

Isplati li se transparentnost? Mogući ekonomski učinci transparentnosti državnih proračuna

Tomljenović, Vid

Master's thesis / Diplomski rad

2021

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Science / Sveučilište u Zagrebu, Prirodoslovno-matematički fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:217:751794>

Rights / Prava: [In copyright](#)/[Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-08-24**



Repository / Repozitorij:

[Repository of the Faculty of Science - University of Zagreb](#)



Isplati li se transparentnost? Mogući ekonomski učinci transparentnosti državnih proračuna

Tomljenović, Vid

Master's thesis / Diplomski rad

2021

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Science / Sveučilište u Zagrebu, Prirodoslovno-matematički fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:217:751794>

Rights / Prava: [In copyright](#)/[Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-06-20**



Repository / Repozitorij:

[Repository of the Faculty of Science - University of Zagreb](#)



SVEUČILIŠTE U ZAGREBU
PRIRODSLOVNO-MATEMATIČKI FAKULTET
MATEMATIČKI ODSJEK

Vid Tomljenović

**ISPLATI LI SE TRANSPARENTNOST? MOGUĆI
EKONOMSKI UČINCI TRANSPARENTNOSTI
DRŽAVNIH PRORAČUNA**

Diplomski rad

Voditelj rada:

prof. dr. sc. Katarina Ott

Zagreb 2021.

Ovaj diplomski rad obranjen je dana _____ pred ispitnim povjerenstvom u sastavu:

1. _____, predsjednik
2. _____, član
3. _____, član

Povjerenstvo je rad ocijenilo ocjenom _____ .

Potpisi članova povjerenstva:

1. _____
2. _____
3. _____

Mojoj obitelji i prijateljima, bez njihove podrške ovaj rad ne bi bio moguć.

Sadržaj

Uvod	1
1. Transparentnost državnog proračuna	3
1.1. Definicija transparentnosti	3
1.2. Indeks otvorenosti proračuna	5
1.3. Teorijski okvir	6
1.4. Hipoteze	9
2. Metodologija	11
2.1. Jednostavna linearna regresija	11
2.2. Procjena parametara	14
2.3. Višestruka regresija	18
2.4. Validacija modela	20
2.4.1. Koeficijent determinacije	21
2.4.2. F-test	22
2.4.3. Testiranje koeficijenata	23
2.4.4. Testiranje pretpostavki modela	25
3. Podaci	28
3.1. Nezavisna varijabla	28
3.2. Zavisne varijable	29
3.3. Kontrolne varijable	29
3.4. Deskriptivna statistika	31
4. Primjena modela na podacima	36
4.1. Model 1 – OBI i BDP	36
4.2. Model 2 – OBI i Balance	42
4.3. Model 3 – OBI i Debt	44
4.4. Modeli s kontrolnim varijablama	47
Zaključak	52
Bibliografija	54
Dodatak 1.	61
Sažetak	64

Uvod

Transparentnost državnog proračuna jedan je od pojmova koji je sve zastupljeniji u medijskom prostoru te javnoj raspravi. Međunarodne organizacije kao što su IMF (International Monetary Fund) i OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) sve više naglašavaju važnost transparentnosti te iniciraju veću transparentnost kroz razne odredbe i sporazume. Cilj ovog rada je odrediti na koje ekonomske čimbenike utječe transparentnost državnog proračuna kako bismo mogli bolje razumjeti prednosti veće razine transparentnosti te vidjeti povećava li transparentnost ekonomsko blagostanje.

International Budget Partnership (IBP) iz Washingtona svake dvije godine (od 2006.) objavljuje indeks otvorenosti proračuna (OBI – Open Budget Index). Na temelju upitnika o dostupnosti proračunskih informacija IBP rangira svaku državu od 0 do 100, gdje 0 označava minimalnu razinu transparentnosti, a 100 maksimalnu. U prvom krugu istraživanja 2006. obuhvaćeno je 59, a u zadnjem 2019 čak 117 država. U ovom radu su korišteni podaci iz predzadnjeg kruga 2017. koje je obuhvaćalo 115 država, no zbog nedostupnosti drugih podataka za pojedine države, promatran je uzorak od 77 država. OBI je korišten kao zavisna varijabla, dok su nezavisne varijable BDP po stanovniku, udio javnog duga u BDP-u te razina deficita/suficita izražena u postotku BDP-a.

Na temelju prethodnih radova te teorijskih razmatranja, postavljene su sljedeće hipoteze: transparentnost proračuna pozitivno i statistički značajno utječe na razinu BDP-a po stanovniku te deficita/suficita, dok negativno i statistički značajno na razinu javnog duga. Drugim riječima, vlada opće mišljenje da veća razina transparentnosti pridonosi odgovornijem ponašanju političara koji postaju manje skloni povećavati deficit proračuna te se zaduživati te da povećana transparentnost vodi efikasnijoj ekonomiji i povećanom blagostanju izraženom kroz BDP.

Koriste se modeli linearne regresije. Pomoću jednostavnih modela, s jednom nezavisnom (OBI) te jednom zavisnom varijablom, rezultati su pokazali da transparentnost proračuna ima pozitivan i statistički značajan utjecaj na BDP po stanovniku te razinu deficita/suficita, dok za javni dug nije uočena statistički značajna povezanost. Uvođenjem kontrolnih varijabli Indeksa percepcije korupcije, izlaznosti birača na parlamentarne izbore, stope nezaposlenosti, stope rasta BDP-a te postotka korisnika interneta u model višestruke regresije, utjecaj transparentnosti ostaje biti statistički značajan samo na BDP.

Rad se sastoji od četiri poglavlja. U prvom poglavlju navode se razne definicije transparentnosti te posebice transparentnosti državnog proračuna, daje se opis OBI-ja, postavlja teorijski okvir te postavljaju hipoteze koje će se testirati. U drugom poglavlju

navodi se metodologija koja će se koristiti, točnije modeli jednostavne i višestruke linearne regresije te njihova matematička i statistička podloga. U trećem poglavlju dana je deskriptivna statistika podataka, dok se u četvrtom poglavlju primjenjuju spomenuti modeli na dane podatke. Na kraju rada se nalazi zaključak te sažetak cijelog istraživanja.

1. Transparentnost državnog proračuna

U ovom poglavlju definira se transparentnost državnog proračuna te uvodi OBI (Open Budget Index) kao jedina međunarodno usporediva mjera transparentnosti. Zatim se postavlja teorijski okvir rada na temelju prijašnjih istraživanja te socio-ekonomske teorije. Konačno, postavljaju se hipoteze koje će se u radu testirati.

1.1. Definicija transparentnosti državnog proračuna

Organizacija za ekonomsku suradnju i razvoj (OECD - Organisation for Economic Co-operation and Development) smatra da se pojam transparentnosti odnosi na okolinu u kojoj su ciljevi politike, njeni pravni, institucionalni te ekonomski okviri, odluke vladajućih i njihova obrazloženja te podaci i informacije koje se odnose na monetarnu i financijsku politiku ponuđeni javnosti na jasan, razumljiv, dostupan i pravovremen način [25]. Iako se fiskalna transparentnost i transparentnost proračuna često koriste kao sinonimi te je ponekad teško odrediti jasnu distinkciju između ta dva pojma, smatra se da je fiskalna transparentnost širi pojam koji obuhvaća i transparentnost proračuna. Međunarodni monetarni fond (IMF – International Monetary Fund) koristi pojam fiskalna transparentnost koju definira kao jasno, razumljivo, pravovremeno, pouzdano te relevantno obavješćavanje javnosti u vezi prošlih, sadašnjih i budućih stanja javnih financija [18]. Jednu od najcitiranijih definicija fiskalne transparentnosti postavili su Kopits i Craig [6] kao otvorenost prema javnosti u pogledu strukture i funkcija vlade, ciljeva fiskalne politike, računa javnog sektora te projekcija za budućnost. Također, to uključuje siguran pristup pouzdanim, jasnim, razumljivim te međunarodno usporedivim informacijama o aktivnostima vlade kako bi birači i financijska tržišta mogla precizno procijeniti financijsku poziciju države te stvarne troškove i koristi vladinih aktivnosti, uključujući i njihove sadašnje i buduće ekonomske i društvene posljedice. Transparentnost proračuna, pojam koji se smatra užim od fiskalne transparentnosti, se prema definiciji OECD-a odnosi na pravovremeno, potpuno i sustavno objavljivanje svih relevantnih fiskalnih informacija, što uključuje jasnoću, jednoznačnost, razumljivost, pouzdanost, redovitost, dostupnost i korisnost objavljenih informacija o javnim financijama, kao i uključivanje građana u proračunski proces. OECD smatra da veća razina transparentnosti ima brojne pozitivne učinke, poput povećanja odgovornosti, legitimiteta, integriteta, uključivosti i kvalitete proračuna, što bi sve trebalo voditi većem povjerenju između građana i vladajućih [24].

Transparentnost se smatra jednom od najbitnijih vrijednosti demokratskog sustava te prevladava generalno mišljenje da veća razina transparentnosti pridonosi većem blagostanju društva. Kako se financijski sustav razvija i postaje sve kompleksniji, tako i struktura proračuna postaje sve složenija. Upravo ta složenost proračuna nudi priliku za skrivanje stvarnog stanja proračuna te može dovesti do toga da građani ne razumiju

proračunski proces i da ne znaju pravo stanje proračuna. Stoga se promicanje i povećanje transparentnosti smatra jednim od glavnih ciljeva modernog društva. U Busanu, u Sjevernoj Koreji sklopljen je 2011. partnerski sporazum (Busan Partnership for Effective Development Co-operation [23]) između 162 države i 52 međunarodne organizacije kao temelj za efikasnu suradnju pri međunarodnom globalnom razvoju, a jedna od glavnih odrednica tog sporazuma je promicanje i razvoj transparentnosti. IMF objavljuje smjernice za fiskalnu transparentnost u Kodeksu fiskalne transparentnosti (Fiscal Transparency Code [19]) 1998. te ga revidira i ažurira 2007., 2014. te 2019. Verzija kodeksa nakon revizije 2014. postaje međunarodni standard za objavu informacija u vezi javnih financija, koji se temelji na tri glavna načela vezana uz; fiskalno izvještavanje, fiskalna predviđanja i proračune, analizu i upravljanje fiskalnim rizicima. Nakon revizije 2019. dodano je i 4. načelo vezano uz upravljanje prihodima od resursa.

