

KREDITNO TVEGANJE IN FINANČNE OMEJITVE SLOVENSkih PODJETIJ

Polona Trefalt, študentka znanstvenega magisterija na Ekonomski poslovni fakulteti Maribor, Univerza v Mariboru
prof. dr. Timotej Jagrič, CRM, redni profesor na Ekonomski poslovni fakulteti Maribor, Univerza v Mariboru
JEL: G300, G210, G330, C230, C250
UDK 347.715(497.4)

Povzetek

Višja je verjetnost stečaja podjetja, bolj je podjetje finančno omejeno, njegova rast pa je nižja. Z uporabo objektivnega kazalnika dejanskega stečaja podjetij ugotavljamo kreditno tveganje slovenskih podjetij. Verjetnost stečaja je pojasnjena z individualnimi lastnostmi podjetja in makroekonomskimi spremenljivkami. Mikro podjetja imajo presenetljivo nižjo verjetnost stečaja kakor večja. Ker je kreditno tveganje tesno povezano s sposobnostjo podjetij, da pridobijo zunanje vire, proučujemo tudi finančne omejitve podjetij. Vpliv notranjih virov na rast podjetja se z dostopanjem do zunanjih virov financiranja znižuje samo pri večjih, ne pa tudi pri mikro podjetjih. Tem pri zniževanju zunanje finančne omejenosti ne pomaga niti več premoženja, primernega za zastavo.

Ključne besede: kreditno tveganje, verjetnost stečaja, finančne omejitve, rast podjetja, premoženje, primerno za zastavo, probit model slučajnih učinkov, dinamični panel

Abstract

The higher the probability of default, the more the company is financially constrained and the lower its growth. Using bankruptcy as an indicator for a company defaulting, we identify the credit risk for Slovenian companies. Default probabilities are explained by the idiosyncrasies of the company's characteristics, as well as by macroeconomic variables. Surprisingly micro firms have a lower probability of default in comparison to larger firms. Considering that credit risk is closely related to a company's ability to obtain external funds, we explore the financial constraints faced by companies. The impact of internal funds on a company's growth decreases with the access to external funds only for larger companies. On the other hand, the dependence of micro companies on internal funds is still present, even if they gain access to external financing or have sufficient collateral to be pledged in order to obtain external financing sources.

Key words: Credit risk, Probability of default, Financial constraints, Company growth, Collateral, Random effects probit model, Dynamic panel

1 Literatura

Za obvladovanje sistemskih tveganj je izjemnega pomena razumevanje kreditnega tveganja in finančne omejenosti podjetij. Dejavniki, ki so vplivali na razvoj tehnik merjenja kreditnega tveganja, so bili: strukturno povečanje števila stečajev, trend k disintermediaciji najbolj kakovostnih in največjih dolžnikov, konkurenčne posojilne marže, nihanja tržne vrednosti realnih sredstev in posledično premoženja v zavarovanju ter povečanje zunajbilančnih instrumentov (Altman in Saunders, 1998).

Modele za ocenjevanje kreditnega tveganja lahko razdelimo v več skupin. V prvo skupino sodijo modeli, ki temeljijo na računovodskih podatkih, in vključujejo tudi druge, na primer makroekonomske, informacije. Začetek tovrstnih modelov je podal Altman (1968), v nadaljevanju pa so bili podprti z različnimi tehnikami modeliranja (Bernhardsen, 2001, Benito et al. 2004, Agarwal in Taffler, 2008). V drugo skupino sodijo modeli,

ki vsebujejo tržne informacije s temeljem v Black in Sholes (1973) ter Merton (1974), in se uporabljajo predvsem za kotirajoča podjetja (Hao in Zhang, 2009). V tretjo skupino pa se uvrščajo modeli, ki proučujejo bonitetne ocene oziroma bančni portfelj (Bonfim, 2009, Feng et al. 2008).

Vse skupine modelov imajo prednosti in pomanjkljivosti. Študijo na to temo sta opravila Agarwal in Taffler (2008), ki sta zaključila, da so modeli na podlagi računovodskih podatkov robustni in prinašajo kljub nekaterim kritikam pomembne ekonomske prednosti. Stečajni podjetij niso nenadni dogodek, so rezultat nakopičenega večletnega slabega poslovanja, ki se odraža v poslovnih izkazih. Hkrati pa so pogodbe za posojila večinoma odobrene na podlagi računovodskih informacij.

Kreditno tveganje je močno prepleteno s finančno omejenostjo podjetij. Campello in Chen (2010) in Bernanke et al. (1996) ugotavljajo, da vodijo finančne omejitve v različne odzive podjetij na makroekonomske

šoke. Finančno omejena podjetja so zaradi procikličnosti njihovih poslovnih modelov bolj tvegana. V času ekonomskih pretresov in znižanja kreditne aktivnosti imajo precej nižje prihodke in nižjo rast investicij kakor finančno neomejena podjetja.

Za ocenjevanje finančne omejenosti podjetja sta pomembni meri velikost in starost podjetja (Bernanke et al. 1996, Gilchrist in Zakrajšek, 1995, Ratti et al. 2008). Majhna podjetja, ki so večinoma tudi mlajša, so pogosto manj pregledna, imajo manj premoženja, primernege za zastavo, in se soočajo z likvidnostnimi omejitvami za investicije (Gertler in Gilchrist, 1993 in Zambaldi et al. 2011). Tovrstna podjetja ne zbirajo kapitala prek borznega trga. Ponudbena stran jih z bančnega vidika zaradi višje premije in visokih zahtev glede premoženja, primernege za zastavo, odvrča od povpraševanja po kreditih (Han et al. 2009 in Brown et al. 2011). Ferrando in Griesshaber (2011) nadalje ugotavljata, da velikosti podjetja z višjo razvitostjo države ni več pomembna.

Finančnoomejena podjetja v krizi načrtujejo višje znižanje investicij, tehnologije, oglaševanja in zaposlenosti v primerjavi s finančno neomejenimi podjetji. Višje izgube utrpijo podjetja, katerih financiranje je pretežno odvisno od bančnih linij. Ta podjetja izkusijo še višje znižanje tržne vrednosti, če je bančni sistem šibak (Campelo et al. 2010, Chava in Purnanandam, 2011). Kreditni krč nastane, kadar potencialni kreditjemalec izgubi dostop do kredita, tudi ko je zanj pripravljen plačati višjo ceno od prevladujoče na trgu (Zambaldi et al. 2011). V recesiji je rast podjetij nižja tudi zaradi pomanjkanja možnosti investiranja (Hovakimian, 2011).

Proučevanje finančnih omejitev se je začelo s Fazzari et al. (1988), ki presojajo finančne omejitve z vidika občutljivosti investicij na denarni tok. Podjetja z nižjim deležem izplačila dividend so bolj finančno omejena in imajo večjo odzivnost investicij na denarni tok. Tak pristop so z različnimi opredelitvami upoštevali Korajczyk in Levy (2003), Guariglia (2008), Colluzi et al. (2009), Almeida in Campello (2010), Hovakimian (2011).

Pomemben izziv so sprožili avtorji, ki so poskusili najti druge mere za finančno omejenost rasti podjetja. Študije o pomanjkljivosti tradicionalnega pristopa so se začele z Ericksonom in Whitedom (2000). Nato je Sufi (2009) dokazal, da je odsotnost kreditnih linij bank bolj učinkovita, statistično značilna mera za zunanje finančne omejitve kot pristop investicijsko-denarnega toka. Agca in Mozumdar (2008) in Chen in Chen (2012) zagovarjajo, da je občutljivost investicij na denarni tok, predvsem po izbruhu krize, popolnoma izginila. Ker so podjetja še vedno finančno omejena, občutljivost investicij na denarni tok ne more biti dobra mera za finančne omejitve. Te ugotovitve je upošteval tudi Rahaman (2011), ki je z dinamičnim panelom pokazal, da notranji viri financiranja pomembno vplivajo na rast podjetja, vendar se njihov vpliv z dostopom do zunanjih

virov financiranja zniža.

Glavni namen tega članka je povezati kreditno tveganje slovenskih podjetij z njihovimi finančnimi omejitvami. Naša raziskava je v delu finančnih omejitev tudi nadaljevanje raziskave avtorjev Volk in Trefalt (2013). Pri tem smo del omenjene raziskave nadgradili s proučevanjem vpliva verjetnosti stečaja in obdobja krize na finančno omejenost podjetja. Na našem vzorcu se izkaže, da so mikro podjetja še bolj finančno omejena. Vpliv notranjih virov na rast podjetja se z dostopanjem do zunanjih virov financiranja namreč zniža samo pri večjih, ne pa tudi pri mikro podjetjih. Ocenjujemo, da navedene izboljšave skupaj s povezovanjem sistemskih dejavnikov nudijo boljši vpogled v težave slovenskih podjetij. Analiza, ki povezuje več vidikov, je kakovostna podlaga za razpravo in možne rešitve.

Naslednje poglavje opisuje podatke za kreditno tveganje. Poglavje 3 predstavlja uporabljene tehnike modeliranja, poglavje 4 rezultate ocenjenega modela za kreditno tveganje skupaj z njihovo uporabo v delu finančnih omejitev. Poglavji 5 in 6 opisujeta podatke in rezultate na področju finančnih omejitev rasti podjetij, ločeno glede na velikost podjetja. V poglavju 7 so podane zaključne ugotovitve.

