



Institutional investors LAB  
Ekonomski fakultet u Zagrebu  
Trg J. F. Kennedyja 6  
10 000 Zagreb  
Republika Hrvatska  
E-mail: [iilab@net.efzg.hr](mailto:iilab@net.efzg.hr)



IILAB WORKING PAPER SERIES

IILAB SERIJA ČLANAKA U NASTAJANJU

ISSN

UDK

No. 02-01

Luka Filar

**Utjecaj financijske strukture na gospodarski  
rast u kontekstu unije tržišta kapitala**



Sveučilište u Zagrebu  
Ekonomski fakultet

Luka Filar

# Utjecaj financijske strukture na gospodarski rast u kontekstu unije tržišta kapitala

**Luka Filar**

Stavovi izraženi u ovom radnom dokumentu su stavovi autora i ne predstavljaju nužno stav Institutional investors LAB-a niti Ekonomskog fakulteta u Zagrebu. Rad nije prošao službenu recenziju ili odobrenje. Rad se objavljuje kako bi se iznijeli komentari na istraživanje u tijeku prije nego što se u konačnom obliku objavi u akademskom časopisu ili negdje drugdje.

**Copyright by Luka Filar**

Sva prava pridržana.

Dijelovi teksta mogu se citirati pod uvjetom da se u potpunosti navede izvor.

## SAŽETAK

*Optimalna struktura financijskih institucija i tržišta je često raspravljana tema među ekonomistima. Do sada nije postignut konsenzus među znanstvenicima o tome jesu li bankovno orijentirani ili tržišno orijentirani financijski sustavi posebice učinkoviti u poticanju gospodarskog rasta i razvoja. Bez obzira na to, Europska Unija namjerava izgraditi Uniju tržišta kapitala kako bi potaknula gospodarski rast država članica i učinila europsko gospodarstvo otpornijim na krize. Svrha ovog rada je istražiti utjecaj financijske strukture na gospodarski rast odabranih država članica Europske Unije. Istraživanjem spomenute tematike moguće je izvesti zaključak o opravdanosti poticanja tržišta kapitala kao alata za postizanje bržeg gospodarskog rasta. Posebna pozornost posvećena je hrvatskom financijskom sustavu i integraciji hrvatskog tržišta kapitala sa tržištima kapitala ostalih država članica Europske Unije. Rezultati istraživanja ukazuju da postoji slaba općenita povezanost gospodarskog rasta i financijske strukture, iako je u nekim državama zabilježen pozitivan utjecaj aktivnosti tržišta kapitala na gospodarski rast. Promotri li se odnos između razine bruto domaćeg proizvoda per capita i financijske strukture, zaključuje se da su bankovno orijentirani financijski sustavi promatranih država članica imali blagi pozitivan utjecaj na ekonomski razvoj. Sukladno tome, nije dokazano postojanje optimalne financijske strukture za odabrane države članice Europske Unije.*

### Ključne riječi

*Financijska struktura, financijski sustav, gospodarski rast, Unija tržišta kapitala*

## 1. UVOD

Izbor optimalne strukture financijskih institucija i tržišta predmet je interesa brojnih znanstvenih istraživanja i jedno od još uvijek otvorenih pitanja u stručnoj javnosti. Istraživanja navedenog problema do sada nisu donijela jednoznačan i općenit zaključak o tome utječu li bankovno orijentirani sustavi ili tržišno orijentirani sustavi na ostvarenje viših stopa gospodarskog rasta. Financijski sustavi većine zemalja Europske Unije su bankocentrični, a nedavna financijska kriza ukazala je na nešto sporiji ekonomski oporavak bankovno orijentiranih financijskih sustava u odnosu na tržišno orijentirane. Sukladno tome, Europska Unija razvija zakonodavni okvir kojim bi se uspostavila Unija tržišta kapitala (CMU- *Capital Markets Union*) kao komplement Bankovne unije.

Rad istražuje utjecaj financijske strukture, odnosno bankovno orijentiranih financijskih sustava i tržišno orijentiranih sustava na gospodarski rast u odabranim državama članicama Europske Unije. Cilj rada je metodom višestruke regresije pokazati ima li u odabranim državama članicama Europske Unije tržišno orijentirani financijski sustav statistički značajniji utjecaj na gospodarski rast od bankovno orijentiranog sustava. Podaci koji su iskorišteni u modelu višestruke regresije prikupljeni su iz baze podataka Svjetske banke, a obrađeni su programskim paketom Microsoft Excel.

Prvim istraživačkim modelom nastoji se ispitati može li se gospodarski rast dovesti u vezu isključivo sa varijablama financijske strukture: prometom dionica i kreditima banaka danim privatnom sektoru, bez analize varijabli realnog sektora (primjerice kapitala i investicija). U drugom istraživačkom modelu utjecaj financijske strukture na gospodarski rast i razvoj analizira se preko modificirane Cobb-Douglasove funkcije, gdje je varijabla *totalna faktorska produktivnost* ( $A$ ) zamijenjena varijablom *financijska struktura* ( $F_s$ ). Logaritamskom transformacijom Cobb-Douglasova funkcija je linearizirana te se na lineariziranoj funkciji provodi model višestruke linearne regresije. Zavisna varijabla je bruto domaći proizvod po glavi stanovnika (*BDP per capita*), a nezavisne varijable su *financijska struktura* i *investicije per capita*. Interpretiraju se koeficijenti uz nezavisne varijable i koeficijent determinacije, te se provodi test značajnosti nezavisnih varijabli i interpretiraju dobiveni rezultati. Konačno, provode se testovi regresijske dijagnostike kako bi se utvrdila reprezentativnost odabranog istraživačkog modela.

Rad se sastoji od pet dijelova. Nakon uvoda, u drugom poglavlju prikazan je pregled literature iz područja koje rad obrađuje. U trećem poglavlju prikazana je istraživačka metodologija, a u

četvrtom poglavlju prikazana je financijska struktura izabranih država članica te rezultati modela višestruke linearne regresije. U petom poglavlju prikazano je stanje hrvatskog tržišta kapitala te je u šestom poglavlju donesen zaključak.

## **2. PREGLED LITERATURE I OBILJEŽJA MIROVINSKIH FONDOVA**

Jednu od prvih studija utjecaja bankovno orijentiranih, odnosno tržišno orijentiranih sustava na gospodarski rast proveo je Levine (2002) na uzorku od 48 država različitog stupnja razvijenosti u vremenskom razdoblju od 1980. do 1995. godine. Rezultati istraživanja ukazuju da je razvoj cjelokupnog financijskog sustava i broj ukupnih financijskih usluga koreliran sa gospodarskim rastom, ali da ne postoji statistički značajna povezanost financijske strukture i gospodarskog rasta. Drugim riječima, na analiziranom uzorku dokazano je da niti bankovno niti tržišno orijentirani sustavi nisu bili učinkoviti u poticanju gospodarskog rasta. (Levine, 2002).

Novije studije su u suprotnosti s prethodno iznesenim istraživanjem, kako u zaključcima tako i u metodološkom pristupu problemu optimalne financijske strukture. Luintel i sur. (2003) analizu provode odvojeno na zemljama niže razvijenosti (zemlje Latinske Amerike i Azije) i zemljama višeg stupnja razvoja. Autori dolaze do zaključka da je u većini promatranih zemalja rast tržišta kapitala imao veći utjecaj na ostvarenje gospodarskog rasta od bankovno orijentiranih sustava te da postoji pozitivna korelacija općeg razvoja financijskog sustava i gospodarskog rasta. (Luintel i sur., 2003).

Najopsežniju studiju utjecaja financijske strukture na gospodarski rast proveli su Demirgüç-Kunt i sur. (2013) na uzorku od 99 država u vremenskom razdoblju od 1971. do 2015. godine GMM modelom. Istraživanje je dokazalo da isključivo likvidni tržišno orijentirani sustavi utječu na gospodarski rast, dok veliki, ali slabije aktivni tržišno orijentirani financijski sustavi ne utječu na gospodarski rast. S druge strane, u iznimno tržišnocentričnim financijskim sustavima vrijedi upravo suprotno – banke imaju jači utjecaj na gospodarski rast. Iako se blaga prednost daje tržišno orijentiranim sustavima, rezultati istraživanja ukazuju da je iznimno važno postići uravnoteženi financijski sustav (Demirgüç-Kunt i sur., 2013).