1.2. Indeks otvorenosti proračuna

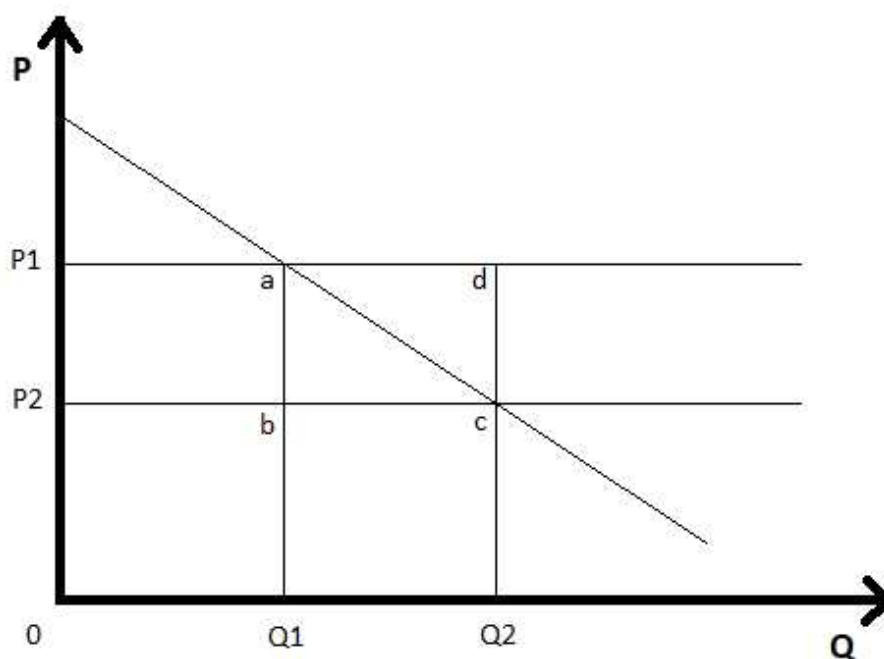
Ovaj rad zahtijeva da se proračunska transparentnost, koja je vrlo apstraktan i teško mjerljiv pojam, kvantificira na jedinstven i sistematičan način. Kao mjeru transparentnosti koristiti će indeks otvorenosti proračuna (OBI – Open Budget Index [15]) koji od 2006. mjeri i objavljuje Međunarodno proračunsko partnerstvo (IBP – International Budget Partnership). Indeks se izračunava na temelju upitnika (Open Budget Survey) koji se sastoji od 228 pitanja. Većina pitanja (145) služi za izračun OBI-ja te se tiču dostupnosti proračunskih informacija, mogućnosti javnosti za sudjelovanje u proračunskom procesu i uloge zakonodavnog tijela te revizorskih institucija. Ostala pitanja služe za prikupljanje dodatnih informacija o ključnim proračunskim dokumentima te za istraživanje različitih karakteristika upravljanja javnim financijama u različitim državama. Za pojedinu državu upitnik ispunjava više domaćih stručnjaka koji većinom djeluju u akademskim institucijama i/ili građanskim društvenim organizacijama koja se bave temama državnog proračuna. Upitnik svake države prije konačnog izračuna pregledaju anonimni nezavisni stručnjak te najčešće predstavnik vlade države. OBI procjenjuje dostupnost proračunskih informacija na temelju osam ključnih proračunskih dokumenata, koji zajedno prikazuju na koji način su javna sredstva prikupljena, kako su potrošena u tekućoj godini te koji su planovi za budućnost. Indeks poprima vrijednosti od 0 do 100, gdje 0 predstavlja najmanju, a 100 najveću moguću transparentnost. Države su grupirane u pet kategorija po intervalima gdje [0-20] označava neznatne ili nikakve informacije o proračunu, dok [81-100] označava opsežne informacije. Rezultat od 61 se smatra minimalnom razinom transparentnosti koja omogućuje informiranu javnu raspravu o proračunu. U istraživanju 2019. koje je obuhvatilo 117 država prosječni je OBI iznosio 45. U odnosu na prošle prosječne rezultate istraživanja (2006. - 45, 2008. - 39, 2010. - 42, 2012. - 43, 2015. - 45 i 2017. - 43), ako uzmemo u obzir da je istraživanje 2006. obuhvaćalo samo 59 država te da su novo dodane države uglavnom imale nižu razinu transparentnosti (prosječan OBI država dodanih u istraživanje 2008. iznosi 21), možemo pretpostaviti da se prosječna razina transparentnosti u svijetu poboljšava. Tu

tezu podržava i činjenica da se prosječan OBI država koje su bile obuhvaćene u svih sedam krugova istraživanja povećao od 2006. do 2019. sa 45 na 52. No i dalje skoro 75% država u 2019. nije zadovoljilo ni minimalan standard (OBI manji od 61).

1.3. Teorijski okvir

Većina teorijskih razmatranja utjecaja transparentnosti proračuna se temelji na informacijskoj asimetriji. U suštini, to je situacija u kojoj jedna skupina ljudi (vladajući) raspolaže s više informacija od druge skupine (građani). Ukoliko je više proračunskih informacija lako dostupno i građanima, tj. ukoliko je transparentnost veća, smanjuje se asimetrija informacija. Jedna od najtemeljnijih takvih teorija je teorija principala i agenata (*principal-agent theory*). Problem principala i agenta se prvi puta u literaturi spominje 1970-ih godina. Jensen i Meckling 1976. [20] definiraju odnos principala i agenta kao ugovor kojim principal (jedan ili više njih) unajmi agenta kako bi izvršio neku uslugu za njega koja zahtjeva da agent donosi neke odluke samostalno u ime principala. Ukoliko pretpostavimo da i principal i agenti nastoje maksimizirati svoje korisnosti, razumno je tvrditi da agent neće uvijek djelovati u najboljem interesu principala, već će vjerojatno pri maksimiziranju svoje korisnosti ostaviti principala ispod razine njegove maksimalne korisnosti. Principal može smanjiti to odstupanje tako da odredi potencijalne nagrade i poticaje za agenta ukoliko djeluje u njegovom interesu, praćenjem i nadziranjem agentovih odluka te postavljanjem ograničenja na neke odluke koje nisu u njegovom interesu. U kontekstu države, principal su građani/glasači, a agenti su političari. Benito i Bastida [4] tvrde da političari imaju korist od slabije informiranosti građana čak i kada su birači savršeno racionalni. Ukoliko ne predstave potpuno jasno kako njihove odluke dovode do određenih rezultata, političari mogu zamaskirati mane svoje politike i manipulirati podacima tako da odluče prikazati samo pozitivne učinke koji bi im poboljšali percepciju kod birača i povećali vjerojatnost ponovnog izbora (prema [6], političari će maksimizirati svoju korisnost ukoliko ih građani izaberu na izborima). Što birači manje znaju o strukturi proračuna i proračunskom procesu, to političari imaju više prilika za korištenje fiskalnog deficita i pretjerane potrošnje za ostvarivanje vlastitih oportunističkih ciljeva. S druge strane, korisnost građana direktno ovisi o postupcima vladajućih koje izaberu. Građani stoga imaju motiv nadzirati političare te prikupiti što više informacija o njihovom djelovanju. Tako će više cijeniti političara koji je transparentniji i nudi više informacija, dok će političari, u nadi da povećaju svoje šanse da budu izabrani, pokušati se predstaviti transparentnijima nudeći informacije o svojoj politici i ciljevima. Pritom si otkrivanjem više informacija smanjuju informacijsku asimetriju i priliku za izvlačenje renti i premija za koje građani ne znaju. Dostupnost više informacija o djelovanju političara i njihovim ciljevima pomaže biračima da lakše procijene kompetencije političara što vodi tome da je veća vjerojatnost da se izabere kompetentnija vlada koja će efikasnije strukturirati proračun. Na taj način veća transparentnost može pridonijeti boljem ekonomskom stanju države.

Situacija u kojoj građani podcijene stvarni trošak javnog dobra, što vodi većoj potražnji (te tako i ponudi) od optimalne za to dobro naziva se fiskalna iluzija. Teoriju fiskalne iluzije je prvi predstavio Puviani 1903. godine [26]. Dollery i Wortington [7] predstavljaju učinak fiskalne iluzije pomoću grafa 1.1. Točka *a* na grafu označava iznos poreza (cijenu) *P1* i željenu količinu javnog dobra *Q1* ukoliko nema fiskalne iluzije. Ukupan trošak države je u tom slučaju površina pravokutnika *OQ1aP1*. Ukoliko se pojavi fiskalna iluzija, percipirana cijena javnog dobra može pasti na *P2*, što željenu količinu dobra povećava na *Q2*, što odgovara točki *c*. U tom slučaju, percipirani trošak je površina pravokutnika *OQ2cP2*, no stvarna cijena ostaje ista (*P1*) stoga stvarni trošak tog javnog dobra iznosi *OQ2dP1*. Površina *Q1Q2da* označava višak potrošnje za dano javno dobro.



Graf 1.1. – Fiskalna iluzija

Izvor: Dollery, Wortington 1996. [7]

Downs [8] predstavlja ekonomsku teoriju političkog djelovanja u demokratskom sustavu te na temelju tog modela zaključuje da političarima nije u interesu smanjiti fiskalnu iluziju. Političari su skloni koristiti pretjeranu državnu potrošnju za investiranje u projekte čiji će rezultati biti vidljivi za vrijeme trajanja njihovog mandata, što bi im povećalo vjerojatnost da budu ponovno izabrani. Gérard i Ngangué [22] pokazuju pozitivnu i statistički značajnu vezu između fiskalne iluzije i proračunskog deficita. Sedmihradská i Haas [9] tvrde da veća proračunska transparentnost može smanjiti fiskalnu iluziju, tj. razliku između percipirane i stvarne cijene javnog dobra, što može voditi manjoj potražnji za dobrom i manjoj državnoj potrošnji, tj. manjem proračunskom deficitu.

Moralni hazard je još jedan pojam koji je koristan pri analizi utjecaja transparentnosti proračuna, a jedan od uzroka je također informacijska asimetrija. U ekonomskom okviru moralni hazard se odnosi na situaciju pri kojoj jedna strana posjeduje više informacija od druge, te je sklonija preuzeti veći rizik nego što bi to normalno učinila, znajući da će druga strana snositi potencijalne troškove tog rizika. U kontekstu teorije principala i agenata, agent se kako bi maksimizirao svoju korisnost može upuštati u oportunističke i riskantne aktivnosti za koje principal ne zna te za čiji rizik bi on snosio trošak. To je posebice prisutno pri većoj asimetriji informacija i u situaciji kada principal nije uspostavio adekvatnu kontrolu nad agentom. Posljedice moralnog hazarda variraju ovisno u situacijama u kojima se pojavljuju, no jedan od glavnih učinaka je neefikasna alokacija resursa što rezultira izbacivanjem tržišta iz ekvilibrija [12]. Kako je informacijska asimetrija jedan od glavnih uzroka moralnog hazarda, bolja dostupnost informacija pridonosi smanjenju tog problema. Povećanje transparentnosti bi smanjilo motivaciju agenata (političara) za sudjelovanje u riskantnim aktivnostima, a potaklo bi principale (građane) da uspostave bolji nadzor i kontrolu nad političarima. Povećana transparentnost bi pridonijela većoj efikasnosti tržišta i boljoj alokaciji resursa [5].

1.4. Hipoteze

Na temelju prethodnih teorijskih razmatranja i navedenih radova, u ovome radu testirat će se djeluje li transparentnost proračuna na: deficit proračuna, javni dug te BDP po stanovniku.

Hipoteza 1:

Transparentnost ima pozitivan i statistički značajan utjecaj na razinu proračunskog suficita (veća transparentnost – veći suficit/manji deficit)

Smatra se da transparentnost smanjuje fiskalnu iluziju, poimanje građana da je cijena javnog dobra manja nego što uistinu jest, što vodi većoj potražnji za tim dobrom i većoj državnoj potrošnji. Ukoliko cijene javnih dobara postanu transparentne, očekuje se smanjena potražnja te samim time i manja državna potrošnja tj. manji deficit. Također,

pretpostavlja se da su političari pri većoj razini transparentnosti više skloni odgovornoj fiskalnoj politici bez pretjerane potrošnje. Radovi [22], [9] i [10] pokazuju da je transparentnost proračuna negativno korelirana s razinom proračunskog deficita, tj. da se veća transparentnost povezuje s manjim deficitom/većim suficitom.

Hipoteza 2:

Transparentnost ima negativan i statistički značajan utjecaj na udio javnog duga u BDP (veća transparentnost – manji dug)

Slično kao i za prvu hipotezu, smatra se da povećana transparentnost tjera političare na racionalniju i odgovorniju fiskalnu politiku s manjim zaduživanjem i manjom potrošnjom. Niz radova sugerira s empirijskom potporom kako veća transparentnost utječe na smanjenje akumulacije javnog duga. Primjerice, Alt i Lassen [1] dokazuju negativnu i statistički značajnu vezu između razine javnog duga u BDP-u i razine transparentnosti.

Hipoteza 3:

Transparentnost ima pozitivan i statistički značajan utjecaj na BDP po stanovniku (veća transparentnost – veći BDP po stanovniku)

Pretpostavlja se da veća razina transparentnosti smanjuje asimetriju informacija između političara i građana, pridonosi boljoj alokaciji resursa te vodi efikasnijem tržištu. Rezultat toga bi trebao biti veći BDP po stanovniku. Lowatcharin i Menifield [21] pokazuju da između transparentnosti i BDP-a po stanovniku postoji pozitivna i statistički značajna korelacija.

2. Metodologija

Pri analizi utjecaja jedne varijable na drugu, jedna od najkorištenijih metoda je osnovna linearna regresija. Regresijom pokušavamo konstruirati model koji će opisati zavisnu varijablu Y (odziv) pomoću nezavisne varijable X (prediktor). Veza između dvije varijable u stvarnom svijetu je vrlo rijetko jasna, linearna i deterministička, pa je najčešće predstavljamo koristeći vjerojatnosne modele. Jednostavni linearni regresijski model je koristan pri opisivanju odnosa dviju varijabli pri kojem jedinični porast nezavisne varijable odgovara približno proporcionalnom linearnom promjenom zavisne varijable. Ovo poglavlje je napisano na temelju [3], [11], [13].

