna ugotovitev, v nasprotju z drugimi študijami, je bila, da ima bančni kapital skromen vpliv na posojilno obnašanje bank, saj so v svoji analizi

upoštevali strukturne spremembe v bančnem sektorju po uvedbi Bazelskih osnovnih bančnih načel (ang. Basel Core Banking Principles).

Naslednji članek [62] obravnava kreditno rast s panelnimi modeli in z uporabo panelnih podatkov iz Ankete o mnenju višjih uradnikov za posojila (ang. Senior Loan Officers Opinion Survey (SLOOS)) opiše model kreditne rasti v sektorju poslovnih bank na Poljskem. Glavni cilj modela je kratkoročno napovedovanje rasti posojil na nivoju razčlenjenih (za posamezne banke) in agregiranih (sektorja poslovnih bank) podatkov z uporabo kvalitativnih informacij o pričakovani kreditni politiki bank. Uporabili so dva pristopa, in sicer dinamično panelno regresijo z AR(1), kot enačbo rasti kreditne sposobnosti in dinamičen model panela z izbiro (ang. dynamic ordered-choice panel model), kot enačbo kreditne politike. Kot zaključek raziskave poudarijo, da je le del regresorjev, iz širokega seznama, statistično značilnih. Le spremenljivke z velikim vplivom so bile vključene v končni model napovedi, kjer pa se je njihov pomen spremenil s povečevanjem števila observacij. Izpostavili so, da kljub uporabi panelnega pristopa k modeliranju panelne kreditne rasti zagotavlja razmeroma slabšo statistično značilnost in napovedi, v primerjavi z agregatnim pristopom (na skupnih podatkih). Kljub temu avtorji zaključijo, da panelna analiza še vedno zagotavlja bolj podrobne informacije za finančne nadzorne organe in pomemben prispevek k stresnemu testiranju bančnega sistema. [62]

Podrobnejše vključitve spremenljivk in njihovih predznakov vseh člankov so navedeni v Prilogi A.

Kot smo že zgoraj omenili, je namen našega magistrskega dela izpeljati napovedni model kreditne rasti, ki bi bil primeren za namene makrostrestnega testa. V dosednji literaturi so za stres teste kreditne rasti uporabljali pristop BMA [20], modela ARDL [24] in VECM [31, 41], ki temeljijo na podatkih časovne serije, in model panelne regresije [12], ki temelji na panelnih podatkih. Ker pa je pristop top-down pogosto manj natančen, če ga izvajamo na agregiranih sistemskih podatkih (kot so v primeru [1, 17, 20, 28, 31, 37, 40]), so bolj primerni panelski modeli (kot so v primeru [4, 12, 32, 62]).

Na podlagi teh ugotovitev bomo ocenili statičen in dinamičen panelni model. Njuno metodologijo bomo predstavili v naslednjem poglavju.

4 Metodologija

Ocenjevanje ekonometričnega modela kreditne rasti bomo ocenili na podlagi panelnih podatkov. Ti so sestavljeni iz presečnih enot, pri čemer je vsaka enota opazovana za neko časovno obdobje. Naše presečne enote predstavljajo banke in časovne enote leta med 2000 in 2017. Tako panelni podatki zagotavljajo informacije o obnašanju posameznih enot tako skozi čas kot tudi med posameznimi individualnimi enotami. Fundamentalne prednosti panelnih podatkov s presečnimi podatki je velika fleksibilnost modeliranja razlik med obnašanjem individualnimi enotami. Analiza panelnih podatkov torej omogoča skozi modele prepoznati posamezne ekonomske procese, hkrati pa upoštevati heterogenost med posameznimi enotami in njihove dinamične učinke. [2, 18, 25]

Za našo ekonometrično analizo kreditov bomo uporabili statičen panelni regresijski model s stalnimi učinki in za namene stres testa dinamični panelni model sistemske GMM cenilke. V nadaljevanju tega poglavja bomo najprej opisali metodo stalnih učinkov (ang. fixed effects), nato pa za namene stres testa še dve dinamični metodi, tj. metoda diferenčne GMM cenilke in metodo sistemske GMM cenilke.

4.1 Statična panelna analiza

Osnovni okvir regresijskega panelnega modela je v obliki [25]:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + z'_i\alpha + u_{i,t} \\ &= x'_{i,t}\beta + c_i + u_{i,t} \end{aligned} \quad (4.1)$$

Model ima K regresorjev v $x'_{i,t}$, ki ne vključuje konstante. Heterogenost ali individualni učinki so $z'_i\alpha$, kjer z'_i vsebuje konstanto in množico individualno ali grupno specifičnih spremenljivk, ki so lahko opazovane ali neopazovane in so konstantne skozi čas. Če imamo z'_i za vsako individualno enoto, potem lahko celotni model obravnavamo kot navaden linearni model in ustreza najmanjšim kvadratam. Bolj kompleksno postane, ko je c_i ¹ neopazovan, kjer pa potem obstaja veliko različnih aplikacij. [25] Glavni cilj

¹predstavlja neobservirani učinek (ang. unobserved effect), ki ga v različnih literaturah imenujejo tudi kot neobservirana komponenta (ang. unobserved component), latentna spremenljivka (ang. latent variable) ali neobservirana heterogenost (unobserved heterogeneity). Če je i indeks za posamezno presečno enoto potem c_i imenujejo individualni učinek (ang. individual effect) ali individualna heterogenost (ang. individual heterogeneity). [60]

statične panelne analize je konsistentnost in učinkovitost ocenjenega delnih učinkov (ang. partial effects):

$$\beta = \partial E[y_{i,t}|x_{i,t}]/\partial x_{i,t} \quad (4.2)$$

Stroga eksogenost neodvisnost spremenljivk:

$$E[u_{i,t}|x_{i,1}, x_{i,2}, \dots] = 0 \quad (4.3)$$

To pomeni, da trenutna napaka $u_{i,t}$ ² ni korelirana z neodvisnimi spremenljivkami v vsakem obdobju. To je ključna zadeva heterogenosti. Naslednja primerna predpostavka bi bila srednja neodvisnost (ang. mean independence):

$$E[c_i|x_{i,1}, x_{i,2}, \dots] = \alpha \quad (4.4)$$

ali alternativnejša:

$$E[c_i|x_{i,1}, x_{i,2}, \dots] = h(x_{i,1}, x_{i,2}, \dots) \quad (4.5)$$

To so bile bolj splošne predpostavke statičnih panelnih analiz [25, 60].

Med najbolj uporabljene modele panelnih podatkov spadajo pool regresija (ang. pooled regression), model s stalnimi učinki (ang. fixed effects), model s slučajnimi učinki (ang. random effects) itd. V magistrski nalogi bomo podrobneje predstavili model s stalnimi učinki, ki ga bomo v naši analizi tudi uporabili.

4.1.1 Stalni učinki

Model s stalnimi učinki (ang. fixed effects) je metoda za kontroliranje izpuščenih spremenljivk v panelnih podatkih, ko izpuščene spremenljivke variirajo skozi presečne enote, vendar se ne spreminjajo skozi čas [51]. Če je z'_i iz enačbe (4.1) neopazovan, ampak koreliran z $x_{i,t}$, potem je cenilka najmanjših kvadratov β nekonsistentna in pristranska kot posledica izpuščenih spremenljivk. Ker se z'_i razlikuje od ene države do druge, in je sčasoma konstanten, se lahko model regresije v enačbi (4.1) razlaga, kot da ima n konstant, po eno za vsako presečno enoto. Naj bo $\alpha_i = z'_i\alpha$, potem ima enačba (4.1) obliko:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + \alpha_i + u_{i,t} \quad (4.6)$$

Enačba (4.6) je panelno regresijski model s stalnimi učinki, kjer α_i predstavlja grupno specifično konstanto v regresijskem modelu in vsebuje neopazovano heterogenost. T enačb v modelu (4.6) lahko zapišemo kot:

$$y_i = x_i\beta + \alpha_i j_T + u_i \quad (4.7)$$

² $u_{i,t}$ imenujemo idiosinkratična napaka (ang. idiosyncratic error) ali idiosinkratična motnja (ang. idiosyncratic disturbances), ker se spreminja skozi čas t in ravno tako skozi presečne enote i . [60]

kjer je j_T ($T \times 1$) vektor enk in predstavlja eno enačbo za naključno presečno enoto [18, 25, 51].

Za ocenitev nepristranske cenilke β moramo enačbo (4.6) transformirati tako, da odstranimo neopazovane učinke α_i . Tej transformaciji rečemo transformacija stalnih učinkov (ang. fixed effects transformation ali within transformation) ali krajše transformacija FE [60].

Naj bo

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i \beta + \alpha_i + \bar{u}_i \quad (4.8)$$

kjer $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{i,t}$, $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{i,t}$ in $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{i,t}$. Enačba (4.8) je povprečje enačb (4.6) skozi čas $t = 1, \dots, T$ in predstavlja presečno enačbo. Nato odštejemo enačbo (4.8) od enačbe (4.6) za vsak t in dobimo

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = (x_{i,t} - \bar{x}_i) \beta + u_{i,t} - \bar{u}_i \quad (4.9)$$

ali

$$\ddot{y}_{i,t} = \ddot{x}_{i,t} \beta + \ddot{u}_{i,t} \quad (4.10)$$

kjer je $\ddot{y}_{i,t} = y_{i,t} - \bar{y}_i$, $\ddot{x}_{i,t} = x_{i,t} - \bar{x}_i$ in $\ddot{u}_{i,t} = u_{i,t} - \bar{u}_i$. S pomočjo odštevanja po času smo tako odstanili individualne specifične učinke iz originalne enačbe. Enačbo (4.10) lahko ocenimo s metodo najmanjših kvadratov oziroma OLS metodo in dobimo cenilko β , ki pa je tudi konsistentna in nepristranska cenilka stalnih učinkov enačbe (4.6). To sledi iz stroge eksogenosti neodvisnih spremenljivk enačbe (4.3) predpostavke panelnih modelov. Enačbo (4.10) lahko zapišemo tudi kot T enačb po posamezni presečni enoti kot

$$\ddot{y}_i = \ddot{X}_i \beta + \ddot{u}_i \quad (4.11)$$

kjer je \ddot{y}_i dimenzije $T \times 1$, \ddot{X}_i dimenzije $T \times K$ in \ddot{u}_i dimenzije $T \times 1$. Naj bo $Q_T = I_T - j_T(j_T' j_T)^{-1} j_T'$, ki je $T \times T$ simetrična, idempotentna matrika z rangom $T - 1$. Potem je $Q_T j_T = 0$, $Q_T y_i = \ddot{y}_i$, $Q_T X_i = \ddot{X}_i$ in $Q_T u_i = \ddot{u}_i$. Tako vzamemo enačbo (4.7) in jo množimo s Q_T in dobimo enačbo (4.11). Iz te enačbe lahko eksplicitno zapišemo cenilko stalnih učinkov kot:

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^N \ddot{X}_i' \ddot{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \ddot{X}_i' \ddot{y}_i \right) \quad (4.12)$$

S predpostavkami eksogenosti neodvisnih spremenljivk in $\text{rang}(\ddot{X}' \ddot{X}) = K$ je $\hat{\beta}_{FE}$ nepristranska cenilka metode s stalnim učinkom. [60] Primerna cenilka kovariančne matrike β je:

$$\text{var} \hat{\beta}_{FE} = \hat{\sigma}_u^2 \left(\sum_{i=1}^N \ddot{X}_i' \ddot{X}_i \right)^{-1} \quad (4.13)$$

z cenilko variance $\hat{\sigma}_u^2$:

$$\hat{\sigma}_u^2 = SSR/[N(T-1) - K] \quad (4.14)$$

kjer je $SSR = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2$. Kot opozorilo, stopinje prostosti enačbe (4.14) niso enake stopinjam prostosti enačbe (4.11). Cenilka variance enačbe (4.11) bi bila enaka $SSR/(NT - K)$, za katero je verjetnost limite manj kot σ_u^2 , ko se N povečuje. Razlika med $SSR/(NT - K)$ in enačbo (4.14) je lahko bistvena za majhen T . [60]

Če N ni prevelik, potem obstaja alternativnejša in enostavnejša metoda izračuna cenilke stalnih učinkov z modelom LSDV (ang. least squares dummy variable). [18]

Ena večjih omejitev FE cenilke je, da koeficienti časovno invariantnih regresorjev niso prepoznani v FE modelu, v primeru ko $x_{i,t} = x_i$ potem je $\bar{x}_i = x_i$ in je $(x_{i,t} - \bar{x}_i) = 0$. Veliko študij poskuša poiskati cenilko, ki bo učinkovita tudi za časovno invariantne regresorje. [18]

Cenilka s stalnimi učinki je nekonsistentna, če je pojasnjevalna spremenljivka v nekem časovnem obdobju korelirana z $u_{i,t}$. Hsiao (1986) je rešil nekonsistentnost FE cenilke za model AR(1) ³. Ključni stabilnostni pogoj učinkovitosti pristranosti reda T^{-1} je $|\rho_1| < 1$. Vendar je ρ_1 , zaradi bližine enotnosti, pristranska v cenilki FE tudi pri precej velikem T . Na splošno, če ima proces $x_{i,t}$ zelo persistentne elemente – kar je pogosto v primeru panelnih podatkov – ima lahko cenilka FE precejšnjo pristranskost. [60]

V naši nalogi bomo ocenjevali rast kreditov na podlagi panelnih podatkov. S pomočjo metode stalnih učinkov bomo poskušali oceniti statični panelni model. Z metodo stalnih učinkov bomo tako omejili prisotnost individualnih stalnih učinkov. Druge probleme, ki izhajajo iz podatkov, pa bomo poskušali rešiti z dinamično cenilko. Dinamična cenilka tako upošteva dinamične specifikacije, rešuje problem avtokorelacije in problem endogenosti spremenljivk. Bolj natančno obrazložitev si bomo pogledali v naslednjem poglavju.

4.2 Dinamična panelna analiza

Mnoga gospodarska razmerja so dinamična in ena od prednosti panelnih podatkov je, da raziskovalcu omogočajo, da bolje razume dinamiko prilagajanja.

Splošna enačba dinamičnega panelnega modela je [2]:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \beta x'_{i,t} + u_{i,t}; \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (4.15)$$

kjer i označuje presečne enote in t časovno serijo, δ in β sta vektorja parametrov neodvisnih spremenljivk, ki jih bomo ocenjevali, $y_{i,t-1}$ je odložena odvisna spremenljivka,

³model oblike $y_{i,t} = \rho_1 y_{i,t-1} + x'_{i,t} c_i + u_{i,t}$ [60].

$x'_{i,t}$ pa so neodvisne spremenljivke, $u_{i,t}$ je sestavljena komponenta napake, definirana kot

$$u_{i,t} = \mu_i + \nu_{i,t} \quad (4.16)$$

Pri tem sta $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ in $\nu_{i,t} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ med seboj neodvisni. μ_i je individualno specifičen učinek, $\nu_{i,t}$ pa preostala napaka. Za dinamični panelni model opisan v (4.15) sta značilna dva vira persistence skozi čas. Avtokorelacija zaradi prisotnosti odložene odvisne spremenljivke med regresorji in individualni učinki, ki označujejo heterogenost med posameznimi presečnimi enotami. [2]

Za ocenitev dinamičnega panelnega modela (4.15) ne moremo uporabiti metod, ki se uporabljajo za oceno statičnega panelnega modela. V modelu (4.15) je $y_{i,t}$ funkcija μ_i in iz tega sledi, da je $y_{i,t-1}$ tudi funkcija μ_i . Torej $y_{i,t-1}$ je koreliran z napako. Zaradi tega je OLS cenilka nekonsistentna in navzgor pristranska tudi, če $\nu_{i,t}$ ni serijsko koreliran. Podobno velja tudi za FE cenilko, čeprav z notranjo transformacijo izbriše μ_i , je $y_{i,t-1}$ koreliran z $\bar{\nu}_i$ po sami konstrukciji. Standardni rezultati za izpuščene spremenljivke kažejo, da je FE cenilka pristranska navzdol na velikih vzorcih znotraj skupine. Iz tega lahko sklepamo, da mora konsistentna cenilka dinamičnega panelnega modela zavzeti vrednosti med OLS in FE parametra δ_j . [2, 15]

Velika prednost metod dinamično panelnih modelov je, da nimajo problema endogenosti. Metode se lahko uporabljajo tudi v odsotnosti strogo eksogenih pojasnjevalnih spremenljivk in omogočajo uporabo predeterminiranih in endogenih spremenljivk. Stroga eksogenost izključuje povratne informacije iz sedanjih ali preteklih šokov na trenutne vrednosti spremenljivk, kar pogosto ni naravna omejitev v okviru gospodarskih modelov. [15]

Splošna metoda, ki nam daje konsistentne cenilke za dinamični panelni model (4.15) je torej posplošena metoda momentov za ocenjevanje dinamičnega modela panelnih podatkov ali t. i. GMM metoda (ang. generalized method of moments), ki jo bomo v nadaljevanju podrobneje predstavili.

4.2.1 Posplošena metoda momentov

Posplošena metoda momentov (GMM) je v literaturi ekonometrije prvič predstavil avtor Lars Hansen leta 1982. Od takrat se široko uporablja za analizo gospodarskih in finančnih podatkov. [27] Posplošena metoda momentov opredeljuje kategorije cenilk. Različna izbira pogojnih momentov (ang. moment condition) in utežne matrike vodijo do različnih GMM cenilk. [18]

Splošna definicija pogojnih momentov:

Definicija 4.1. Naj bo θ_0 vektor neznanih parametrov, ki jih je potrebno oceniti, v_t vektor slučajnih spremenljivk in $f(\cdot)$ vektor funkcij, potem je enačba pogojnih momen-

tov oblike

$$E[f(v_t, \theta_0)] = 0 \quad (4.17)$$

za vse t .

Definicija 4.2. Cenilka posplošene metode momentov, glede na (4.17) je vrednost θ , ki minimalizira enačbo

$$Q_T(\theta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T f(v_t, \theta)' W_T \sum_{t=1}^T f(v_t, \theta) \quad (4.18)$$

kjer je W_T pozitivna semidefinitna matrika, ki je lahko odvisna od podatkov, ampak konvergira v verjetnosti proti pozitivno definitni matriki konstant.