2 Podatki za ocenjevanje modela kreditnega tveganja

Vzorec temelji na računovodskih izkazih podjetij iz zbirke podatkov Agencije Republike Slovenije za javnopravne evidence in storitve (AJPES). Uporabljeni so letni podatki bilance stanja in izkaza poslovnega izida podjetij, samostojni podjetniki so izključeni. Za kreditno tveganje so izključena tudi podjetja, ki so poslovala manj kakor dve leti. Vzorec zajema 329.133 opazovanj za 55.411 različnih podjetij od leta 2004 do 2011. Opazovanje skoraj celotne populacije in sedemletno obdobje omogočata opazovanje verjetnosti stečaja za povprečni poslovni cikel. Po opredelitvi za to raziskavo je podjetje i v stečaju, ko je njegovo poslovanje v težavah in preide v prisilno poravnavo ali stečaj. Kreditno tveganje ocenjujemo z uporabo objektivnega kazalnika dejanskega stečaja podjetij, ki je pridobljen iz zbirke Bonitetne hiše i , d. o. o. Bilance podjetij, ki preidejo v stečaj v času $t+1$, so vključene v model do trenutka t . Stečaj podjetja v letu $t+1$ je pripisan k bilančnim podatkom v letu t .

V Sloveniji je veliko mikro podjetij. Za mikro podjetje je uporabljena opredelitev, po kateri morata biti izpolnjena dva od treh pogojev: (1) bilančna vsota mora biti pod 50 tisoč EUR, (2) prihodki od prodaje morajo biti pod 50 tisoč EUR, (3) povprečno število zaposlenih glede na število opravljenih ur ne sme preseči 6. Mikro podjetja pomenijo četrtno vseh podjetij v vzorcu. Enak delež jih je med tistimi, ki ne gredo v stečaj, medtem ko jih je v stečaju 13 %. Nižji delež mikro podjetij v stečaju je lahko

Tabela 1: Opisne statistike podjetij, vključenih v vzorec za modeliranje kreditnega tveganja

	Povprečje - aktivna podjetja	Povprečje podjetja v stečaju	t-Ratio (Welch test)	Razlika = povprečje (aktivna) - povprečje (stečaja)	Ha: Razlika ni 0	Vključitev v model (da/ne)
Bilančna vsota (v 1000 EUR)	2.192	3.210	1,89	-1018,30	0,06	ne
Mikro podjetje	0,25	0,13	17,84	0,12	0,00	da
Prihodki od prodaje (v 1000 EUR)	1.589	1.596	-0,03	-7,10	0,98	ne
Starost (v letih)	11,01	11,01	0,01	0,00	0,99	da
Pospešeni kazalnik	2,88	0,82	8,83	2,06	0,00	da
Koeficient obračanja sredstev	1,49	1,09	5,05	0,32	0,00	da
Denarni tok	-0,24	-10,50	1,85	10,25	0,07	da
Premoženje primerno za zastavo	0,28	0,20	13,02	0,08	0,00	da
Delež dolga v obveznostih do virov sredstev	0,94	10,49	-9,55	-2,20	0,03	da
Delež kapitala v obveznostih do virov sredstev	0,04	-9,55	9,59	2,21	0,03	ne
Pokritost odplačevanja obresti	7,84	-20,83	8,34	28,67	0,00	ne

Vir: AJPES, Bonitetna hiša i, d. o. o, lastni preračuni.

tudi zaradi administrativnih stroškov postopkov stečaja (Bernhardsen, 2001), saj lahko presegajo likvidacijsko vrednost podjetja. S tem so kreditodajalci manj motivirani za začetek stečajnih postopkov.

Razlika v starosti med aktivnimi podjetji in podjetji v stečaju v povprečju ni izrazita, nekoliko višja je pri opazovanju mediane. Bilančna vsota in prihodki od prodaje kot merili za velikost podjetja izkazujejo, da so v povprečju v stečaju nekoliko večja podjetja. Na splošno velja, da imajo večja podjetja nižjo verjetnost stečaja, vendar z upoštevanjem finančnega položaja podjetja velikost podjetja izgubi pomembnost (Bonfim, 2009). Po izbruhu krize so v Sloveniji v stečaj prešla predvsem večja podjetja, še posebej v gradbeni dejavnosti. Znižanje investicij gradbeništva, ki je imelo pred krizo eno najvišjih dodanih vrednosti v BDP-ju med državami evrskega območja, je močno vplivalo na krčenje gospodarstva. Prej prevrednoteno premoženje se je z nelikvidnostjo trga nepremičnin, znižanjem cen in vse večjo negotovostjo odrazilo tudi v nižjem vrednotenju stečajne mase, ki pogosto ni zadostovala za poplačilo obveznosti. Propad večjih podjetij je bil presenetljivo značilen tudi v necikličnih dejavnostih, kakor sta trgovina ter informacije in telekomunikacije.

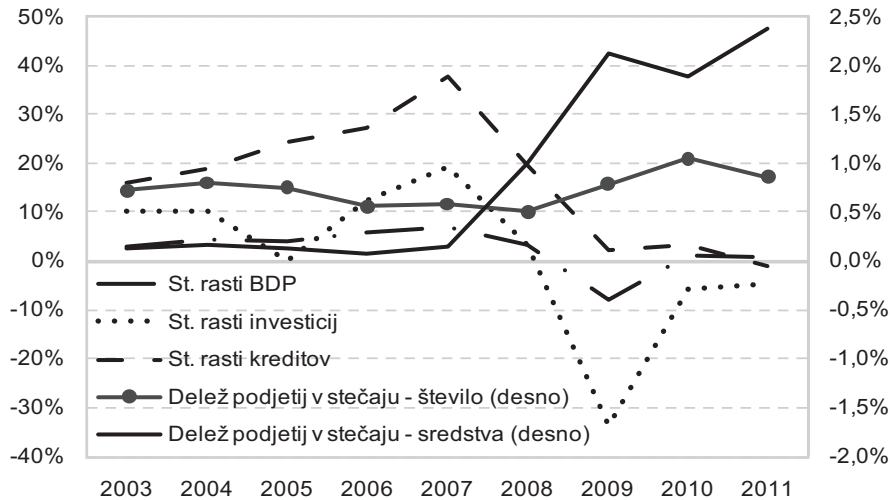
Kakor pričakovano, imajo podjetja v stečaju v povprečju višji finančni vzvod, nižji denarni tok, nižjo likvidnost in nižjo učinkovitost poslovanja. Slovenska podjetja so se v času visoke kreditne rasti pred krizo močno zadolžila, podobno ugotavljajo Coricelli et al. (2011) za srednje in vzhodnoevropske države. Finančni vzvod je v povprečju več kakor ena, kar pomeni, da imajo slovenska podjetja v povprečju negativen kapital. Do tega pride zaradi ekstremne zadolženosti zadnjega percentila, kjer je dolg kar 7,7-krat višji od sredstev. Ob njegovi izločitvi se

povprečje zelo približa srednji vrednosti. Učinkovitost poslovanja je merjena s kazalnikom, ki pove, koliko enot prihodkov ustvari podjetje na enoto sredstev. Vendar pretirana prodaja glede na sredstva lahko pomeni višje kreditno tveganje zaradi nezadostnih sredstev (Altman, 1968). Najvišja koncentracija tovrstnih bankrotiranih podjetij je v trgovinski in predelovalni dejavnosti. Pokritost plačila obresti z operativnim dobičkom pa izkazuje nižjo solventnost podjetij v stečaju, ki v povprečju ne zmorejo poravnati finančnih obveznosti iz rednega poslovanja.

Podjetja v stečaju imajo v povprečju manj premoženja, primerne za zastavo. Podobno dobimo, če v premoženje vključimo še dolgoročne finančne naložbe v delnice, ki so bile pred krizo pomemben vir zavarovanja kreditov pri slovenskih bankah. Mednarodni računovodski standardi predpisujejo vrednotenje tovrstnih zavarovanj po tržni vrednosti. Ta se je ob izbruhu krize zaradi predhodnega prevrednotenja drastično znižala. Banke imajo otežena poplačila za terjatve do podjetij v stečaju. V bilancah podjetij pa ostajajo visoki dolgovi na eni strani in nižja vrednost sredstev na drugi strani, kar otežuje njihovo potrebno razdolževanje.

V tabeli 1 je poleg povprečij finančnih kazalnikov in kontrolnih spremenljivk za starost in velikost predstavljen tudi Welch t test. Ta upošteva različno varianco med vzorci in primerja, kako se razlikujeta povprečji dveh vzorcev. Za večino spremenljivk, ki so vključene v model, se povprečje statistično ločuje med skupinama. Izjemi sta starost in denarni tok, ki pa sta v literaturi pokazana kot pomembna dejavnika kreditnega tveganja in se tudi v našem primeru v kombinaciji z drugimi spremenljivkami v modelu izkažeta kot statistično značilni spremenljivki.

Slika 1: Delež podjetij v stečaju, stopnja rasti kreditov, investicij in BDP (v odstotkih)



Vir: AJPES, BS, SURS, lastni preračuni.