2.1. Jednostavna linearna regresija

Neka je X nezavisna varijabla, a Y zavisna. Pretpostavljamo da vrijednosti od Y na linearan način ovise o vrijednosti X . Linearan model veze tih dviju varijabli glasi:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X \quad (2.1)$$

Prethodna jednadžba opisuje pravac s koeficijentom smjera β_1 te odsječkom na osi y β_0 . U stvarnosti podaci vrlo rijetko zaista prate neki pravac, stoga je potrebna prilagodba modela na način da se opiše raspršenost tj. odstupanje od pravca. To se radi uvođenjem slučajne varijable ε koju nazivamo slučajna greška te stoga model glasi:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (2.2)$$

X najčešće smatramo neslučajnom (nestohastičkom) varijablom, dok je Y slučajna varijabla upravo radi slučajne greške ε . Za n individualnih mjerenja varijabli X i Y jednadžba glasi:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \forall i = 1, 2 \dots n \quad (2.3)$$

- y_i – vrijednost odziva za i-to mjerenje
- x_i – vrijednost prediktora za i-to mjerenje
- ε_i – greška za i-to mjerenje, razlika između stvarne vrijednosti y_i te njene očekivane vrijednosti po modelu
- β_0, β_1 – nepoznati regresijski parametri koje je potrebno procijeniti

Da bismo uspjeli procijeniti parametre modela i testirati njegovu valjanost, pretpostavljamo da su ε_i nezavisne i normalno distribuirane slučajne varijable s očekivanjem 0 te jednakom varijancom, tj. $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Ta pretpostavka osigurava da greške zadovoljavaju Gauss-Markovljeve uvjete:

$$1) \quad \mathbb{E}[\varepsilon_i] = 0, \quad \forall i = 1, 2 \dots n \quad (2.4)$$

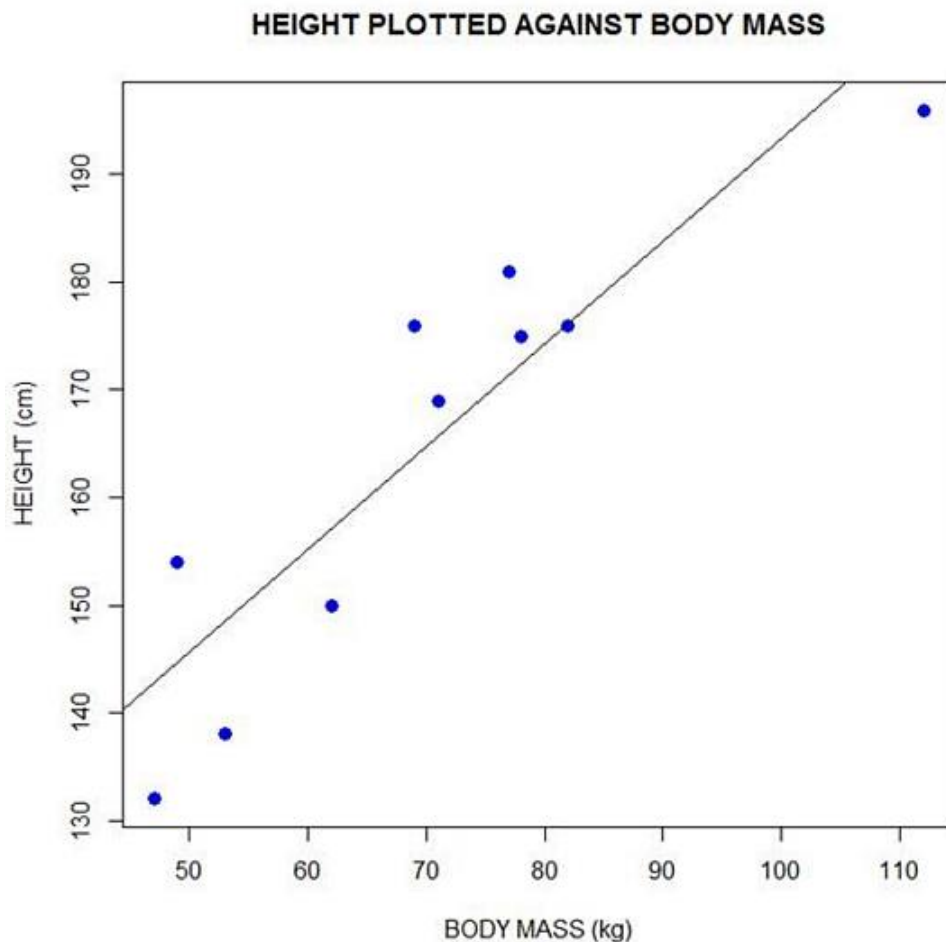
$$2) \quad \text{Var}[\varepsilon_i] = \sigma^2 > 0, \quad \forall i = 1, 2 \dots n \quad (2.5)$$

$$3) \quad \text{Cov}[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0, \quad \forall i, j \text{ t.d. } i \neq j \quad (2.6)$$

β_0 i β_1 su nam nepoznati te ih je potrebno procijeniti, no isto tako su nam nepoznate stvarne vrijednosti grešaka ε_i . Ukoliko imamo procijenjene koeficijente $\widehat{\beta}_0$ i $\widehat{\beta}_1$, za greške koristimo procjenu:

$$r_i = y_i - \widehat{\beta}_0 - \widehat{\beta}_1 x_i = y_i - \widehat{y}_i \quad (2.7)$$

Vrijednosti r_i nazivamo rezidualima te oni označavaju odstupanja stvarnih vrijednosti odziva y_i od procijenjenih tj. predviđenih vrijednosti dobivenih pomoću linearnog modela s procijenjenim parametrima. Upravo će cilj pri pronalasku koeficijenata regresije biti minimizacija tih odstupanja, tj. da predviđeni podaci budu što bliži stvarnima.



Grafikon 2.1. Podaci o masi i visini osoba te regresijski pravac koji aproksimira vezu između visine i mase

Izvor: The analysis factor [27]

2.2. Procjena parametara

Cilj procjene koeficijenata β_0 i β_1 je da nađemo regresijski pravac koji najbolje opisuje dobivene podatke $X = (x_1, x_2, x_3 \dots x_n)$ i $Y = (y_1, y_2, y_3 \dots y_n)$. Postoji više načina za to napraviti, no najkorištenija je metoda najmanjih kvadrata (eng. least squares method). Stvarne vrijednosti zavisne varijable y_i mogu biti veće ili manje (ili jednake) od očekivanih tj. predviđenih vrijednosti $\hat{y}_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$. Stoga, rezidual $r_i = y_i - \hat{y}_i$ može biti i pozitivan ili negativan. Ukoliko promatramo zbroj svih reziduala, moguća je situacija pri kojoj je ta suma blizu 0, no da su svi reziduali po apsolutnoj vrijednosti veliki što bi signaliziralo da model ne opisuje najbolje podatke. To je moguće ukoliko se pozitivni i negativni reziduali međusobno ponište. Da bi spriječili to, prvo kvadriramo sva

odstupanja da dobijemo samo nenegativne članove te ih zatim sumiramo.. Definiramo funkciju:

$$L(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n r_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2 \quad (2.8)$$

Cilj nam je naći koeficijente β_0 i β_1 za koje će zbroj svih kvadrata reziduala biti najmanji mogući. Drugim riječima, trebamo naći minimum (ukoliko postoji) funkcije $L(\beta_0, \beta_1)$ s obzirom na regresijske parametre β_0 i β_1 . Znamo da je nužan uvjet minimuma funkcije da su parcijalne derivacije u njemu jednake 0. Stoga nalazimo parcijalne derivacije funkcije te izjednačavamo ih s 0:

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_0} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0 \quad (2.9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_1} = -2 \sum_{i=1}^n x_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0 \quad (2.10)$$

Iz prve jednadžbe dobivamo:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \beta_1 x_i) = n\beta_0 \quad (2.11)$$

Dijeljenjem s n dobivamo:

$$\beta_0 = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n} - \beta_1 \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n} = \bar{y} - \beta_1 \bar{x} \quad (2.12)$$

Uvrštavanjem β_0 u drugu jednadžbu dobivamo:

$$\sum_{i=1}^n x_i (y_i - \bar{y} + \beta_1 \bar{x} - \beta_1 x_i) = 0 \quad (2.13)$$

Slijedi:

$$\sum_{i=1}^n x_i (y_i - \bar{y}) - \beta_1 \sum_{i=1}^n x_i (x_i - \bar{x}) = 0 \quad (2.14)$$

Nakon sređivanja dobijemo:

$$\beta_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.15)$$

Da bismo se uistinu uvjerali da u ovim stacionarnim točkama funkcija poprima minimum, gledamo druge parcijalne derivacije:

$$\frac{\partial^2 L}{\partial^2 \beta_0} = \frac{\partial L}{\partial \beta_0} (-2 \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)) = 2n > 0 \quad (2.16)$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial^2 \beta_1} = \frac{\partial L}{\partial \beta_1} (-2 \sum_{i=1}^n x_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)) = 2 \sum_{i=1}^n x_i^2 > 0 \quad (2.17)$$

Dakle, minimum funkcije $L(\beta_0, \beta_1)$ se postiže za $\widehat{\beta}_0 = \bar{y} - \widehat{\beta}_1 \bar{x}$ te $\widehat{\beta}_1 = \frac{S_{xy}}{S_{xx}}$, gdje radi jednostavnosti označavamo:

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (2.18)$$

$$S_{yy} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (2.19)$$

$$S_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (2.20)$$

S procijenjenim parametrima možemo naći predviđene vrijednosti zavisne varijable pomoću jednadžbe:

$$\widehat{y}_i = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 x_i \quad (2.21)$$

Metoda najmanjih kvadrata je samo jedan od mnogo načina procjene regresijskih parametara, no iz mnogo razloga ona je i najkorištenija. Funkcija zbroja kvadratnih grešaka $L(\beta_0, \beta_1)$ je diferencijabilna te njen minimum postoji te je jedinstven (osim u slučaju kada imamo samo jedno opažanje, no to je trivijalan slučaj jer tada nema smisla vršiti regresijsku analizu). Primjerice, ukoliko bi promatrali sumu apsolutnih vrijednosti grešaka, ta funkcija nije neprekidno diferencijabilna. Također, uz već spomenute pretpostavke o greškama ε_i , može se pokazati da su procijenjeni parametri uistinu optimalni. Sljedeći teorem formalizira tu tvrdnju.

Teorem 2.1. (Gauss-Markovljev teorem):

Ukoliko slučajne greške ε_i zadovoljavaju Gauss-Markovljeve uvjete 2.4, 2.5 i 2.6, tada su $\hat{\beta}_0$ i $\hat{\beta}_1$ nepristrani procjenitelji ($\mathbb{E}[\hat{\beta}_0] = \beta_0$, $\mathbb{E}[\hat{\beta}_1] = \beta_1$) te među svih nepristranim procjeniteljima imaju najmanju varijancu.