Pretpostavi li se da financijska struktura ima utjecaj na gospodarski rast, potrebno je razmotriti mehanizme utjecaja financijske strukture na realno gospodarstvo. Brown i sur. (2013) pokazuju da tržišta kapitala imaju veći značaj u ekonomijama koje su dosegnule „tehnološku granicu“, ali i da tržišta kapitala nemaju značajan utjecaj na investicije u fiksni

kapital. Nasuprot tome, kreditna aktivnost banaka ima pozitivan utjecaj na investicije u fiksni kapital i neutralan utjecaj na ukupnu faktorsku produktivnost. Razlog tome može se naći u iznesenim komparativnim prednostima banaka glede investicija u fiksni kapital zbog ugovaranja kolaterala i prednostima tržišta kapitala za financiranje visokorizičnih tehnoloških ulaganja (Brown i sur., 2013).

Zbog iznimne složenosti financijskih sustava noviji radovi ove tematike nastoje promotriti kako pojedini izvori financiranja utječu na gospodarski rast ovisno o tome tko su korisnici eksternog financiranja (dužnici). Benzcur i sur. (2019) analizu provode na odabranim zemljama eurozone, Europske unije i OECD-a u razdoblju od 1990. do 2014. godine i dokazuju pozitivan utjecaj financiranja preko vlasničkih instrumenata na gospodarski rast neovisno o veličini tržišne kapitalizacije dioničkih tržišta, dok je utjecaj bankovnih kredita danih stanovništvu na gospodarski rast negativan. Negativan utjecaj na gospodarski rast zabilježen je u slučaju financiranja poduzeća dužničkim vrijednosnim papirima, dok bankovni krediti dani nefinancijskim društvima stimulatивно djeluju na gospodarski rast. Zaključno, autori dokazuju da utjecaj financijske strukture na gospodarski rast nije linearan. (Benzcur i sur., 2019).

Osim utjecaja financijske strukture na gospodarski rast, potrebno je sagledati utjecaj financijske strukture na volatilnost gospodarskog rasta i sistemski rizik. Bats i Houben (2017) na uzorku od 22 zemlje OECD-a u vremenskom razdoblju od 2000. do 2015. godine pokazuju da financijska struktura utječe na sistemski rizik, ali da veza između financijske strukture i sistemskog rizika nije linearna. Bankovno orijentirani sustavi povećavaju sistemski rizik neovisno o stupnju koncentracije bankovnog sustava, a tržište kapitala (osobito tržište vlasničkih vrijednosnih papira) smanjuje sistemski rizik. Razlozi tome mogu biti visok stupanj financijske poluge koju banke koriste, ročna neusklađenost aktive i pasive banaka, te međusobna financijska povezanost banaka. Treba napomenuti da bankovni sustav ne generira sistemski rizik ukoliko je financijski sustav izrazito tržišno usmjeren, odnosno ukoliko je relativni udio banaka u financijskom sustavu malen. Navedeno upućuje da je za smanjenje sistemskog rizika potrebno ostvariti diverzifikaciju financijskog sustava. Iako se ističe da bi nova, stroža regulacija banaka mogla smanjiti doprinos banaka sistemskom riziku, istraživanje podupire argument o potrebi bržeg razvoja tržišta kapitala EU za smanjenje sistemskog rizika. (Bats i Houben, 2017).

Budući su tržišta kapitala prilično volatilna u kratkom roku, potrebno je procijeniti kako će se volatilnost tržišta kapitala prenijeti na volatilnost rasta BDP-a. Bezooijen i Bikker (2017) ukazuju da financijska struktura nema statistički značajan utjecaj niti na volatilnost ukupnog BDP-a niti na komponente BDP-a (osobnu potrošnju i investicije). Financijska struktura mjerena je kao omjer zbroja kapitalizacije tržišta vlasničkih i dužničkih vrijednosnih papira i imovine bankovnog sektora. Dokazano je da povećanje veličine tržišta kapitala u odnosu na bankovni sektor može doprinijeti volatiliti investicija, dok povećanje aktivnosti (likvidnosti) tržišta kapitala nema utjecaj na volatilnost investicija. Razvoj financijskog sustava u cjelini ima negativan i statistički signifikantan utjecaj na volatilnost outputa. Sukladno tome, zaključuje se da ne postoji optimalna financijska struktura koja bi smanjila volatilnost rasta BDP-a u dugom roku. (Bezooijen i Bikker, 2017).

Konsenzus o utjecaju financijske strukture na volatilnost gospodarskog rasta ne postoji. Langfield i Pagano (2016) pokazuju da postoji asimetričan odnos financijskog sustava i volatiliti realnog BDP *per capita*. Bankovno orijentirani financijski sustavi doprinose dubljoj recesiji, ali ne i bržem oporavku gospodarstva. Navedeni fenomen može se objasniti nekretninsko-kreditnom spiralom koja se ostvaruje u uvjetima pada cijena nekretnina. Tržište kapitala u uvjetima recesije može supstituirati banke te se (uglavnom velika) poduzeća mogu odlučiti na financiranje dužničkim vrijednosnim papirima umjesto bankovnim kreditima (Langfield i Pagano, 2016).

Slijedom izloženih istraživanja povezanosti financijske strukture i makroekonomskih varijabli, može se doći do zaključka da novija istraživanja blago favoriziraju tržišno orijentirane sustave glede njihovog utjecaja na gospodarski rast. Vidljivo je da utjecaj financijske strukture na gospodarski rast nije linearan te da je pouzdane zaključke o utjecaju financijske strukture na gospodarski rast moguće donositi samo usporedbom država približno iste razine gospodarskog i financijskog razvoja. Na prvi pogled moglo bi se reći da projekt Unije tržišta kapitala kao instrumenta za postizanje bržeg gospodarskog rasta i povećanja otpornosti gospodarstva Europske Unije na šokove nema čvrste i neosporne temelje u ekonomskoj znanosti.

Kako bi se ocijenile koristi od stvaranja CMU potrebno je provesti studije utjecaja navedenog projekta na gospodarstva država članica EU. Glavna korist od stvaranja CMU je očekivano povećanje financijske integracije koja se mjeri FINTEC (*Financial Integration Composite*) indeksom. Promatranjem povijesnog kretanja indeksa moguće je zaključiti da se financijska

integracija povećala provođenjem zajedničkih EU projekata usporedivih sa projektom CMU, prvo implementacijom zajedničke valute eura, a kasnije najavom stvaranja Bankovne unije. Također, primjetna je znatnija volatilnost indeksa cijena u odnosu na količinski indeks, koji je u kriznom razdoblju ostao relativno stabilan (Barbu i Strachinaru, 2016).

Na uređenim tržištima kapitala obično postoji agregatni indeks kojim se mjeri kretanje tržišta. Uspostavom Unije tržišta kapitala na razini EU bilo bi potrebno stvoriti takav indeks čime bi se objedinili indeksi nacionalnih tržišta kapitala. U tom kontekstu, Europska komisija (2020) provela je studiju izvedivosti kreiranja *CMU Equity Market Index Family*, zajedničkog indeksa dioničkih tržišta država članica EU, kao i procjenu broja ulagača koji bi primjenjivali taj indeks prilikom donošenja odluke o ulaganju. Povratne informacije dobivene od ulagača pokazale su da postoji slaba zainteresiranost za ulaganje u stvoreni indeks, ali neki ulagači bi ga mogli koristiti kao *benchmark* prilikom ulaganja u druge tržišne indekse. Također, zabilježena je potražnja za podindeksima od strane velikih institucionalnih ulagača, ali i malih ulagača. Ukupni utjecaj zajedničkog indeksa na razvoj i integraciju europskih tržišta kapitala bio bi ograničen, dok bi učinkovitost indeksa uvelike ovisila o instituciji koja bi ga izračunavala. Zaključno, istraživanje upućuje na činjenicu da je teško postići jedinstveno tržište kapitala u državama Europske Unije i da institucionalni ulagači preferiraju ulaganja na nacionalnim i regionalnim tržištima kapitala (Europska komisija, 2020).