Na verjetnost stečaja vplivajo tudi makroekonomske spremenljivke, ki pojasnjujejo premik povprečne verjetnosti stečaja v času (Jacobson et al. 2011). Slika 1 prikazuje trend gibanja stopenj rasti kreditov, BDP-ja in investicij, ki je izrazito proticiklični glede na delež stečajev. Vpliv poslovnega cikla na kreditno tveganje je precej večji, če je kakovost bančnih naložb slaba (Marcucci in Quagliariello, 2009).

V skladu s teorijo (Carling et al. 2007 in Bonfim, 2009) je večina kreditnega tveganja ustvarjenega z ohlapnimi kreditnimi standardi v času visoke kreditne rasti. Z njimi banke pritegnejo tudi bolj tvegane posojilojemalce. Ko gospodarstvo zaide v recesijo, se to tveganje realizira. Banke se želijo izogniti prevelikim izgubam, zato naj bi imela večja podjetja več možnosti za revolving. Vendar po drugi strani, dlje ko je podjetje tvegano, višja je verjetnost njegovega stečaja. V recesiji, ki nastane zaradi monetarne kontrakcije, je zadolženost pri velikih podjetjih težje obvladljiva, medtem ko se breme dolga za majhna podjetja bistveno ne spremeni (Murray in Goyal, 2009). Podobno kakor stečaji podjetij je tudi stopnja poplačila tesno povezana s poslovnimi cikli (Bruche in Gonzalez-Aguado, 2010). Večji delež podjetij v stečaju v času recesije zaradi nizke stopnje poplačila dodatno povečuje sistemsko tveganje.

3 Empirični model

Pri kreditnem tveganju gre za diskretne spremenljivke. Odvisna spremenljivka lahko doseže vrednost 1 z verjetnostjo p in vrednost 0 z verjetnostjo $(1-p)$. Z modelom ugotovimo, kolikšna je verjetnost, da bo podjetje prešlo v stečaj. Ocenjena verjetnost linearnih modelov je lahko izven intervala $[0,1]$. Prav tako je prisotna neposredna heteroskedastičnost, saj ima

ostanek visoko nenormalno distribucijo. Problem rešimo z uporabo binarnih diskretnih modelov (Verbeek, 2004).

Na splošno je verjetnost, da odvisna spremenljivka zavzame vrednost 1, odvisna od vektorja X_{it} , ki vsebuje individualne značilnosti posameznika x_{it} ter časovno spremenljive učinke z_t , kakor so na primer časovne slamnate spremenljivke in makroekonomske spremenljivke. Spremenljivke, značilne za posamezno podjetje, ločijo podjetja po tveganosti, medtem ko časovni učinki premikajo povprečno verjetnost stečaja.

Ocenjena verjetnost je enaka

$$P\{y_{it} = 1 | x_{it}, z_t\} = F(x_{it}, z_t, \beta)$$

pri čemer je $F(\cdot)$ kumulativno porazdelitvena funkcija, ki pretvori linearno latentno spremenljivko v porazdelitev na intervalu med 0 in 1 (Verbeek, 2004 in Wooldridge, 2001).

Najpogosteje uporabljeni funkciji sta standardna normalna porazdelitvena funkcija $\Phi(\cdot)$, ki je podlaga za probit model

$$F(w) = \Phi(w) = \int_{-\infty}^w \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}t^2\right\} dt$$

in logistična funkcija $L(\cdot)$, ki je podlaga za logit model

$$F(w) = L(w) = \frac{e^w}{1 + e^w}$$

Ocenjeni koeficienti niso enaki in tudi niso neposredno primerljivi, vendar so izračunane verjetnosti zelo

podobne. Funkciji se razlikujeta v tem, da ima logistična distribucija nekoliko močnejšo koncentracijo enot na repih porazdelitve. Model fiksnih učinkov upošteva samo variacijo posameznika v času, zato izgubimo enote, ki so bile celotno obdobje v 0 ali 1. V skladu z literaturo tako uporabimo probit model slučajnih učinkov in zajamemo celotni vzorec, tako tista podjetja, ki so bila ves čas aktivna, kakor tista, ki so prešla v stečaj (Cameron in Trivedi, 2005).

Pri linearnih regresijah je pokazatelj točnosti ocene modela determinacijski koeficient R^2 , ki je pri binarnih modelih ne moremo oceniti oziroma lahko izračunamo samo njen približek. V nasprotju z linearnimi regresijami pri tem ni enovitega merila kakovosti ocene modela, obstaja pa več presoj razločevanja moči modelov. Mere, ki jih uporabljamo pri ugotavljanju uspešnosti modelov, so krivulja ROC, Brierjeva mera, Pseudo R^2 in test razmerja verjetja, ki primerja različne ocenjene modele (BIS, 2005 in Medema et al. 2009).

V delu finančnih omejitev uporabimo dinamičnih panel. Vpliv učinkov je ocenjen v času t in se ne prenaša v različna časovna obdobja. Proučujemo, kako rast podjetja v času $t-1$ vpliva na rast podjetja v času t .

Splošno enačbo dinamičnega panela lahko zapišemo kot

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + X'_{it} \beta + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

ki poleg vektorja spremenljivk na ravni podjetja X'_{it} in vektorja parametrov, ki jih ocenjujemo β , neopazovanih individualnih značilnosti podjetja η_i , vključuje tudi odloženo vrednost odvisne spremenljivke y_{it-1} ter njen parameter α . Velja splošna predpostavka, da individualni učinki η_i ne smejo biti korelirani z ostankom ε_{it} (Baltagi, 2005).

Ocena dinamičnega panela vodi v več ekonometričnih problemov. Cenilka OLS je nekonzistentna zaradi korelacije med preteklo vrednostjo odvisne spremenljivke y_{it-1} in individualnimi učinki η_i . Problem endogenosti ostane tudi s cenilkama slučajnih in fiksnih učinkov (Cameron in Triverdi, 2005).

Transformacija z odštetjem prvega odloga $y_{it} - y_{it-1} = \alpha (y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta (X_{it} - X_{it-1})' + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$ eliminira iz modela individualne učinke η_i , vendar pa povzroči korelacijo med odvisno spremenljivko v odlogu $(y_{it-1} - y_{it-2})$ in ostankom $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$. Ker se vse pretekle vrednosti ostankov ne pojavijo v vseh $\Delta\varepsilon_{it}$, lahko ta problem rešimo z instrumentalnimi spremenljivkami. Anderson in Hsiao (1981) sta predlagala, da se kot instrument za $(y_{it-1} - y_{it-2})$ uporabi y_{it-2} , ker ni koreliran z $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$, ob predpostavki, da je ε_{it} v času nekoreliran, hkrati pa je močno koreliran z $(y_{it-1} - y_{it-2})$. Bolj učinkovita je uporaba instrumentalnih spremenljivk z dodajanjem več odlogov odvisne spremenljivke (Roodman, 2006).

Arellano in Bond (1991) sta izpeljala konsistentno cenilko na podlagi posplošene metode momentov, ki uporablja nivoje instrumentov v odlogu $(y_{1T}, y_{2T}, \dots, y_{TT-2})$. Blundell in Bond (1998) sta nato ugotovila, da lahko postanejo odloženi nivojski instrumenti prešibki za regresijsko enačbo v diferencah, ko postane avtoregresivni proces preveč vztrajen, ali ko postane prevelik kvocient variance individualnih značilnosti podjetja η_i in variance ostanka ε_{it} . To lahko povzroča pristranskost ocenjevalnih koeficientov. Zato sta s kombinacijo pogojnih momentov z odloženimi nivojskimi instrumenti za ocenjevanje regresijske enačbe v diferencah in pogojnih momentov, v katerih so odložene diference ustreznih instrumentov za ocenjevanje regresijske enačbe v nivojih, nadgradila pristop, opisan v Arellano in Bover (1995). To je tako imenovana sistemska cenilka posplošene metode momentov (*ang. system GMM*). Ena izmed več prednosti sistemske cenilke GMM je, da lahko zaradi dvostopenjskega pristopa vključuje tudi časovno nespremenljive regresorje, ki jih diferenčna cenilka GMM izloči (Roodman, 2006).

Sistemska cenilka je z dodatnimi pogojnimi momenti primernejša za ocenjevanje finančnih omejitev podjetja. Razlog za to je, da omogoča vključitev časovno nespremenljivih regresorjev, kakor so na primer sektorske slamnate spremenljivke. Ker so odložena opazovanja v enačbah kot instrumenti in ne izrecno kot regresorji, je sistemska cenilka bolj robustna za neuravnotežene panele. Za boljše zadostitev predpostavk, da ni koreliranosti in ideosinkratičnih motenj v ostankih, vključimo v model časovne slamnate spremenljivke (Roodman, 2006). Standardna variančno-kovariančna matrika dvostopenjske GMM cenilke parametrov je pristranska, asimptotične standardne napake so premajhne. Zato uporabimo popravljeno variančno-kovariančno matriko, kakor je predlagal Windmeijer (Bond, 2002). Pravilnost specifikacije modela preskusimo z ustreznostjo instrumentov s testom Hansen Sargen in avtokorelacijo v ostankih s testom Arellano in Bond (1991). Vse ocene modelov so opravljene s programom Stata 12.