Torej GMM izbira cenilke parametrov, tako da minimalizira kvadratično obliko tehtane matrike (W_T) in vzorčnega momenta ($T^{-1} \sum_{t=1}^T f(v_t, \theta_0)$) [27]. Potrebna je omejitev na utežno matriko, da se zagotovi, da je $Q_T(\theta)$ smiselna za mero razdalje. Upoštevanje, da je W_T pozitivna semidefinitna, zagotavlja, da je $Q_T(\theta) \geq 0$ za katerokoli θ in da velja $Q_T(\hat{\theta}_T) = 0$, če $T^{-1} \sum_{t=1}^T f(v_t, \hat{\theta}_0) = 0$. [27]

Za dinamično specifikacijo so najbolj primerne GMM cenilke, ki vključujejo instrumentalne spremenljivke. Uporabo odloženega regresorja kot instrumenta je prvi predlagal Anderson in Hsiao (1982) v kontekstu dinamičnih panelnih modelov. Arellano in Bond (1991) sta nato predlagala GMM proceduro, ki je učinkovitejša od cenilke Anderson in Hsiao (1982), medtem ko sta Ahn in Schmidt (1995) izpeljala dodatne nelinearne momentne omejitve, ki jih Arellano in Bond (1991) nista vključila v GMM cenilko. To literaturo so generalizirali in razširili nato Arellano in Bover (1995) in Blundell in Bond (1998). [2]

Za ocenjevanje naših panelnih podatkov lahko uporabimo diferenčno ali sistemsko GMM cenilko. Arellano-Bond cenilka ali diferenčna GMM cenilka se začne s transformiranjem vseh regresorjev z uporabo difference, nato pa se uporabi splošna metoda momentov. Arellano-Bover oziroma Blundell-Bond cenilka ali sistemska GMM cenilka v primerjavi z Arellano-Bond cenilko doda še dodatno predpostavko, da je prva diferenca instrumentalnih spremenljivk nekorelirana z fiksnimi učinki. To omogoča vključevanje več instrumentov, in s tem poveča učinkovitost cenilke. Zgrajena je iz sistema dveh enačb, tako iz originalne kot tudi iz transformirane enačbe. [43]

Naslednje poglavje govori o Arellano in Bond cenilki GMM. Predstavili bomo njeno izpeljavo in prednosti ter slabosti v primerjavi z Blundell in Bond cenilko.

4.2.2 Arellano in Bond cenilka

Za izpeljavo Arellano in Bond cenilke najprej predpostavimo enostaven avtoregresijski AR(1) model brez neodvisnih spremenljivk:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + u_{i,t}; \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (4.19)$$

kjer $u_{i,t} = \mu_i + \nu_{it}$ z $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ in $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ neodvisni med seboj. Torej veljajo naslednji pogoji:

$$E(\mu_i) = 0, E(\nu_{i,t}) = 0, E(\mu_i \nu_{i,t}) = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N \text{ in } t = 2, \dots, T \quad (4.20)$$

in

$$E(\nu_{i,t} \nu_{i,s}) = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N \text{ in } \forall t \neq s \quad (4.21)$$

K standardnim predpostavkam sta Ahn in Schmidt (1995) dodala še dodaten začetni pogoj [14]

$$E(y_{i,t} \nu_{i,t}) = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N \text{ in } t = 2, \dots, T \quad (4.22)$$

Za konsistentno cenilko δ , ko gre $N \rightarrow \infty$ ob fiksnem T , moramo enačbo (4.19) diferencirati, da odstranimo individualne učinke:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\nu_{i,t} - \nu_{i,t-1}) \quad (4.23)$$

kjer ima prva diferenca napake $\Delta\nu = (\nu_{i,t} - \nu_{i,t-1})$ enotni koren (ang. unit root) in sledi MA(1) procesu. Problem avtokorelacije v diferencirani napaki rešujemo z uporabo instrumentov. Za $t = 3$ imamo enačbo oblike:

$$y_{i,3} - y_{i,2} = \delta(y_{i,2} - y_{i,1}) + (\nu_{i,3} - \nu_{i,2})$$

V tem primeru je $y_{i,1}$ veljaven instrument, saj je močno koreliran z $(y_{i,2} - y_{i,1})$ in ni koreliran z $(\nu_{i,3} - \nu_{i,2})$, če $\nu_{i,t}$ ni serijsko koreliran. V primeru $t = 4$ pa imamo naslednjo enačbo:

$$y_{i,4} - y_{i,3} = \delta(y_{i,3} - y_{i,2}) + (\nu_{i,4} - \nu_{i,3})$$

V tem primeru pa je tako $y_{i,2}$ kot $y_{i,1}$ veljaven instrument za $(y_{i,3} - y_{i,2})$, saj nista korelirana z diferenco napake $(\nu_{i,4} - \nu_{i,3})$. Tako lahko nadaljujemo za vsako obdobje posebej do obdobja T in tako dobimo množico veljavnih instrumentov $(y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2})$. [2]

Definirajmo

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i,1}] & & & & 0 \\ & [y_{i,1}, y_{i,2}] & & & \\ & & \ddots & & \\ 0 & & & & [y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix} \quad (4.24)$$

Potem je matrika instrumentov $W = [W'_1, \dots, W'_N]$ in momentne enačbe dane z enačbo $E(W'_i \Delta \nu_i) = 0$ ⁴. [2]

Sedaj lahko začetno diferencirano enačbo (4.23) v vektorski obliki pomnožimo z W' in dobimo

$$W' \Delta y = W' \Delta y_{-1} \delta + W' \Delta \nu \quad (4.25)$$

Izvedemo GLS⁵ na enačbi (4.25) in s tem dobimo enostopenjsko Arellano in Bond konsistentno oceno parametra

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_1 &= [(\Delta y_{-1})' W (W' (I_N \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} \\ &\quad \times (\Delta y_{-1})' W (W' (I_N \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y_{-1}) \end{aligned} \quad (4.26)$$

kjer je avtokorelacija

$$E(\Delta \nu_i \Delta \nu'_i) = \sigma_v^2 (I_N \otimes G) \quad (4.27)$$

z $\Delta \nu'_i = (\nu_{i3} - \nu_{i2}, \dots, \nu_{iT} - \nu_{i,T-1})$ in

$$G = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (4.28)$$

dimenzije $(T-2) \times (T-2)$. [2]

V primeru, ko $N \rightarrow \infty$ in T fiksen, je optimalna cenilka dvostopenjska Arellano-Bond cenilka. Ta cenilka ne zahteva neodvisnosti in enake porazdeljenosti napak. V tem primeru je enačba podobna enačbi (4.26), razen člena $W' (I_N \otimes G) W = \sum_{i=1}^N W'_i G W_i$, ki je nadomeščen z optimalno tehtano kovariančno matriko momentnih pogojev:

$$V_N = \sum_{i=1}^N W'_i (\Delta \nu_i) (\Delta \nu_i)' W_i \quad (4.29)$$

Člen $\Delta \nu$ se nadomesti z diferencirano napako, pridobljeno pri prvostopenjski konsistentni oceni $\hat{\delta}_1$. Kot rezultat dobimo dvostopenjsko Arellano-Bond GMM cenilko:

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_2 &= [(\Delta y_{-1})' W (W' \hat{V}_N^{-1} W)^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} \\ &\quad \times (\Delta y_{-1})' W (W' \hat{V}_N^{-1} W)^{-1} W' (\Delta y_{-1}) \end{aligned} \quad (4.30)$$

⁴lahko zapišemo tudi kot $E(y_{i,t-s} \Delta \nu_{i,t}) = 0$ za $t = 3, \dots, T$ in $s \geq 2$, kjer je $\Delta \nu_{i,t} = \nu_{i,t} - \nu_{i,t-1}$. Ti so odvisni le od domnevne odsotnosti serijske korelacije v časovno spremenljivi porazdelitvi $\nu_{i,t}$, skupaj z omejitvijo (4.22) [14].

⁵ang. Generalized least squares.

Prvi člen predstavlja konsistentno oceno variance ocenjenega koeficienta

$$v\hat{a}r(\hat{\delta}_2) = [(\Delta y_{-1})'W(W'\hat{V}_N^{-1}W'(\Delta y_{-1}))^{-1}]. \quad (4.31)$$

Obe cenilki $\hat{\delta}_1$ in $\hat{\delta}_2$ sta asimptotično ekvivalentni, če velja $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$. [2]

Do sedaj smo predpostavili enostaven avtoregresijski model, ki je bil brez neodvisnih spremenljivk. Če dodamo še neodvisne spremenljivke, dobimo prvo diferencirano instrumentalno enačbo:

$$W'\Delta y = W'(\Delta y_{-1})\delta + W'(\Delta X)\beta + W'\Delta \nu \quad (4.32)$$

kjer je ΔX združena $N(T-2) \times K$ matrika observacij na Δx . Eno in dvostopenjsko cenilko za (δ, β) lahko zapišemo kot

$$\begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = ([\Delta y_{-1}, \Delta X]'W\hat{V}_N^{-1}W'[\Delta y_{-1}, \Delta X])^{-1}([\Delta y_{-1}, \Delta X]'W\hat{V}_N^{-1}W'[\Delta y_{-1}, \Delta X]) \quad (4.33)$$

Model razlikuje med endogenimi⁶, striktno eksogenimi⁷ in predeterminiranimi spremenljivkami⁸. [2]

Če dodamo striktno eksogene spremenljivke $x_{i,t}$, kjer so vse $x_{i,t}$ korelirane z μ_i , potem so vsi $x_{i,t}$ zadostni instrumenti prvo diferencirane enačbe (4.15). Tako člene $[x'_{i,1}, \dots, x'_{i,T}]$ dodamo vsakemu diagonalnemu elementu v matriki W_i in dobimo:

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i,1}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T}] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [y_{i,1}, y_{i,2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T}] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & [y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T}] \end{bmatrix} \quad (4.34)$$

V primeru, ko so $x_{i,t}$ predeterminirane spremenljivke, so samo $[x'_{i,1}, \dots, x'_{i,s-1}]$ zadostni instrumenti prvo diferencialne enačbe, v času s . Tako dobimo matriko instrumentalnih spremenljivk oblike [2, 25]:

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i,1}, x'_{i,1}, x'_{i,2}] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [y_{i,1}, y_{i,2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, x'_{i,3}] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & [y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T-1}] \end{bmatrix} \quad (4.35)$$

⁶Spremenljivka $x_{i,t}$ je endogena, če velja $E[x_{i,t}\nu_{i,s}] \neq 0$ za $s \leq t$ in $E[x_{i,t}\nu_{i,s}] = 0$ za $s > t$. [16]

⁷Spremenljivka $x_{i,t}$ je striktno eksogena, če velja $E[x_{i,t}\nu_{i,s}] = 0$ za vse $t, s = 1, 2, \dots, T$. [2]

⁸Spremenljivka $x_{i,t}$ je predeterminirana, če velja $E[x_{i,t}\nu_{i,s}] \neq 0$ za $s < t$ in $E[x_{i,t}\nu_{i,s}] = 0$ za $s \geq t$. [2]

V empiričnih študijah se bolj pojavljajo kombinacije predeterminiranih in strogo eksogenih spremenljivk, kot pa zgoraj omenjena dva ekstremna primera. Zato raziskovalci velikokrat ustrezno prilagajajo matriko instrumentov W . [2]

Blundell in Bond (1998) pokažeta, da ima diferencialna GMM cenilka za AR(1) proces visoko pristranost in nizko natančnost v dveh primerih. Prvič, ko vrednost avtoregresijskega parametra δ narašča proti ena in drugič, ko varianca individualnih učinkov μ relativno raste proti varianci ν . V obeh primerih odložen level odvisne spremenljivke postane šibek instrument, ker je šibko koreliran s svojo diferenco. Podobno velja tudi za odložene vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk, ki so šibki instrumenti, ko se njihov avtoregresijski parameter približuje 1 in ko je razmerje variance stalnih učinkov in slučajnih napak visoko. Ravno tako šibki instrumenti v malih vzorcih ali kratkih panelih povzročajo pristranost ocenjenih koeficientov navzdol. [3, 15, 47] Edina rešitev šibkih instrumentov je izključitev endogene spremenljivke iz modela ali izboljšati nabor instrumentov. [25]

Skozi različne empirične raziskave se je pokazalo, da se je z uporabo diferencialne GMM cenilke povišala verjetnost pojava problema šibkih instrumentov. Zato je bolj primerna uporaba sistemske GMM cenilke, ki ponuja preprosto in močno alternativo, ki lahko premaga številne slabosti diferencialne GMM cenilke v kontekstu visoko persistentnih serij. [3]

V nadaljevanju bomo predstavili sistemsko GMM cenilko ali Arellano-Bond oziroma Blundell-Bond cenilko.

4.2.3 Blundell in Bond cenilka

Zgornja cenilka bo neučinkovita, ker ne zadošča vsem momentnim pogojem. Arellano in Bover (1995) in Blundell in Bond (1998) zato dodajajo dodatne linearne momente za model v prvih diferencialih in v levelu. Ahn in Schmidt (1995) dodata še nelinearne momentne pogoje kot homoskedastičnost $u_{i,t}$. [36]

Nelinearni momentni pogoji omogočajo uporabo odloženih diferenc $y_{i,t}$ kot instrumente v levelski enačbi. Ahn in Schmidt (1995) torej pokažeta obstoj dodatnega nelinearnega momentnega pogoja:

$$E(u_{i,t}\Delta u_{i,t-1}) = 0 \text{ za } t = 4, 5, \dots, T \quad (4.36)$$

Ta dodatni pogojni moment je pomemben v praksi, ko je δ blizu ena, ali ko je vrednost $\sigma_{\mu_i}^2/\sigma_{\nu_{i,t}}^2$ visoka. V tem primeru so odloženi leveli slabi instrumenti v diferencialni enačbi [14].

Za uporabo odloženih diferenc kot instrumente v levelski enačbi sta Arellano in

Bover (1995) predlagala uporabo dodatnih $T - 3$ linearnih momentnih pogojev:

$$E(u_{i,t}\Delta y_{i,t-1}) = 0 \text{ za } t = 4, 5, \dots, T \quad (4.37)$$

Jasno je, da iz enačbe (4.37) ne sledi enačba (4.36). Ugotovimo, da obstaja še dodatna omejitev za $\Delta y_{i,2}$:

$$E(u_{i,3}\Delta y_{i,2}) = 0 \quad (4.38)$$

Veljavnost momentnega pogoja (4.38)⁹ je odvisna od postopka generiranja $y_{i,1}$ začetnega pogoja, ki v tem primeru drži če:

$$y_{i,2} = \frac{\mu_i}{1 - \delta} + u_{i,1}. \quad (4.39)$$

Model določa konvergenčno raven za $y_{i,t}$ od $t = 2, \dots, T$, za vsako presečno enoto in $u_{i,1}$ je preprosto začetno odstopanje od te konvergenčne ravni. [14]

Izračun sistemske cenilke GMM z uporabo pogojev (4.37) in (4.38) temelji na zloženem sistemu, ki vsebuje vse $(T - 2)$ enačb v prvi diferenci in $(T - 2)$ enačb v levelih. Instrumenti za enačbe v diferencialih so enaki kot v primeru diferenčne GMM cenilke¹⁰ in instrumenti za enačbe v nivojih so odložene diference ustreznih spremenljivk. Izračun dvostopenjske sistemske GMM cenilke je analogen prejšnjemu izračunu dinamične GMM cenilke. [14]

Torej vse momentne pogoje lahko zapišemo v matrično obliko kot

$$E(W'_{si}p_i) = 0 \quad (4.40)$$

kjer je

$$p_i = \begin{bmatrix} \Delta u_i \\ u_i \end{bmatrix} \quad (4.41)$$

in matrika instrumentov je podana kot:

$$W_{si} = \begin{bmatrix} W_{di} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & \Delta x_{i,2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{i,T-1} & \Delta x_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (4.42)$$

⁹Enačba (4.38) je ekvivalentna $E[(\mu_i + \nu_{i,3})(\nu_{i,2} + (\delta - 1)u_{i,1})] = 0$ in zanj morata veljati omejitvi $E(u_{i,1}\mu_i) = E(u_{i,1}\nu_{i,3}) = 0$ za $i = 1, \dots, N$. Pogoj (4.38) ima dve pomembni posledici. Prvič, združevanje enačbe (4.38) z modelom za obdobja $t = 2, \dots, T$, ki so določene v enačbah (4.20) do (4.22) in implicirajo veljavnost linearnega momenta v enačbi (4.37). Drugič, kombiniranje enačbe (4.37) in (4.38) pomeni nelinearne omejitve v enačbi (4.36), zaradi česar postane odvečna za cenilko. [14]

¹⁰odložene nivojske spremenljivke kot instrumenti za diferencirano enačbo. [14]

kjer je W_{di} matrika instrumentov diferencialne enačbe definirana kot pri diferenčni GMM cenilki. Enostopenjsko sistemsko GMM cenilko lahko na podlagi teh momentnih pogojev zapišemo kot

$$\hat{\delta}_s = (X_s' W_s V_s^{-1} W_s' X_s)^{-1} (X_s' W_s V_s^{-1} W_s' Y_s) \quad (4.43)$$

kjer je

$$X_s = \begin{bmatrix} \Delta x_i \\ x_i \end{bmatrix} \text{ in } Y_s = \begin{bmatrix} \Delta y_i \\ y_i \end{bmatrix} \text{ in } V_s = \begin{bmatrix} V_d & 0 \\ 0 & V_d \end{bmatrix} \quad (4.44)$$

kjer je V_d definiran kot (4.29) in $V_l = \sum_{i=1}^N W_{li}' W_{li}$. Dvostopenjska sistemska GMM cenilka je izračunana kot zgoraj. [14, 47]

GMM cenilka je bila zasnovana na velikih vzorcih v kontekstu študij dela in industrije, kjer je bilo število posameznikov N veliko, časovnih obdobj T pa malo [47]. V naši ekonometrični analizi pa imamo 11 presečnih enot in 17 časovnih enot, kar pomeni, da je N majhen, v primerjavi s T , in predstavlja majhen vzorec. [13]