### 3. PODACI I METODOLOGIJA ISTRAŽIVANJA

Podaci su prikupljeni iz baze podataka Svjetske banke za sljedeće države: Austriju, Češku, Francusku, Grčku, Hrvatsku, Irsku, Nizozemsku, Njemačku, Poljsku, Sloveniju i Španjolsku. Prilikom izbora država u model vodilo se računa o podjednako zastupljenosti razvijenih i tranzicijskih zemalja te o ravnomjernoj zastupljenosti bankocentričnih i tržišnocentričnih financijskih sustava. Vremensko razdoblje promatranja je od 1995. do 2019. godine, ovisno o raspoloživosti podataka. U analizi su korištene sljedeće varijable:

1. bruto investicije u fiksni kapital po stanovniku (engl. *gross capital formation*)
2. promet dionica (engl. *stocks traded*) izražen u postotku BDP-a
3. krediti banaka domaćim subjektima iz privatnog sektora izraženi u postotku BDP-a
4. stopa rasta realnog BDP-a *per capita* i razina realnog BDP *per capita* (World Bank, 2021).

Odabrani istraživački model je model višestruke linearne regresije. Kako bi se opisao utjecaj financijske strukture na rast realnog BDP *per capita* i samu razinu realnog BDP *per capita*, korištena su dva regresijska modela, ovisno o njihovoj reprezentativnosti i signifikantnosti koeficijenata uz regresorske varijable.

Prvi regresijski model prikazan je sljedećom jednadžbom:

$$g_{BDP pc} = \alpha + \beta_1 S + \beta_2 C + \varepsilon, \quad (1)$$

pri čemu je  $g_{BDP pc}$  stopa rasta realnog BDP-a *per capita*,  $S$  je promet dionica izražen u postotku BDP-a,  $C$  označava kredite banaka domaćim subjektima iz privatnog sektora izražene u postotku BDP-a,  $\alpha$  je konstatni član,  $\beta_1$  i  $\beta_2$  su koeficijenti uz regresorske varijable, a  $\varepsilon$  jest rezidual, odnosno greška relacije. Modelom koji je opisan jednadžbom (1) nastoji se utvrditi je li gospodarski rast povezan isključivo sa varijablama financijskog sektora.

Alternativni regresijski model baziran je na procjeni razine BDP-a *per capita* pomoću Cobb-Douglasove funkcije, koja je prikazana sljedećom jednadžbom:

$$Q = AL^\alpha K^\beta, \quad (2)$$

pri čemu je  $Q$  razina realnog BDP-a (ili *output*-a),  $L$  je radna snaga,  $K$  je kapital, dok su  $\alpha$  i  $\beta$  mjere promjene produktivnosti.  $A$  je rezidual koji objedinjava sve faktore koji utječu na razinu BDP-a osim rada i kapitala. Dijeljenjem jednadžbe (2) sa varijablom  $L$  i logaritamskom transformacijom dobije se sljedeća jednažba:

$$\log \frac{Q}{L} = \log A + \alpha \log L + \beta \log K \quad (3)$$

Jednadžba (3) je teorijska osnova za izradu alternativnog regresijskog modela. Radi jednostavnosti, pretpostavljeni su konstantni prinosi na rad i kapital ( $\alpha$  i  $\beta$  su u tom slučaju jednaki 1). Budući za promatrane države ne postoje usporedivi podaci o radnoj snazi, kao aproksimacija radne snage ( $L$ ) korištena je veličina populacije, a kao aproksimacija *outputa* po radniku korišten je bruto domaći proizvod *per capita*. Kako bi se ispitaio utjecaj financijske strukture na razinu BDP *per capita*, umjesto reziduala (varijable  $A$ ) korištena je varijabla „financijska struktura“ ( $F_s$ ), koja se definira kao omjer prometa dionica i kredita banaka domaćim subjektima iz privatnog sektora. Radi usporedivosti podataka, promet dionica i krediti banaka izraženi su u postotku BDP-a.

Sukladno svemu navedenome, drugi korišteni regresijski model je sljedeći:

$$\log BDP_{pc} = \alpha + \beta_1 \log F_s + \beta_2 \log \frac{K}{L} + \varepsilon \quad (4)$$

Predmet interesa je koeficijent  $\beta_1$  i logaritmirana varijabla financijske strukture. Prema izabranom regresijskom modelu, pozitivna vrijednost  $\log F_s$  označava tržišnocentričan financijski sustav, dok negativna vrijednost  $\log F_s$  označava bankovno orijentiran financijski sustav. Hipoteza istraživanja jest da je koeficijent  $\beta_1$  različit od nule i statistički signifikantan, što se ispituje empirijskim p-omjerom koji je sastavni dio ispisa u programu Excel. Ukoliko se predznak koeficijenta  $\beta_1$  podudara sa predznakom varijable financijske strukture ( $\log F_s$ ) te je vrijednost koeficijenta  $\beta_1$  statistički značajna, ocjenjuje se da postoji pozitivan utjecaj financijske strukture na razinu realnog BDP-a *per capita*. Opisani istraživački model usporediv je sa prijašnjim radovima koji su istraživali ovu tematiku (Luintel i sur., 2003).

## 4. REZULTATI ISTRAŽIVANJA I OGRANIČENJA MODELA

### 4.1. Rezultati istraživanja

Prije izlaganja rezultata višestruke linearne regresije korisno je prikazati deskriptivnu statistiku za analizirane podatke, čime se stječu informacije o srednjim vrijednostima, volatilnosti i obliku distribucije podataka. Rezultati deskriptivne statistike prikazani su u tablici 1.

Tablica 1: Deskriptivna statistika za odabrane države i varijable

Izabrana varijabla	Statistička mjera	Promatrane države											
		Austrija	Češka	Francuska	Grčka	Irska	Nizozemska	Njemačka	Poļjska	Slovenija	Španjolska		
Stopa rasta realnog BDP per capita	Aritmetička sredina	0,99	2,357	0,543	2,51	3,297	0,704	1,21	4,28	1,804	0,85		
	Standardna devijacija	1,608	2,855	1,377	4,186	6,415	1,974	2,369	1,685	3,706	2,25		
	Pokazatelj asimetrije (skewness)	-1,55	-0,612	-1,773	-0,838	1,808	-0,977	-0,733	-0,289	-1,608	-1,027		
	Pokazatelj zaobljenosti (kurtosis)	4,498	0,8606	4,604	-0,094	6,345	1,781	3,281	-0,475	3,235	0,689		
		46789,32	16962,31	40686,17	25438,23	54470,42	49781,71	42501,78	11342,25	24195,67	30706,39		
Razina realnog BDP per capita	Aritmetička sredina	2399,15	2930,04	952,224	2711,07	9205,61	1988,81	3281,82	3193,156	1546,47	1205,69		
	Standardna devijacija	-0,538	-0,068	-0,792	0,463	1,4461	-0,4004	0,0603	0,251	0,819	0,311		
	Pokazatelj asimetrije (skewness)	-0,629	-1,686	-0,597	-1,312	0,9144	-1,314	-1,458	-1,062	-0,012	-0,978		
	Pokazatelj zaobljenosti (kurtosis)	11406,36	4737,95	9279,59	4560,38	13714,16	10414,94	8609,69	2393,69	5234,01	7306,43		
		712,38	964,23	599,02	1915,82	5185,35	846,05	694,86	815,1448	1006,09	1236,87		
Bruto investicije u fiksni kapital po radniku	Aritmetička sredina	0,74	-0,224	0,237	0,2707	1,494	1,392	-0,038	0,1627	1,077	0,1558		
	Standardna devijacija	-0,08	-0,1104	-0,603	-1,569	1,438	1,342	-0,712	-1,222	0,269	-1,0945		
	Pokazatelj asimetrije (skewness)	90,243	45,822	87,507	89,294	101,787	113,43	92,085	36,5484	62,4115	135,1211		
	Pokazatelj zaobljenosti (kurtosis)	4,712	13,278	8,795	23,199	41,9616	2,707	13,053	15,112	15,858	29,295		
		0,074	-0,152	-0,336	-0,283	0,109	-0,275	0,286	-0,185	0,173	0,041		
Kreditni dani rezidentima iz privatnog sektora (% BDP-a)	Aritmetička sredina	-1,358	-0,888	-1,854	-1,222	-1,138	-0,948	-1,591	-1,721	-1,692	-1,7159		
	Standardna devijacija	10,945	9,797	61,767	15,365	6,351	88,818	49,75	9,3914	1,5367	89,451		
	Pokazatelj asimetrije (skewness)	7,877	5,851	20,391	9,252	4,107	36,247	21,391	4,7411	1,4398	45,443		
	Pokazatelj zaobljenosti (kurtosis)	1,743	1,029	0,985	1,104	2,623	1,241	2,055	0,2765	2,586	2,326		
		2,722	1,098	0,642	0,786	8,745	2,102	3,8613	-0,043	7,694	6,422		
Vrijednost trgovanja dionicama (% BDP-a)	Aritmetička sredina	10,945	9,797	61,767	15,365	6,351	88,818	49,75	9,3914	1,5367	89,451		
	Standardna devijacija	7,877	5,851	20,391	9,252	4,107	36,247	21,391	4,7411	1,4398	45,443		
	Pokazatelj asimetrije (skewness)	1,743	1,029	0,985	1,104	2,623	1,241	2,055	0,2765	2,586	2,326		
	Pokazatelj zaobljenosti (kurtosis)	2,722	1,098	0,642	0,786	8,745	2,102	3,8613	-0,043	7,694	6,422		
		2,722	1,098	0,642	0,786	8,745	2,102	3,8613	-0,043	7,694	6,422		

Izvor: obrada autora prema World Bank (2021), op.cit.