Varijance procjenitelja se mogu točno izračunati te one glase:

$$Var[\hat{\beta}_0] = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}} \right) \quad (2.22)$$

$$Var[\hat{\beta}_1] = \frac{\sigma^2}{S_{xx}} \quad (2.23)$$

σ^2 u gornjim formulama označava varijancu slučajnih grešaka koja nam je također nepoznata. No uz jaču pretpostavku normalnosti grešaka, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$, suma kvadrata grešaka ima χ^2 distribuciju s $n-2$ stupnjeva slobode. Pomoću toga možemo procijeniti i varijancu greške, koja je potrebna za provođenje statističkih testova značajnosti modela te intervale pouzdanosti. Stoga nepristrani procjenitelj za σ^2 glasi:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (2.24)$$

2.3. Višestruka linearna regresija

Model jednostavne linearne regresije pretpostavlja da se promjena zavisne varijable može objasniti promjenom samo jedne prediktorske varijable. U stvarnosti to je rijetko slučaj, već se zavisna varijabla mijenja u ovisnosti o više prediktora. U ovom radu se promatra samo jedna nezavisna varijabla, transparentnost proračuna te njen utjecaj na druge zavisne varijable, no višestruka regresija će biti korisna pri uvrštavanju kontrolnih varijabli te mjerenju snage utjecaja transparentnosti uz još neke varijable koje bi mogle imati sličan utjecaj na odabrane ekonomske varijable odziva. Linearni model s k prediktorskih varijabli glasi:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k \quad (2.25)$$

Općenita jednačba za i -ti podatak glasi:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad \forall i = 1, 2 \dots n \quad (2.26)$$

Primijetimo da u ovom slučaju imamo n mjerenih vrijednosti za svaku od k nezavisnih varijabli, tj. ukupno $n \times k$ vrijednosti, dok grešaka i dalje ima n . Parametri modela se procjenjuju isto kao i u slučaju jednostavne regresije, metodom najmanjih kvadrata. Cilj je minimizirati kvadrate reziduala, tj. funkciju:

$$\begin{aligned} L(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) &= \sum_{i=1}^n r_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \\ &= \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \dots - \beta_k x_{ik})^2 \end{aligned} \quad (2.27)$$

Postupak je isti, naći parcijalne derivacije, izjednačiti ih s 0 te dobiti najbolje procjenitelje za koeficijente $\beta_i, i = 1, 2 \dots k$. Radi jednostavnosti zapisujemo jednadžbe za i podataka u matičnom obliku:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2.28)$$

Gdje su:

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ 1 & x_{31} & x_{32} & \dots & x_{3k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_k \end{bmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \dots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Sada funkciju $L(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ možemo zapisati kao:

$$L(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) = \|\varepsilon\|_2^2 = \|y - X\beta\|_2^2 \quad (2.29)$$

Nužan uvjet za minimum je da parcijalne derivacije poprimaju vrijednost 0. Ukoliko prethodnu funkciju deriviramo po β i izjednačimo s 0 dobijemo:

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = -2X^T(Y - X\beta) = 0 \quad (2.30)$$

Dok druga derivacija glasi:

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \beta \partial \beta^T} = 2X^T X \quad (2.31)$$

Sređivanjem prve jednadžbe dobijemo kandidata za minimum:

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (2.32)$$

Ukoliko X ima puni stupčani rang, tj. $r(X) = k + 1$, $X^T X$ je tada pozitivno definitna te $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k)$ je uistinu jedinstveni minimum od $L(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$. Dakle, jedinstveni optimalni koeficijenti dobiveni metodom najmanjih kvadrata postoje ako i samo ako su prediktorske varijable linearno nezavisne. Ukoliko to nije slučaj, regresijski koeficijenti ostaju djelomično nedefinirani te je potrebno možda promijeniti odabir modela. Do singularnosti matrice $X^T X$ stoga može doći ukoliko je jedna prediktorska varijabla samo linearna transformacija druge (npr. korištenje podataka za BDP u kunama i u eurima, gdje se jedna varijabla dobije tako da se pomnoži druga s tečajem kune i eura) ili ukoliko je jedna varijabla linearna kombinacija više drugih prediktorskih (primjerice ukoliko nam je jedna varijabla suma nekoliko drugih varijabli).

Ukoliko koristimo iste pretpostavke za grešku kao i u jednodimenzionalnom modelu, tj. ako vrijede Gauss-Markovljevi uvjeti, vektor $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k)$ dobiven metodom najmanjih kvadrata je nepristran procjenitelj za β te ne postoji drugi nepristrani procjenitelj koji ima manju varijancu od $\hat{\beta}$, isto kao i u jednodimenzionalnom slučaju. Dodatno, ukoliko pretpostavimo da su greške normalno distribuirane, možemo odrediti distribucije regresijskih koeficijenata. Procjenitelj $\hat{\beta}$ zapišemo na sljedeći način:

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y = (X^T X)^{-1} X^T (\beta X + \varepsilon) = \beta + (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon \quad (2.33)$$

Kako su $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ po pretpostavci, distribucije regresijskih koeficijenata su također normalne te glase:

$$\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma^2 (X^T X)^{-1}) \quad (2.34)$$

2.4. Validacija modela

Kod linearne regresije ne postoji univerzalan i jedinstven način kako ocijeniti je li model dobar ili ne. Također, pri usporedbi dvaju različitih modela ne postoji jedinstvena mjera kojom određujemo koji je model bolji. Da bi temeljito ocijenili kvalitetu modela, potrebno je provjeriti koliko dobro model opisuje dobivene podatke, tj. koliko

predviđene vrijednosti modela odstupaju od stvarnih, koliko su statistički značajni koeficijenti uz prediktorske varijable te jesu li zadovoljene pretpostavke modela linearne regresije o normalnoj distribuciji i nezavisnosti grešaka.

2.4.1. Koeficijent determinacije

Nakon procjene parametara regresije, potrebno je ispitati koliko dobro dobiveni model opisuje dane podatke, tj. koliko se promjene varijable Y može objasniti promjenom varijable X , a koliko se pripisuje slučajnoj pogrešci ε . Ukoliko nemamo nikakvih saznanja o regresijskim parametrima, najbolja procjena za varijablu odziva bi bila da koristimo srednju vrijednost svih podataka, tj. \bar{y} . Ukoliko je model dobar, predviđene vrijednosti \hat{y}_i bi trebale biti puno bliže stvarnim vrijednostima y_i nego procjenitelj \bar{y} . Koeficijent determinacije R^2 mjeri upravo za koliki postotak varijacije zavisne varijable oko svoje srednje vrijednosti su odgovorne nezavisne varijable, tj. kolika je proporcija varijance varijable odziva koja je objašnjiva prediktorskim varijablama. R^2 se računa pomoću sljedeće formule:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (\bar{y} - y_i)^2} \in [0,1] \quad (2.35)$$

Maksimalna vrijednost koju R^2 može poprimiti je 1 i to je u slučaju kada su sve predviđene i stvarne vrijednosti jednake, tj. u jednodimenzionalnom slučaju kada sve izmjerene vrijednosti zavisne varijable leže na regresijskom pravcu. Suprotno, R^2 poprima vrijednost 0 kada uz svaku prediktorsku varijablu je koeficijent $\beta_i = 0$, tj. kada niti jedna varijabla ne može objasniti proporciju varijacije varijable odziva. Što je R^2 bliži 1, to znači da se veći dio raspršenosti zavisne varijable može objasniti prediktorskim varijablama. Za odrediti je li dobiveni R^2 u modelu dovoljno dobar ne postoji općenito pravilo te često ovisi o prirodi podataka, broju prediktorskih varijabli te varijanci greške ε . Ukoliko koristimo više prediktorskih varijabli u modelu, to znači da će se R^2 povećati ili ostati isti, no nikada se smanjiti, iako možda novo dodane varijable loše opisuju zavisnu varijablu. Stoga je R^2 nespretnan pri usporedbi dvaju modela s različitim brojem prediktorskih varijabli. Da bi riješili taj problem koristi se prilagođeni R^2 ($adj R^2$), koji se računa po sljedećoj formuli:

$$adj R^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} (1 - R^2) \quad (2.36)$$

Kao i do sada, n je broj podataka, a k broj varijabli uključenih u model. Prilagođeni R^2 je uvijek manji od standardnog R^2 jer prilagođeni penalizira svaku dodatnu varijablu uključenu u model, dok se običan R^2 povećava svakom dodanom varijablom jer model postaje precizniji.

2.4.2. F-test

Ukoliko promatramo model s k prediktorskih varijabli te k procijenjenih koeficijenata, potrebno je testirati značajnost tog modela, tj. postoji li barem jedna prediktorska varijabla za koju vrijedi da je koeficijent regresije različit od 0, na određenoj razini značajnosti. Formalno, hipoteze su sljedeće:

$$\begin{aligned}H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1: \exists i \in \{1, 2 \dots k\} \text{ t. d. } \beta_i \neq 0\end{aligned}\quad (2.37)$$

Nul-hipoteza testa je da je model apsolutno beznačajan, dok je alternativna hipoteza ta da koeficijent uz barem 1 prediktorsku varijablu statistički značajan te da donekle može objasniti promjene varijable odziva. U biti uspoređujemo dobiveni model s najjednostavnijim modelom $Y = \beta_0 + \varepsilon$ koji sadrži samo slobodan član. Ideja je usporediti sume kvadrata reziduala dobivenog modela te trivijalnog modela samo sa slobodnim članom. Testna statistika je:

$$F = \frac{n-k-1}{k} * \frac{\sum_{i=1}^n (\beta_0 - y_i)^2 - \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (\beta_0 - y_i)^2} = \frac{n-k-1}{k} * \frac{RSS_1 - RSS_2}{RSS_1} \quad (2.38)$$

Gdje RSS_1 (eng. residual sum of squares) označava sumu kvadrata reziduala trivijalnog modela $Y = \beta_0 + \varepsilon$, dok RSS_2 se odnosi na dobiveni model s k varijabli. RSS modela s manje varijabli će uvijek biti veći od RSS modela s više varijabli, isto kako će i R^2 opširnijeg modela biti veći od modela s manje varijabli. Distribucija testne statistike je jednaka F distribuciji s $(k, n - k - 1)$ stupnjeva slobode.

$$F \sim F(k, n - k - 1) \quad (2.38)$$

Općenitiji oblik F-testa je usporedba dvaju modela, od kojih je jedan proširenje drugog. Drugim riječima, ukoliko imamo 2 modela, od kojih jedan ima veći broj varijabli te uključuje sve one varijable koje sadrži i drugi model, moguće je testirati značajnost većeg modela koji je proširenje manjeg. Formalno:

$$\text{Model 1: } y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \dots + \beta_{k+l} x_{k+l}$$

$$\text{Model 2: } y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

$$H_0: \beta_{k+1} = \beta_{k+2} = \dots = \beta_{k+l} = 0$$

$$H_1: \exists i \in \{k+1, k+2, \dots, k+l\} \text{ t. d. } \beta_i \neq 0 \quad (2.39)$$

Testna statistika:

$$F = \frac{n-k-1}{l} * \frac{RSS_1 - RSS_2}{RSS_1} \sim F(k, n-k-1) \quad (2.40)$$

2.4.3. Testiranje koeficijenata

Iz pretpostavke normalnosti grešaka slijedi da su regresijski koeficijenti normalno distribuirani, stoga je moguće vršiti statističke testove. U jednodimenzionalnom slučaju, ukoliko nas zanima je li vrijednost nagiba regresijskog pravca β_1 jednaka b , vršimo dvostrani t-test:

$$H_0: \beta_1 = b$$

$$H_1: \beta_1 \neq b \quad (2.41)$$

Testna statistika te njena pretpostavljena distribucija glase:

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - b}{\sqrt{\text{Var}[\hat{\beta}_1]}} \sim t_{n-2} \quad (2.42)$$

Također, moguće je izračunati i $(1 - \alpha)$ -% interval pouzdanosti za β_1 , koji glasi:

$$\langle \hat{\beta}_1 - t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \sqrt{\text{Var}[\hat{\beta}_1]}, \hat{\beta}_1 + t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2} \sqrt{\text{Var}[\hat{\beta}_1]} \rangle \quad (2.43)$$

$t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-2}$ predstavlja $(1 - \frac{\alpha}{2})$ kvantil Studentove t-distribucije s $n-2$ stupnjeva slobode.