4 Rezultati ocenjenega modela kreditnega tveganja

Tabela 2 prikazuje rezultate panelnega probit modela slučajnih učinkov z različnimi pojasnjevalnimi spremenljivkami. Osnovni model 1 vključuje individualne podjetniške spremenljivke. Podjetniška učinkovitost kot koeficient obračanja sredstev z negativnim vplivom pomembno pojasni, da imajo bolj učinkovita podjetja nižjo verjetnost stečaja. Hitri kazalnik je pokazatelj likvidnosti, ki meri sposobnost podjetja, da za uporabo kratkoročnih sredstev brez zaloga zagotovi denarne pritoke za poplačilo kratkoročnih obveznosti. Podjetja z visokimi likvidnostnimi omejitvami se soočajo s težjo poravnavo obveznosti in imajo višjo

Tabela 2: Ocenjeni modeli za verjetnost stečaja (PD), odvisna spremenljivka je stečaj podjetja

Panelni probit model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
<i>Spremenljivke podjetja</i>													
Starost	-0,003**	-0,004***	-0,003**	-0,004**	-0,003**	-0,003**	-0,004***	-0,004**	-0,004***	-0,003**	-0,003**	-0,003**	-0,004***
Mikro podjetje	-0,325***	-0,324***	-0,316***	-0,320***	-0,317***	-0,320***	-0,325***	-0,322***	-0,324***	-0,319***	-0,317***	-0,314***	-0,325***
Pospešeni kazalniki	-0,015***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,014***	-0,017***	-0,014***	-0,014***
Koeficient obračanja sredstev	-0,068***	-0,069***	-0,070***	-0,070***	-0,072***	-0,070***	-0,069***	-0,070***	-0,069***	-0,070***	-0,070***	-0,072***	-0,069***
Denarni tok	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,000***	-0,001***	-0,000*
Premoženje primerno za zastavo	-0,479***	-0,553***	-0,555***	-0,552***	-0,554***	-0,553***	-0,552***	-0,552***	-0,552***	-0,552***	-0,558***	-0,556***	-0,551***
Delež dolga v obveznostih do virov sredstev	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,007***	0,006***	0,007***	0,007***
<i>Makroekonomske spremenljivke</i>													
Rast investicij (t)			-0,003***						-0,002***	-0,007***	-0,003***		
Rast investicij (t-1)				-0,005***									
Rast BDP (t)					-0,020***								
Rast BDP (t-1)						-0,018***							
Rast kreditov (t)							-0,008***						
Rast kreditov (t-1)								-0,009***	-0,008***				
Obrestna mera										0,064***			
Rast borznega trga												-0,001***	
Pospešeni kazalniki*rast investicij											-0,000***		
Denarni tok*rast investicij											0,000***		
Čas krize													0,170***
Denarni tok*čas krize													-0,000**
Konstanta	-2,175***	-2,134***	-2,004***	-1,994***	-1,913***	-1,958***	-1,901***	-1,854***	-1,871***	-2,000***	-2,000***	-1,997***	-2,067***
Časovne slamnate spremenljivke	da	da	da	da	da	da	da	da	da	da	da	da	da
Slamnate spremenljivke za dejavnosti													
Št. opazovanj	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515	286.515
Št. podjetij	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411	55.411
Logaritmsko verjetje	-10,663	-10,475	-10,521	-10,494	-10,521	-10,491	-10,483	-10,489	-10,481	-10,506	-10,513	-10,532	-10,490
Test razmerja verjetja	-	376,39	285,47	338,48	285,30	345,48	359,79	348,57	364,17	314,78	300,26	262,45	347,34
Ploščina pod ROC krivuljo	0,704	0,728	0,723	0,726	0,722	0,726	0,728	0,726	0,728	0,725	0,725	0,722	0,727
Brijerjeva mera	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Vir: AJPEŠ, SURS, ECB, Bonitetna hiša i. d. o. o. lastni izračuni.

verjetnost stečaja, enako tudi podjetja z višjim deležem dolga v obveznostih do virov sredstev. Čeprav vzdržno zadolževanje vpliva prek tehnološkega izpopolnjenja, inovacij ali novih zmogljivosti ugodno na rast podjetja (Coluzzi et al. 2009 in Coricelli et al. 2010), ga je treba presojati skupaj z drugimi finančnimi kazalniki. Denarni tok, ki je razmerje med prihodki iz poslovanja in poslovnim izidom, ima negativen predznak. Kot pri Volk (2012) stabilna, izkušena in dobičkonosna podjetja lahko ustvarijo dovolj denarnega toka za zagotavljanje plačila kreditodajalcem in donosa lastnikom. Ocenjeno premoženje, primerno za zastavo, pri bančnih posojilih (osnovna sredstva in naložbene nepremičnine kot delež v celotnih sredstvih) izkazuje z visoko vrednostjo koeficienta negativen vpliv na verjetnost stečaja. Več ima podjetje primerne premoženja, manjša je verjetnost stečaja.

Kontrolna spremenljivka za velikost podjetja, ki zavzame 1 pri mikro in 0 pri večjih podjetjih, izkazuje negativen koeficient. Mikro podjetja imajo nižjo verjetnost stečaja. Prvi razlog je v pristopu kreditodajalcev k reševanju težav mikro podjetij. Stroški stečaja lahko zaradi dolgotrajnih postopkov presežejo vrednost stečajne mase. Drugi razlog pa je, da je po izbruhu krize bankrotiralo več večjih kakor mikro podjetij.

V specifikaciji modela 2 smo dodali slamnate spremenljivke za dejavnosti in leta. Pri dejavnostih smo zaradi multikolinearnosti izpustili slamnato spremenljivko za predelovalne dejavnosti. Zato koeficienti drugih dejavnosti izkazujejo ali so te bolj ali manj tvegane od predelovalne dejavnosti. Vse dejavnosti razen gostinstva so manj tvegane kakor predelovalne dejavnosti. Pri tem je dejavnost kmetijstva, gozdarstva, ribištva in rudarstva statistično neznačilna. Pri časovnih slamnatih spremenljivkah je izključeno leto 2007, ko je bila gospodarska rast najvišja. Pozitivni predznak pomeni, da je bila verjetnost stečaja v vseh letih višja kakor leta 2007. Koeficienti so najvišji v zadnjih treh letih, v obdobju recesije, leti 2006 in 2008 pa nista statistično značilni.

Z dodajanjem makroekonomskih informacij so od modela 3 do modela 12 vključene naslednje spremenljivke: rast investicij, rast BDP, rast kreditov, obrestna mera in rast borznega indeksa. Rasti investicij, BDP-ja in kreditov v tekočem letu izkazujejo negativen predznak, kar pomeni, da višje rasti teh kategorij v povprečju znižujejo verjetnost stečaja. Negativen obrat poslovnega cikla z zamikom vpliva na višjo verjetnost stečaja podjetja. Znižanje investicij in kreditov v prvem odlogu ima še večji vpliv na verjetnost stečaja kakor njihovo znižanje v tekočem letu. Stopnje rasti kreditov in investicij se gibljejo na širšem intervalu, zato so koeficienti nižji kakor pri BDP-ju. Zniževanje kreditne aktivnosti v preteklem letu pa vpliva na zniževanje investicij v tekočem letu in vodi v višjo verjetnost stečaja.

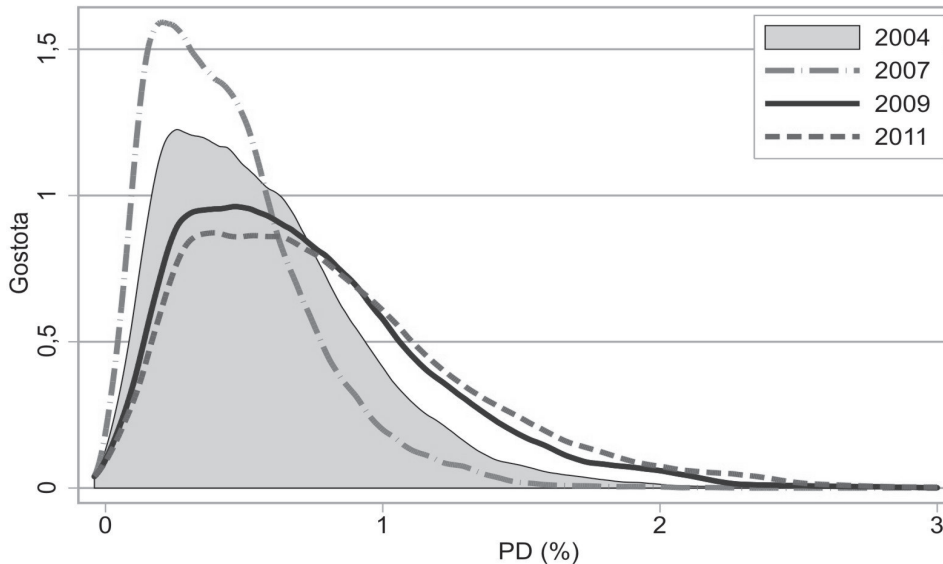
V modelu 10 opazujemo investicije skupaj z obrestno mero. V času recesije, ob zniževanju investicij, se poskuša z nižjo obrestno mero spodbuditi gospodarstvo brez inflacijskih pritiskov. Vendar je takrat zaradi nižjih denarnih tokov sposobnost podjetja, da poravnava obveznosti, nižja. Obrestna mera izkazuje pozitiven predznak, ker pomeni servisiranje dolga v času višjih obrestnih mer za podjetja večje breme in vodi v višjo verjetnost stečaja. Uporabili smo tudi model, ki vključuje kot makroekonomsko spremenljivko le obrestno mero. Predznak njenega koeficienta je bil negativen, saj je obrestna mera prevzela pojasnjevanje tudi širšega gospodarskega položaja, vendar ni bila statistično značilna.