Usporedbom aritmetičke sredine i standardne devijacije za sve promatrane države moguće je donijeti zaključke o visokoj volatilnosti stopa rasta BDP-a, jer je za većinu promatranih država standardna devijacija stope rasta skoro dvostruko viša od prosječne stope rasta.

Također, vidljivo je da je varijabla *stopa rasta realnog BDP-a per capita* u većini država negativno asimetrična, a zaobljenost joj je u nekim slučajevima značajno različita od normalne distribucije. Navedeno ukazuje na nenormalnu distribuciju promatrane varijable i moguću manju reprezentativnost modela višestruke linearne regresije sa stopom rasta BDP per capita kao zavisnom varijablom. Logaritamskom transformacijom prema regresijskoj jednadžbi (4) moguće je ublažiti problem nenormalne distribucije podataka, što je učinjeno drugim regresijskim modelom.

Varijabla *razina realnog BDP per capita* bilježi manju volatilnost i oblikom je sličnija normalnoj distribuciji, a slično vrijedi i za varijablu *bruto investicije u fiksni kapital po glavi stanovnika*. Što se tiče varijabli financijskog sektora, bankovni krediti bilježe znatno manju volatilnost nego promet dionica, približno su simetrično raspoređeni, a pokazatelj *kurtosis* upućuje na manju zaobljenost krivulje distribucije i manji broj podataka koji se nalazi *u repovima* krivulje. Analizom *kurtosis* pokazatelja za promet dionica, koji bilježi vrlo visoke vrijednosti za Irsku, Sloveniju i Španjolsku, zaključuje se da se velik broj podataka za promet dionica u tim državama nalazi *u repovima* krivulje.

U nastavku se prikazuju rezultati linearne regresije za dva izabrana istraživačka modela. Rezultati za prvi regresijski model, koji prema jednadžbi (1), nastoji dovesti u vezu razinu BDP per capita isključivo sa financijskim varijablama, prikazani su u tablici 2.

Tablica 2: Regresijski model sa varijablama financijskog sektora za odabrane države

Regresorska varijabla	Statistička mjera	Promatrana država											
		Austrija	Česka	Francuska	Grčka	Hrvatska	Irska	Nizozemska	Njemačka	Poljska	Slovenija	Španjolska	
	razdoblje promatranja	2001.-2019.	1993.-2014.	2002.-2015.	2001.-2019.	2000.-2019.	2001.-2018.	2001.-2019.	2001.-2019.	1995.-2019.	2005.-2019.	2001.-2018.	
	korigirani koeficijent determinacije	0,15737406	0,3887863	0,26898026	0,457994	0,428398065	0,348039	0,27584535	0,284556	0,37627004	0,440332	0,4505358	
	p-vrijednost za F-test	0,0990508	0,2100001	0,18119082	0,002905	0,003347392	0,0158118	0,06771888	0,1508896	0,18651032	0,012187	0,0043839	
	standardna pogreška	0,014765	0,027653902	0,01281922	0,0380237	0,02599706	0,0517696	0,0168068	0,0237619	0,01631286	0,0277292	0,016678	
	regresijski koeficijent	-0,11607	-0,0002043	-0,0007234	-0,1218853	-0,21287038	-0,100965	0,03584672	-0,04897638	-0,0005565	-0,164383	-0,0533343	
bankovni krediti (C)	p-vrijednost	0,161868	0,1711496	0,1285261	0,00359	0,000870899	0,0057416	0,2534211	0,3066861	0,0729947	0,0060143	0,001582	
	regresijski koeficijent	0,111428	0,00161315	-0,0003226	0,038463	0,339249	-0,0510069	0,03589006	0,0255679	0,00138463	1,302548	0,012288	
promet dionicama (S)	p-vrijednost	0,038288	0,20994501	0,117294	0,673393	0,350188	0,8756819	0,0343962	0,3797512	0,1558055	0,03394	0,1890513	

Izvor: obrada autora.

Promatrajući korigirani koeficijent determinacije ( $R^2$ ) dolazi se do zaključka da je izabranim modelom protumačeno relativno malo varijacija stopa rasta bruto domaćeg proizvoda *per capita*. U najpovoljnijem slučaju, varijacije bankovnih kredita i prometa dionica objašnjavaju svega 45% varijacija zavisne varijable, što znači da je model slabo reprezentativan. Vrijednosti F-testa značajnosti svih regresorskih varijabli pokazuju značajnu varijabilnost po

promatranim državama, ali primjenom uobičajenih granica signifikantnosti od 5% i 10% zaključuje se da u otprilike polovici promatranih država niti jedna regresorska varijabla nije bila signifikantna u modelu. Zbog toga interpretacija regresorskih koeficijenata ima smisla samo za one države koje su prošle F-test na razini signifikantnosti 10%, a to su: Austrija, Grčka, Irska, Nizozemska, Slovenija, Španjolska.

U navedenim državama zamjetna je blaga negativna vrijednost regresorskog koeficijenta uz varijablu *bankovni krediti dani privatnim subjektima rezidentima (u % BDP-a)*. P-vrijednost ukazuje da je utjecaj promatrane varijable na stopu rasta BDP-a signifikantan samo u slučaju Grčke, Irske, Slovenije i Španjolske. U tri promatrane države, Austriji, Nizozemskoj i Sloveniji, utjecaj prometa dionica na stopu rasta BDP *per capita* je pozitivan i signifikantan. Prilikom interpretacije regresijskih koeficijenta treba biti oprezan jer su obje nezavisne varijable izražene relativno. U tom smislu, ne može se reći da porast bankovnih kredita vodi do nižih stopa rasta BDP-a, nego da porast udjela bankovnih kredita u BDP-u dovodi do blagog pada BDP-a. Uzevši u obzir bankocentričnost slovenskog i austrijskog financijskog sustava može se zaključiti da su razvoj i veća aktivnost tržišta kapitala imali blage pozitivne učinke na njihov gospodarski rast. Kao i u slučaju većine ostalih zemalja, dokazano je da postoji slaba statistička veza između gospodarskog rasta RH i varijabli financijskog sektora, pri čemu je povećana bankovna kreditna aktivnost u konačnici imala blagi negativan učinak na gospodarski rast. S druge strane, primjenom uobičajenih granica signifikantnosti od 5% i 10% nije dokazan signifikantan utjecaj aktivnosti hrvatskog tržišta kapitala na gospodarski rast.

S druge strane, u Španjolskoj, koja ima relativno uravnoteženu financijsku strukturu, nije dokazano da promet dionica ima signifikantan utjecaj na BDP. Sve regresorske koeficijente potrebno je razmotriti i u kontekstu slabe opće reprezentativnosti modela. Iako je teško donijeti općenit zaključak, moglo bi se reći da model ukazuje na važnost uravnoteženog financijskog sustava. Zaključno, potrebno je alternativnim regresijskim modelom razmotriti utjecaj financijske strukture na investicije, odnosno akumulaciju kapitala, te utvrditi je li takav model reprezentativniji. Rezultati regresijskog modela opisanog jednažbom (4) prikazani su u tablici 3.