Problem, ki ga je v zvezi z GMM izpostavil Hayashi(2000), je ocena optimalne utežne matrike. Optimalna utežna matrika je, za učinkovito GMM cenilko, funkcija četrtega momenta, ki pa zahteva oceno na velikem vzorcu. Posledično ima lahko učinkovita GMM cenilka na majhnem vzorcu slabe lastnosti. Predvsem Wald testi lahko prekomerno zavračajo ničelno hipotezo (s tem imamo visoke t statistike). [13]

Za majhne vzorce je ocenjena asimetrična standardna napaka navzdol pristranska za dvostopenjsko učinkovito GMM cenilko, glede na oceno utežene matrike W . Windmeijer (2005) je zato predlagal korekcijski izraz, ki temelji na razširitvi Taylorjeve vrste, ki predstavlja oceno W . S tem je pokazal, da ta korekcija zagotavlja natančnejšo aproksimacijo na končnem vzorcu, ko so vsi momentni pogoji linearni. [2]

Naslednji problem uporabe GMM cenilke na majhnem vzorcu se nanaša na dejstvo, da lahko majhno število presečnih enot prepreči uporabo celotnega nabora instrumentov. To pomeni, da je treba zmanjšati število instrumentov, da omogočimo oceno. Omejevanje števila instrumentov lahko vpliva na lastnosti cenilke. [47]

M. Soto (2009) je s pomočjo simulacije Monte Carlo analiziral lastnosti različnih GMM in drugih cenilk, na podlagi majhnih vzorcev, kar je tipično značilno za študije rasti. Ugotovil je, da ima sistemska GMM cenilka, v persistentni časovni seriji, manjšo pristranskost in večjo učinkovitost kot vse druge analizirane cenilke, vključno z diferenčno GMM cenilko. Tudi na druge lastnosti sistemske GMM cenilke majhno število presečnih enot nima pomembnega učinka. [47]

M. Soto (2009) je izvedel analizo tudi na enostopenjski in dvostopenjski sistemska GMM cenilki. Ugotovil je presenetljivo značilnost cenilke GMM, in sicer, da sta distribuciji eno- in dvostopenjske cenilke praktično enaki, torej z uporabo dvostopenjske cenilke ne povečamo učinkovitosti GMM cenilk. Ugotovil je tudi, da se dvostopenjske

sistemske GMM cenilke ne da izračunati v primeru, ko število instrumentov preseže število presečnih enot N . Težava je v optimalni tehtani matriki V_s , definirana v (4.44) ranga N , ki je singularna. Z omejevanjem števila instrumentov povzročimo višanje RMSE¹¹. Standardna napaka dvostopenjske GMM cenilke na majhnem vzorcu podcenjuje spremenljivost koeficientov. Posledica tega je relativno velika vrednost napake tipa I¹². V smislu moči in tipa napake I je torej, v primeru majhnega vzorca, enostopenjska sistemska GMM cenilka bolj zanesljiva, kot vse ostale cenilke. [47]

Na podlagi zgoraj navedenih problemov GMM cenilke smo se odločili, da bomo za našo analizo kreditne rasti uporabili enostopenjsko sistemska cenilko GMM. V nadaljevanju bomo predstavili tudi testne statistike, ki nam bodo pomagale pri izbiri najboljšega dinamičnega modela.

4.3 Testiranje hipotez

Diferencialna in sistemska GMM cenilka (opisani zgoraj) lahko generirata veliko momentnih pogojev, pri čemer se instrumenti štejejo kvadratno v časovni dimenziji T . To lahko povzroči veliko težav pri končnih vzorcih. Prvič, ker je število elementov v ocenjeni variacijski matriki v momentnih, kvadratno v številu instrumentov, torej je kvadratično v T . Drugič, končni vzorec morda ne bo imel ustreznih informacij za oceno tako velike matrike. Poleg tega lahko velika množica instrumentov preseže endogene spremenljivke. V literaturi ni moč najti veliko navodil o tem, koliko instrumentov je 'preveč', zato je zelo pomembno izbrati 'dobre' instrumente. [43]

'Dobri' instrumenti morajo biti ustrezni in veljavni, torej morajo biti korelirani z endogenimi regresorji in hkrati ortogonalni na napake. Korelacijo z endogenimi spremenljivkami lahko preverimo z analizo statistične značilnosti vključenih instrumentov v prvostopenjski regresiji z instrumentalnimi spremenljivkami (IV regresijo)¹³. Za modele z več endogenimi spremenljivkami ta pristop morda ni dovolj informativen. V kontekstu veljavnosti instrumenta pa lahko izvedemo test prekomerne identifikacije omejitve. [13]

Tako sta za namen testiranja veljavnosti GMM instrumentov Arellano in Bond (1991) predlagala Sargan test za prekomerno identifikacijo omejitev (ang. Sargan's

¹¹koren povprečne kvadratne napake (ang. root mean squared error), ki je vzorčni standardni odklon napovednih napak [60].

¹²pogostost napačnega zavračanja hipotez, da je α neznačilna, ko je dejansko enaka nič [47].

¹³Prvostopenjska regresija je reducirana oblika regresij endogenih spremenljivk X_1 na celotni množici instrumentov Z . Ustrezne testne statistike nato razkrijejo pojasnjevalno moč instrumentov Z_1 v teh regresijah. Statistiko, ki se jo običajno uporablja in jo priporoča na primer Bound et al. (1995), je R^2 prvostopenjske regresije z vgrajenimi instrumenti "partialled-out". Na alternativnejši način pa se lahko preveri F statistika za skupno statistično značilnost instrumentov v prvostopenjski regresiji. [13]

test of over-identifying restrictions)¹⁴. Testna statistika je podana s formulo:

$$m = \Delta \hat{\nu}' W \left[\sum_{i=1}^N W_i' (\Delta \hat{\nu}_i) (\Delta \hat{\nu}_i)' W_i \right]^{-1} W' (\Delta \hat{\nu}) \sim \chi_{p-K-1}^2 \quad (4.45)$$

kjer je p število stolpcev v W in $\Delta \hat{\nu}$ napaka dvostopenjske cenilke podane v enačbi (4.33). [2]

Sargan test testira ničelno hipotezo, da so prekomerne identifikacije omejitve veljavne. Zavrnitev ničelne hipoteze pomeni, da moramo ponovno razmisliti o našem modelu ali o naših instrumentih, razen če pri ustvarjanju podatkov pripisujemo zavrnitev heteroskedastičnosti. Arellano in Bond (1991) pokažeta, da prekomerna zavrnitev enostopenjskega testa Sargan pomeni prisotnost heteroskedastičnosti. To je zato, ker njena asimetrična porazdelitev ni znana pod robustnimi napakami. Porazdelitev Sargan testa je znana samo, ko so napake neodvisne in enako porazdeljene¹⁵. Konsistentno GMM cenilko dobimo, če imamo veljavne momentne pogoje, torej ne smemo zavrniti ničelne hipoteze Sargan testa. [49]

Drugi test, ki je pomemben za GMM cenilke, je Arellano-Bond test za serijsko korelacijo na prvi diferenčni napaki. Testira hipotezo, da ni drugorazredne serijske korelacije na prvo diferencialni enačbi. Ta test je pomemben zaradi konsistentnosti GMM cenilke in testira dejstvo $E[\Delta \nu_{i,t} \Delta \nu_{i,t-2}] = 0$. Ta hipoteza drži, če $\nu_{i,t}$ ni serijsko korelirana ali da sledi naključnemu sprehoju. [2]

Pogojni momenti so veljavni samo, če ni serijske korelacije v idiosinkratičnih napakah. Ker pa bo prva razlika med neodvisno in enakimi porazdeljenimi idiosinkratičnimi napakami avtokorelirana, zavrnitev ničelne hipoteze ne pomeni, da je model napačno definiran. Zavrnitev ničelne hipoteze pri višjih naročilih pomeni, da momentni pogoji niso veljavni. [49]

Za konsistentno GMM cenilko mora torej test Arellano-Bond za avtokorelacijo v AR(1) zavrniti ničelno hipotezo ničelne avtokorelacije in v AR(2) sprejeti ničelno hipotezo ničelne avtokorelacije v diferenčni napaki. To pomeni, da ni prisotnih dokazov za napačno specifikacijo modela. [49]

Kot smo že prej omenili, bomo v naši analizi kreditne rasti poskušali oceniti dva modela na podlagi panelnih podatkov. V nadaljevanju bomo predstavili in opisali vse zbrane podatke in si ogledali posamezne statistične lastnosti in grafično analizo.

¹⁴Sargan statistika je poseben primer Hansan J statistike pod predpostavko o pogojni homoskedastičnosti [13].

¹⁵Samo pod predpostavko homoskedastičnih napak ima Sargan statistika asimetrično χ^2 porazdelitev. [49]

5 Podatki

Analiza zajema panelne podatke 11 še živih bank v slovenskem bančnem sistemu, ki imajo po Zakonu o bančništvu (Ur.l. RS, št. 104/04) dovoljenje Banke Slovenije za opravljanje bančnih, vzajemno priznanih in dodatnih finančnih storitev. Obdobje preučevanja zajema 16 let, od 2001 do vključno 2017. Podatkovno bazo smo generirali z združevanjem več podatkovnih baz na mesečni, četrtni in letni ravni. Podatke o posameznih postavkah bilanc stanja za vsako posamezno banko smo prejeli od Banke Slovenija za obdobje 1995–2017. Te podatke smo združili s podatki o obrestnih merah na novo sklenjenih pogodbah, katere poročajo banke Banki Slovenije za obdobje 2005–2017. Sestavo kreditnega portfelja bank smo pridobili s podatkovno zbirko kreditnega registra Banke Slovenija. Letne podatke iz zaključnih računov gospodarskih družb, ki jih zbira AJ PES, smo pridobili iz bilanc stanja in izkaza uspeha za vse komitente v Sloveniji iz kreditnega registra posameznih bank za obdobje 1995–2017. Podatke za makroekonomske dejavnike za Slovenijo smo pridobili iz SURS/ECB statistične podatkovne baze za obdobje od 2001–2017.

Ker so posamezne podatkovne zbirke na različnih ravneh časovnih obdobjih, smo jih morali pretvoriti na eno skupno raven, in sicer na letno raven podatkov. Za pretvorbo mesečnih podatkov v letne podatke smo uporabili zadnja decembrska stanja, za četrtni pa zadnje četrtnje. Zaradi pomanjkanja in nepopolnih podatkov za nekatere banke smo omejili vzorec na obdobje med letoma 2001 in 2017.

Podatkovna baza torej zajema 11 bank v slovenskem bančnem sistemu, in sicer: Abanka d.d., Addiko Bank d.d., Deželna banka Slovenije (DBS), Gorenjska banka d.d., Banka Intesa Sanpaolo d.d., Nova kreditna banka Maribor d.d. (NKBM), Nova Ljubljanska banka d.d. (NLB), SKB banka d.d., Sberbank banka d.d., Banka Sparkasse d.d. in UniCredit banka Slovenije d.d..

Med tuje banke po lastništvu spada sedem bank, in sicer: Addiko Bank d.d., Banka Sparkasse d.d., SKB banka d.d., Banka Intesa Sanpaolo d.d., UniCredit banka Slovenije d.d., Sberbank banka d.d. in Nova kreditna banka Maribor d.d. (šele po letu 2015). In med domače banke: Abanka d.d., Nova Ljubljanska banka d.d., Deželna banka Slovenije in Gorenjska banka d.d..

Med velike banke, po velikosti bilančne vsote, spada sedem bank: Nova Ljubljanska banka d.d., Nova kreditna banka Maribor d.d., Abanka d.d., Gorenjska banka d.d.,

UniCredit banka Slovenije d.d., Banka Intesa Sanpaolo d.d. in SKB banka d.d.. In med male banke: Addiko Bank d.d., Deželna banka Slovenije (DBS), Sberbank banka d.d.in Banka Sparkasse d.d.

V celotni bančni sistem spadajo tudi hranilnice in podružnice, ki pa jih v naši analizi ne bomo upoštevali. Zaradi tega smo za Sparkasse d.d. vključili samo podatke od leta 2006, saj je takrat Svet Banke Slovenije izdal licenco za ustanovitev samostojne banke [48]. Pred letom 2006 pa je bila Sparkasse d.d. samo podružnica, katerih v našo analizo nismo zajeli. Upoštevali smo vsa zgodovinska združevanja posameznih bank z drugimi bankami.

Za združene podatke smo upoštevali naslednja združevanja bank. Nova Ljubljanska banka se je leta 1996 združila z LB Posavsko banko d.d, leta 2001 z Banko Velenje d.d., Dolenjsko banko d.d. in Pomursko banko, leta 2003 s SIB d.d. in leta 2008 s Koroško banko d.d., Banko Zasavje d.d.in Banko Domžale d.d. [38]. Nova KBM se je leta 1995 združila s Komercialno banko Nova Gorica [34], leta 2016 s Poštno banko Slovenije (PBS) in leta 2017 s KBS banko d.d. [33]. K Intesi Sanpaolo nekdanji Banki Koper pa se je leta 1998 pripojila M Banka d.d. [34]. Abanka se je leta 2002 združila z Banko Vipo d.d. in se nato leta 2015 prav tako združila z Banko Celje, ki je leta 1996 kupila Banko Noricum d.d. Ljubljana in se leta 1998 združila s Hmezad Banko d.d. Žalec [34]. SKB Banka se je leta 1997 pripojila k UBK banki d.d. in leta 2001 pridružila k Banki Societe Generale d.d. [46].

S pomočjo vseh zbranih podatkov lahko neodvisne spremenljivke, vključene v analizo kreditne rasti, razdelimo v tri skupine spremenljivk. Prvo skupino predstavljajo makroekonomske spremenljivke, druga skupina so spremenljivke, definirane iz bančno bilančnih postavk in tretja skupina spremenljivk so iz finančnih kazalnikov podjetij.

Prva skupina spremenljivk, uporabljena v naši analizi, so makroekonomske spremenljivke, ki smo jih pridobili iz podatkovne baze SURS/ECB statistične podatkovne baze. V skupino makroekonomskih spremenljivk spadajo naslednje spremenljivke: realna rast bruto domačega proizvoda ($rgdp_mln$), realne rasti investicije v osnovnih sredstvih ($rinv_mln$), realna rast privatne potrošnje ($pcons_mln$), rast realnega izvoza (ex_mln), rast realnega uvoza (im_mln), inflacija ($hicp$), stopnja brezposelnosti (um), bruto plače ($rplace$), rast cene nepremičnin (rpp_mln), zahtevana donosnost 10-letnih slovenskih državnih obveznic (LTIR), pribitek na zahtevano donosnost 10-letnih nemških obveznic (SLTIR) in 3-mesečni euribor ($euribor3m$).

Druga skupina spremenljivk so bančno specifične spremenljivke iz bilančnih postavk posameznih bank, pridobljene s pomočjo podatkovne baze bilančne kartice bank in kreditnega registra bank podatkovne zbirke Banke Slovenija. V to skupino spadajo spremenljivke depoziti zasebnega nebančnega sektorja (dep), bilančna vsota bank ($Asset$), razmerje med depoziti in sredstvi ($depAs$), obrestne mere za kratkoročne kredite

(om_krat_kred), obrestne mere za dolgoročne kredite (om_dolg_kred), anualizirana variabilna obrestne mera (AAR) novih poslov (vom), anualizirana fiksna obrestne mera (AAR) novih poslov (fom), delež malih posojil v portfelju bank (DM), delež malih posojil (uteženi z izpostavljenostjo)(DM_w), delež malih podjetij (DM_pod), delež cikličnih panog v celotnem portfelju (delez_cik), delež slabih posojil v celotnem portfelju (NPL – ang. non-performing loans), stopnja tveganja neplačila (ang. default rate) za podjetja (s11), stopnja tveganja neplačila za mala in srednja podjetja (sme).

Zadnja skupina spremenljivk so spremenljivke finančnih kazalnikov podjetij, utežna z izpostavljenostjo, pridobljene s podatkovne baze AJ PES in kreditnega registra bank Banke Slovenije. Pri analizi smo upoštevali naslednje finančne kazalnike: dobiček pred obrestmi in davki (ang. EBIT), dobiček iz poslovanja pred amortizacijo (ang. EBITDA), pospešeni koeficient (ang. Current ratio), čista gibljiva sredstva (ang. Net working capital), koeficient obratnega kapitala (ang. Net working capital ratio), hitri koeficient (ang. Cash flow ratio), pospešeni koeficient (ang. Quick ratio), kazalnik razmerja med dolgom in kapitalom (ang. Debt-to-equity), stopnja zadolženosti (ang. Debt-to-assets), kratkoročna stopnja zadolženosti (ang. Short term debt-to-assets), kratkoročna sredstva v obveznostih (ang. Total coverage ratio), razmerje med dobičkom in stroški obresti (ang. Interest coverage), čisti prihodki od prodaje v sredstvih (ang. Asset turnover ratio), stopnje dobička iz poslovanja (ang. Operating profit margin), neto marža (ang. Net profit margin), čisti prihodki od prodaje v zalogi (ang. Inventory turnover), EBITDA marža (ang. Ebitda margin), donos na sredstva (ang. ROA (Return on assets)), donos na kapital (ang. ROE (Return on equity)), EBITA v sredstvih (ang. Earnings ratio), opredmetena osnovna sredstva v sredstvih (ang. Available collateral).

Generirali smo tudi dve časovni slamnati spremenljivki, in sicer slamnato spremenljivko krize (Dkri) in slamnato spremenljivko prenosov slabih terjatev na DUTB. Slamnata spremenljivka krize (Dkri) zavzame vrednost 1 med letoma 2008 in 2013, in vrednost 0 sicer.

Slamnata spremenljivka prenosov slabih terjatev na DUTB pa predstavlja vrednost 1, ko je DUTB prevzela terjatve bank, in vrednost 0 sicer. DUTB je tako prevzel nedonosne terjatve od štirih bank – Nove Ljubljanske banke in Nove kreditne banke Maribor decembra 2013, od Abanke in Banke Celje pa oktobra oziroma decembra 2014 [21]. Bolj natančno, slamnata spremenljivka Dpre zavzame vrednost 1 za leti 2013 in 2014 pri banki NLB in NKBM, in za leti 2014 in 2015 za banko Abanka¹.