Najčešće testiramo tezu je li regresijski koeficijent statistički značajan, tj. nul-hipoteza je $\beta_1 = 0$. Ukoliko je vrijednost testne statistike izvan kritičnog područja, tj. ukoliko interval pouzdanosti za razinu značajnosti provedenog testa ne sadrži 0, onda odbacujemo nul-hipotezu da je koeficijent jednak 0. Moguće je provoditi iste testove i konstruirati intervale pouzdanosti za β_0 , no to nije od praktične primjene pri analizi. Analogno ovome, i u slučaju višestruke regresije možemo za svaki koeficijent naći interval pouzdanosti te testirati značajnost koeficijenta pomoću t-testa. Hipoteze i testna statistika u višedimenzionalnom slučaju glasi:

$$H_0: \beta_j = b$$

$$H_1: \beta_j \neq b \quad (2.44)$$

$$T = \frac{\hat{\beta}_j - b}{\hat{\sigma} \sqrt{(X^T X)^{-1}_{jj}}} \sim t_{n-k-1} \quad (2.45)$$

Dok $(1 - \alpha)$ -% interval pouzdanosti iznosi:

$$\langle \hat{\beta}_j - t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \hat{\sigma} \sqrt{(X^T X)^{-1}_{jj}}, \hat{\beta}_j + t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \hat{\sigma} \sqrt{(X^T X)^{-1}_{jj}} \rangle \quad (2.46)$$

2.4.4. Testiranje pretpostavki modela

Pri validaciji modela bitno je i provjeriti jesu li zadovoljene pretpostavke o normalnosti grešaka. Ukoliko se pokaže da su pretpostavke istinite, model dobiva na vjerodostojnosti. Već spomenute pretpostavke koje su korištene za provođenje metode najmanjih kvadrata:

$$1) \quad \mathbb{E}[\varepsilon_i] = 0, \quad \forall i = 1, 2 \dots n \quad (2.4)$$

$$2) \quad \text{Var}[\varepsilon_i] = \sigma^2 > 0, \quad \forall i = 1, 2 \dots n \quad (2.5)$$

$$3) \quad \text{Cov}[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0, \quad \forall i, j \text{ t. d. } i \neq j \quad (2.6)$$

Jača pretpostavka koja osigurava da su sve prethode zadovoljene i koja je nužna za računanje distribucija parametara i provođenje statističkih testova:

$$4) \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \text{ nezavisne} \quad (2.47)$$

Kako su nam stvarne vrijednosti grešaka nepoznate (jer su nam nepoznati i stvarni parametri) i dalje koristimo rezidualne kao procjene za slučajne greške. Normalnost distribucije testiramo grafički te pomoću Lillieforsove inačice Kolmogorov-Smirnovljeva

testa. Crtanjem histograma reziduala možemo dobiti uvid u njihovu distribuciju. Ukoliko je histogram zvonolikog oblika, sa srednjom vrijednosti 0, to je dobra indikacija da bi greške mogle imati normalnu distribuciju oko 0. Ukoliko empirijska distribucija nije simetrična, to može biti pokazatelj da model nije reprezentativan jer nisu zadovoljene pretpostavke. Još jedan način za testiranja normalnosti grafički je crtanje normalnog vjerojatnosnog grafa, zvanog još i Q-Q plot (*quantile-quantile*). Neka su $r^{(1)}, r^{(2)}, r^{(3)}, \dots, r^{(n)}$ reziduali sortirani od najmanjeg prema najvećem. Ukoliko nacrtamo sortirane reziduale u odnosu na kvantile standardne normalne razdiobe, dobivene točke bi trebale pratiti pravac. Preciznije, definiramo uređene parove:

$$(x_i, r^{(i)}) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.48)$$

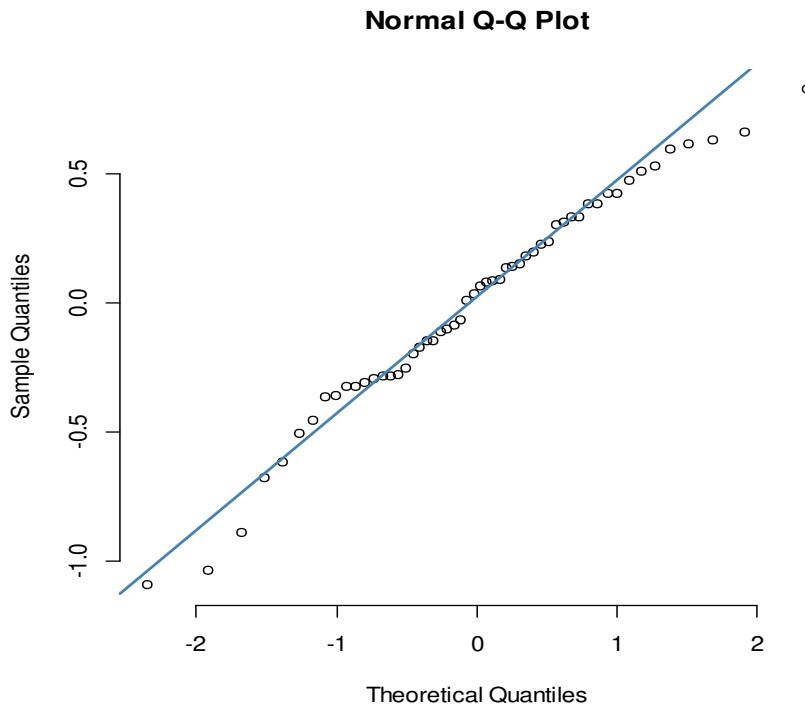
Gdje su:

$$x_i = \phi^{-1} \left(\frac{i-3/8}{n+1/4} \right) \quad (2.49)$$

ϕ^{-1} je inverzna funkcija distribucije jedinične normalne distribucije. Dakle, x_i su kvantili standardne normalne distribucije. Ukoliko su reziduali normalno distribuirani oko 0, točke bi trebale pratiti pravac koji sječe os y u 0. Općenitije, ukoliko je $y^{(i)}$ $i = 1, 2, \dots, n$ sortirani uzorak iz normalne distribucije s očekivanjem μ i varijancom σ^2 vrijedi:

$$\mathbb{E}[y^{(i)}] \approx \mu + \sigma x_i \quad (2.50)$$

Ukoliko na grafu uočimo sistematično odstupanje točaka od pravca, to je indikacija da pretpostavke modela nisu zadovoljene te da bi model trebalo izmijeniti.



Grafikon 2.2: Primjer normalnog vjerojatnosnog grafa

Izvor: Izrada autora

Statistički test kojim se testira pripadnost uzorka normalnoj distribuciji naziva se Kolmogorov-Smirnovljev test. Prvo normiramo reziduala:

$$r'_i = \frac{r_i - \bar{r}}{\hat{\sigma}} \quad (2.51)$$

\bar{r} je srednja vrijednost reziduala koja će radi metode najmanjih kvadrata uvijek imati vrijednost 0, stoga taj korak neće izmjeniti podatke dok $\hat{\sigma}$ je procijenjena standardna devijacija reziduala, te djeljenem s njom bi trebali dobiti uzorak iz standardne normalne distribucije, ukoliko su podaci prvotno bili iz neke normalne distribucije. Testiramo sljedeće teze:

$$H_0: F = F_0$$

$$H_1: F \neq F_0 \quad (2.52)$$

F je distribucija normiranih grešaka dok F_0 je standardna normalna distribucija. Definiramo empirijsku funkciju distribucije normiranih reziduala:

$$\hat{F}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{r_i \leq x\}} \quad (2.53)$$

Testna statistika je dana s:

$$D_n = \sup(|\hat{F}_n(x) - F_0(x)|), \quad x \in \mathbb{R} \quad (2.54)$$

Drugim riječima, uspoređujemo empirijsku funkciju distribucije normiranih grešaka te funkciju distribucije standardne normalne varijable te nalazimo koliko je maksimalno odstupanje tih dviju funkcija. Apsolutna vrijednost tog odstupanja je vrijednost testne statistike D_n . Kritično područje testa za razinu značajnosti α iznosi $[d_\alpha(n), \infty)$ gdje se vrijednost $d_\alpha(n)$ čita iz Lilleforsove tablice. Ukoliko vrijednost testne statistike upada u kritično područje za danu razinu značajnosti, odbacujemo nul-hipotezu da reziduali dolaze iz normalne distribucije.

3. Podaci

U ovom poglavlju su opisani svi podaci koji se koriste u radu, dana je njihova deskriptivna statistika te izvor. Zavisna varijabla je Indeks otvorenosti proračuna (OBI), nezavisne su BDP po stanovniku u američkim dolarima, udio javnog duga u BDP-u te razina deficita/suficita državnog proračuna izražena u postotku BDP-a, dok su kontrolne varijable Indeks percepcije korupcije (CPI), izlaznost birača na parlamentarne izbore, stopa rasta BDP-a, stopa nezaposlenosti te postotak korisnika interneta.

3.1. Nezavisna varijabla

Nezavisna varijabla koja se promatra u ovom radu je OBI (Open Budget Index) kao međunarodno usporediva mjera dostupnosti i kvalitete informacija o proračunu države. OBI svake dvije godine objavljuje Međunarodno proračunsko partnerstvo (IBP – International Budget Partnership) te su rezultati i metodologija istraživanja javno dostupni na njihovoj web stranici [15]. U ovom radu koriste se podaci iz predzadnjeg kruga istraživanja, 2017., koje je obuhvatilo 115 država (2019. su dodane još Jamajka i Gambija), no zbog nedostupnosti ostalih podataka za neke države, promatra se uzorak od 77 država za koje su svi podaci od interesa dostupni. Razlog korištenja podatka iz predzadnjeg, a ne zadnjeg kruga 2019. je manja dostupnost podataka za ostale varijable za 2019. i 2020. godinu, što rezultira manjim uzorkom država koje promatramo u istraživanju te samim time i manje značajnijim rezultatima i zaključcima. Stoga, promatramo OBI iz 2017., dok za druge varijable koristimo podatke iz 2018. jer, ukoliko postoji značajan utjecaj transparentnosti na odabrane varijable, trebao bi se moći primijetiti i s vremenskim odmakom. U jednoj godini razina transparentnosti državnog proračuna se ne promjeni puno. Dokaz u prilog tome je i velika korelacija od 0.9421 OBI-ja 2017. i 2019. svih 115 obuhvaćenih država.

3.2. Zavisne varijable

Varijable za koje nas zanima jesu li pod značajnim utjecajem transparentnosti proračuna su: BDP po stanovniku, deficit/suficit proračuna te javni dug.

BDP po stanovniku (eng. *GDP per capita*) je ukupan bruto domaći proizvod države podijeljen s njenim brojem stanovnika izražen u američkim dolarima. BDP po stanovniku opisuje relativnu snagu i efikasnost ekonomije te razinu životnog standarda u državi. Podaci su prikupljeni sa stranica Svjetske banke (World Bank [31])

Deficit/suficit proračuna označava razliku državnih rashoda te državnih prihoda za određeno razdoblje, izraženo u postotku BDP-a države. Podatke godišnje objavljuje Međunarodni monetarni fond (IMF – International Monetary Fund [17]).

Javni dug se odnosi na ukupna zaduživanja države izražena u postotku BDP-a. Ukoliko je proračun države u deficitu, političari se često zadužuju kako bi pokrili taj deficit. Radi toga se naslućuje veza između deficita te javnog duga. Podaci su prikupljeni iz baze podataka Trading Economics-a [28].

3.3. Kontrolne varijable

Kako je inače teško objasniti neku pojavu samo jednom nezavisnom varijablom, uvodimo kontrolne varijable koje ćemo uvrstiti zajedno s OBI-jem u model višestruke regresije kako bismo dobili precizniji model koji opisuje zavisne varijable te kako bismo provjerili značajnost utjecaja transparentnosti kada uključimo još potencijalne utjecaje iz drugih izvora. Promatrati ćemo: Indeks percepcije korupcije, izlaznost birača na parlamentarne izbore, stopu rasta BDP-a, stopu nezaposlenosti i postotak korisnika interneta.

Indeks percepcije korupcije (Corruption Perception Index – CPI) godišnje objavljuje Transparency International [29]. Stručnim istraživanjem i procjenama mjere percipiranu razinu korupcije u javnom sektoru te rangiraju države od 0 do 100, gdje 0 označava maksimalnu korupciju dok 100 označava nepostojanje korupcije. Podaci su dostupni za 180 država.

Podaci o izlaznosti birača na parlamentarne izbore dostupni su na stranicama Instituta demokracije i izborne asistencije (IDEA – Institute of Democracy and Electoral Assistance [14]). Izlaznost je izražena u postocima kao ukupan broj glasova na zadnjim parlamentarnim izborima podijeljen s ukupnim brojem stanovnika koji mogu glasati.

Postotak korisnika interneta objavljuje godišnje Svjetska banka [32]. Po njihovom kriteriju, internetskim korisnikom se smatra osoba koja je koristila internet u posljednja tri mjeseca putem računala, mobilnog telefona, tableta ili bilo kojeg drugog uređaja.