Tablica 3: Regresijski model sa logaritmiranim varijablama

Regresorska varijabla	Statistička mjera	Promatrana država											
		Austrija	Češka	Francuska	Grčka	Hrvatska	Irska	Nizozemska	Njemačka	Poljska	Slovenija	Španjolska	
	razdoblje promatranja	2001.-2019.	1993.-2014.	2002.-2015.	2001.-2019.	2000.-2019.	2001.-2018.	2001.-2019.	2001.-2019.	1995.-2019.	2005.-2019.	2001.-2018.	
	korigirani koeficijent determinacije	0,609993	0,8992294	0,5392294	0,840695	0,81208999	0,773161	0,4045627	0,717847	0,9483541	0,450401	0,390145	
	p-vrijednost za F-test	0,000209	1,3152E-10	0,0056256	1,6167E-07	2,62E-07	5,757E-06	0,02653704	1,5655E-05	2,6775E-15	0,256568	0,009588	
	standardna pogreška	0,01411	0,024325	0,0069574	0,018184	0,03575969	0,032063	0,01573183	0,0178365	0,0284215	0,026239	0,013259	
	regresijski koeficijent	0,652775	0,961045	0,2932611	0,313788	0,50988964	0,362717	0,3187934	0,8492745	0,78745183	0,185481	0,172707	
log (K/L)	p-vrijednost	0,000148	1,2642E-09	0,0065153	2,0136E-05	5,42E-08	8,2616E-05	0,00651432	3,5145E-06	4,6335E-16	0,150912	0,002975	
	regresijski koeficijent	0,008573	-0,061883	-0,0395186	-0,06007	-0,0475761	0,0326573	-0,0262927	-0,0484874	-0,076112	-0,05633	-0,04356	
log (Fs)	p-vrijednost	0,535204	0,005679	0,008281	0,061723	0,01049596	0,266711	0,4425921	0,161463	0,049851	0,124652	0,048397	

Izvor: obrada autora

Usporedbom dvaju regresijskih modela zaključuje se da model koji uzima u obzir varijacije u investicijama i varijacije u financijskoj strukturi nešto bolje objašnjava razinu realnog BDP *per capita* nego model koji uzima u obzir isključivo financijske varijable. Vrijednosti koeficijenta determinacije su osobito visoke u slučaju Češke, Grčke, Irske i Poljske. Model bilježi nešto manju reprezentativnost u slučaju Nizozemske, Slovenije i Španjolske, a vrijednosti F-testa upućuju da na razini signifikantnosti od 5% niti jedna varijabla nije

značajna u modelu za Sloveniju i Španjolsku. Kao što je pretpostavljeno Cobb-Douglasovom funkcijom, u svim državama postoji jaka pozitivna veza između bruto investicija u fiksni kapital po glavi stanovnika i razine BDP *per capita* te je varijabla „investicije“ signifikantna u modelu.

Koeficijent uz logaritmiranu varijablu financijske strukture bilježi blage negativne vrijednosti u većini promatranih zemalja. Budući se varijabla financijske strukture definira kao omjer prometa dionica i bankovnih kredita, negativne vrijednosti logaritmirane varijable financijske strukture označavaju bankocentričan sustav. Sukladno tome, predznaci regresijskog koeficijenta i regresorske varijable se podudaraju, pa se može zaključiti da je financijska struktura imala blagi pozitivan utjecaj na razinu BDP *per capita* u većini promatranih zemalja. Treba napomenuti da je varijabla financijske strukture signifikantna samo u trima promatranim državama sa visokim vrijednostima koeficijenta determinacije: Češkoj, Grčkoj i Poljskoj.

Drugim regresijskim modelom dokazano je da je bankocentrični hrvatski sustav imao blage pozitivne učinke na gospodarski razvoj mjereno razinom BDP *per capita*. U tom smislu može se ocijeniti da je bankovna aktivnost doprinijela gospodarskom razvoju više nego aktivnost na tržištu kapitala. To ne mora nužno biti posljedica dobre kreditne politike banaka, nego veličine bankovne imovine i niske aktivnosti hrvatskog tržišta kapitala koje se još uvijek nije oporavilo od velike financijske krize. Rezultate regresijskog modela teško je poopćiti na ostale promatrane države i dati jednoznačan zaključak o utjecaju financijske strukture na gospodarski razvoj mjereno razinom BDP *per capita*. Važno je sagledati i ograničenja odabranog istraživačkog modela, o čemu se govori u nastavku.

#### **4.2. Ograničenja izabranog istraživačkog modela**

Ograničenja odabranog istraživačkog modela mogu se podijeliti u dvije skupine. Prvu skupinu čine ograničenja povezana sa izabranim statističkim modelom. Ograničenja karakteristična za statistički model zapravo se odnose na činjenicu da nisu ispunjene pretpostavke modela višestruke regresije, odnosno da postoje problemi multikolinearnosti, nenormalne distribucije reziduala, autokorelacije i heteroskedastičnosti, čije se postojanje ispituje posebnim testovima. Drugu skupinu čine ograničenja koja su povezana sa nemogućnosti kvantificiranja i uvrštavanja u model različitih varijabli koje utječu na financijski sustav. Takva ograničenja karakteristična su za sva usporediva istraživanja ove tematike te zbog toga njima nije

posvećena posebna pozornost. U nastavku se opisuju ograničenja povezana sa statističkim modelom.

Reprezentativnost istraživačkog modela moguće je inicijalno ocijeniti pomoću korigiranog koeficijenta determinacije. U prethodnom poglavlju pokazano je da regresijski model koji uzima u obzir isključivo financijske varijable konzistentno bilježi male vrijednosti koeficijenta determinacije, pa za taj model radi jednostavnosti nije provedena regresijska dijagnostika. S druge strane, regresijski model opisan jednažbom (4) bilježi veći korigirani koeficijent determinacije, pa je za taj model potrebno provesti dodatne testove reprezentativnosti modela. Sumarni rezultati regresijske dijagnostike prikazani su u tablici 4, a u nastavku se ukratko opisuju testovi regresijske dijagnostike i ispituju hipoteze o (ne)ispunjenosti određenih pretpostavki modela višestruke linearne regresije.

Tablica 4: Regresijska dijagnostika za odabrane države

Država	VIF pokazatelj	p-vrijednost za Shapiro-Wilk test		Durtin-Watson test		p-vrijednost za Whiteov test
		vrijednost testa	autokorelacija 1. reda	vrijednost testa	autokorelacija 1. reda	
Austrija	1,122052136	0,671890734	0,384676113	0,384676113	+	0,76319408
Češka	2,48404462	0,176512927	1,035952966	1,035952966	+	0,92792419
Francuska	1,066831271	0,972159493	1,821517248	1,821517248	0	0,724785309
Grčka	5,418894396	0,709511244	0,576942754	0,576942754	+	0,101363
Irska	1,602900541	0,328347991	0,921076566	0,921076566	+	0,632581582
Nizozemska	1,016725515	0,557425036	0,414311133	0,414311133	+	0,210855099
Njemačka	1,064422479	0,564570433	0,824091166	0,824091166	+	0,532944028
Poljska	1,015581914	0,524222945	0,926804952	0,926804952	+	0,064448688
Slovenija	1,825602	0,706369621	0,55240951	0,55240951	+	0,485196795
Španjolska	1,265203634	0,461813299	0,473859675	0,473859675	+	0,221376493

Izvor: obrada autora.

Kako bi se testirala multikolinearnost, analiziraju se VIF (*Variance Inflation Factor*) i ekvivalentni TOL (*Tolerance*) pokazatelj. VIF pokazatelji za odabrane države prikazani su u tablici 4. Vidljivo je da je za svaku analiziranu državu, osim Grčke, VIF pokazatelj manji od 4, čime se može odbaciti pretpostavka o postojanju multikolinearnosti.

Druga pretpostavka regresijskog modela je normalna distribucija grešaka relacije, koja je vrlo važna za male uzorke kako bi se ispravno mogli provesti statistički testovi. Zaključke o normalnosti reziduala moguće je donijeti temeljem Shapiro-Wilkovog testa, čiji su rezultati prikazani u tablici 4. Odluka o nenormalnosti distribucije grešaka relacije donosi se

usporedbom W-testne veličine i empirijskog p-omjera (Hanusz i sur., 2014). Zaključuje se da niti u jednoj od promatranih država ne postoji problem nenormalne distribucije grešaka relacije uz primjenu uobičajenih granica signifikantnosti.