V naslednjih poglavjih bomo vsako skupino spremenljivk podrobneje predstavili in navedli njihove osnovne statistične lastnosti. Na koncu bomo grafično analizirali

¹Banka Celje se je priključila Abanki leta 2015, in je v naši podatkovni bazi zajeta v časovni bazi Abanke.

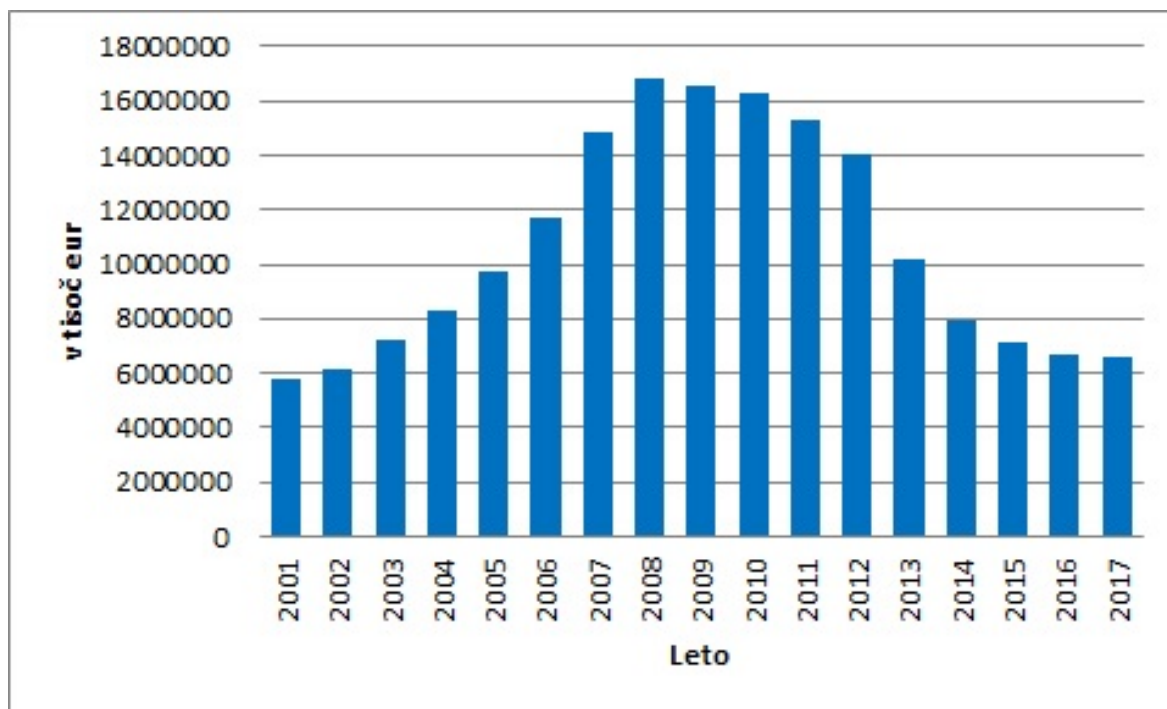
spremenljivke, izbrane v končnih modelih.

5.1 Opis in statistične lastnosti spremenljivk

V analizi kreditne rasti bo našo odvisno spremenljivko predstavljal naravni logaritem bruto deflacioniranih posojil podjetjem iz bilance stanja posameznih bank, iz podatkovne baze Banke Slovenije, bilančne kartice bank in njena medletna rast.

Histogram na sliki 1 predstavlja porazdelitev skupne vrednosti bruto deflacioniranih kreditov bank v Sloveniji po obdobjih od leta 2001 do leta 2017. Skupna vrednost kreditov je bila najvišja leta 2008, ko je znašala 16,8 milijard evrov in najnižja leta 2001, ko je znašala 5,76 milijard evrov.

Slika 1: Skupna vrednost bruto deflacioniranih kreditov bank v Sloveniji za obdobje od leta 2001 do 2017.



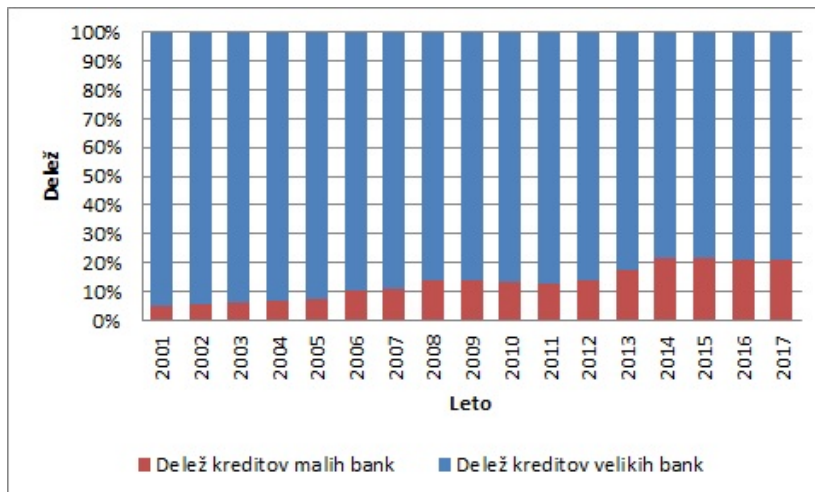
Vir: Banka Slovenije

Kot vidimo iz histograma na sliki 1, je vrednost kreditov v bančnem sistemu po letu 2008, ko se je začela svetovna finančna kriza, zmanjševala in dosegla raven vrednosti 6,6 milijard evrov v letu 2017.

Histogram na sliki 2 prikazuje deleže kreditov velikih in malih bank, kot smo jih definirali v poglavju Podatki. Delež kreditov nebančnemu sektorju malih bank se je v primerjavi z letom 2001, ko je predstavljal 4,8 % celotnih kreditov, dvigoval skozi leta

in dosegel najvišjo raven leta 2014 (21,7 %) in se stabiliziral na okoli 20,9 % celotnih kreditov nebančnemu sektorju v letu 2017. Nasprotno, delež kreditov nebančnemu sektorju pa se je zmanjševal od leta 2001 (95,2 %) na 79,1 % celotnih kreditov v letu 2017.

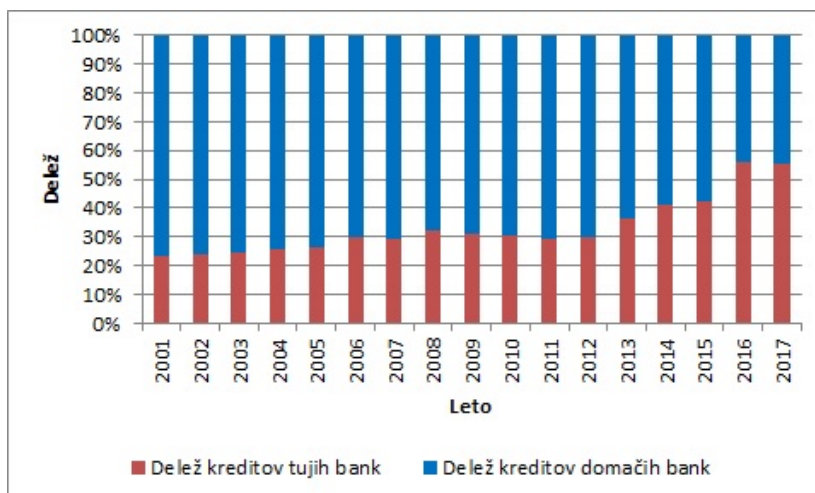
Slika 2: Delež kreditov malih in velikih bank za obdobje od leta 2001 do 2017.



Vir: Banka Slovenije

Histogram na sliki 3 prikazuje deleže kreditov domačih in tujih bank po večinski lastniški strukturi. Delež kreditov tujih bank se je skozi leta povečeval iz 23,5 % deleža v letu 2001 do 55,5 % deleža od celotnih kreditov v letu 2017. Največji skok kreditov tujih bank je bil leta 2016, ko je leta 2015 Nova KBM, takrat ena največjih domačih bank, postala tuja banka.

Slika 3: Delež kreditov domačih in tujih bank za obdobje od leta 2001 do 2017.



Vir: Banka Slovenije

V naslednjih grafih bomo obravnavali medletno rast kreditov nebančnemu sektorju, ki je definirana kot razlika logaritmov stanja kreditov v času t in $t - 1$. Na sliki 4 je predstavljen graf medletne rasti kreditov za celotni bančni sistem. Na grafu slike 5 in 6 pa gibanje medletne rasti kreditov malih in velikih bank ter tujih in domačih bank.

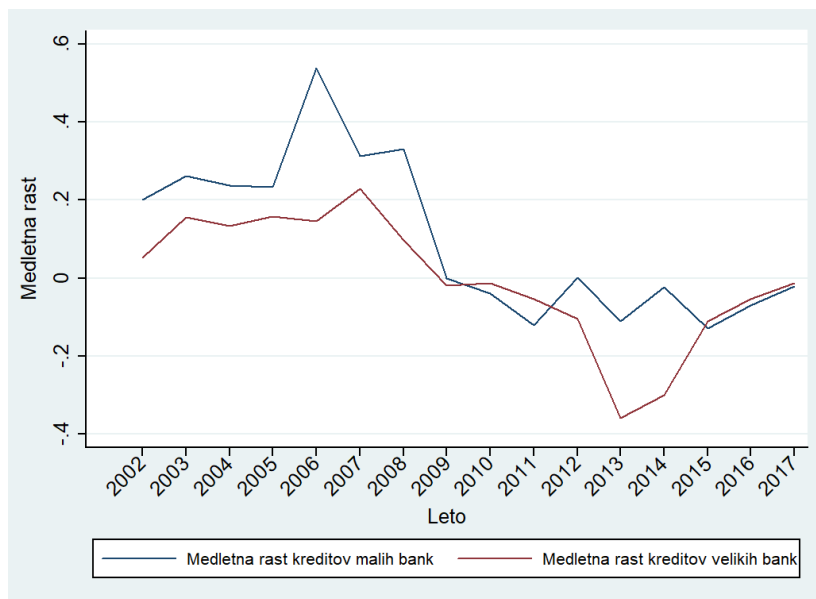
Slika 4: Medletna rast kreditov nebančnega sektorja bank za obdobje od leta 2001 do 2017.



Vir: lastni izračuni

Iz grafa na sliki 4 je razvidno, da je bančni sistem v Sloveniji dosegel najvišjo raven rasti kreditov leta 2007, ko je dosegel 10,4 % rast in najnižjo leta 2013, ko je bil -13,9 % padec kreditov nebančnega sektorja. Razlog tako velikega skoka medletne rasti iz leta 2012 (-3,9 %) na -13,9 % za leto 2013, so prenosi slabih terjatev na DUTB štirih največjih bank. Standardni odklon medletne rasti kreditov obravnavanega obdobja je 6,8 odstotnih točk. Aritmetična sredina gibanja kreditne rasti je 0,4 %, z mediano 0,7 % kreditne rasti obravnavanega obdobja. Od leta 2009 (finančne krize) medletna rast kreditov še ni zavzela pozitivne vrednosti in ni dosegla ravni pred finančno krizo.

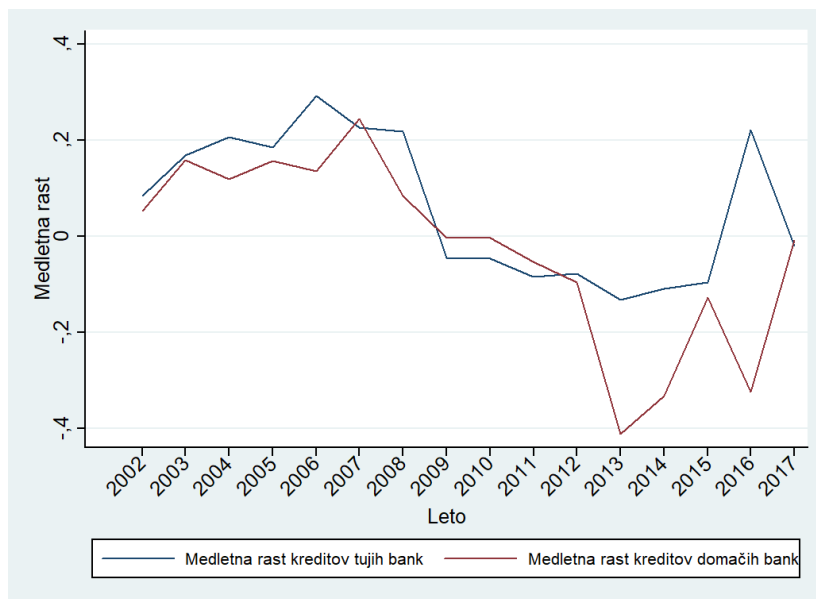
Slika 5: Medletna rast kreditov nebančnega sektorja po velikosti bank za obdobje od leta 2001 do 2017.



Vir: lastni izračuni

Na grafu slike 5 je predstavljena medletna rast kreditov nebančnemu sektorju velikih in malih bank. Krediti malih bank so dosegli najvišjo raven rasti leta 2006 s 53,9 % rast, ko se jim je pridružila banka Sparkasse d.d., ki je bila pred letom 2006 podružnica. Najnižjo rast kreditov pa so male banke doživele leta 2015 z $-12,8$ % padcem. Standardni odklon medletne rasti kreditov malih bank je 20,1 odstotnih točk. Nasprotno od rasti kreditov malih bank je standardni odklon medletne rasti velikih bank nižji in zavzema vrednost 16 odstotnih točk. Najvišjo rast kreditov so velike banke imele leta 2007 s 23,0 % medletno rastjo in najnižjo leta 2013 z $-35,9$ % padcem v času prepisa slabih terjatev na DUTB. Pri malih bankah se vpliv prenosa slabih terjatev na DUTB ne zazna, saj so bile v te prenose vključene predvsem velike banke. Aritmetična sredina medletnih rasti malih bank znaša 10,0 % in mediana 0,1 %. Aritmetična sredina medletne rasti velikih bank pa znaša $-0,3$ % in mediana $-1,3$ %.

Slika 6: Medletna rast kreditov nebančnega sektorja po lastništvu bank za obdobje od leta 2001 do 2017.



Vir: lastni izračuni

Graf slike 6 predstavlja medletne kreditne rasti nebančnemu sektorju za tuje in domače banke. Najvišjo medletno rast kreditov so tuje banke imele leta 2006 z 29,2 % rastjo, za kar bi lahko bil enak razlog kot pri medletni rasti malih bank, s priključitvijo banke Sparkasse d.d. v slovenski bančni sistem. Najvišji padec kreditne rasti pa so tuje banke doživela leta 2013 z -13,3 % padcem. Velik skok kreditne rasti, za 12,7 odstotnih točk, so tuje banke imele leta 2016 zaradi velike spremembe lastniške strukture. Leta 2016, ko je bila ena največjih domačih bank Nova KBM, se je uspešno zaključil njen prodajni postopek tuji družbi Apollo Global Management [39]. Posledično je medletna rast kreditov domačih bank padla za 19,6 odstotne točke med letoma 2015 in 2016. Aritmetična sredina medletne rasti kreditov domačih bank znaša -2,5 % s standardnim odklonom 19,2 odstotne točke in mediano -0,3 % medletne kreditne rasti nebančnemu sektorju. Aritmetična sredina medletne rasti kreditov tujih bank, za obravnavano obdobje, pa znaša 6,2 % s standardnim odklonom 15,1 odstotnih točk in mediano 3,3 % medletne kreditne rasti.

Na podlagi zgoraj opisanih in analiziranih grafov in histogramov vrednosti kreditov in medletne kreditne rasti nebančnemu sektorju lahko povzamemo naslednje ugotovitve. Finančna kriza, ki se je začela leta 2008, je močno vplivala na tako skupno vrednost posojil podjetjem in tudi na medletno rast v slovenskem bančnem sistemu. Skupna vrednost kreditov leta 2017 predstavlja le 39,3 % vrednosti, ki je bila dosežena leta 2008. Medletna rast kreditov od leta 2009 ni zavzemala pozitivnih vrednosti, kar je lahko tudi posledica odrejenih restrikcij bankam. Naslednji večji padec skupne vre-

dnosti kreditov nebančnemu sektorju in njeni medletni rasti se lahko pripisuje prenosu slabih terjatev na DUTB, ki se je zgodil med letoma 2013 in 2015 za štiri največje banke. Dodatno je na porazdelitve vrednosti kreditov in njene dinamike kreditne rasti malih in velikih bank ter tujih in domačih bank vplival vstop banke Sparkasse v slovenski bančni sistem leta 2006 in prodaja Nove KBM, ene večjih domačih bank, tujim lastnikom leta 2016.

V nadaljevanju bomo opisali posamezne sklope neodvisnih spremenljivk, s katerimi bomo poskušali z modeli razložiti gibanje kreditov nebančnemu sektorju bank v slovenskem bančnem sistemu.

5.1.1 Makroekonomske spremenljivke

Prva skupina spremenljivk, uporabljena v naši analizi, so makroekonomske spremenljivke, ki smo jih pridobili iz podatkovne baze SURS/ECB statistične podatkovne baze. V skupino makroekonomskih spremenljivk spadajo naslednje spremenljivke: realna rast bruto domačega proizvoda (rgdp_mln), realne rasti investicije v osnovnih sredstvih (rinv_mln), realna rast privatne potrošnje (pcons_mln), rast realnega izvoza (ex_mln), rast realnega uvoza (im_mln), inflacija (hicp), stopnja brezposelnosti (um), bruto plače (rplace), rast cene nepremičnin (rpp_mln), zahtevana donosnost 10-letnih slovenskih državnih obveznic (LTIR), pribitek na zahtevano donosnost 10-letnih nemških obveznic (SLTIR) in 3-mesečni euribor (euribor3m).

Tabela 1: Osnovne statistične lastnosti makroekonomskih spremenljivk.

Spremenljivka	N	Min	Max	Aritmetična sredina	Mediana	Standardni odklon
LTIR	172	0,69	6,90	3,95	4,09	1,79
SLTIR	172	0,13	4,97	1,53	1,06	1,42
euribor3m	182	-0,33	4,72	1,67	1,50	1,64
hicp	182	-0,60	7,27	2,66	2,47	2,20
im_mln	181	-0,22	0,16	0,05	0,06	0,08
pcons_mln	181	-0,04	0,06	0,02	0,02	0,02
rgdp_mln	181	-0,08	0,07	0,02	0,03	0,03
rinv_mln	181	-0,25	0,11	0,00	0,02	0,09
rpp_mln	181	-0,09	0,36	0,05	0,03	0,11
ur	182	4,30	9,60	7,21	7,10	1,62

Vir: lastni izračun.