Podaci o rastu BDP-a su dostupni također na stranicama Svjetske banke [30], te su izraženi kao stopa rasta (relativna promjena u odnosu na prošlu godinu u postocima).

Stopu nezaposlenosti godišnje objavljuje Međunarodna organizacija rada (International Labour Organisation [16]), a računa se kao omjer broja nezaposlenih radnika te ukupnog radno sposobnog stanovništva (između 16 i 65 godina starosti).

U tablici 3.1. je popis svih varijabli koje će se razmatrati u ovome radu. Od sada nadalje koristiti će se skraćeni nazivi za varijable (BDP umjesto BDP po stanovniku, Debt umjesto udjela javnog duga u BDP-u itd.)

Varijabla	Puni naziv	Izvor	Razdoblje
OBI	Indeks otvorenosti proračuna (Open budget index)	International Budget Partnership	2017.
BDP	BDP po stanovniku (u 1000 \$)	World Bank	2018.
Balance	Deficit/suficit proračuna (u % BDP-a)	IMF	2018.
Debt	Razina javnog duga (u % BDP-a)	Trading Economics	2018.
CPI	Indeks percepcije korupcije (Corruption perception index)	Transparency International	2018.
Turnout	Izlaznost birača na posljednje parlamentarne izbore (u %)	Institute for Democracy and Electoral Assistance	Zadnja godina izbora
Net	Postotak korisnika interneta (u %)	World Bank	2018.
Growth	Stopa rasta BDP-a (u %)	World Bank	2018.
Unemploy	Stopa nezaposlenosti (u %)	International Labour Organization	2018.

Tablica 3.1: Pregled svih varijabli

3.4. Deskriptivna statistika

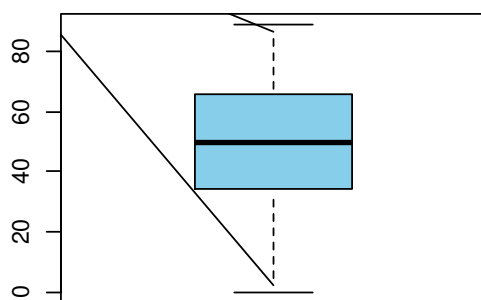
Deskriptivna statistika je grana statistike koja se koristi pri opisivanju zadanog skupa podataka te njegovih statističkih obilježja. Takva analiza korisna je radi boljeg razumijevanja podataka te uočavanja mogućih veza između varijabli koje se kasnije mogu primijeniti pri konstruiranju modela. U tablici 3.2. su glavna statistička obilježja svih varijabli za 77 promatranih država. Aritmetička sredina OBI-ja tih 77 država iznosi 47.66, dok prosječni OBI svih 115 država obuhvaćenih istraživanjem 2017. iznosi 43. Prosječni BDP država iz uzorka iznosi 1227 \$, dok je prosječni BDP svih 115 država 1101 \$. Iz ovoga možemo naslutiti da su države koje smo izbacili iz uzorka zbog nedostupnosti nekih podataka u prosjeku manje razvijene jer imaju niži BDP i nižu razinu

transparentnosti. To ima i smisla jer ukoliko je država manje razvijena, veće su šanse da su neki podaci o njenim financijama teže dostupni organizacijama koje te podatke prikupljaju.

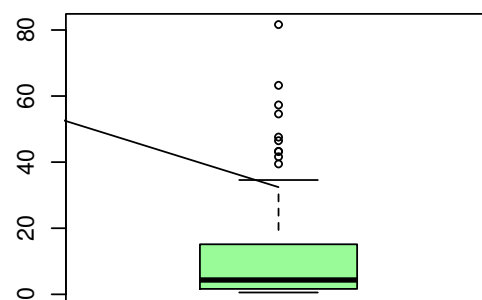
	Min	1. kvartil	Medijan	3. kvartil	Max	Arit. sredina	St. devijacija
OBI	0	34	50	66	89	47.66	23.54
Balance	-17.33	-4.61	-2.60	-0.95	7.50	-2.73	3.32
BDP	0.5	1.48	3.89	14.92	81.73	12.27	17.53
Debt	4	36	49	72	238	56.82	34.09
Net	6.50	27.49	52.89	76.12	96.36	50.97	26.93
CPI	14	29	35	48	87	41.51	18.42
Unemploy	0.47	3.3	4.5	7.1	26.9	5.78	4.27
Turnout	22.99	49.2	65.81	76.13	99.26	62.99	16.89
Growth	-3.95	1.95	3.76	5.44	8.58	3.60	2.61

Tablica 3.2: Statistička obilježja varijabli

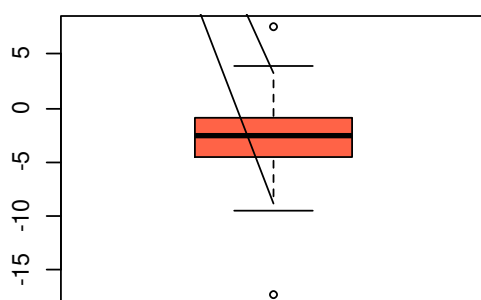
Za vizualizaciju navedenih obilježja korisni su tzv. box-plotovi, tj. grafovi koji prikazuju raspon varijabli. Box-plot prikazuje srednji interkvartil podataka (raspon od 1. do 3. kvartila) kao obojani pravokutnik, vodoravna crta unutar pravokutnika predstavlja medijan uzorka, dok gornja i donja vodoravna crta predstavljaju gornju i donju granicu za outliere. Ukoliko podatak prima vrijednost koja se nalazi iznad gornje granice (koja se smatra $Q_3 + 1.5IQ$, gdje Q_3 označava 3. kvartil, a IQ raspon interkvantila) ili ispod donje (analogno, donja granica je $Q_1 - 1.5IQ$), podatak se smatra outlierom, tj. njegovo se odstupanje smatra značajnim.



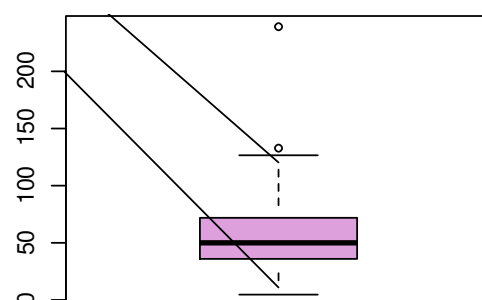
OBI



BDP



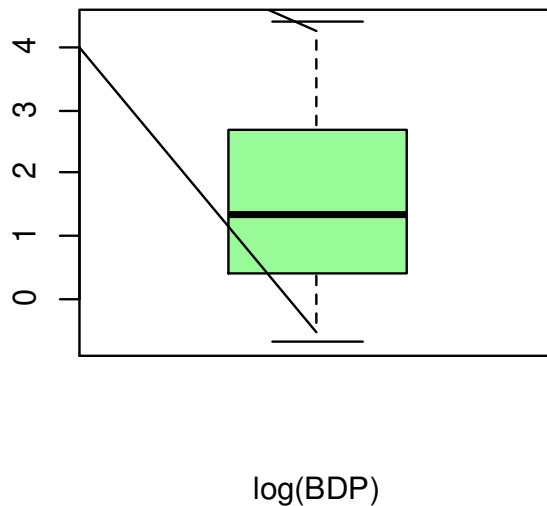
Balance



Debt

Grafikon 3.3: Box-plotovi zavisne i nezavisnih varijabli

Outlieri se mogu maknuti iz uzorka, ukoliko stvaraju probleme i velike greške pri daljnjoj analizi. Na grafikonu 3.3. vidimo da nalazimo dosta outliera na box-plotu BDP-a, no te podatke ne možemo smatrati istinskim outlierima pošto BDP po stanovniku može podosta varirati od države do države. Također, ukoliko logaritmujemo podatke o BDP-u (što je česta praksa), vidimo da taj box-plot (grafikon 3.4.) ne ukazuje na nikakve outlierie.



Grafikon 3.4: Box-plot log(BDP)

Na box-plotu za Balance, nalazimo dva outliera (gornji – Norveška sa suficitom od 7.5% te donji – Istočni Timor s deficitom od -17.3%), dok za Debt outlieri su Italija (132% BDP-a) i Japan (čak 238% BDP-a).

Unatoč smanjenom uzorku, on bi i dalje trebao biti reprezentativan što pokazuje tablica 3.5. Svaka kategorija razine transparentnosti je zastupljena, dok najviše ima država koje pripadaju kategoriji ograničenih informacija (40.3%). Država koje zadovoljavaju IBP standard (OBI veći od 60) ima ukupno 22 u uzorku (28.6%), dok od svih 115 država obuhvaćenih istraživanjem 2017. samo 26 zadovoljava taj kriterij (22.6%). I tu vidimo da je koncentracija država s višom razinom transparentnosti proračuna veća nego u originalnom skupu država, no ta razlika ne bi trebala biti značajna.

Kategorije (količina informacija)	Raspon	Frekvencija	Relativna frekvencija (u %)
Neznatna	0-20	11	14.3
Vrlo mala	21-40	13	16.9
Ograničena	41-60	31	40.3
Značajna	61-80	18	23.4
Opsežna	81-100	4	5.2

Tablica 3.5: Frekvencije razina transparentnosti

Da bi smo pokušali prikazati vezu između razine transparentnosti proračuna te odabranih zavisnih varijabli, u tablici 3.6. prikazane su aritmetičke sredine zavisnih varijabli po kategorijama transparentnosti proračuna, odnosno po količini informacija koje se objavljuju. Uočimo da BDP i deficit prikazuju potencijalni pozitivan trend, pošto države većih razina transparentnosti imaju u prosjeku veći BDP te manji deficit. Za javni dug iz ove tablice ne uočavamo nikakav trend niti vezu.

Kategorije (količina informacija)	Raspon	OBI	Balance	BDP	Debt
Neznatna	0-20	7.58	-3.85	1.56	50.42
Vrlo mala	21-40	30.25	-3.57	1.58	43.75
Ograničena	41-60	51.13	-3.24	8.09	61.45
Značajna	61-80	71.17	-1.41	26.15	65.22
Opsežna	81-100	87.50	1.08	46.41	41.50

Tablica 3.6: Aritmetičke sredine OBI-a te zavisnih varijabli po kategorijama

4. Primjena modela na podacima

U ovome poglavlju provodi se empirijska analiza na prikupljenim podacima pomoću metodologije opisane u poglavlju 2. U prvom dijelu konstruirati ćemo modele jednostavne linearne regresije između nezavisne varijable OBI te svake zavisne varijable. Pomoću koeficijenta determinacije, statističkih testova značajnosti koeficijenata regresije te testiranja istinitosti pretpostavke o normalnosti grešaka procijeniti ćemo točnost i reprezentativnost modela. Nadalje, u model višestruke linearne regresije uvrstavamo i kontrolne varijable u cilju testiranja značajnosti varijable OBI uz druge potencijalne utjecaje te konstruiranja preciznijih modela koji objašnjavaju promjene zavisnih varijabli.