Autokorelacija postoji ukoliko su greške relacije međusobno korelirane. Problem autokorelacije čest je u vremenskim regresijskim modelima i uzrokuje neefikasnost procjene parametara metodom najmanjih kvadrata. Autokorelacija uzastopnih grešaka relacije ili autokorelacija prvog reda najčešće se testira Durbin-Watsonovim (DW) testom. Kako bi DW test bio primjenjiv, potrebno je da su greške relacije normalno distribuirane (što je prethodno dokazano) i da regresijski model sadrži konstantni član. Rezultati DW testa za odabrane države prikazani su u tablici 4. Za sve promatrane države, osim Francuske, postoji problem pozitivne korelacije prvog reda, što upućuje na činjenicu da je model „prejednostavan“, odnosno da varijacije BDP-a *per capita* mogu biti objašnjene i brojnim drugim čimbenicima, koji radi jednostavnosti nisu korišteni u modelu.

Četvrta pretpostavka linearnog regresijskog modela je homoskedastičnost grešaka relacije, ukoliko pretpostavka nije ispunjena dolazi do neefikasnosti procjene parametara, slično kao i kod autokorelacije. Odluka o postojanju heteroskedastičnosti donosi se primjenom Breusch-Paganovog LM testa, ukoliko je uzrok heteroskedastičnosti poznat, i Whiteovog testa, ukoliko je uzrok nepoznat. Budući u promatranim slučajevima uzrok heteroskedastičnosti nije poznat, korišten je Whiteov test. Temeljem rezultata Whiteova testa prikazanog u tablici 4 potvrđuje se nepostojanje heteroskedastičnosti u svim promatranim državama.

Ostala statistička ograničenja vezana su uz izbor varijabli u model. Naime, varijabla *bruto investicije u fiksni kapital po stanovniku* obuhvaća investicije koje su financirane interno (iz neto dobiti proteklih razdoblja) i one koje su financirane eksterno, odnosno posredstvom financijskog sustava. Za donošenje odluke o utjecaju financijskog sustava na razinu investicija potrebno je sagledati isključivo eksterno financirana ulaganja, ali podaci o eksternom financiranju nisu bili dostupni za sve promatrane države. Također, u izračun ove varijable nije uključeno stjecanje financijske imovine. Dodatno, analizirana varijabla *kreditni dani rezidentima iz privatnog sektora* isključuje u praksi sve značajniju izvanbilančnu bankovnu imovinu, čime je bankocentričnost sustava zapravo potcjenjena, ali ne mijenja puno dobivene zaključke.

Osim statističkih ograničenja, u istraživanjima ove tematike prisutan je čitav niz ograničavajućih čimbenika koji otežavaju donošenje konkretnog zaključka o utjecaju

financijske strukture na gospodarski rast i razvoj. Neki od ograničavajućih čimbenika su sljedeći:

- nemogućnost kvantificiranja svih čimbenika koji utječu na financijski sustav, primjerice: sklonosti štediša i ulagača, monetarne i fiskalne politike, promjene regulatornog okvira...
- kompleksnost mjerenja učinaka financijske strukture na gospodarski rast
- rastuća složenost financijskih, ali i ekonomskih sustava
- međupovezanosti financijskih sustava različitih zemalja, ali i vlasnička povezanost među financijskim institucijama
- različit stupanj razvoja gospodarstva i financijskog sustava
- različite ulagačke politike institucionalnih investitora itd (Stojanović i Krišto, 2016)

Zbog svih navedenih ograničenja, kao i zbog slabe reprezentativnosti modela koji uzima u obzir isključivo financijske varijable u objašnjavanju gospodarskog rasta, rezultate istraživanja potrebno je tumačiti usko. Istraživanjem je dokazano da je financijska struktura imala pozitivan i signifikantan utjecaj na gospodarski rast samo u nekim državama. Budući većina analiziranih država, za koje se model pokazao reprezentativnim, imaju bankovno orijentirane financijske sustave i nešto slabije aktivna tržišta kapitala, banke su imale jači utjecaj na gospodarski rast upravo zbog veličine svoje imovine. U državama koje imaju donekle uravnoteženu financijsku strukturu, poput Španjolske i Francuske, model bilježi nešto manju reprezentativnost, te nije moguće donijeti konkretan zaključak o jačem utjecaju banaka na gospodarski rast u tim državama.

## 5. HRVATSKO TRŽIŠTE KAPITALA

Financijski sustav Republike Hrvatske je bankovno orijentiran, na što upućuju podaci o relativnoj važnosti pojedinih pružatelja financijskih usluga, odnosno udjelu njihove imovine u ukupnoj imovini financijskog sustava, koji su prikazani u tablici 5.

Tablica 5: Relativni udio pojedinih financijskih posrednika u financijskom sustavu Republike Hrvatske (2015.-2019.)

	2015.	2016.	2017.	2018.	2019.
Kreditne institucije	72,33%	71,45%	70,82%	70,56%	68,52%
Investicijski fondovi	2,22%	3,74%	3,95%	4,02%	4,08%
Mirovinski fondovi	14,08%	13,82%	15,27%	15,73%	17,26%
Društva za osiguranje	6,18%	5,72%	5,30%	5,34%	5,48%

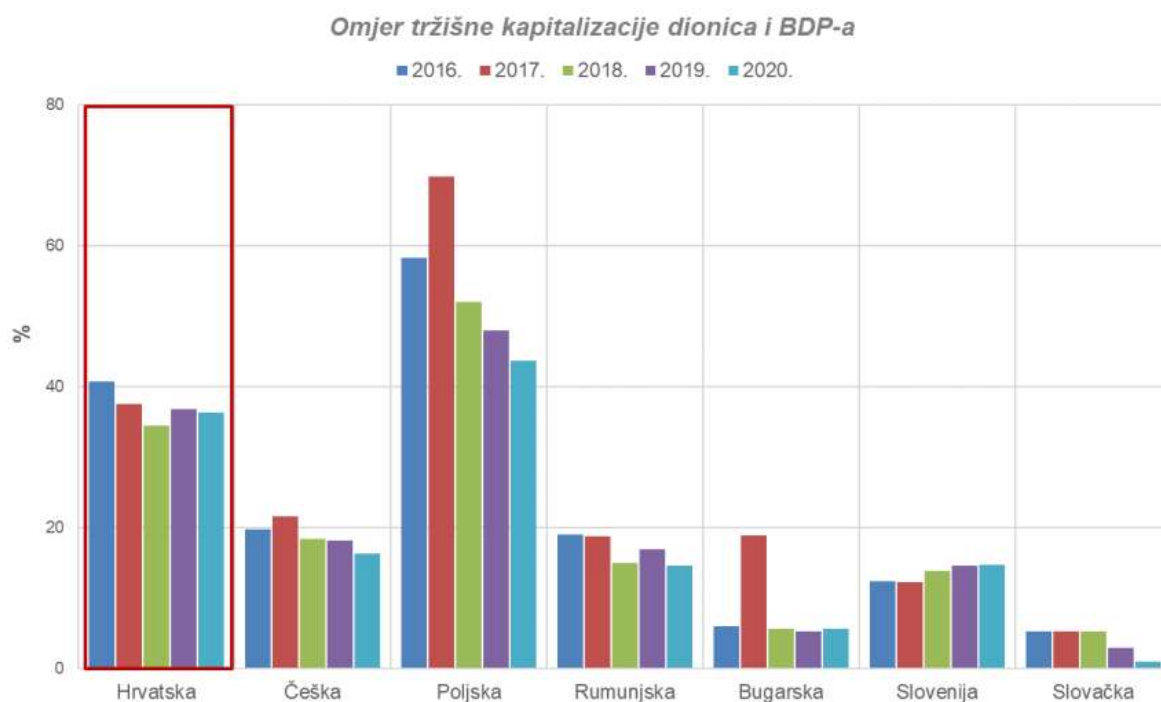
Napomena: prilikom izračuna ukupne aktive financijskog sustava oduzeta je aktiva Hrvatske narodne banke.

Izvor: Hrvatska narodna banka, 2020.

U rujnu 2020. godine bankovni sektor činio je više od dvije trećine ukupnog sektora financijskih usluga (HANFA, 2021). Većinu imovine nebankovnih financijskih institucija čine mirovinski fondovi, a slijede ih društva za osiguranje te investicijski fondovi. Nebankovne institucije bilježe značajan porast imovine u zadnjih petnaest godina: imovina im je porasla sa 2% na trećinu imovine financijskog sustava RH (Žigman, 2018). Navedeni trend smanjenja bankovne intermedijacije prisutan je u većini svjetskih zemalja. U svrhu analize stanja hrvatskog tržišta kapitala potrebno je proučiti podatke o volumenu trgovanja i tržišnoj kapitalizaciji te usporediti navedene podatke sa državama sličnog stupnja gospodarskog razvoja.