Legenda: N – število observacij, Min – minimum, Max – maksimum

Vse makroekonomske spremenljivke za posamezno banko so enake, saj predstavljajo makroekonomske vrednosti za slovensko gospodarstvo. Za vse makrospremenljivke imamo vrednosti od leta 2001 do 2017, razen za spremenljivki zahtevane donosnosti 10-letnih slovenskih državnih obveznic (LTIR) in pribitka na zahtevano donosnost 10-letnih nemških obveznic (SLTIR), za katere imamo podatke od leta 2002 do 2017.

Z vključitvijo makroekonomskih spremenljivk v model bomo vključili vpliv gospodarskih razmer na finančni sistem v državi. Krediti nebančnemu sektorju so pomemben mehanizem finančnega razvoja, ki je pomemben za gospodarsko rast.

5.1.2 Bančno bilančne spremenljivke

Druga skupina spremenljivk so bančno specifične spremenljivke iz bilančnih postavk posameznih bank, pridobljene s pomočjo podatkovne baze bilančne kartice bank in kreditnega registra bank podatkovne zbirke Banke Slovenija. V to skupino spadajo spremenljivke depoziti zasebnega nebančnega sektorja (dep), bilančna vsota bank (Asset), razmerje med depoziti in sredstvi (depAs), obrestne mere za kratkoročne kredite, obrestne mere za kratkoročne kredite, obrestne mere za dolgoročne kredite, anualizirana variabilna obrestna mera (AAR) na novih poslih (vom), anualizirana fiksna obrestna mera (AAR) na novih poslih (fom), delež malih posojil v portfelju bank (DM), delež malih posojil (utežni z izpostavljenostjo)(DM_w), delež malih podjetij (DM_pod), delež cikličnih panog v celotnem portfelju, delež slabih posojil v celotnem portfelju (NPL – ang. non-performing loans), stopnja tveganja neplačila (ang. default rate) za podjetja (s11), stopnja tveganja neplačila za mala in srednja podjetja (sme).

Anualizirana variabilna in fiksna obrestna mera (AAR) sta povprečni tehtani AAR (dogovorjena letna obrestna mera – ang. annualised agreed rate), ki predstavlja tehtano povprečje AAR posameznih poslov z enakimi vrednostni šifrantov. Utež predstavljajo pogodbeni zneski. Kot izračun AAR se poišče prevedena skupna obrestna mera na letni ravni, ki je v primeru konformne obrestne mere enaka skupni obrestni meri. Pri izračunu AAR se upošteva naslednja formula:

$$AAR = \left(1 + \frac{OM_p}{n}\right)^{n-1}$$

kjer je AAR anualizirana obrestna mera (AAR), OM_p skupna obrestna mera² novih poslov na leto in n je število kapitalizacijskih obdobji za depozit ali posojilo na leto³ [22].

Delež malih posojil v portfelju bank je definiran kot delež posojil, kjer vrednost izpostavljenosti ne presega vrednosti 250.000 eur. Delež malih podjetij v celotnem portfelju predstavljajo podjetja, ki so na podlagi registra velikosti podjetij označena za mala podjetja.

Delež cikličnih panog v celotnem portfelju smo definirali kot delež podjetij, ki se nahajajo v cikličnih panogah, v primerjavi s celotnim portfeljem bank. Ciklične panoge so panoge, ki so najbolj občutljive na gospodarsko rast. Panoge so določene po SKD 2008 klasifikaciji⁴. Ciklične panoge so torej dejavnosti, katerih njihova medletna rast

²zajema vse elemente pogodbene obrestne mere, kot je realni del obrestne mere, TOM, maržo, referenčno obrestno mero itd. in dodatno subvencioniran del obrestne mere [22].

³se nanaša na frekvenco obrestnih plačil in ne na frekvenco odplačil glavnice (na primer n je enak 1 za letno plačilo obresti, 2 za polletno plačilo obresti itd.) [22].

⁴SKD 2008 je kratica za standardno klasifikacijo dejavnosti 2008, ki je bila sprejeta z Uredbo o standardni klasifikaciji dejavnosti (Uradni list RS, št. 69/07 in št. 17/208). [50]

odane vrednosti v stalnih cenah (referenčno leto 2010) v proizvodni strukturi BDP-ja najbolj korelira z medletno rastjo v stalnih cenah (referenčno leto 2010) BDP-ja.

Tabela 2: Ciklične in neciklične panoge in njene korelacije z gibanjem medletne rasti BDP-ja. Vir: lastni izračun

	Panoge	Korelacija
Ciklične	Predelovalne dejavnosti (C)	0,89
	Trgovina, vzdrževanje in popravila vozil (G)	0,83
	Promet in skladiščenje (H)	0,77
	Gradbeništvo (F)	0,74
	Gostinstvo (I)	0,69
	Informacijske in komunikacijske dejavnosti (J)	0,66
Neciklične	Strokovne, znanstvene in tehnične dejavnosti (M)	0,58
	Finančne in zavarovalniške dejavnosti (K)	0,57
	Poslovanje z nepremičninami (L)	0,51
	Druge raznovrstne poslovne dejavnosti (N)	0,47
	Javne storitve (O+P+R+S+Q)	0,45
	Rudarstvo (B)	0,44
	Oskrba z vodo, ravnanje z odpadki in skrb za okolje (E)	0,32
	Kmetijstvo in lov, gozdarstvo, ribištvo (A)	0,30
	Oskrba z električno energijo, plinom in paro (D)	0,29

Tabela 5.1.2 prikazuje panoge, ki so v ciklični in neciklični skupini panog. Meja med cikličnimi in necikličnimi panogami je izračunana glede na korelacijo gibanja gospodarske rasti in rastjo dodane vrednosti panog, ki smo jo postavili na 0,60.

Naslednja spremenljivka, ki spada v skupino bančno specifičnih spremenljivk, je delež slabih posojil v portfelju bank (NPL). Delež slabih posojil v portfelju bank (NPL) predstavljajo podjetja v kreditnem portfelju bank, kjer je njihova bonitetna ocena podjetij⁵ D ali E ter njihovo število dni zamud plačila presega 90 dni.

V spodnji tabeli so navedene osnovne statistične lastnosti bilančnih spremenljivk.

⁵Razvrstitev dolžnika brez upoštevanja zavarovanja. Oznaka skupine od A do D, v katero bi bil uvrščen dolžnik v primeru, če banka zanj ne bi pridobila prvovrstnih in primernih zavarovanj ter zavarovanj z zastavo premičnin in nepremičnin [44].

Tabela 3: Osnovne statistične lastnosti bančno bilančnih spremenljivk.

Spremenljivka	N	Min	Max	Aritmetična sredina	Mediana	Standardni odklon
depAs	182	0,02	0,39	0,11	0,09	0,06
DM (v %)	182	58,33	96,47	83,59	85,10	8,05
DM.pod (v %)	182	70,05	98,91	94,28	95,44	4,32
DM.w (v %)	182	1,61	34,61	10,29	9,48	5,31
delez.cik	182	0,42	0,67	0,59	0,60	0,03
om.dolg.kred (stanje v %)	142	1,81	7,04	4,16	3,84	1,37
om.krat.kred (stanje v %)	142	0,54	8,18	4,68	5,19	1,61
vom (stanje v %)	140	1,64	6,85	4,19	4,33	1,15
fom (stanje v %)	141	0,57	7,33	4,49	4,85	1,60
NPL	182	0,00	0,35	0,08	0,07	0,07
s11	181	0,00	0,32	0,06	0,03	0,06
sme	181	0,00	0,39	0,07	0,05	0,06

Vir: lastni izračun.

Legenda: N – število observacij, Min – minimum, Max – maksimum

V obravnavanem vzorcu imamo skupno 2019 observacij za bančno bilančne spremenljivke. Bančno bilančne spremenljivke so v naši analizi kreditne rasti pomembne, saj z njimi kontroliramo zdravje posameznih bank in s tem stanje finančnega sistema.

5.1.3 Spremenljivke finančnih kazalnikov podjetij

Zadnja skupina spremenljivk so spremenljivke finančnih kazalnikov podjetij, utežna z izpostavljenostjo, in so pridobljene iz podatkovne baze AJ PES in kreditnega registra bank Banke Slovenija. Pri analizi smo upoštevali naslednje finančne kazalnike: dobiček pred obrestmi in davki (ang. EBIT), dobiček iz poslovanja pred amortizacijo (ang. EBITDA), tekoče razmerje (ang. Current ratio), čista gibljiva sredstva (ang. Net working capital), koeficient obratnega kapitala (ang. Net working capital ratio), hitri koeficient (ang. Cash flow ratio), pospešeni koeficient (ang. Quick ratio), kazalnik razmerja med dolgom in kapitalom (ang. Debt-to-equity), stopnja zadolženosti (ang. Debt-to-assets), kratkoročna stopnja zadolženosti (ang. Short term debt-to-assets), kratkoročna sredstva v obveznostih (ang. Total coverage ratio), razmerje med dobičkom in stroški obresti (ang. Interest coverage), čisti prihodki od prodaje v sredstvih (ang. Asset turnover ratio), stopnje dobička iz poslovanja (ang. Operating profit margin), neto marža (ang. Net profit margin), čisti prihodki od prodaje v zalogi (ang.

Inventory turnover), EBITDA marža (ang. Ebitda margin), donos na sredstva (ang. ROA (Return on assets)), donos na kapital (ang. ROE (Return on equity)), EBITA v sredstvih (ang. Earnings ratio) in opredmetena osnovna sredstva v sredstvih (ang. Available collateral).

V spodnji tabeli so definirani posamezni finančni kazalniki.

Tabela 4: Definiranje finančnih kazalnikov. Vir: www.investopedia.com

Finančni kazalnik	Oznaka	Izračun
EBIT	ebit	$ebit = \text{dobiček iz poslovanja} - \text{izguba iz poslovanja}$
EBITDA	ebitda	$ebitda = ebit + \text{amortizacija}$
Current ratio	curr_r	$curr_r = \frac{\text{kratkoročna sredstva}}{\text{kratkoročne obveznosti}}$
Net working capital	nwc	$nwc = \text{kratkoročna sredstva} - \text{kratkoročne obveznosti}$
Net working capital ratio	nwcr	$nwcr = \frac{nwc}{\text{sredstva}}$
Cash flow ratio	cfr	$cfr = \frac{ebitda}{\text{kratkoročne obveznosti}}$
Quick ratio	quick_r	$quick_r = \frac{(\text{kratkoročna sredstva} - \text{zaloge})}{\text{kratkoročne obveznosti}}$
Debt-to-equity	debt_eq	$debt_eq = \frac{(\text{dolgoročne obveznosti} + \text{kratkoročne obveznosti})}{\text{kapital}}$
Debt-to-assets	debt_as	$debt_as = \frac{(\text{dolgoročne obveznosti} + \text{kratkoročne obveznosti})}{\text{sredstva}}$
Short term debt-to-assets	debt_as_st	$debt_as_st = \frac{\text{kratkoročne obveznosti}}{\text{sredstva}}$
Total coverage ratio	tot_cov_r	$tot_cov_r = \frac{\text{kratkoročna sredstva}}{(\text{dolgoročne obveznosti} + \text{kratkoročne obveznosti})}$
Interest coverage	int_cov	$int_cov = \frac{ebit}{\text{finančni odhodki iz finančnih obveznosti}}$
Asset turnover ratio	asset_t_r	$asset_t_r = \frac{\text{čisti prihodki od prodaje}}{\text{sredstva}}$
Operating profit margin	op_pr_mar	$op_pr_mar = \frac{(\text{dobiček iz poslovanja} - \text{izguba iz poslovanja})}{\text{čisti prihodki od prodaje}}$
Net profit margin	net_prof_mar	$net_prof_mar = \frac{(\text{čisti dobiček} - \text{čista izguba})}{\text{čisti prihodki od prodaje}}$
Inventory turnover	inv_t	$inv_t = \frac{\text{čisti prihodki od prodaje}}{\text{zaloge}}$
Ebitda margin	ebitda_m	$ebitda_m = \frac{ebitda}{\text{čisti prihodki od prodaje}}$
Return on assets	roa	$roa = \frac{(\text{čisti dobiček} - \text{čista izguba})}{\text{sredstva}}$
Return on equity	roe	$roe = \frac{(\text{čisti dobiček} - \text{čista izguba})}{\text{kapital}}$
Earnings ratio	ear_r	$ear_r = \frac{ebitda}{\text{sredstva}}$
Available collateral	av_coll	$av_coll = \frac{\text{opredmetena osnovna sredstva}}{\text{sredstva}}$

Finančne kazalnike lahko razdelimo v štiri skupine, in sicer kazalniki likvidnosti, kazalniki profitabilnosti, kazalniki zadolženosti in kazalniki uspešnosti poslovanja.

Med kazalnike likvidnosti spadajo pospešeni koeficient (quick ratio), tekoče razmerje (current ratio), čista gibljiva sredstva (net working capital), koeficient obratnega kapitala (net working capitl ratio), hitri koeficient (cash flow ratio) in kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio). Kazalniki profitabilnosti so stopnja dobička iz poslovanja (operating profit margin), neto marža (net profit margin), donos na sredstva (ROA), donos na kapital (ROE), dobiček pred obrestmi in davki (EBIT), dobiček

iz poslovanja pred amortizacijo (EBITA), EBITDA marža (ebitda margin) in EBITA v sredstvih (earnings ratio). Kazalniki zadolženosti so: kazalnik razmerja med dolgom in kapitalom (debt to equity), stopnja zadolženosti (debt to assets), kratkoročna zadolženost (short term debt to assets), razmerje med dobičkom in stroški obresti (interest coverage). Med kazalnike uspešnosti poslovanja spadajo čisti prihodki od prodaje (asset turnover ratio), čisti prihodki od prodaje v zalogi (inventory turnover) in opredmetena osnovna sredstva v celotnih sredstvih (available collateral) [29].

V naslednji tabeli so navedene osnovne statistične lastnosti finančnih kazalnikov utežnih z izpostavljenostjo.

Tabela 5: Osnovne statistične lastnosti utežnih finančnih kazalnikov.

Spremenljivka	N	Min	Max	Aritmetična sredina	Mediana	Standardni odklon
asset_t	182	1,05	1,85	1,46	1,47	0,14
av_coll	182	0,24	0,50	0,37	0,37	0,04
cfr_lon	182	0,10	0,22	0,15	0,15	0,02
cfr	182	0,15	0,38	0,23	0,23	0,03
curr	182	1,02	1,67	1,28	1,28	0,12
debt_as_st	182	0,34	0,64	0,48	0,48	0,06
debt_as	182	0,55	0,78	0,69	0,69	0,04
debt_eq	182	1,37	4,74	2,93	2,95	0,58
ear	182	0,07	0,15	0,10	0,10	0,01
ebit	182	14,59	144,04	59,07	57,12	15,20
ebitda_m	182	0,05	0,12	0,07	0,07	0,01
ebitda	182	54,74	193,58	104,17	102,02	19,25
int_cov	182	1,19	7,75	4,10	3,90	1,44
inv_t	181	6,71	35,88	17,02	16,18	5,04
lnta	182	6,34	7,18	6,82	6,82	0,16
lnts	182	6,57	7,63	7,13	7,14	0,16
net_prof_mar	182	0,01	0,05	0,02	0,02	0,00
nwc	182	-4,81	268,56	109,40	106,41	51,47
nwcr	182	0,00	0,20	0,10	0,10	0,04
op_pr_mar	182	0,02	0,08	0,04	0,04	0,01
quick	182	0,62	1,28	0,87	0,86	0,09
roa	182	0,02	0,05	0,03	0,03	0,01
roe	182	0,07	0,18	0,12	0,11	0,02
ta	182	0,60	1,46	1,07	1,06	0,16
tot_cov	182	0,64	1,21	0,87	0,87	0,08
ts	182	0,75	2,30	1,47	1,48	0,23

Vir: lastni izračun.

Legenda: N – število observacij, Min – minimum, Max – maksimum

V analizo bomo vključili 26 finančnih kazalnikov podjetij, ki so utežni s svojo izpostavljenostjo pri posamezni banki. V celotnem vzorcu imamo torej 4.731 observacij finančnih kazalnikov.

S pomočjo podatkov utežnih finančnih kazalnikov podjetij v portfeljih bank bomo

preverjali vpliv sestave portfelja na kreditno rast nebančnega sektorja oziroma podjetij. Z vključitvijo teh spremenljivk lahko razberemo, kakšne posojilne standarde imajo posamezne banke.

V naslednjem poglavju bomo grafično analizirali izbrane neodvisne spremenljivke v končnih modelih. Predstavili bomo tudi pričakovano pozitivno ali negativno povezavo z gibanjem kreditov nebančnemu sektorju.

5.2 Grafična analiza izbranih spremenljivk

V končna modela kreditne rasti vključimo devet neodvisnih spremenljivk, in sicer iz skupine makroekonomskih spremenljivk bomo uporabili realno medletno rast bruto domačega proizvoda (`rgdp_mln`), iz skupine bančno bilančnih spremenljivk: variabilno obrestno mero (`vom`), obrestna mera na dolgoročne kredite (`om_dolg_kred`), delež slabih posojil v celotnem portfelju bank (NPL), delež malih posojil v portfelju (DM), iz skupine finančnih kazalnikov podjetij pa kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio – `tot_cov`), neto maržo (net profit margin – `net_prof_mar`) ter slamnati spremenljivki krize (Dkri) in prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre).

V nadaljevanju bomo izpisali korelacijsko tabelo spremenljivk in jih grafično prikazali ter navedli pričakovani pozitivni oziroma negativni predznak v modelu.