4.1. Model 1 – OBI i BDP

Primjenom modela jednostavne linearne regresije gdje nezavisnu varijablu predstavlja OBI, a varijablu odziva BDP, metodom najmanjih kvadrata dobivena je sljedeća jednačina:

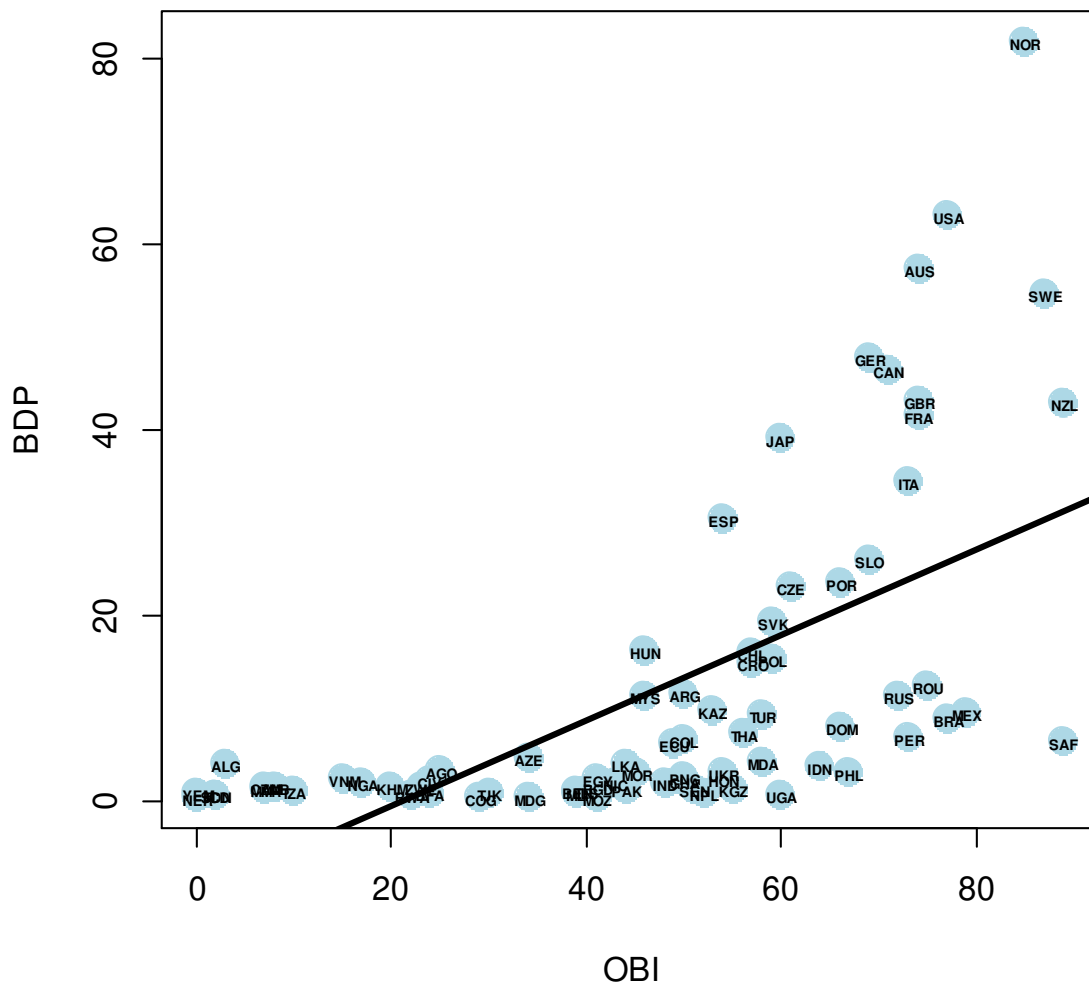
$$BDP = -9.5612 + 0.4580 OBI$$

Interpretacija dobivenog modela je da povećanje OBI-ja za 1 bod, BDP po stanovniku države naraste za 458\$. Iz tablice 4.1.1. vidimo da je koeficijent uz OBI statistički značajan na svim relevantnim razinama značajnosti, pošto p-vrijednost testne statistike iznosi $2.64 * 10^{-9}$. Koeficijent determinacije R^2 iznosi 0.3783, dok prilagođeni R^2 iznosi 0.3701. Interpretacija R^2 je da 37.83% varijabilnosti BDP-a se može objasniti promjenom OBI-ja. Vrijednost F-test statistike je 45.65, dok p-vrijednost testa je $2.64 * 10^{-9}$, isto kao i p-vrijednost t-testa pošto imamo samo jednu nezavisnu varijablu.

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	-9.5612	3.599	-2.657	0.0096 ***
OBI	0.4580	0.067	6.757	$2.64 * 10^{-9}$ ***

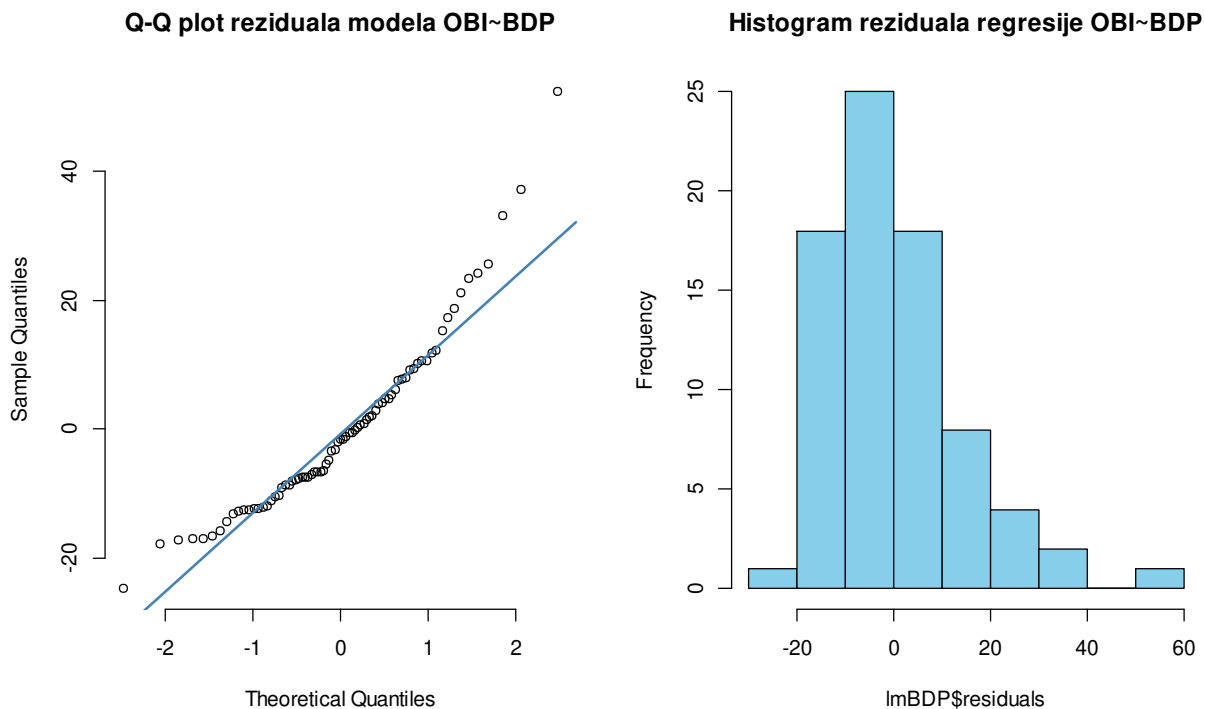
Razine značajnosti: 0.1 - *, 0.05 - **, 0.01 - ***

Tablica 4.1.1: Rezultati regresije između OBI i BDP



Grafikon 4.1.2: Podaci OBI i BDP te dobiveni regresijski pravac

Iz grafikona 4.1.2. primjećujemo da kada raste OBI, raste i BDP, no aproksimirati tu vezu pravcem nije potpuno precizno. Vidimo da države s većim OBI-jem imaju eksponencijalno veći BDP nego države s manjim. Također, iz normalnog vjerojatnosnog grafa 4.1.3. vidimo da reziduali odstupaju od pravca pri višim vrijednostima, dok iz histograma 4.1.3. vidimo da empirijska distribucija reziduala ne nalikuje zvonolikoj simetričnoj distribuciji. Stoga logaritmiramo BDP, te provodimo regresiju na transformiranim podacima.



Grafikon 4.1.3: Reziduali regresije OBI ~ BDP

Ekonomska interpretacija logaritmiranja BDP-a je ta da BDP uobičajeno raste eksponencijalno, tj. rast BDP-a se mjeri godišnjom stopom rasta, a ne apsolutnom promjenom. Stoga će države čiji je BDP duže rastao imati eksponencijalno veći BDP od manje razvijenih država. Primjenom funkcije logaritma na eksponencijalnu krivulju dobije se pravac. Baza logaritma u ovom slučaju nije pretjerano bitna, jer korištenjem različitih baza i dalje se dobije pravac, no s različitim nagibima. Koristimo logaritam s bazom 10. Logaritmirane podatke o BDP-u označavamo $\log(\text{BDP})$.

Primjenom modela jednostavne regresije na transformiranim podacima dobivena je jednačina:

$$\log(\text{BDP}) = -0.2572 + 0.0196 * \text{OBI}$$

Ili ukoliko transformiramo jednačinu da na lijevoj strani dobijemo samo BDP:

$$\text{BDP} = 10^{-0.2572+0.0196*\text{OBI}} = 0.5531 * 10^{0.0164*\text{OBI}}$$

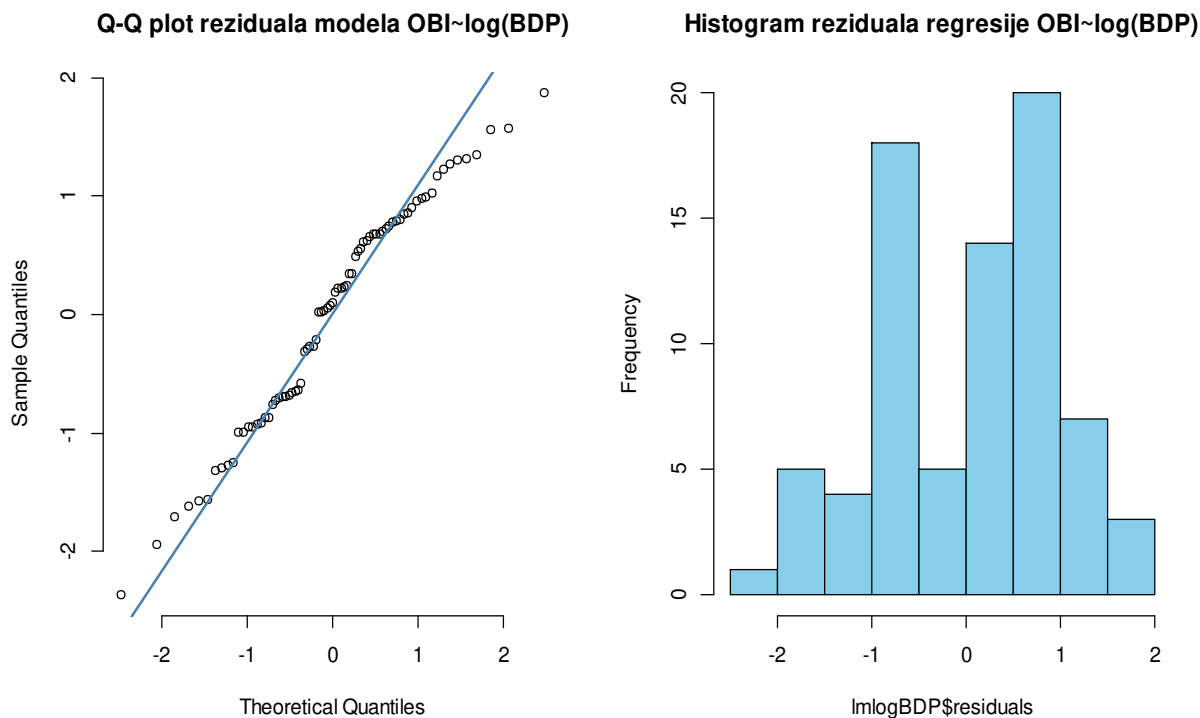
Interpretacija dobivene jednačine je da ukoliko se OBI poveća za 1, logaritma BDP-a se povećava za 0.0196, tj. BDP se povećava za faktor $10^{0.0196} = 1.0462$ (BDP se povećava za

4.62%). Iz tablice 4.1.4. vidimo da je koeficijent uz nezavisnu varijablu OBI značajniji nego u prethodnom modelu, tj. vrijednost t-test statistike je veća, a p-vrijednost je manja. Koeficijent determinacije R^2 iznosi 0.5486, dok prilagođeni R^2 iznosi 0.5426 što je isto bolje od prethodnog modela, jer sada OBI može objasniti 54.86% promjene BDP-a.

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	-0.2572	0.109	-2.368	0.0205 **
OBI	0.0196	0.002	9.548	$1.36 \cdot 10^{-14}$ ***

Tablica 4.1.4: Rezultati regresije između OBI i log(BDP)

Na grafu 4.1.5. vidimo da su odstupanja podataka od pravca regresije manja i ravnomjernija nego u prethodnom modelu, dok na q-q plotu 4.1.6. vidimo da reziduali puno bliže prate pravac, dok histogram prikazuje simetričniju distribuciju nego u prethodnom slučaju, no i dalje ne nalikuje potpuno normalnoj distribuciji.