Na grafikonu 1 prikazan je omjer tržišne kapitalizacije dionica i BDP-a u promatranim „novim članicama“ Europske Unije. U većini promatranih država, izuzev Slovenije, prisutan je trend blagog smanjenja omjera tržišne kapitalizacije i BDP-a. U Hrvatskoj prikazani omjer je nešto niži od 40% te je viši od ostalih promatranih zemalja, izuzev Poljske.

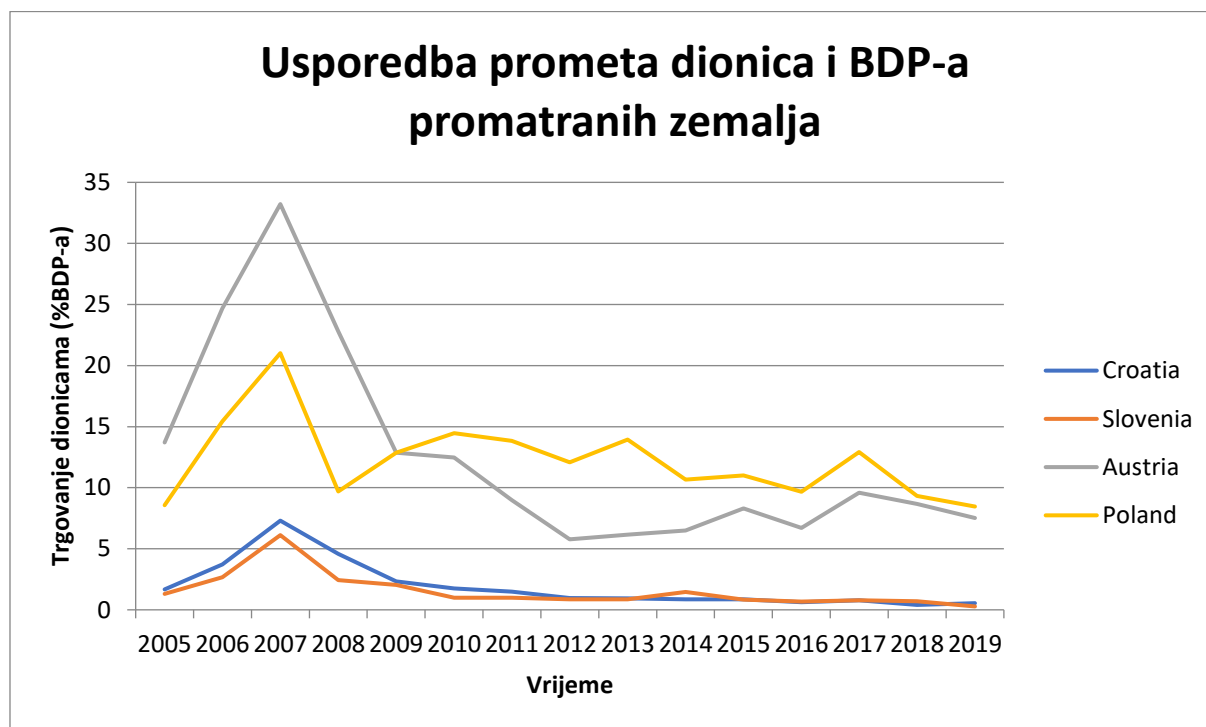
Grafikon 1: Omjer tržišne kapitalizacije dionica i BDP-a u odabranim državama



Izvor: HANFA, 2021.op.cit.

Analiza tržišne kapitalizacije može biti indikativna, ali samo temeljem podataka o tržišnoj kapitalizaciji ne može se donijeti zaključak o efikasnosti i ukupnoj razvijenosti tržišta kapitala pojedine države, već samo o veličini tržišta kapitala. Zbog toga je potrebno promotriti podatke o prometu vrijednosnih papira kako bi se utvrdila aktivnost i likvidnost tržišta kapitala, što je učinjeno na grafikonu 2. Vidljivo je da sva promatrana tržišta kapitala bilježe rast aktivnosti do velike financijske krize, a zatim je uslijedio značajan pad aktivnosti. Primjećuje se brz oporavak poljskog tržišta vrijednosnica, dok ostala tržišta bilježe dugotrajan pad i stagnaciju aktivnosti u zadnjih nekoliko godina. Hrvatsko tržište kapitala je prema ovom pokazatelju usporedivo sa slovenskim tržištem kapitala, ali i dalje prilično neaktivno u odnosu na poljsko i austrijsko tržište.

Grafikon 2: Omjer prometa dionica i BDP-a promatranih država



Izvor: obrada autora prema World Bank, 2021.

Iz navedenog moguće je zaključiti da je potrebno poduzeti mjere u svrhu jačanja aktivnosti hrvatskog tržišta kapitala. U nastavku slijedi kratki pregled do sada poduzetih aktivnosti od strane Zagrebačke burze (ZSE) te budućih razvojnih usmjerenja hrvatskog tržišta kapitala.

Ulaskom Republike Hrvatske u EU 2013. godine Zagrebačka burza postala je dio tržišta kapitala EU. Od tada je razvoj hrvatskog tržišta kapitala usklađen sa europskim zakonodavstvom. Primjerice, kako bi se malim i srednjim poduzećima olakšala burzovna kotacija, osnovano je Progress tržište, multilateralna trgovinska platforma namijenjena malim i srednjim poduzećima kojom upravlja Zagrebačka burza. Ovo tržište karakteriziraju niži zahtjevi transparentnosti te povezano s tim i veći rizik ulaganja (Progress Market, 2021.). Osim Progress tržišta, Zagrebačka burza sudjeluje u radu Funderbeam platforme, koja služi kao platforma za skupno financiranje (*crowdfunding*) za mala poduzeća u početnim stadijima svoga razvoja.

Zagrebačka burza je 2015. godine preuzela Ljubljansku burzu te je 2019. godine stvoren zajednički burzovni indeks ADRIAprime, čime je ostvarena veća integracija regionalnih tržišta kapitala, a investitorima omogućeno preglednije praćenje tržišnih kretanja (ZSE, 2019). Dubljoj integraciji sa tržištima kapitala južnih i istočnih europskih zemalja doprinosi projekt

*SEE Link*. Radi se o stvaranju jedinstvene infrastrukture za trgovanje vrijednosnim papirima uvrštenim na burze u Bugarskoj, Hrvatskoj i Makedoniji, bez spajanja burzi u navedenim državama. Hrvatsko tržište kapitala bilježi pomake i u pogledu razvoja složenijih financijskih instrumenata. Tako je 2020. godine na Zagrebačkoj burzi započelo trgovanje ETF-ovima (*exchange-traded fund*). Zbog niskih transakcijskih troškova i visoke likvidnosti ETF-ovi su postali jedan od najpopularnijih financijskih instrumenata za ulagače koji primjenjuju pasivne tehnike ulaganja (ZSE, 2021).

Iskorak u unaprijeđenju hrvatskog tržišta kapitala učinjen je i u tehnološkom aspektu. Od 2007. do 2017. godine Zagrebačka burza koristila je trgovinsku platformu X-Stream razvijenu od strane NASDAQ-a. Od 2017. godine trgovanje na Zagrebačkoj burzi odvija se putem trgovinskog sustava Xetra. Financijskim instrumentima može se trgovati kontinuirano ili putem dražbi, a nalozi se izvršavaju temeljem prioriteta cijene i vremena unosa naloga. Sustav je razvijen od strane njemačke burze (*Deutsche Börse*), a karakterizira ga niska latencija, visoka protočnost i fleksibilnost (Xetra, 2021.). Usvajanjem ovog suvremenog trgovinskog sustava Zagrebačka burza se po korištenoj tehnologiji približila vodećim europskim burzama. Zagrebačka burza povezana je i sa sudionicima OTC tržišta. Naime, Direktiva o tržištima financijskih instrumenata EU (*MiFID- Markets in Financial Instruments Directive*) određuje da investicijska društva koja sudjeluju na OTC tržištu moraju javno objaviti informacije o volumenu i cijeni protrgovanih vrijednosnih papira. Burza od 2018. godine nudi investicijskim društvima uslugu objave informacija o provedenom trgovanju, čime se povećava transparentnost OTC tržišta (ZSE, 2021.).