Tabela 6: Korelacijska tabela med posameznimi spremenljivkami

	kre	rgdp_mln	vom	om_dolg	NPL	DM	tot_cov	net_prof
kre	1,00							
rgdp_mln	0,35	1,00						
vom	0,25	-0,23	1,00					
om_dolg	0,59	0,29	0,67	1,00				
NPL	-0,58	-0,27	-0,06	-0,39	1,00			
DM	-0,28	0,15	-0,43	-0,31	0,06	1,00		
tot_cov	-0,07	-0,05	-0,15	-0,12	-0,02	0,30	1,00	
net_prof	-0,03	0,04	-0,26	-0,15	0,05	0,06	0,10	1,00

Vir: lastni izračun.

Iz tabele 5.2 lahko razberemo posamezne korelacije med spremenljivkami. Med posameznimi neodvisnimi spremenljivkami ni visokih korelacij, razen v primeru variabilne obrestne mere in obrestne mere na dolgoročne kredite, ki pa v modelih ne nastopata skupaj. S tem smo preverili morebitno multikolinearnost⁶ med posameznimi

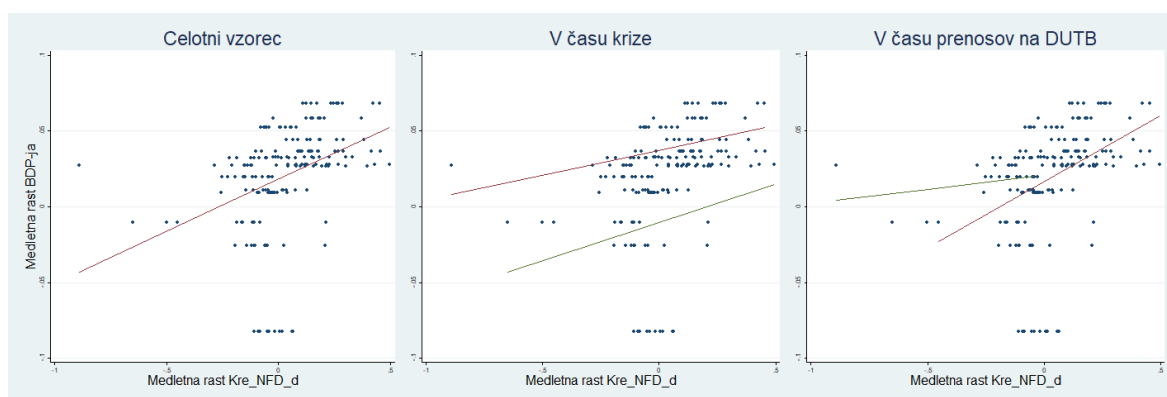
⁶ena izmed predpostavk regresijskega modela je, da ni multikolinearnosti. To pomeni, da v modelu nobena neodvisna spremenljivka ni linearna kombinacija ene ali več preostalih spremenljivk [51].

neodvisnimi spremenljivkami v modelu.

V nadaljevanju bomo za vsako izbrano spremenljivko analizirali korelacijski diagram in vrednost v korelacijski tabeli. S pomočjo te analize in pregleda literature se bomo odločili, kakšni so posamezni pričakovani predznaki ocenjenih koeficientov posameznih neodvisnih spremenljivk v modelih kreditne rasti.

Prva neodvisna spremenljivka, ki jo uporabimo v izbranih modelih, je realna rast bruto domačega proizvoda. Razsevni graf oziroma korelacijski diagram je predstavljen na sliki 7.

Slika 7: Korelacijski diagram med medletno realno rastjo bruto domačega proizvoda in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.



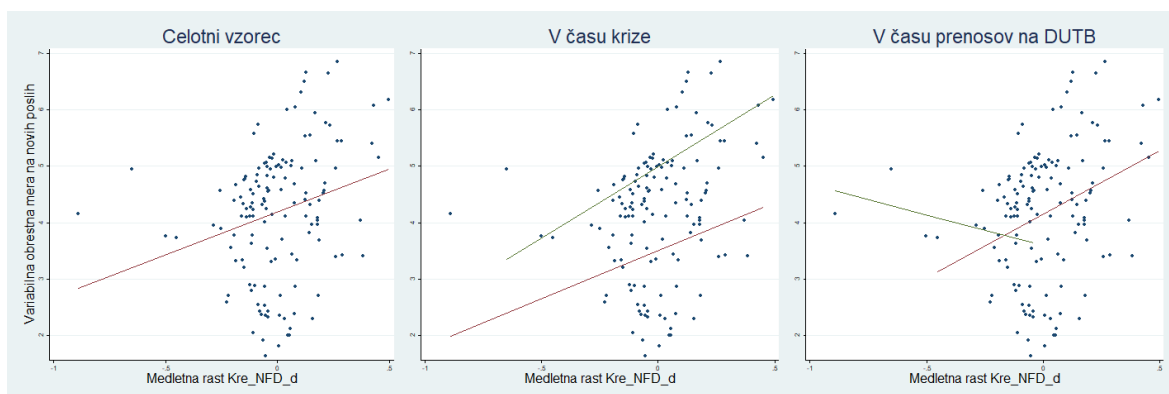
Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zeleno) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zeleno) in vrednost 0 (rdeča).

Na podlagi korelacijske tabele 5.2 in grafov na sliki 7 lahko pričakujemo, da bo ocenjeni koeficient realne rasti bruto domačega proizvoda pozitiven. Medletna rast bruto domačega proizvoda je tako splošno merilo gospodarske moči, ki na podlagi literature pozitivno vpliva na rast kreditov.

Naslednji dve neodvisni spremenljivki iz skupine bančno bilančnih spremenljivk sta variabilna obrestna mera na novih poslih in obrestna mera dolgoročnih kreditov. V splošnem bi lahko rekli, da ti dve obrestni meri predstavljata posojilno obrestno mero, ki jo banke določajo posojilojemalcem. Pričakovani predznak obrestnih mer je negativen, na podlagi pregleda literature.

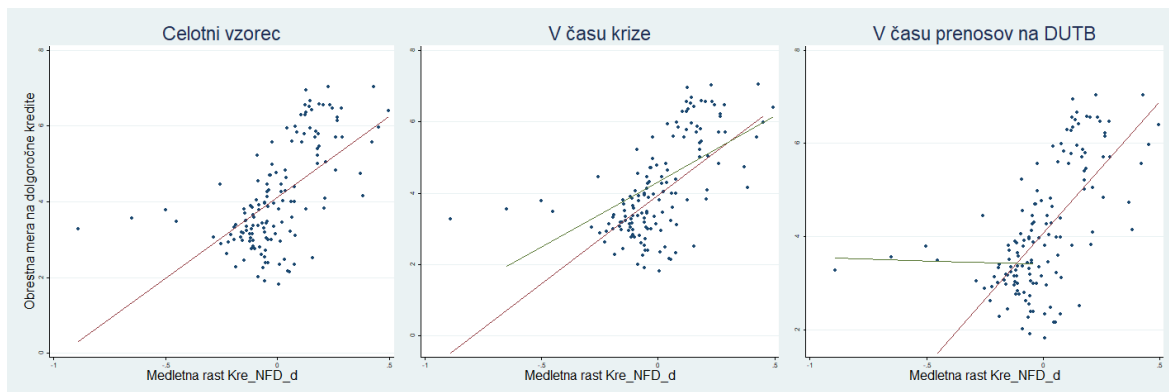
Slika 8: Korelacijski diagrami med variabilno obrestno mero na novih poslih in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.



Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zelena) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zelena) in vrednost 0 (rdeča).

Slika 9: Korelacijski diagram med variabilno obrestno mero na dolgoročne kredite in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.



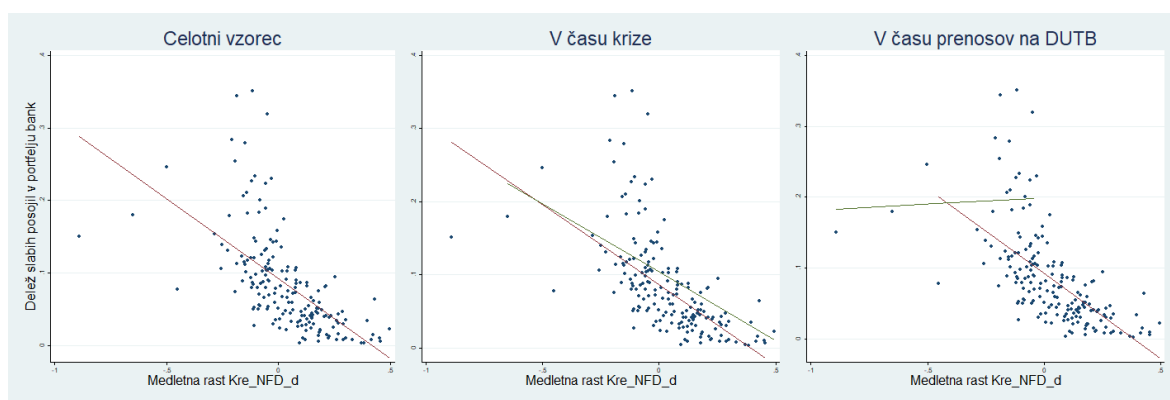
Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zelena) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zelena) in vrednost 0 (rdeča).

Na podlagi korelacijske tabele 5.2 in spodnjih dveh grafov na sliki 8 in 9 je vpliv obrestnih mer na kreditno rast pozitiven, kar je nepričakovano. Nepričakovan pozitiven vpliv obrestnih mer bi verjetno lahko pripisali strukturnim spremembam v času gospodarske krize in po njej, ki je večji del naše časovne serije.

Druga pomembna spremenljivka bančno bilančnih spremenljivk, ki močno vpliva na kreditno rast in predstavlja kreditno kvaliteto bančnega portfelja, je delež slabih posojil v kreditnem portfelju bank. V spodnjih korelacijskih diagramih lahko vidimo njeno povezanost s kreditno rastjo nebančnemu sektorju.

Slika 10: Korelacijski diagram med deležem slabih posojil v portfelju bank in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.

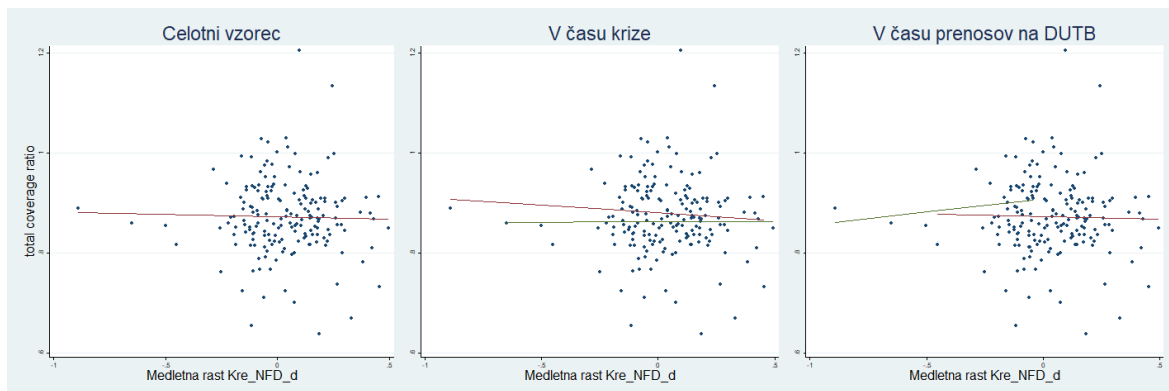


Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zeleno) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zeleno) in vrednost 0 (rdeča).

Na podlagi grafov na sliki 10 in korelacijskega koeficienta v korelacijski tabeli 5.2 vidimo, da delež slabih posojil v portfelju bank negativno vpliva na medletno kreditno rast. To je pričakovan predznak, ki ga navaja tudi literatura. Zadnja spremenljivka iz skupine bančno bilančnih spremenljivk je delež malih posojil v portfelju bank.

Slika 11: Korelacijski diagram med deležem malih posojil v portfelju bank in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.



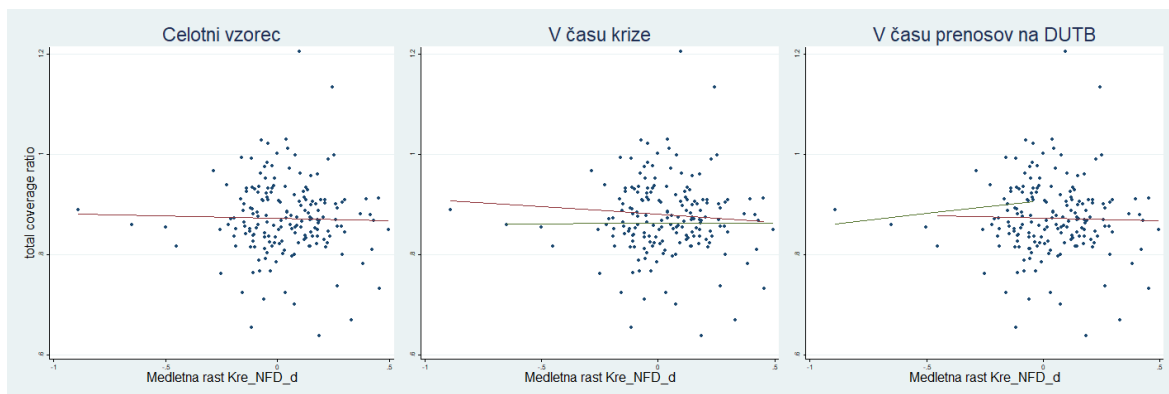
Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zelena) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zelena) in vrednost 0 (rdeča).

Glede na korelacijski koeficient med kreditno rastjo in deležem malih posojil v portfelju bank v tabeli 5.2 pričakujemo negativen predznak ocenjenega koeficienta v modelu. Namen te spremenljivke, glede na zgodovinske podatke, je pokazati, da ima banka večjo kreditno rast, če ima v svojem portfelju več večjih kot manjših posojil.

Iz zadnje skupine spremenljivk finančnih kazalnikov smo v modelih uporabili dva finančna kazalnika, in sicer kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio) in neto maržo podjetij (net profit margin). Spodaj so podani korelacijski diagrami za obe spremenljivki finančnih kazalnikov.

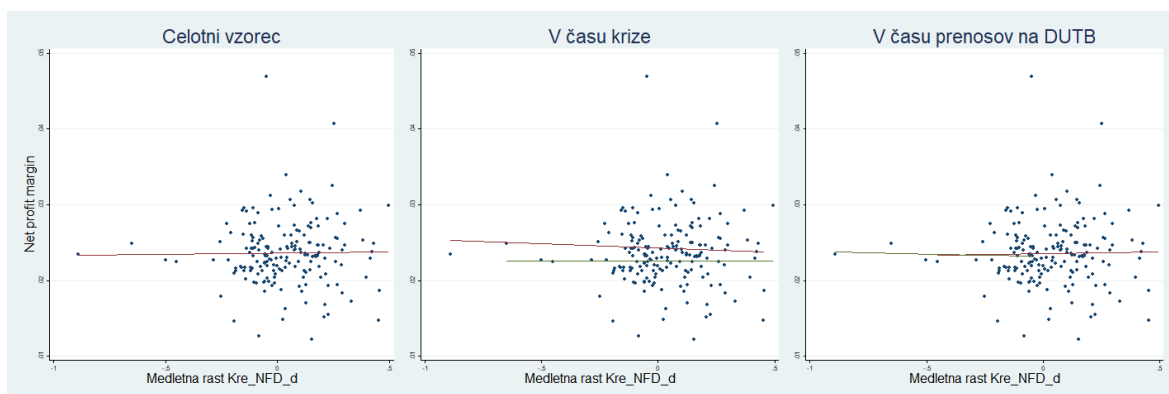
Slika 12: Korelacijski diagram med finančnim kazalnikom kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio) in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.



Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zelena) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zelena) in vrednost 0 (rdeča).

Slika 13: Korelacijski diagram med finančnim kazalnikom neto profitna marža (net profit margin) in medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju.



Vir: lastni izračuni

Opomba: Prikazani so trije korelacijski diagrami. Povezanost na prvem grafu je prikazana na celotnem obravnavanem vzorcu. Na drugem korelacijskem diagramu je prikazana povezanost za observacije v času krize (zelena) in izven nje (rdeča). Tretji korelacijski diagram pa prikazuje povezanost neodvisne spremenljivke s kreditno rastjo za observacije, kjer vrednost slamnate spremenljivke prenosa slabih terjatev na DUTB (Dpre) zavzema vrednost 1 (zelena) in vrednost 0 (rdeča).

Iz zgornje tabele 5.2 korelacijskih koeficientov lahko vidimo, da imata oba finančna kazalnika rahlo negativno povezavo z medletno rastjo kreditov nebančnemu sektorju, kar potrjujejo tudi korelacijski diagrami. Finančni kazalnik kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio) predstavlja kazalnik likvidnosti podjetja, s katerim merimo sposobnost podjetja, da poravnava vse obveznosti ob zapadlosti oziroma predstavlja plačilno sposobnost (likvidnost). S strani kreditne ponudbe bank bi pričakovali pozitiven vpliv kazalnika na kreditno rast. Banke namreč raje odobrijo posojila bolj likvidnim podjetjem kot nelikvidnim, saj so likvidna podjetja bolj zanesljiva. Na drugi strani pa bi s perspektive podjetij in njihovem povpraševanju po bančnih kreditih pričakovali negativen vpliv na kreditno rast. Visoko likvidna podjetja namreč nimajo tako močnega interesa po novih kreditih, posebej ne za namene opreativnega poslovanja (pri večjih investicijah je kreditiranje še vedno pomembno).

Drugi finančni kazalnik neto profitne marže predstavlja kazalnik profitabilnosti podjetij. Pozitiven vpliv na kreditno rast ima finančni kazalnik profitabilnosti s strani ponudbe kreditov bank. Banke imajo v svojem kreditnem portfelju raje profitabilna podjetja. Tako v izbranem modelu (glede na ostale vplive) pričakujemo pozitiven predznak.

V nadaljevanju bomo prikazali ocene dinamičnega in statičnega modela kreditne rasti, ki so ocenjene na podlagi zgoraj opisane baze podatkov. Vse obravnavane vplive neodvisnih spremenljivk na kreditno rast v tem poglavju bomo v naslednjem poglavju uporabili za interpretacijo ocenjenih modelov.