Med interakcijami sta dve statistično značilni spremenljivki. Njuna koeficienta sta precej majhna, kar pomeni, da pri pojasnjevanju nimata odločilne vloge. Interakcija med pospešenim kazalnikom in investicijami nakazuje, da je prispevek pospešenega kazalnika k verjetnosti stečaja ob zvišanju investicij za enoto še bolj negativen. Interakcija med denarnim tokom in investicijami pa izkazuje pozitiven predznak. V času višje rasti investicij se negativen vpliv denarnega toka nekoliko zniža.

Positivna gibanja na borznem trgu izboljšajo celotno finančno stanje podjetja in pomenijo manjšo verjetnost stečaja. Vpliv krize pa ima močan pozitiven vpliv na verjetnost stečaja podjetja, kar pomeni, da se v krizi verjetnost stečaja precej zviša. Slamnata spremenljivka za čas krize je v modelu 13 oblikovana za leta 2009, 2010 in 2011, ko se je gospodarstvo skrčilo, in pojasnjuje celotno sistemsko tveganje. Rezultat je v skladu z literaturo, da se večina kreditnega tveganja ustvari pred krizo, v času visoke gospodarske rasti, nižjih kreditnih standardov, ob nizkih obrestnih merah. Z nastopom recesije in zaostritve kreditnih standardov pa se tveganje realizira. S časom krize je statistično značilna samo ena interakcija, in sicer z denarnim tokom, ki je značilen pri 10 %. Koeficient z negativno povezavo pomeni, da je v času krize še večji negativen vpliv denarnega toka na verjetnost stečaja. Tudi koeficient te interakcije je precej majhen.

Ocenjeni koeficienti za spremenljivke podjetij v različnih modelih se skoraj ne spremenijo, so robustni. To pomeni, da so dodatni faktorji, ki jih vključujemo, večinoma neodvisni od specifičnih spremenljivk za podjetja. Na sliki 2 je z jedrno gostoto prikazana empirična distribucija povprečne verjetnosti stečajev (PD) v odstotkih. S sivo je obarvana porazdelitev verjetnosti stečaja leta 2004. Ko se je gospodarstvo pregrevalo, je postala porazdelitev leta 2007 bolj koničasta in asimetrična v desno, saj je bila verjetnost stečaja nižja. Po izbruhu krize in višji verjetnosti stečaja pa je porazdelitev postala bolj sploščena in asimetrična v levo.

Slika 2: Porazdelitev verjetnosti stečajev (PD) po letih



Vir: Lastni izračuni.

4.1 Verjetnost stečaja kot finančna omejitev za rast podjetja

Kreditno tveganje povežemo s finančnimi omejitvami podjetja tako, da preverimo, ali verjetnost stečaja vpliva na rast podjetja. Za zagotovitev uporabe najbolj nepristranske ocenjene verjetnosti stečaja ocenimo povprečne verjetnosti stečaja za podjetja. Napako merimo s celotno napako ali RMSE (*ang. root-mean-square error*).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (DR_{Pt} - DR_{At})^2}$$

kjer je DR_{At} z modelom ocenjena verjetnost stečaja in DR_{Pt} dejanski delež podjetij v stečaju, oboje v času t (Volk, 2012 in Jacobson et al. 2011).

V tabeli 3 se kot najbolj nepristranski modeli izkažejo: model 2, ki poleg individualnih podjetniških spremenljivk dodatno vključuje sektorske in časovne slamnate spremenljivke, model 8, ki dodatno vključuje sektorske slamnate spremenljivke in spremenljivko krediti v preteklem letu, ter model 9, ki dodatno poleg modela 8 vključuje še spremenljivko investicije v tekočem letu. Rezultat je pričakovan, ker časovne spremenljivke vključujejo poleg makroekonomskih spremenljivk tudi institucionalne, sistemske in nadzorniške spremembe. Vendar so v proučevanem obdobju te imele manjši vpliv, saj je točnost napovedi enaka tudi med modeli, ki neposredno vsebujejo makroekonomske spremenljivke. Najbolj se verjetnost stečaja pojasni s krediti in v kombinaciji z investicijami.

Ker ti modeli dajo najvišjo točnost vzorčne napovedi za verjetnost stečaja in imajo visoko splošno klasifikacijsko stopnjo točnosti, jih uporabimo kot možno finančno omejitev pri rasti podjetja.

5 Podatki za ocenjevanje modela finančnih omejitev

Pri proučevanju finančnih omejitev uporabimo enake osnovne podatke kot v delu kreditnega tveganja. Za ta namen so iz vzorca izključena podjetja z negativnim kapitalom, ker večinoma nimajo potenciala za rast in tudi zaradi uporabe naravnega logaritma pri ocenjevanju modela. Po postavitvi te omejitve v vzorcu ostane 334.542 opazovanj za 69.425 različnih podjetij.

V tabeli 4 je prikazana opisna statistika za rast podjetja, vire financiranja in druge značilnosti podjetij. Odvisna spremenljivka je *rast podjetja*. Pogosto uporabljeni meri za rast podjetja sta v literaturi prihodki od prodaje in število zaposlenih (Coluzzi et al. 2009, Hovakimian, 2011 in Rahaman, 2011). Predpostavlja se, da je rast prihodkov podjetja sorazmerna rasti njihovih investicij, za katere podatkov ni na voljo. Mera za rast podjetja v tej raziskavi je rast celotnih prihodkov od prodaje podjetja i , ki je definirana kot $\Delta \log(\text{prihodki od prodaje})_{it} = \log(\text{prihodki od prodaje})_{it} - \log(\text{prihodki od prodaje})_{it-1}$. Kot odvisno spremenljivko smo preizkusili tudi rast števila zaposlenih. Zaradi slabih podatkov smo dobili ali neustrezne predznake koeficientov pojasnjevalnih spremenljivk ali pa so bile te statistično neznačilne, prav tako niso bili potrjeni preskusi za avtokorelacijo in ustreznost instrumentov.

Tabela 3: Dejanska in na podlagi vzorca ocenjena verjetnost stečaja

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	RMSE
Dejanski delež podjetij v stečaju	0,80	0,75	0,56	0,58	0,50	0,79	1,05	0,86	
Ocenjena verjetnost stečaja									
Model 1	0,63	0,62	0,62	0,63	0,63	0,64	0,64	0,62	0,20
Model 2	0,63	0,55	0,46	0,42	0,47	0,72	0,95	0,74	0,13
Model 3	0,56	0,61	0,55	0,51	0,60	0,86	0,66	0,64	0,19
Model 4	0,54	0,54	0,62	0,53	0,48	0,61	0,98	0,66	0,15
Model 5	0,62	0,61	0,56	0,54	0,64	0,51	0,73	0,78	0,18
Model 6	0,60	0,55	0,56	0,52	0,49	0,60	1,01	0,64	0,15
Model 7	0,56	0,51	0,48	0,41	0,55	0,77	0,86	0,80	0,16
Model 8	0,63	0,60	0,53	0,51	0,41	0,60	0,87	0,82	0,13
Model 9	0,59	0,59	0,49	0,45	0,42	0,74	0,86	0,81	0,13
Model 10	0,51	0,66	0,59	0,50	0,45	0,82	0,73	0,73	0,17
Model 11	0,56	0,61	0,55	0,52	0,60	0,87	0,66	0,63	0,19
Model 12	0,59	0,63	0,57	0,52	0,73	0,63	0,67	0,67	0,20
Model 13	0,51	0,50	0,50	0,50	0,50	0,82	0,81	0,79	0,17

Vir: Lastni izračuni.

Dostop do zunanjih virov financiranja pomembno vpliva na rast podjetja. Mikro podjetja imajo omejen dostop do zunanjih virov financiranja, zato morajo za financiranje njihove rasti zbrati več notranjega kapitala (Rahaman,

2011). Razmerje med kapitalom in sredstvi je 65 % pri mikro in 42 % pri večjih podjetjih. Mikro podjetja so bolj finančno omejena, vendar pa je njihova rast višja kakor pri večjih podjetjih.