## 6. ZAKLJUČAK

U radu je istraživano pitanje utjecaja financijske strukture na gospodarski rast u odabranim državama članicama Europske Unije. Navedeno pitanje je često raspravljano u stručnoj javnosti te do sada nije postignut konsenzus glede utjecaja financijske strukture na gospodarski rast, iako recentne studije ističu prednosti tržišno orijentiranih sustava za promicanje gospodarskog rasta i postizanja veće otpornosti na krize.

Općenito, financijski sustav Europske Unije je bankovno orijentiran, iako postoje značajne razlike u financijskoj strukturi među državama članicama. Bankocentričnost Europske Unije nije posljedica isključivo spontanog razvoja financijskog sustava nego i političkih odluka kojima su banke zbog svoje važnosti za ukupno gospodarstvo bile favorizirane u odnosu na tržište kapitala. Uočivši problem sporijeg oporavka europskog gospodarstva od krize, tijela Europske Unije pokrenula su inicijativu Unije tržišta kapitala sa ciljem diverzifikacije izvora financiranja europskih poduzeća, ostvarenja bržeg gospodarskog rasta i realizacije dugoročnih infrastrukturnih ulaganja. Izrazito negativan utjecaj na ostvarenje ove inicijative imali su izlazak Ujedinjenog Kraljevstva iz Europske Unije te pandemija virusa COVID-19, a o konačnom uspjehu ili neuspjehu ove inicijative moći će se suditi tek u budućnosti.

Istraživanje provedeno na uzorku od deset zemalja metodom višestruke linearne regresije ukazalo je da postoji slaba veza između gospodarskog rasta i varijabli financijskog sektora: prometa dionica i bankovnih kredita rezidentima (obje varijable izražene su u postotku BDP-a). U većini promatranih država porast aktivnosti tržišta kapitala imao je blagi pozitivan utjecaj na stopu rasta BDP-a, dok je porast bankovnih kredita izraženih u postotku BDP-a imao suprotan utjecaj na stopu rasta. Zbog slabe reprezentativnosti modela dobivene zaključke nije moguće poopćiti na sve promatrane države te nije moguće donijeti ocjenu optimalne financijske strukture. Nerepresentativnosti regresijskog modela doprinose i asimetrične distribucije stopa rasta BDP-a, pa se u tu svrhu konstruirao alternativni istraživački model sa logaritmiranim varijablama i uz uvažavanje određenih varijabli nefinancijskog sektora.

Ukoliko se promatra veza između logaritmirane razine bruto domaćeg proizvoda *per capita*, investicija po glavi stanovnika i varijable financijske strukture, dolazi se do zaključka da su bankovno orijentirani sustavi većine zemalja Europske Unije imali pozitivan utjecaj na razinu BDP *per capita*. Treba napomenuti da je u samo nekim državama dokazana signifikantnost varijable financijske strukture. Reprezentativnost drugog regresijskog modela je povećana u

odnosu na prvi model, ali jednoznačan zaključak o tome da su bankovno orijentirani sustavi bolji za ostvarenje viših razina BDP *per capita* nije moguće donijeti iz više razloga. Prvo, rezultati Durbin-Watsonova testa ukazuju na postojanje autokorelacije u modelu, odnosno da u model nisu uključene određene eksplanatorne varijable. Drugo, budući se varijablom financijske strukture mjeri aktivnost tržišta kapitala, moguće je da model pokazuje pristranost prema bankovno orijentiranim sustavima zbog veličine njihove imovine, odnosno slabo aktivnih europskih tržišta kapitala. Konačno, veza financijskog sustava i realnog gospodarstva je iznimno zamršena te nije moguće kvantificirati sve varijable koje utječu na financijski sustav, što otežava donošenje konkretnog zaključka o optimalnoj financijskoj strukturi.

U zadnjem poglavlju prikazano je stanje hrvatskog tržišta kapitala. Kao i ostale tranzicijske zemlje, Hrvatsku karakterizira bankovna orijentiranost i slabo razvijeno tržište kapitala koje se ni do danas nije u potpunosti oporavilo od velike financijske krize. Usprkos tome, vidljivi su određeni pozitivni pomaci u razvoju hrvatskog tržišta kapitala kroz uvrštenje ETF instrumenata u burzovnu kotaciju i jačanje suradnje sa uređenim tržištima ostalih tranzicijskih zemalja. Daljnja istraživanja ove tematike mogu se fokusirati na utjecaj monetarne i fiskalne politike na financijsku strukturu te na utjecaj pojedinih kreditnih plasmana banaka i prekograničnih spajanja nacionalnih tržišta kapitala na gospodarski rast i razvoj.

## LITERATURA

- Bats, J., Houben, A. (2017) *Bank-based versus market-based financing: implications for systemic risk*. [online]. Amsterdam: De Nederlandsche Bank NV. Dostupno na: <https://www.dnb.nl/nieuws/publicaties-dnb/dnb-workingpapers-reeks/dnb-working-papers/working-papers-2017/dnb369484.jsp#> [2.2.2021.]
- Benzcur, P., Karagiannis, S., Kvedaras, V. (2019) *Finance and economic growth: Financing structure and non-linear impact* [online]. ScienceDirect. Dostupno na: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0164070417305773> [27.2.2021.]
- Bezooijen, E., Bikker, J. (2017) *Financial Structure and Macroeconomic Volatility: a Panel Data Analysis*. [online]. Utrecht: Utrecht University School of Economics. Dostupno na: [https://www.uu.nl/sites/default/files/rebo\\_use\\_dp\\_2017\\_1713.pdf](https://www.uu.nl/sites/default/files/rebo_use_dp_2017_1713.pdf) [3.2.2021.]
- Brown, J., Martinsson, G., Petersen, B. (2013) Law, stock markets and innovation. *Journal of Finance*, 68 (4), str. 1517–1549.
- Europska komisija (2020) *Feasibility study for the creation of a CMU Equity Market Index Family*. Bruxelles: European Commission.
- Hanusz, Z., Tarasinka, J., Wojchiech, Z. (2014) Shapiro-Wilk test with known mean. *REVSTAT-Statistical Journal*, 14(1), str. 89-100.
- Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga (2021) *Odabrani pokazatelji sektora financijskih usluga: Standardni prezentacijski format*. Zagreb: Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga.
- Langfield, S., Pagano, M. (2016) Bank bias in Europe: Effects on systemic risk and growth. *Economic Policy*, 31 (85), str. 51–106.
- Levine, R. (2002) Bank-based or market-based financial systems: Which is better? *Journal of Financial Intermediation*, 11 (4), str. 398–428.
- Luintel, K. i sur. (2008) *Financial Structure and Economic Growth* [online]. Cardiff: Cardiff Business School. Dostupno na: <https://core.ac.uk/download/pdf/74219239.pdf> [2.2.2021.]
- Progress Market (2021) *O Progress tržištu* [online]. Zagreb: Progress Market. Dostupno na: <https://progress.market/hr/o-trzistu/opcenito> [13.2.2021.]

Stojanović, A., Krišto, J. (2016) Učinkovitost financijske strukture i razvoj unije tržišta kapitala. *EFZG Occasional Publications (Department of Finance)*, str. 3-22.

World Bank (2021) *Indicators* [online]. Washington: World Bank. Dostupno na: <https://data.worldbank.org/indicator> [24.2.2021.]

Xetra (2021) *Techology* [online]. Xetra. Dostupno na: <https://www.xetra.com/xetra-en/technology> [17.2.2021.]

Zagrebačka burza (2019) *Kreiran prvi zajednički indeks Zagrebačke i Ljubljanske burze – ADRIAprime* [online]. Zagreb: Zagrebačka burza. Dostupno na: <https://prev.zse.hr/default.aspx?id=92811> [13.2.2021.]

Zagrebačka burza (2021) *Approved Publication Arrangement* [online]. Zagreb: Zagrebačka burza. Dostupno na: <https://prev.zse.hr/default.aspx?id=80727> [17.2.2021.]

Žigman, A. (2018) *Nebankovne financijske institucije: Kretanja, perspektive i izazovi* [online]. Zagreb: Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga. Dostupno na: <https://www.hanfa.hr/media/2893/2018-10-23-prezentacija-a-zigman.pdf> [10.2.2021.]