6 Rezultati

V spodnji tabeli 7 so podani rezultati enostopenjskega systemskega GMM panelnega modela (GMM) v nadaljevanju GMM model in panelne regresije s stalnimi učinki (FE) v nadaljevanju FE model. Odvisna spremenljivka GMM modela je naravni logaritem deflacioniranih bruto kreditov nebančnemu sektorju, neodvisne spremenljivke pa so trije odlogi naravnega logaritma kreditov nebančnemu sektorju, medletna rast realnega bruto domačega proizvoda in njen prvi odlog, odlog variabilne obrestne mere, odlog deleža slabih posojil v portfelju bank in odlog finančnega kazalnika kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio) podjetja, utežen z izpostavljenostjo pri posamezni banki, ter slamnata spremenljivka prenosa slabih terjatev na DUTB. Odvisna spremenljivka FE modela je medletna rast kreditov nebančnemu sektorju. Neodvisne spremenljivke so: prvi odlog medletne realne rasti bruto domačega proizvoda, odlog deleža slabih posojil v portfelju bank, odlog obrestne mere na dolgoročne kredite, odlog deleža malih posojil v portfelju bank in finančni kazalnik neto profitne marže podjetja, utežen z njihovo izpostavljenostjo pri banki ter dve slamnati spremenljivki, in sicer slamnata spremenljivka prenosov slabih terjatev na DUTB in slamnata spremenljivka krize.

Iz rezultatov GMM modela tabele 7 je razvidno, da je odvisna spremenljivka zelo persistentna v času, saj je značilno odložen koeficient blizu 1 (0,88). Sargan testa, ki testira ničelno hipotezo prekomerne identifikacije omejitev, nismo zavrnili (p -value $> 0,10$), kar pomeni da imamo veljavne omejitve. Drugi test GMM modela je Arellano-Bond test AR(1) in AR(2) za serijsko korelacijo na prvodiferenčni napaki. V modelu smo prvorazredno serijsko korelacijo AR(1) zavrnilo ničelno hipotezo ničelne avtokorelacije in drugorazredno serijsko korelacijo AR(2) sprejeli ničelno hipotezo ničelne avtokorelacije, kar dokazuje da ni prisotnih dokazov za napačno specifikacijo modela.

F-statistika, ki testira skupno hipotezo, da so vsi koeficienti enaki nič, ima v FE modelu majhno p -vrednost, kar pomeni, da lahko skupno hipotezo zavrnamo, torej vsi koeficienti hkrati niso enaki nič. Na podlagi ocenjenega determinacijskega koeficienta R^2 ugotavljamo, da je 64,2 % varianca povprečne medletne kreditne rasti, pojasnjene z linearnim vplivom pojasnjevalnih spremenljivk. Glede na ocenjeni medrazredni relacijski koeficient (ρ) lahko rečemo, da je 20,9 % variance posledica razlik med presečnimi enotami panelnega vzorca.

Tabela 7: Ocenjeni modeli kreditne rasti, enostopenjska sistemska GMM in FE

Odvisna spr.:	GMM (kre_log _(i,t))		FE (kre_mln _(i,t))
kre_log _(i,t-1)	0,883*** (0,117)	Dpre _(i,t)	-0,187*** (0,0263)
kre_log _(i,t-2)	0,326*** (0,0952)	Dkri _(i,t)	-0,0689** (0,0263)
kre_log _(i,t-3)	-0,209* (0,109)	rgdp_mln _(i,t-1)	1,108*** (0,319)
Dpre _(i,t)	-0,256*** (0,0602)	NPL _(i,t-1)	-1,528*** (0,324)
rgdp_mln _(i,t)	1,700*** (0,341)	net_prof_mar _(i,t-1)	5,733* (2,863)
rgdp_mln _(i,t-1)	1,098*** (0,265)	om_dolg_kred _(i,t-1)	0,00172 (0,0154)
vom _(i,t-1)	0,0216 (0,0194)	DM _(i,t-1)	-0,00754** (0,00337)
NPL _(i,t-1)	-1,067** (0,428)	konst.	0,644 (0,371)
tot_cov _(i,t-1)	-0,386** (0,152)		
konst.	0,304 (0,292)		
N	127	N	130
N_g	11	N_g	11
rmse	0,131	rmse	0,113
AR(1)	-2,780	R ²	0,642
p-value	0,00544	F-test (vse spr.=0)	261,68
AR(2)	-1,193	p-value	0,000
p-value	0,233	rho	0,209
Sargan	113,1		
p-value	0,254		

Opombe: Posamezni koeficienti so statistično značilni za *10 % stopnje značilnosti, **5 % stopnje značilnosti in ***1 % stopnje značilnosti za dvostranski test. Robustne standardne napake so podane v oklepajih pod ocenami koeficientov. Determinacijski koeficient R^2 predstavlja delež variabilnosti odvisne spremenljivke, pojasnjene z variabilnostjo pojasnjevalnih spremenljivk. F-test testira ničelno hipotezo, da so vse spremenljivke v modelu enake 0. Rho je medrazredni relacijski koeficient (ICC), ki meri, kako močno so presečne enote v vzorcu podobne. N je število opazovanih enot. N_g je število presečnih enot. Standardna napaka ocene modela (rmse) meri velikost tipičnega ostanka modela v enotah odvisne spremenljivke. Sargan test testira veljavnosti instrumentov. AR(1) in AR(2) sta testa za avtokorelacijo prvega in drugega reda v diferencialnih enačbah.

Legenda: GMM – robustna enostopenjska sistemska cenilka. FE – cenilka panelne regresije s stalnimi učinki. Spremenljivke: kre_log – naravni logaritem bruto deflaciranega stanja kreditov nebančnega sektorja, kre_mln – medletna rast kreditov ($\text{kre_mln} = \text{kre_log}(t) - \text{kre_log}(t-1)$), rgdp_mln – realna medletna rast bruto domačega proizvoda, vom – variabilna obrestna mera, om_dolg_kred – obrestna mera dolgoročnih kreditov, NPL – delež slabih posojil v celotnem portfelju bank, tot_cov – total coverage ratio oziroma kratkoročna sredstva v obveznostih, net_prof_mar – neto profitna marža, DM – delež malih posojil v celotnem portfelju bank, konst. – konstanta, Dpre – slamnata spremenljivka prenosov slabih terjatev na DUTB, ki zavzema vrednost 1, ko je DUTB prevzela terjatve bank in vrednost 0 sicer, Dkri – slamnata spremenljivka krize, ki zavzema vrednost 1 za leta od 2008 do 2013 in vrednost 0 sicer. V oklepajih zraven spremenljivk so podani posamezni odlogi (npr. (t-1) predstavlja prvi odlog spremenljivke).

Vir: lastni izračun

V obeh modelih tabele 7 lahko vidimo, da so koeficienti za rast BDP-ja, deleža slabih posojil v portfelju bank in slamnate spremenljivke krize statistično značilni in so v skladu s pričakovanju. Kratkoročna elastičnost kreditov na rast BDP-ja je, na podlagi ocenjenega GMM modela, 1,70 %, kar pomeni da se krediti ob 1 % povečanju gospodarske rasti v povprečju zvišajo za 1,70 %, v primeru ocenjenega FE modela pa 1,11 %. V primeru 1 % povečanja deleža slabih posojil v portfelju bank pa se krediti zmanjšajo za 1,07 %, v primeru GMM modela, in 1,53 % v primeru FE modela. Ravno tako je negativno vplival prenos slabih terjatev na DUTB, ki je v primeru ocenjenega modela GMM ocenil padeč kreditov za 0,26 % in 0,19 % v ocenjenem FE modelu.

Ocenjeni koeficient za delež malih posojil, finančni kazalnik in slamnata spremenljivka FE modela so statistično značilni in zavzemajo pričakovan predznak. Ravno tako je ocenjeni koeficient finančnega kazalnika likvidnosti kratkoročna sredstva v obveznostih (total coverage ratio) v GMM modelu statistično značilen in ima negativen vpliv na kreditno rast, kot je bilo pričakovano. Nasprotno od ostalih ocenjenih koeficientov pa sta ocenjena koeficienta variabilne obrestne mere v GMM modelu in obrestne mere dolgoročnih kreditov v FE modelu statistično neznačilna in zavzemata nepričakovan pozitiven predznak. Nepričakovan pozitiven predznak smo prepoznali v prejšnjem poglavju Grafične analize izbranih spremenljivk.

Opisana ocenjena modela kreditne rasti bomo v naslednjem poglavju uporabili za napoved kreditne rasti za obdobje od leta 2018 do 2020.

7 Napovedi

Na podlagi vzorčnih panelnih podatkov 11 bank v slovenskem bančnem sistemu in letno frekvenco časovnih obdobj med letoma 2001 in 2017 smo ocenjena modela, predstavljena v prejšnjem poglavju, uporabili za napovedovanje triletne kreditne rasti za slovenski bančni sistem. Za napovedovanje kreditne rasti bomo uporabili napovedi makroekonomskega gibanja v Sloveniji, ki jih Banka Slovenija vsako leto objavlja na njihovi spletni strani v publikaciji Napovedi makroekonomskih gibanj v Sloveniji, za obdobje treh let.

Tabela 8: Napovedi makroekonomskih gibanj v Sloveniji 2018–2020

Makroekonomske spremenljivke	2017	2018	2019	2020
(stopnja rasti v %)				
BDP(realni)	5	4,6	3,9	3,4
Investicije v osnovnih sredstvih (realne)	10,3	10,8	9,5	7,7
Zasebna potrošnja (realna)	3,2	3,5	3,1	2,9
Izvoz blaga in storitev (realno)	10,6	7,6	7,2	6,5
Uvoz blaga in storitev (realno)	10,1	8,1	7,7	7,1
Cena življenjskih potrebščin (HICP)	1,6	2	2,2	2,3
Stopnja brezposelnosti (stanje v %)	6,6	5,3	4,8	4,5
Euribor 3m (stanje v %)	-0,3	-0,3	-0,2	0,2

Vir: Banka Slovenije, ECB.

Zgornje napovedane vrednosti smo uporabili za napovedi kreditne rasti s pomočjo zgornjih ocenjenih modelov. Napovedi makroekonomskega gibanja smo uporabili za napoved finančnih kazalnikov, za katere smo najprej ocenili preprost panelni model linearne regresije, z uporabo makroekonomskih spremenljivk, in nato napovedali vrednosti. Za vse ostale vključene neodvisne spremenljivke v GMM modelu in FE modelu, za katere nimamo podatkov napovedi, pa smo pustili konstantne (ang. flat). V spodnji tabeli 7 smo predstavili napovedi medletne deflacirane kreditne rasti nebančnemu sektorju na podlagi ocenjenega GMM in FE modela.

Tabela 9: Napovedi kreditnih rasti za celotni bančni sistem v Sloveniji 2018–2020

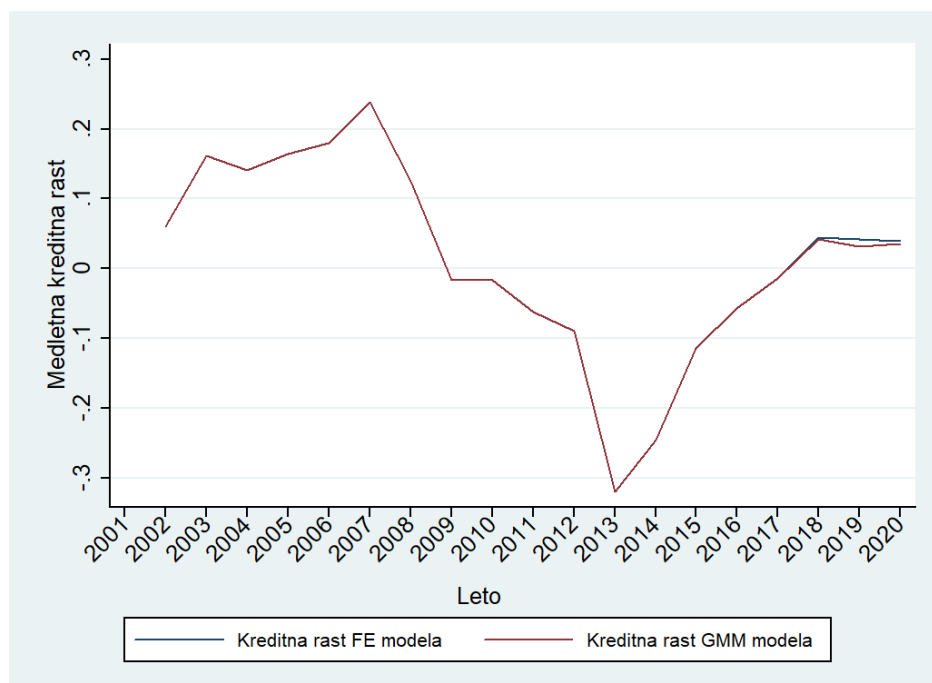
(stopnja rasti v %)	2017	2018	2019	2020
FE	-1,4	4,4	4,2	3,9
GMM	-1,4	4,2	3,1	3,5

Opomba: Za celotni bančni sistem je zajetih samo 11 bank, ki so v našem vzorcu.

Vir: lastni izračun.

Iz tabele 7 lahko vidimo, da je slovenski bančni sistem doživel $-1,4\%$ padec kreditne rasti leta 2017. Napovedi s pomočjo FE modela so višje kot napovedi GMM modela za 0,2 odstotne točke za leto 2018, 1,1 odstotne točke za leto 2019 in 0,4 odstotne točke za leto 2020. FE model ocenjuje, da se bo kreditna rast v prvem letu povečala za 5,8 odstotnih točk v primerjavi z letom 2017 in se nato skozi leti 2019 in 2020 zmanjševala. GMM model pa ocenjuje, da se bo prvo leto kreditna rast povečala za 5,6 odstotnih točk v primerjavi z letom 2017 in nato padla na 3,1 % medletne kreditne rasti za leto 2019 in se nato nasprotno od FE modela v letu 2020 povečala za 0,4 odstotne točke v primerjavi z rastjo v letu 2019.

Slika 14: Napovedane vrednosti medletne kreditne rasti po oceni GMM in FE modela za obdobje 2001–2020.



Vir: lastni izračuni

Vse napovedane vrednosti v tabeli 9 in v grafu na sliki 14 ne vključujejo inflacije. Če vključimo v napovedi kreditne rasti še napovedi inflacije, dobimo napoved za leto 2020

po FE modelu 6,2 % medletno rast kreditov nebančnemu sektorju in po GMM modelu 5,8 % kreditno rast. ECB v svojem poročilu finančne stabilnosti evroombočja [23] poroča 6,2 % kreditno rast privatnemu sektorju¹ za leto 2020. Naše napovedi za leto 2020 v primeru FE modela so torej enake napovedim vrednostim ECB, v primeru GMM modela pa so za 0,4 odstotne točke nižje od napovednih vrednostih ECB.

¹to je kreditna rast osnovnega scenarija, ki pa ne odraža kreditne rasti, predvidene v makrobonitetnih projekcij strokovnjakov Eurosistema in je posledica domneve, da se posojila povečujejo v skladu z realnim BDP-jem [23].

8 Zaključek

Glavni namen magistrskega dela je bila ocena ekonometričnega modela kreditne rasti bank v slovenskem bančnem sistemu. Z uporabo panelnih podatkov za 11 bank v slovenskem bančnem sistemu za obdobje od leta 2001 do 2017 smo uspeli analizirati in ekonometrično modelirati gibanje kreditne rasti nebančnemu sektorju. Pri tem smo uporabili metodologijo statičnih in dinamičnih panelnih metod modeliranja. Za statično metodo smo uporabili metodo panelnih stalnih učinkov, za dinamično pa enostopenjsko sistemsko metodo posplošene metode momentov. Naša panelna podatkovna baza je bila sestavljena iz več podatkovnih baz, in sicer iz baze Banke Slovenija za bilančna stanja bank, kreditnega registra Banke Slovenija in AJPES baze ter SURS/ECB statistične podatkovne baze.

Na podlagi analize podatkov in modelov smo potrdili naslednje naše domneve. Gospodarska rast pozitivno vpliva na kreditno rast. Delež slabih terjatev in slabih podjetij v portfelju, gospodarska kriza in prenosi slabih terjatev na DUTB pa negativno vplivajo na kreditno rast nebančnemu sektorju. Te domneve sta potrdila oba ocenjena modela kreditnih rasti s statistično značilnimi pozitivno ocenjenimi koeficienti realne rasti bruto domačega proizvoda, negativno ocenjenimi koeficienti deleža slabih posojil portfelju bank, slamnato spremenljivko krize in slamnato spremenljivko prenosov slabih terjatev na DUTB.

Negativen vpliv finančnega kazalnika kratkoročnih sredstev v obveznostih (total coverage ratio), ki je kazalnik likvidnosti, predstavlja povpraševanje podjetij. Močno likvidna podjetja nimajo tako močnega interesa po novih kreditih za namene operativnega poslovanja kot pa nelikvidna. Pozitiven predznakom neto profitne marže, ki je kazalnik dobičkonosnosti podjetij, na kreditno rast vpliva pozitivno. Banke bodo imele višjo kreditno rast, ko bodo imele v svojem kreditnem portfelju dobičkonosna podjetja.

Edini nepričakovan vpliv na kreditno rast smo dobili pri neodvisnih spremenljivkah obrestne mere posojil. V obeh ocenjenih modelih kreditne rasti sta obrestni meri, ki ponazarjata obrestno mero posojil, zavzeli nestatističen pozitiven predznak ocenjenega koeficienta. Ravno tako je bil v poglavju grafične analize izbranih spremenljivk korelacijski koeficient med obrestnimi merami in kreditno rastjo pozitiven. Verjetni razlog nepričakovanega predznaka obrestnih mer posojil bi bile lahko strukturne spremembe¹

¹npr. Evropska komisija je v svojih odločbah o državni pomoči bankam odredila določene zaveze,

v času gospodarske krize in po njej (večji del naše časovne vrste). Prav tako se kreditna rast verjetno različno odziva na rasti obrestnih mer ob nizkih oz. visokih izhodiščnih obrestnih merah.