Tabela 4: Opisna statistika podjetij, vključenih v vzorec za modeliranje finančne omejenosti podjetij

	Povprečje - mikro podjetja	Povprečje - ostala podjetja	t-Ratio (Welch test)	Razlika = povprečje (aktivna) - povprečje (stečaja)	Ha: Razlika ni 0	Vključitev v model (da/ne)
<i>Rast podjetja</i>						
$\Delta \log(\text{prodaja})_{it}$	0,12	0,09	-5,39	-0,02	0,00	da
<i>Notranji viri</i>						
Kapital v sredstvih (v %)	65,40	41,54	-2,06	-0,24	0,00	da
<i>Dostop do zunanjih virov financiranja</i>						
Podjetje ima kredit (v %)	15,06	60,64	293,06	0,46	0,00	da
Podjetje ima dolgoročni kredit (v %)	31,46	57,40	38,91	0,26	0,00	ne
Kredit v sredstvih (v %)	31,42	24,15	-19,85	-0,07	0,00	da
Premoženje za zastavo v sredstvih (v %)	17,10	29,46	111,90	0,12	0,00	da
<i>Značilnosti podjetja</i>						
Celotna prodaja (v mio EUR)	21,37	2118,90	45,91	2097,52	0,00	ne
Celotna sredstva (v mio EUR)	176,91	2875,43	31,95	2698,51	0,00	da
Starost podjetja v letih	6,39	10,50	161,23	4,10	0,00	da
Finančni vzvod na podlagi dolgoročnega dolga (v %)	3,71	11,91	128,58	0,08	0,00	da

Vir: AJPEŠ, lastni preračuni.

Dostop do bančnih kreditnih linij se je izkazal za boljše merilo za zunanje finančne omejitve kakor pristop na podlagi denarnega toka (Sufi, 2009). Z merama *podjetje ima kredit* in *premoženje primerno za zastavo* ocenjujemo sposobnost podjetja, da pridobi bančni kredit. Spremenljivka *podjetje ima kredit* je enaka 1, če je podjetje *i* zadolženo pri vsaj eni banki, in 0 v nasprotnem primeru. Samo 15 % mikro podjetij ima kredit, kar potrjuje, da se ta soočajo z večjimi zunanji finančnimi omejitvami kakor večja podjetja, katerih 60 % ima kredit. Mikro podjetja imajo tudi manjši delež *premoženja, primerneza zastavo*, ki je za 12 odstotnih točk nižji od večjih podjetij, kar jih postavlja še v težji položaj pri pridobivanju bančnega kredita (Chava in Purnanandam, 2011). Zaradi višjega stroška zadolževanja so majhna podjetja nemotivirana za povpraševanje po kreditih (Han et al. 2009 in Brown et al. 2011). Raziskava Vadnjal et al. (2010) na podlagi anketnih podatkov zaključuje, da slovenska podjetja financirajo ustanovitve večinoma z lastnimi sredstvi. Težak dostop do posojil je ena največjih razvojnih ovir za mikro in nova podjetja. Na vzorcu podjetij, ki že imajo bančni kredit, lahko ugotovimo, da ko se mikro podjetje enkrat uspe zadolžiti, pa se zadolži do višje stopnje kakor večja podjetja.

Investicijski projekti so večinoma podprti z dolgoročnimi krediti. Podjetja, ki imajo več dolgoročnega dolga v

obveznostih, imajo višjo stopnjo rasti. Tudi s tega vidika so mikro podjetja bolj finančno omejena. Spremenljivka *podjetje ima dolgoročni kredit* je enaka 1, če ima podjetje *i* dolgoročni kredit, in 0 v nasprotnem primeru. Število opazovanj je znižano, ker opazujemo samo podjetja, ki imajo bančni kredit. Le 32 % zadolženih mikro podjetij ima pri bankah tudi dolgoročni kredit. Odstotek je s 55 % višji pri večjih podjetjih.

Tabela 4 prikazuje tudi test Welch t, ki statistično ločuje povprečje spremenljivk med mikro in drugimi podjetji pri vseh spremenljivkah.

6 Rezultati ocenjenega modela finančnih omejitev

Z metodo dinamičnega panela podatkov proučujemo vpliv finančnih omejitev na rast podjetja. *Notranji viri financiranja* so opredeljeni kot razlika logaritmov lastniškega kapitala v dveh zaporednih časovnih obdobjih. Rezultati v tabeli 5 kažejo, da višja rast notranjih virov pozitivno vpliva na rast podjetja v vseh proučevanih vzorcih. Ta razlaga je povsem neodvisna od spremenljivke *razpoložljivo premoženje za zastavo*, s katero je vključena tudi kot interakcija. Notranji viri se lahko neposredno investirajo v nove projekte. Večja ko

Tabela 5: Rast podjetja in interakcija med notranjimi viri in premoženjem za zastavo

Modeli ocenjeni z dinamičnim panelom, Blundell-Bond cenilka	Vsa podjetja			Mikro podjetja			Ostala podjetja		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Rast prodaje _{it-1}	-0,056***	-0,062***	-0,057***	-0,089***	-0,097***	-0,089***	-0,049***	-0,055***	-0,049***
Log (sredstva) _{it-1}	-0,302***	-0,300***	-0,307***	-0,343***	-0,324***	-0,344***	-0,296***	-0,298***	-0,303***
Log (starost) _{it-1}	-0,054***	-0,102***	-0,01	-0,100***	-0,140***	-0,053**	-0,047***	-0,090***	-0,002
Finančni vzvod _{it-1}	0,264***	0,282***	0,265***	0,214**	0,190**	0,214**	0,266***	0,290***	0,268***
Premoženje za zastavo _{it-1}	0,251***	0,294***	0,249***	0,191***	0,269***	0,190***	0,258***	0,296***	0,257***
Δ Log (notranji viri) _{it}	0,271***	0,229***	0,270***	0,294***	0,237***	0,293***	0,266***	0,222***	0,266***
Podjetje ima kredit _{it}	0,029***	0,031***	0,028***	-0,022	-0,014	-0,025	0,039***	0,039***	0,038***
Notranji viri*Premoženje za zastavo	-0,184***	-0,130***	-0,185***	-0,06	0,019	-0,058	-0,192***	-0,133***	-0,193***
Verjetnost stečaja _t		-0,935***			-2,158***			-0,919***	
Čas krize			-0,214***			-0,172***			-0,220***
Konstanta	0,388	5,139	2,383	13,705	21,172	12,468	-3,025	1,524	-1,177
Časovne slamnate spremenljivke	da	da		da	da		da	da	
Slamnate spremenljivke za dejavnosti	da	da	da	da	da	da	da	da	da
Št. opazovanj	230.416	224.968	230.416	36.058	31.755	36.058	194.358	193.213	194.358
Št. podjetij	45.280	44.595	45.280	9.613	9.019	9.613	35.667	35.576	35.667
Sargan test (p-vrednost)	0,3727	0,4725	0,5825	0,1164	0,6026	0,2476	0,5933	0,6148	0,4760
AR (2) rest (p-vrednost)	0,9651	0,2013	0,8226	0,1212	0,1687	0,1385	0,6827	0,3308	0,8169

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Opombe: Odvisna spremenljivka v regresiji je *rast prodaje* in je definirana kot celotni prihodki od prodaje za podjetje *i*. Ti so izračunani kot Δlog (*Prihodki od prodaje*)_{it}. Spremenljivka sredstva zavzame knjigovodsko vrednost celotnih sredstev podjetja *i* iz bilance stanja, *starost* pa je obdobje poslovanja podjetja *i* v letih. *Finančni vzvod* je definiran kot kvocient med dolgoročni dolgom in celotnimi sredstvi. *Enačba* (opredmetena sredstva + naložbene nepremičnine)/ celotna sredstva pomeni spremenljivko *premoženje za zastavo*. *Notranje vire* predstavlja rast lastniškega kapitala. Spremenljivka *podjetje ima kredit* je enaka 1, če podjetje ima kredit, in 0 v nasprotnem primeru. Spremenljivka *verjetnost stečaja* pomeni tveganost podjetja *i*, ki je izračunana v poglavju 4. Navidezna spremenljivka *čas krize* je oblikovana za leta 2009, 2010 in 2011, ko je gospodarstvo v recesiji. V modelu kontroliramo časovne in sektorske učinke. Vir: AJPEŠ, lastni izračuni.

je njihova akumulacija, višja je rast podjetja. Z njimi si podjetje omogoči tudi lažji dostop do zunanjih virov financiranja, kar dodatno ugodno vpliva na njegovo rast (Almeida in Campelo, 2010 in Sufi, 2009). Notranji viri so pomembnejši za mikro kakor za velika podjetja. Mikro podjetja so posledično tudi bolj previdna pri alokaciji sredstev in jih investirajo v bolj donosne segmente (Hovakimian, 2011).

Premoženje, primerno za zastavo, pomembno vpliva na pridobitev bančnega kredita in s tem na rast podjetja. S poslovnimi nepremičninami je bilo leta 2011 zavarovanih 71 % razvrščenih terjatev nefinančnih družb (Poročilo o finančni stabilnosti, 2012). To pomeni, da je s čim višjim vrednotenjem nepremičnin zadolževanje precej lažje. Prevelike zahteve po premoženju imajo lahko tudi nasprotni učinek pri podjetjih z visoko vrednostjo premoženja, saj bi lahko zastavila več premoženja za preveč tvegane projekte in z zvišanjem verjetnosti neplačila ogrozila bančne prihodke (Psillaki, 2010). Po drugi strani pa imajo podjetja, če to ni njihova osnovna dejavnost, omejeno število poslovnih stavb za zastavo. Mnoga od njih poslovne prostore raje najemajo in investirajo v raziskave in razvoj. Zato lahko visoke zahteve po zavarovanju kreditov z nepremičninami kažejo, da je premalo kakovostnih projektov s pozitivno neto sedanjo vrednostjo ali pa ti niso zadostni pri presojanju odobritve kredita. V primeru drugega razloga lahko gospodarstvo izgubi projekte z visoko dodano vrednostjo.

V tabeli 5 smo v modele vključili interakcijsko spremenljivko med notranjimi viri in premoženjem, primernim za zastavo, podobno Volk in Trefalt (2013). Pri večjih podjetjih višja vrednost premoženja, primerne za zastavo, zviša vpliv zunanjih virov pri financiranju projektov. Financiranje investicij, ki zagotavljajo rast podjetja, tako ni več odvisno le od notranjih virov. Povezava je visoko statistično značilna za vsa in večja podjetja, vendar pa neznačilna za mikro podjetja. To pomeni, da tudi če imajo mikro podjetja primerno premoženje za zastavo, to bistveno ne pripomore k znižanju odvisnosti od notranjih virov. Mikro podjetja najverjetneje kredit pridobijo le, če imajo prepričljive investicijske projekte s pozitivno neto sedanjo vrednostjo. V model dodatno vključimo spremenljivko verjetnost stečaja (PD), ki ima pri ocenjevanju finančnih omejitev izrazito višji negativni vpliv pri mikro podjetjih. Čim se jim tveganje poveča, še težje pridobijo kredit v primerjavi z večjimi podjetji.

Uporabljen je PD, ocenjen z modelom 9 kreditnega tveganja. Ta se je poleg PD-jev iz modelov 2 in 8 izkazal kot najbolj nepristranski. Ta je bil izbran zaradi potrjenega testa za ustreznost instrumentov in testa avtokorelacije pri modeliranju finančnih omejitev. Spremenljivka PD ima visok negativen vpliv in je statistično značilna pri vseh opazovanih vzorcih. Višja je tveganost podjetja, bolj je podjetje finančno omejeno, njegova rast pa je nižja.

Tabela 6: Rast podjetja in interakcija med notranjimi viri in kreditom podjetja pri banki

Modeli ocenjeni z dinamičnim panelom, Blundell-Bond cenilka	Vsa podjetja			Mikro podjetja			Ostala podjetja		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Rast prodaje i_{t-1}	-0,056***	-0,062***	-0,056***	-0,089***	-0,096***	-0,089***	-0,049***	-0,055***	-0,049***
Log (sredstva) i_{t-1}	-0,301***	-0,300***	-0,307***	-0,344***	-0,323***	-0,344***	-0,296***	-0,298***	-0,303***
Log (starost) i_{t-1}	-0,055***	-0,103***	-0,01	-0,100***	-0,141***	-0,053**	-0,049***	-0,090***	-0,003
Finančni vzvod i_{t-1}	0,259***	0,280***	0,260***	0,213**	0,189**	0,213**	0,259***	0,287***	0,261***
Premoženje za zastavo i_{t-1}	0,218***	0,268***	0,216***	0,186***	0,271***	0,184***	0,222***	0,269***	0,221***
Δ Log (notranji viri) i_t	0,291***	0,260***	0,290***	0,292***	0,248***	0,290***	0,289***	0,257***	0,289***
Podjetje ima kredit i_t	0,042***	0,044***	0,040***	-0,022	-0,014	-0,025	0,053***	0,053***	0,052***
Notranji viri*Podjetje ima kredit	-0,119***	-0,110***	-0,118***	-0,044	-0,022	-0,043	-0,121***	-0,110***	-0,121***
Verjetnost stečaja t		-0,942***			-2,155***			-0,926***	
Čas krize			-0,214***			-0,172***			-0,221***
Konstanta	0,413	5,126	2,404	13,578	20,697	12,346	-3,085	1,572	-1,205
Časovne slamate spremenljivke	da	da		da	da		da	da	
Slamate spremenljivke za dejavnosti	da	da	da	da	da	da	da	da	da
Št. opazovanj	230.416	224.968	230.416	36.058	31.755	36.058	194.358	193.213	194.358
Št. podjetij	45.280	44.595	45.280	9.613	9.019	9.613	35.667	35.576	35.667
Sargan test (p-vrednost)	0,4161	0,5124	0,5655	0,1168	0,6040	0,2483	0,6352	0,6514	0,4471
AR (2) rest (p-vrednost)	0,9411	0,1917	0,8005	0,1181	0,1719	0,1351	0,6917	0,3228	0,8254

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Opombe: Opis spremenljivk je enak kakor v tabeli 5.
Vir: AJPES, lastni izračuni.

Tudi dodana slamnata spremenljivka za čas krize izkazuje negativen vpliv v vseh opazovanih vzorcih. To pomeni, da se v krizi soočajo z višjo finančno omejenostjo tako mikro kakor tudi večja podjetja.

V tabeli 6 so modeli, ki poleg osnovnih spremenljivk vključujejo tudi interakcijsko spremenljivko med notranjimi viri in binarno spremenljivko *podjetje ima kredit*. Binarna spremenljivka zavzame vrednost 1, če podjetje ima kredit, in 0 v nasprotnem primeru. Tudi ta povezava je negativna in visoko statistično značilna za vsa in večja podjetja. Za večja podjetja velja, da ko so zunanje finančne omejitve odpravljene, se učinek notranjih virov na rast podjetja zniža. Rezultat je podoben kakor pri Rahamanu (2011), vendar je v nasprotju z njegovimi ugotovitvami na našem vzorcu mikro podjetij ta zveza statistično neznačilna. To pomeni, da tudi če mikro podjetja pridobijo kredit, se njihova odvisnost od notranjih virov ne zniža. Tega ne spremeni niti vključitev spremenljivke PD v model. Ta izkazuje z visokim negativnim koeficientom podobne rezultate kakor v predhodnem modelu.

Doseg bančnih kreditov za slovenska podjetja ne pomeni nujno stroškovno sprejemljivega vira financiranja, ki bi bilo za gospodarstvo v danih razmerah vzdržno. Višina obrestne mere se je bistveno začela razlikovati med tveganimi in netveganimi podjetji pri kratkoročnih posojilih šele leta 2012. Pri dolgoročnih posojilih te razlike še ni zaznati (Poročilo o finančni stabilnosti, 2013). Poleg tega slovenska podjetja plačujejo eno najvišjih obrestnih mer v primerjavi z državami evrskega območja (ECB, SDW). Donosnost projekta mora biti višja od stroškov. Če so stroški financiranja visoki, se zmanjša obseg projektov.

7 Sklep

Raziskava proučuje kreditno tveganje v povezavi s finančno omejenostjo podjetij. Na verjetnost stečaja vplivajo individualne posebne lastnosti podjetja in makroekonomske spremenljivke. Neučinkovita podjetja z nižjim denarnim tokom, likvidnostnimi težavami in manj premoženjem, primernim za zastavo, se soočajo z višjo verjetnostjo stečaja. Podjetja, ki so imela dostop do zunanjih virov financiranja, so v času pregrevanja gospodarstva in ob ohlapnih kreditnih standardih dosegla visok finančni vzvod. Ta skupina podjetij je najverjetneje prek zadržanih dobičkov premalo krepila kapital. Po nastopu krize je nižje tržno vrednotenje kapitala in sredstev ob nespremenjeni ravni zadolženosti otežilo razdolževanje podjetij. Kreditno tveganje se je realiziralo. Več stečajev, predvsem velikih podjetij, je rezultat (1) zaostritve kreditnih standardov in dražjih virov financiranja, (2) nesposobnega povpraševanja po kreditih in manj investicijskih priložnosti.

Višja rast notranjih virov zagotavlja višjo rast podjetja in

lažji dostop do zunanjih virov financiranja. Mikro podjetja so bolj finančno omejena, vendar pa je njihova rast višja. Ko so finančne omejitve odpravljene, ko podjetje uspe pridobiti kredit, se učinek notranjih virov na rast podjetja zniža. To velja za večja podjetja, ne pa tudi za mikro podjetja. Podobno velja za premoženje, primerno za zastavo, ki znižuje odvisnost od notranjih virov samo pri večjih podjetjih. Odobravanje financiranja, ki temelji pretežno na zavarovanju s poslovnimi nepremičninami, lahko ovira storitveni sektor in druge dejavnosti, ki jim za njihovo osnovno dejavnost ni treba posedovati več nepremičnin.

Mikro podjetja imajo v proučevanem obdobju nižjo verjetnost stečaja in so bolj finančno omejena. To je lahko posledica tega, da banke presoajo tveganja pri mikro podjetjih drugače kakor pri večjih. Te jih niso pripravljene financirati zaradi nižje preglednosti in nižje raznolikosti poslovanja, kar ovira tudi nastanek novih podjetij. Mikro podjetja so zaradi višjega stroška zadolževanja prav tako demotivirana za pridobitev kreditov. Zato so bolj odvisna od notranje akumulacije kapitala, ki ga z večjo previdnostjo investirajo v dobičkonosne projekte. Najverjetnejši razlog za nižjo verjetnost stečaja mikro podjetij je, da upniki nimajo interesa začeti s stečajnim postopkom, saj lahko stroški stečaja presežejo likvidacijsko vrednost podjetja. Povprečna zadolženost mikro podjetja v stečaju je namreč kar 8-krat višja kakor pri večjem podjetju v stečaju. Hkrati pa so v obdobju po krizi bankrotirala predvsem večja slovenska podjetja.