Drugi cilj oziroma namen magistrskega dela je bil izračunati napovedane vrednosti kreditne rasti za triletno obdobje. Te napovedne vrednosti so lahko primerne za namene makrobonitetnih strastnih testov za osnovni scenarij. Stresni testi so namreč zelo pomembna orodja tako za makrobonitetno kot mikrobonitetno politiko. Makrobonitetna politika uporablja pristop top-down stres testov, s katerimi želi identificirati ranljive točke v bančnem sistemu in potencialna sistemska tveganja. Top-down stresne teste izvajajo centralne banke na podlagi regulatornih poročanj bank in izbranih modelih. Tako sta bila naša izbrana modela model FE in GMM. Z njima smo prišli do triletnih napovedi, ki smo jih nato primerjali z napovedjo kreditne rasti ECB, objavljene v poročilu finančne stabilnosti. Triletna napoved modela FE brez inflacije napoveduje pozitivno rast v letu 2017 s 4,4 % rastjo in se nato zmanjšuje do 3,9 % rasti v letu 2020. Triletna napoved modela GMM pa prvo leto zraste na 4,2 % kreditno rast in nato pade v letu 2019 za 1,1 odstotne točke ter se v letu 2020 poveča za 0,4 odstotne točke. Če napovedim FE modelu in GMM modelu prištejemo še napovedne vrednosti inflacije, dobimo za leto 2020 6,2 % rast kreditov FE modela in 5,8 % rast GMM modela. V primerjavi z napovedno vrednostjo rasti evroobmočja za leto 2020, ki ima vrednost 6,2 %, je napoved FE modela bolj točna kot napoved GMM modela.

Kot zaključek ekonomskega modeliranja kreditne rasti bi poudarili, da smo, iz široke palete neodvisnih spremenljivk, skozi sestavo modelov in njihovega testiranja, našli le peščico primernih spremenljivk. Vpliv in statistična značilnost posameznih spremenljivk so se spreminjali skozi spreminjanja števila observacij.

Na podlagi naših modelov in rezultatov lahko zaključimo, da so ocenjena modela in napovedi primerni za uporabo v makrobonitetnih stresnih testih.

ki bi lahko vplivale na nižjo kreditno rast v času nizkih obrestnih mer. Glej [54–57]

9 Literatura

- [1] A. E. AKINLO in I. O. ONI, Determinants of bank credit growth in Nigeria 1980–2010. *European Journal of Sustainable Development* 4 (2015) 23–30.
- [2] H.B. BALTAGI, *Econometric Analysis of Panel Data*, West Sussex: John Wiley & Sons, Third Edition, 2005.
- [3] B. B. BALTAGI in C. KAO, *Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey*. Syracuse University Center for Policy Research Working Paper No. 16, 2000.
- [4] B. BAKKER in C. KLINGEN, Financing future growth: The evolving role of banking systems in CESEE: Technical notes. *International monetary fund* 55366 (2013) 23-37.
- [5] BANKA SLOVENIJE, *Makrobonitetna politika za bančni sektor: strateški okvir*, BS, 2017.
- [6] BANKA SLOVENIJE, *Poročilo o finančni stabilnosti 2013*, Banka Slovenije, 2013.
- [7] BANKA SLOVENIJE, *Poročilo o finančni stabilnosti 2015*, Banka Slovenije, 2015.
- [8] BANKA SLOVENIJE, *Poročilo o finančni stabilnosti 2017*, Banka Slovenije, 2017.
- [9] *Banka Slovenije–Stresni testi*,
<https://www.bsi.si/financna-stabilnost/nadzor-bancnega-sistema/stresni-testi>.
(Datum ogleda: 5. 10. 2018.)
- [10] BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, *Principles for the Management of Credit Risk*, BIS, 2000.
- [11] BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION, *Supervisory and bank stress testing: range of practices*, BIS, BCBS Publications, 2017.
- [12] W. F. BASSETT in J. M. BERROSPIDE, The Impact of Stress Tests on Bank Lending. (2017) .
- [13] C. F. BAUM, M. E. SCHAFFER in S. STILLMAN, Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *The Stata Journal*, Number 1 (2003) 1–31.

- [14] R. BLUNDELL in S. BOND, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Elsevier Science S.A., Journal of Econometrics* 87 (1998) .
- [15] S. R. BOND, *Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice, Portuguese Economic Journal, Volume 1, Issue 2, pp 141–162,*
.
- [16] A. BREZIGAR MASTEN in U. LUŠINA, Fleksibilnost trga dela v Sloveniji. *UMAR, Delovni zvezek* 3 (2011) . 2002
- [17] A. CALZA in C. GARTER, J. SOUSA, Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area. *Working paper* 55 (2001) .
- [18] A. C. CAMERON in P. K. TRIVEDI, *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005.
- [19] E. DALGIC in D. LOMBARD, D. ZAKHAROVA, Reviving credit growth for strong and sustainable recovery. *Bančni vmesnik* 63 (2014) 9–21.
- [20] S. DEES, , H. JÉRÔME in M. REINER, *STAMPE: Stress-Test Analytics for Macroprudential Purposes in the euro area*. European Central Bank, 2017.
- [21] *DUTB*,
<http://www.dutb.eu/si/zgodovina.aspx>. (Datum ogleda: 9. 10. 2018.)
- [22] EBA, *2018 EU-Wide Stress Test: Methodological Note*, EBA, 31.1.2018.
- [23] ECB, *Financial Stability Review*, ECB, maj 2018.
- [24] A. GERŠL in P. JAKUBÍK, T. KONEČNÝ, J. SEIDLER, Dynamic Stress Testing: The Framework for Testing Banking Sector Resilience Used by the Czech National Bank. *The Working Paper Series of the Czech National Bank (CNB)* 11 (2012) .
- [25] W.H. GREEN, *Econometric analysis* , Prentice Hall, Seventh Edition, 2012.
- [26] K. GUO in V. STEPANYAN, Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies. *IMF Working Paper* WP/11/51 (2011) .
- [27] A. R. HALL, *Generalized method of moments*, Oxford University Press, 2005.
- [28] F. HASSAN in A. QAYYUM, Modelling the Demand for Bank Loans by Private Business Sector in Pakistan. *MPRA Paper* 55366 (2013) .
- [29] *Investopedia*,
<https://www.investopedia.com>. (Datum ogleda: 18. 10. 2018.)

- [30] H. JÉRÔME in C. KOK, *A macro stress testing framework for assessing systemic risks in the banking sector*. European Central Bank, Occasional paper series, Number 152 . 2013
- [31] J. KALMAN in J. KLACSO, Modelling the volume of corporate loans. *Národná banka Slovenska ročník* 23 (2015) 9–13.
- [32] S. KARMAKER in J.. MOK, Bank capital and lending: An analysis of commercial banks in the United States. *Working papers, Banco de Portugal* 18/2013 (2013) .
- [33] KBS, *Od danes KBS banka in Nova KBM združeni*, <http://www.kbs.si/>. (Datum ogleda: 7. 7. 2018.)
- [34] KBS, *NKBM* , <http://www.bankainfo.com/>. (Datum ogleda: 7. 7. 2018.)
- [35] T. KOŠAK in M. KOŠAK, Consolidation of banks' credit activity. *Bančni vmesnik* 66 (2017) 72–79.
- [36] S. KRIPFGANZ in C. SCHWARZ, Estimation of linear dynamic panel data models with timeinvariant regressors. *ECB, Working Paper Series* 1838 (2015) .
- [37] E. NAUMOVSKA in M. PETKOVSKI, I. STANCEVA - GIGOV, Estimation of the "normalcredit growth in the Republic of Macedonia with regards to the economic fundamentals. *CEA Journal of Economics* 10 (2015) 47–56.
- [38] NLB, *Prospekt za uvrstitev obveznic Nove Ljubljanske banke d.d, Ljubljana – BDM1 v trgovanje na organiziranem trgu*, NLB, 2008.
- [39] NOVA KBM, *Prodaja Nove KBM uspešno zaključena, z dne 21.4.2016*, <https://www.nkbm.si/prodaja-nove-kbm-uspesno-zakljucena-nkbm>. (Datum ogleda: 18. 10. 2018.)
- [40] S. OLUMUYIWA in O. A. OLUWATOSIN, O. E. CHUKWUEMEKA , Determinants of Lending Behaviour Of Commercial Banks: Evidence From Nigeria, A Co-Integration Analysis (1975–2010). *Journal Of Humanities And Social Science (JHSS)*, Vol. 5 (2012) 71–80.
- [41] M. PLAŠIL in Š. RADKOVSKÝ, P. ŘEŽÁBEK, Modelling bank loans to non-financial corporations. *Czech National Bank, Financial Stability Report* 2012/2013 (2013) 128–136.
- [42] M. QUAGLIARIELLO, *Stress-testing the Banking System: Methodologies and Applications*, Cambridge University Press, New York. 2009

- [43] D. ROODMAN, *How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and System GMM in Stata*, Working paper, 103, 2006.
- [44] RS, *Navodilo za izvajanje Sklepa o ocenjevanju izgub iz kreditnega tveganja bank in hranilnic*, stran 10571, Uradni list RS, št. 72/2010 z dne 10.9.2010.
- EUwidestres
- [45] RS, *Navodilo za izvajanje sklepa o poročanju monetarnih finančnih institucij N-1*, stran 4017, Uradni list RS, št. 40/2005 z dne 21.4.2005.
- [46] SKB, *Zgodovina SKB*, <https://www.skb.si/>. (Datum ogleda: 7. 7. 2018.)
- [47] M. SOTO, System GMM estimation with a small sample. *Barcelona Economics Working Paper Series*, Working Paper 395 (2009) .
- [48] Sparkasse,
<https://www.sparkasse.si/sl-si/o-nas/banka-sparkasse/zgodovina-->.
(Datum ogleda: 14. 10. 2018.)
- [49] STATA CORP, Longitudinal-Data/Panel-Data Reference Manual. *Stata Press*, Version 13 (2013) .
- [50] *Statistični urad RS*,
<https://www.stat.si/SKD>. (Datum ogleda: 10. 10. 2018.)
- [51] J. H. STOCK in M. W. WATSON, *Introduction to Econometrics*. Pearson, Third Edition, 2015.
- [52] T. B. P. TAN, Determinants of Credit Growth and Interest Margins in the Philippines and Asia. *IMF Working Paper* WP/12/123 (2012) .
- [53] T. TAO, *MEDNARODNI RAČUNOVODSKI STANDARD MRS 27 - Konsolidirani in ločeni računovodski izkazi*, <https://www.racunovodja.com/>. (Datum ogleda: 7. 7. 2018.)
- [54] THE EUROPEAN COMMISSION, *Commission Decision in Case SA. 33229: Restructuring of NLB – Slovenia which Slovenia is planning to implement for Nova Ljubljanska banka d.d.*, Official Journal of the European Union, 18.12.2013.
- [55] THE EUROPEAN COMMISSION, *Commission Decision in Case SA. 35709: Restructuring of Nova Kreditna Banka Maribor d. d. (NKBM) – Slovenia* , Official Journal of the European Union, 18.12.2013.

- [56] THE EUROPEAN COMMISSION, *Commission Decision in Case SA. 38228: Restructuring of Abanka Vipac Group – Slovenia*, Official Journal of the European Union, 13.8.2014.
- [57] THE EUROPEAN COMMISSION, *Commission Decision in Case SA. 38522: Restructuring aid for Banka Celje/Abanka*, Official Journal of the European Union, 16.12.2014.
- [58] UMAR, *Ekonomski izziv 2013*, Ljubljana: UMAR, 2013.
- [59] UMAR, *Poročilo o razvoju 2017*, Ljubljana: UMAR, 2017.
- [60] J.M. WOOLDRIDGE, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, , The MIT Press, Second Edition, 2002.
- [61] A. WORMS, Monetary policy effects on bank loans in Germany: A panel-econometric analysis. *Discussion paper 17/01* (2001) .
- [62] Z. WOŚKO, Modelling credit growth in commercial banks with the use of data from Senior Loan Officers Opinion Survey. *NBP Working Paper 210* (2015) .

Priloge

A Pregled literature

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spre- menljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
[40]	S. Olumuyiwa in O. A. Oluwatosin, O. E. Chukwuemeka	Determinants of Lending Behaviour Of Commercial Banks: Evidence From Nigeria, A Co-Integration Analysis (1975–2010)	2012	logaritem posojila	Volumen depozitov (+) Povprečni letni menjalni tečaj (+) Investicijski portfelj (+) Obrestna mera (posojilna obre- stna mera) (+) Zahtevana stopnja rezerv (+) Likvidnostna stopnja (+)	OLS	Časovna serija
				prva diferenca posojil	Odlog vrednosti posojil(+) Volumen depozitov (+) Povprečni letni menjalni tečaj (+)	ECM	

nadaljuje na naslednji strani

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spremenljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
					Investicijski portfelj (+) Obrestna mera (posojilna obrestna mera) (+) Zahtevana stopnja rezerv (+) Likvidnostna stopnja (+)		
[32]	S. Karmakar in J. Mok	Bank capital and lending: An analysis of commercial banks in the United States	2013	razmerje posojil v sredstvih bank	Količnik kapitalske ustrežnosti (CAR) ali tier 1 kapitalska ustrežnost (Basel) (+) Likvidnost (+) Mira tveganja bilančnega stanja bank (+) Stopnja realne rasti BDP (+)	IV	Panel
[24]	A. Geršl in P. Jakubik, T. Konečný, J. Seidler	Dynamic Stress Testing: The Framework for Testing Banking Sector Resilience Used by the Czech National Bank	2012	prva diferenca posojil	Prva diferenca logaritma BDP (+) Odlog prve difference odloga realnega BDP (+) Odlog logaritma posojil podjetjem (+) Prva difference logaritma kratkoročne obrestne mere (3M PRIBOR) (+)	ARDL	Časovna serija

nadaljuje na naslednji strani

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spremenljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
					Odlog prve difference logaritma kratkoročne obrestne mere (3M PRIBOR) (+)		
[28]	F. Hassan in A. Qayyum	Modelling the Demand for Bank Loans by Private Business Sector in Pakistan	2013	prva diferenca posojil	Logaritem Indeksa industrijske proizvodnje kot gospodarska aktivnost (+) Varianca povprečnega gibanja stopnje inflacije kot makroekonomsko tveganje (+) Realna obrestna mera (+) Stopnja inflacije (+)	ARDL	Časovna serija
[4]	B. Bakker in C. Klingen	Financing future growth: The evolving role of the banking systems in CEESE: Technical notes	2013	prva diferenca posojil	Stopnja realne rasti BDP (+) Rezervacije za izgubo posojil pri bruto posojilih (+) Likvidna sredstva v depozitih in razmerje kratkoročnega financiranja (+) Razmerje med kapitalom in neto posojili(+) Razmerje neto posojil do depozitov (+)	OLS	Panel
<i>nadaljuje na naslednji strani</i>							

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spremenljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
					Donosnost kapitala (+) Velikost banke glede na BDP (+) Slamnata spremenljivka tujega lasništva(+) Slamnata spremenljivka krize (+)		
[12]	W. F. Bassett in J. M. Berrospide	The Impact of Stress Tests on Bank Lending	2017	prva diferenca posojil	Kapitalska mera(+) Kapitalska vrzel (+) Velikost (Logaritem celotnih sredstev) (+) Delež slabih posojil v celotnem portfrijlu bank(+) ROA (+) Razmerje med depoziti in sredstvi (+)	OLS	Panel
				prva diferenca comercialnih posojil	Kapitalska mera(+) Kapitalska vrzel (+) Velikost (Logaritem celotnih sredstev) (+)		
<i>nadaljuje na naslednji strani</i>							

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spremenljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
					Delež slabih posojil v celotnem portfrliju bank(+) ROA (+) Razmerje med depoziti in sredstvi (+)		
[37]	E. Naumovska in M. Petkovski	Estimation of the "normalcredit growth in the Republic of Macedonia with regards to the economic fundamentals	2004	razmerje med krediti in BDP-ja	BDP na prebivalca (+) Ključna stopnja nacionalne banke (+) Tržna kapitalizacija (+) Stopnja brezposelnosti (+) Neposredne tuje naložbe (+) Depoziti (+)	VECM	Časovna serija
[1]	A. E. Akinlo in I. O. Oni	Determinants of bank credit growth in Nigeria 1980–2010	2015	kreditu privatnemu sektorju	Splošna ponudba denarja(+) Celotna sredstva banke (+) Stopnja inflacije (+) Stopnja rezerv (+) Ciklična premija tveganja (+) Obrestna mera posojil (+) Menjalni tečaj (+) BDP (+) Razmerje likvidnosti (+)	OLS	Časovna serija

nadaljuje na naslednji strani

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spre- menljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
				prva diferenca kreditov privatnemu sektorju	Splošna ponudba denarja(+) Celotna sredstva banke (+) Stopnja inflacije (+) Stopnja rezerv (+) Ciklična premija tveganja (+) Obrestna mera posojil (+) Menjalni tečaj (+) Realni bruto domači proizvod (+) Likvidnostna mera (+)	ECM	
[62]	Z. Wosko	Modelling credit growth in commercial banks with the use of data from Senior Loan Officers Opinion Survey	2015	kreditni podjetjem	Vrzel v financiranju (+) Inflacija (+) Stopnja donosa na borznem in- deksu (+) Pretekla stopnja rasti BDP (+)	OLS AR(1)	Panel
[31]	J. Kalman in J. Klacsó	Modelling the volume of corporate loans	2015	logaritem posojila podjetjem	BDP (+) 3M EURIBOR (+) Inflacija (HICP) (+) 10 letni donos državnih obveznic (+)	ECM	Časovna serija
<i>nadaljuje na naslednji strani</i>							

Št.	Avtor	Naslov	Leto	Odvisna spremenljivka	Neodvisne spremenljivke	Model	Podatki
[17]	A. Calza in C. Gartner, J. Sousa	Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro area	2001	logaritem posojila privatnemu sektorju	BDP (+) Kratkoročne tržne obrestne mere(+) Dolgoročni donos obveznic (+)	VECM	Časovna serija
[41]	M. Plašil in Š. Radkovsky, P. Režabek	Modelling bank loans to non-financial corporations	2012	logaritem posojil nebančnemu sektorju	Logaritem BDP (+) Obrestna mera za nova posojila (+) Obrestna mera (+) Razmerje neplačanih posojil (+) Verjetnost neplačila (+)	VECM	Časovna serija

Tabela 10: Tabela pregleda literature. Poleg neodvisnih spremenljivk v oklepaju so navedeni pričakovani predznaki avtorjev vira.