Ena izmed rešitev za znižanje zunanjih finančnih omejitev slovenskih podjetij je tudi v spremenjenem modelu poslovanja. Vključitev skladov kot investitorjev v posamezne projekte, bi izboljšalo presojanje tveganj. Izvajalci in investitorji bi bili bolj motivirani za upoštevanje izdelanega finančnega načrta in dosledni načrt izvedbe. Večja premišljenost in preglednost bi se poleg znižanja zunanjih finančnih omejitev najverjetneje odrazila tudi v nižjem kreditnem tveganju.

Literatura in viri

Agarwal, V. in R. Taffler (2008). Comparing the performance of market-based and accounting-based bankruptcy prediction models. *Journal of Banking & Finance*, 32, 1541-1551.

Agca, S. in A. Mozumdar (2008). The impact of capital market imperfections on investment-cash flow sensitivity. *Journal of Banking & Finance*, 32, 207-216.

AJPES - Agencije Republike Slovenije za javnopravne evidence in storitve.

Almeida, H. in M. Campello (2010). Financing frictions and the substitution between internal and external funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45

(3), 589-622.

Altman, I. E. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23 (4), 589-609.

Altman, I. E. in A. Saunders (1998). Credit risk measurement: Developments over the last 20 years. *Journal of Banking & Finance*, 21, 1721-1742.

Arellano, M. in S. Bond (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Arellano, M. in O. Bover (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.

BS – Banka Slovenije. Poročilo o finančni stabilnosti 2012 in 2013. Dosegljivo na <http://goo.gl/XdhHZ4>.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. 3rd edition. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.

Benito, A., F. J. Delgado in J. M. Pages (2004). A synthetic indicator of financial pressure for Spanish firms. *Banco de España*. Working paper 411.

Bernanke, B., M. Gertler in S. Gilchrist (1996). The financial accelerator and the flight to quality. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (1), 1-15.

Bernhardsen, E. (2001). A model of bankruptcy prediction. *Norges bank*. Dosegljivo na <http://goo.gl/tDjYn>.

BIS – Bank for International Settlement. Basel Committee on Banking Supervision. (2005). Studies on the validation of internal rating systems. *Basel Committee*. Working paper 14. Dosegljivo na http://www.bis.org/publ/bcbs_wp14.htm.

Bond, S. (2002). Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1 (2), 141-162.

Bonfim, D. (2009). Credit risk drivers: Evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomic dynamics. *Journal of Banking & Finance*, 33, 281-299.

Blundell, R. in S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-13.

Bonitetna hiša i d.o.o., Dun & Bradstreet Slovenija. Dosegljivo na <http://www.idoo.si/>.

Brown, M., S. Ongena, A. Popov in P. Yesin. (2011). Who needs credit and who gets credit in Eastern Europe. *Economic Policy*, 26 (65), 93-130.

Bruche, M. in C. Gonzalez-Aguado. (2010). Recovery rates, default probabilities, and the credit cycle. *Journal of Banking & Finance*, 34, 754-764.

Cameron, C. A. in P. K. Trivedi. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Edinburgh: Cambridge University Press.

Cameron, C. A. in P. K. Trivedi. (2009). *Microeconometrics using stata*. Texas: Stata Press.

Campello, M. in L. Chen. (2010). Are Financial Constrained Priced? Evidence from Firm Fundamentals and Stock Returns. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42 (6), 1185-1198.

Campello, M., J. R. Graham in C. R. Harvey. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 97, 470-487.

Carling, K., T. Jacobson, J. Linde in K. Roszbach. (2007). Corporate credit risk and the macroeconomy. *Journal of Banking & Finance*, 31, 845-868.

Chava, S. in A. Purnanandam. (2011). The effects of banking crisis on bank-dependent borrowers. *Journal of Financial Economics*, 99, 116-135.

Chen, H. in S. Chen. (2012). Investment-cash flow sensitivity cannot be a good measure of financial constraints: Evidence from the time series. *Journal of Financial Economics*, 103 (2), 393-410

Coluzzi, C., A. Ferrando in C. Martinez-Carrascal. (2009). Financing obstacles and growth. An analysis for euro area non-financial corporations. *European Central Bank*. Working paper 997. Dosegljivo na <http://goo.gl/hrAbbS>.

Coricelli, F., N. Driffield, S. Pal in I. Roland. (2011). Optimal leverage and firm performance: An endogenous threshold analysis. *Centre for economic development & institutions Brunel University West London*. Working paper 11-05.

Coricelli, F., N. Driffield, S. Pal in I. Roland. (2010). Microeconomic implications of credit booms: evidence from emerging Europe. *European bank for reconstruction and development*. Working paper 119.

ECB – European Central Bank. Statistical data warehouse. Dosegljivo na <http://sdw.ecb.europa.eu/>.

Erickson, T. in T. M. Whited. (2000). Measurement error and the relationship between investment and q. *Journal of Political Economy*, 108 (5), 1027-1057.

- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard in B. C. Petersen. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141-206.
- Feng, D., C. Gouriercoux in J. Jasiak. (2008). The ordered qualitative model for credit rating transitions. *Journal of Empirical Finance*, 15(1), 111-130.
- Ferrando, A. in N. Grieshaber. (2011). Financing obstacles among euro area firms. Who suffer the most? *European Central Bank*. Working paper, 1293. Dosegljivo na <http://goo.gl/pKXI25>.
- Gertler, M. in S. Gilchrist. (1993). The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95 (1), 43-64.
- Gilchrist, S. in E. Zakrajšek. (1995). The importance of credit for macroeconomic activity: Identification through heterogeneity. *Federal Reserve Bank of Boston*. Conference series 39, 129-158. Dosegljivo na <http://goo.gl/w3r9eE>.
- Guariglia, A. (2008). Internal financial constraints, external financial constraints, and investment choice: Evidence from a panel of UK firms. *Journal of Banking & Finance*, 32, 1795-1809.
- Han, L., S. Fraser in D. J. Storey. (2009). Are good or bad borrowers discouraged from applying for loans? Evidence from US small business credit markets. *Journal of Banking & Finance*, 33, 415-424.
- Hao, C. in B. Zhang. (2009). Review of the literature on credit risk modeling: Development of the recent 10 years. *Högskolan Dalarna*. Dosegljivo na <http://goo.gl/vhZY24>.
- Hovakimian, G. (2011). Financial constraints and investment efficiency: Internal capital allocation across the business cycle. *Journal of Financial Intermediation*, 20, 264-283.
- Jacobson, T., J. Linde in K. Roszbach. (2011). Firm default and aggregate fluctuations. *Board of Governors of the Federal Reserve System*. International Finance Discussion Papers, 1-44. Dosegljivo na <http://goo.gl/6luWA4>.
- Korajczyk, R. A. in A. Levy. (2003). Capital structure choice: Macroeconomic conditions and financial constraints. *Journal of Financial Economics*, 68, 75-109.
- Marcucci, J. in M. Quagliariello. (2009). Asymmetric effects of the business cycle on the bank credit risk. *Journal of Banking & Finance*, 33, 1624-1635.
- Medema, L., R. H. Koning in R. Lensink. (2009). A practical approach to validating a PD model. *Journal of Banking & Finance*, 33, 701-708.
- Murray, Z. F. in K. V. Goyal. (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important? *University of Minnesota, Hong Kong University of Science*, 1-37. Dosegljivo na <http://goo.gl/mvRkwy>.
- Psillaki, M., I. E. Tsolas in D. Margaritis. (2010). Evaluation of credit risk based on firm performance. *European Journal of Operational Research*, 201, 873-881.
- Rahaman, M. M. (2011). Access to financing and firm growth. *Journal of Banking & Finance*, 35, 709-723.
- Ratti, R. A., L. Sunglyong in S. Youn. (2008). Bank concentration and financial constraints on firm-level investment in Europe. *Journal of Banking & Finance*, 32, 2684-2694.
- Roodman, D. (2006). How to do xtabond2: An introduction to "difference" and "system" GMM in Stata. *Center for Global Development*. Working paper, 103.
- Sufi, A. (2009). Bank lines of credit in corporate finance: An empirical analysis. *Review of Financial Studies*, 22, 1057-1088.
- SURS – Statistični urad republike Slovenije. Dosegljivo na www.stat.si.
- Vadnjal, J., M. Letonja, T. Kociper in D. Veselinovič. (2010). Odnos med bankami in malimi ter srednjimi podjetji v Sloveniji. *Bančni vestnik*, 10, 42-46.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- Volk, M. (2012). Estimating probability of default and comparing it to credit rating classification by banks. *Economic and business review*, 14(4), 299-320.
- Volk, M. in P. Trefalt. (2013). Access to credit as a growth constraint. *Advances in Business-Related Scientific Research Conference*, Benetke (Italija).
- Wooldridge, J. M. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 1st edition. London: The MIT Press.
- Zambaldi, F., F. Aranha, H. Lopes in R. Politi. (2011). Credit granting to small firms: A Brazilian case. *Journal of Business Research*, 64, 309-315.