4.1.6: Reziduali regresije $OBI \sim \log(BDP)$

K-S test pripadnosti reziduala normalnoj distribuciji daje slijedeće rezultate:

$$D_n = 0.0956, \quad p - \text{vrijednost} = 0.4543$$

Dakle na razinama značajnosti 10%, 5% i 1% ne odbacujemo nul-hipotezu da reziduali dolaze iz normalne distribucije, što znači da su zadovoljene pretpostavke modela o normalnosti greške.

4.2. Model 2 – OBI i Balance

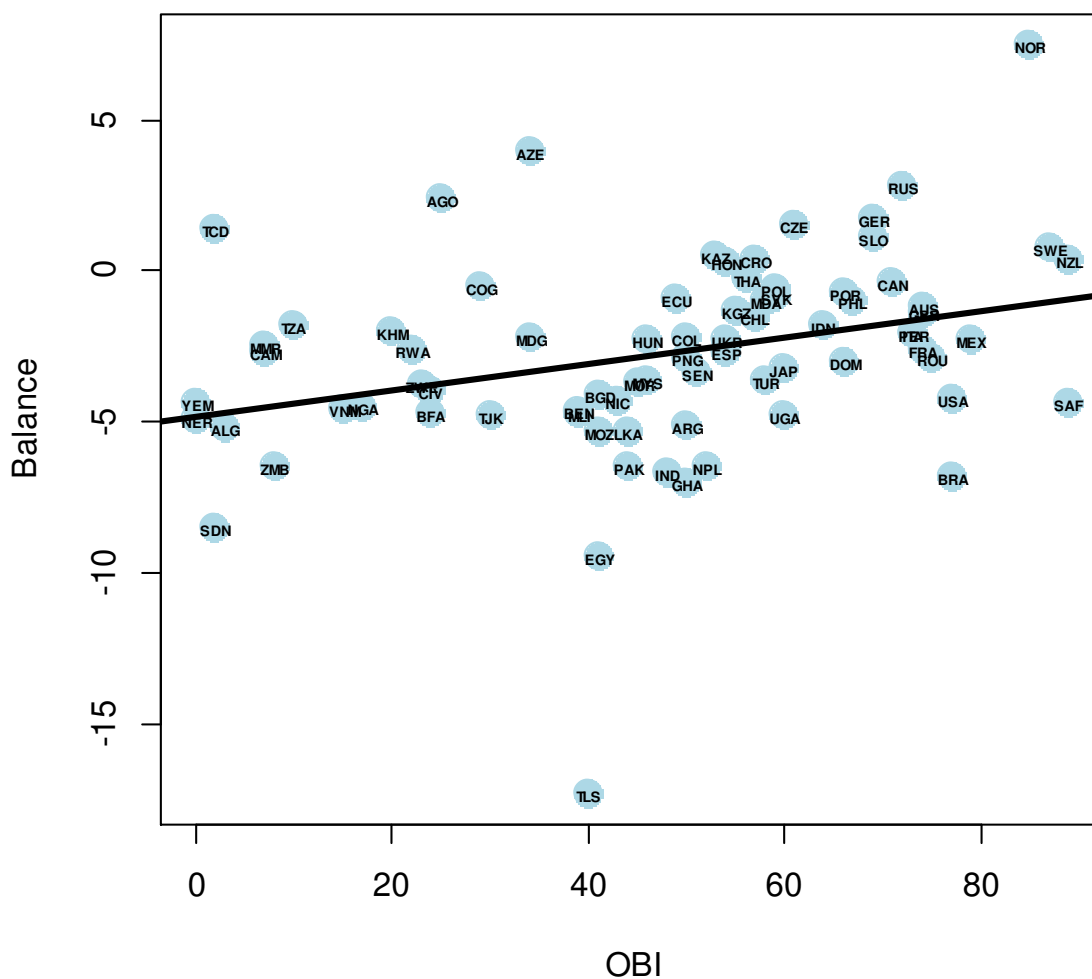
Primjenom modela jednostavne linearne regresije gdje nezavisnu varijablu predstavlja OBI, a varijablu odziva Balance, metodom najmanjih kvadrata dobivena je sljedeća jednačba:

$$Balance = -4.8136 + 0.0436 * OBI$$

Po modelu, povećanje OBI-ja za 1 bod, smanjuje deficit državnog proračuna za 0.0436% BDP-a. Koeficijent determinacije modela iznosi 0.0957, dok prilagođeni R^2 iznosi 0.0837. U tablici 4.2.1. vidimo da p-vrijednost t-testa za koeficijent uz OBI iznosi 0.0062, što znači da na razinama značajnosti 10%, 5% i 1% odbacujemo nul-hipotezu da je koeficijent beznačajan ($\beta_1 = 0$) u korist alternativne.

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	-4.8137	0.8218	-5.8573	$1.1 \cdot 10^{-7}$ ***
OBI	0.0436	0.0155	2.8187	0.0062 ***

Tablica 4.2.1: Rezultati regresije između OBI i Balance

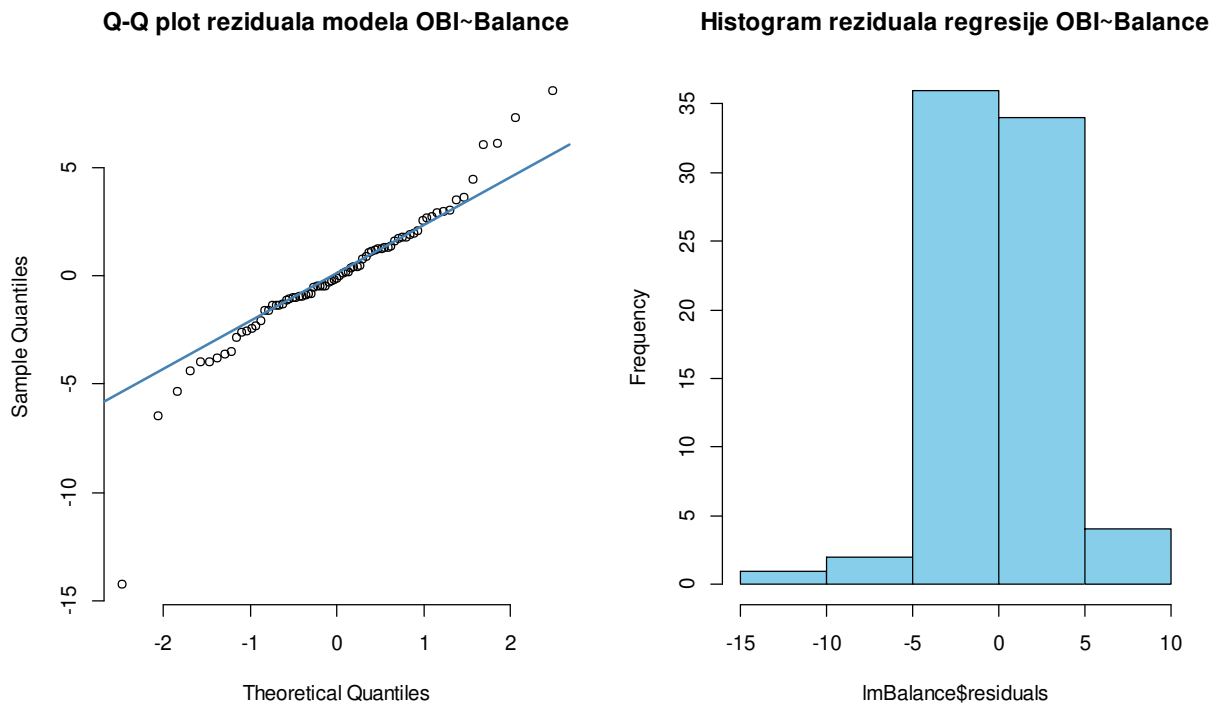


Grafikon 4.2.2: Podaci OBI i Balance te regresijski pravac

Na grafikonu 4.2.3 vidimo da distribucija reziduala ne nalikuje zvonolikoj simetričnoj normalnoj distribuciji, već je distribucija asimetrična s težim lijevim repom. K-S test daje sljedeće rezultate:

$$D_n = 0.23096, \quad p - \text{vrijednost} = 0.00054$$

Dakle, na svim uobičajenim razinama značajnosti odbacujemo nul-hipotezu K-S testa da reziduali dolaze iz normalne distribucije, što znači da pretpostavke modela nisu zadovoljene.



Grafikon 4.2.3: Reziduali regresije OBI ~ Balance

4.3. Model 3 – OBI i Debt

Primjenom modela jednostavne linearne regresije gdje nezavisnu varijablu predstavlja OBI, a varijablu odziva Debt, metodom najmanjih kvadrata dobivena je sljedeća jednadžba:

$$Debt = 49.5313 + 0.1529 * OBI$$

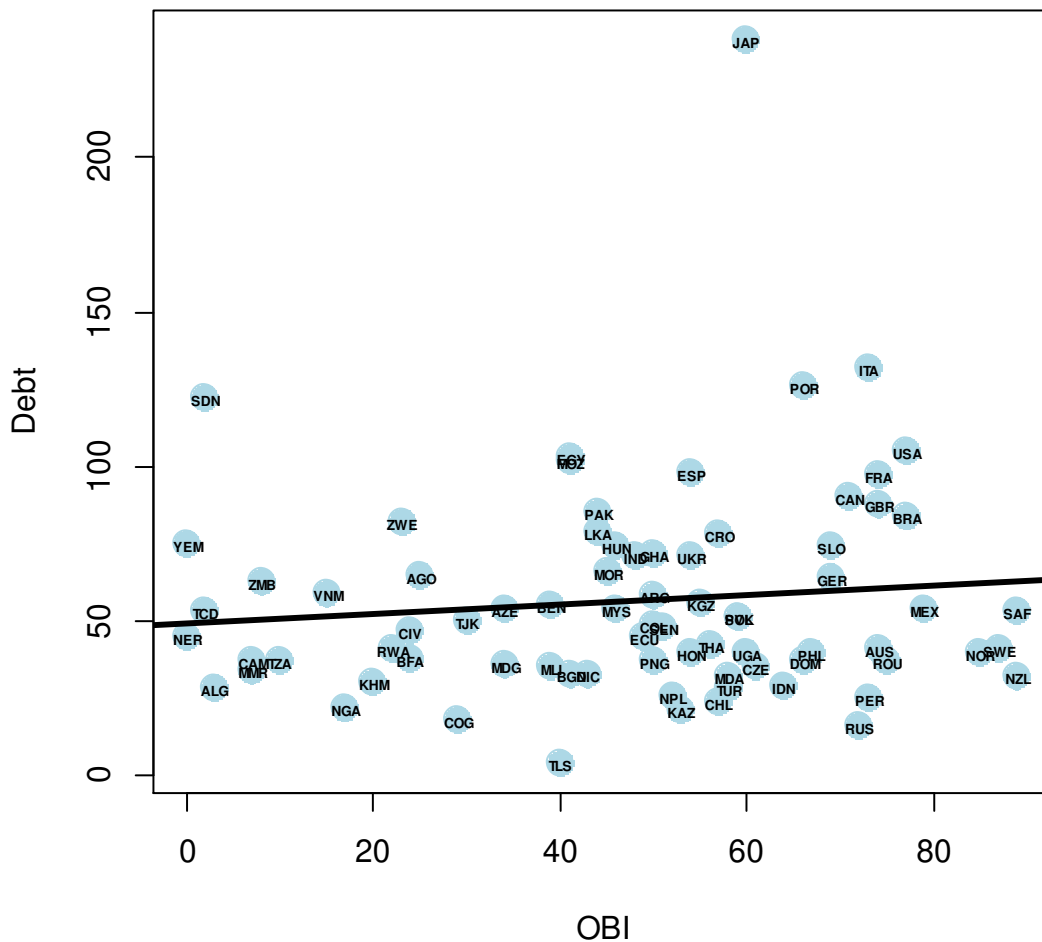
Po modelu, povećanje OBI-ja za 1 bod, povećava javni dug za 0.15% BDP-a. Primijetimo da je dobiveni rezultat u suprotnosti s teorijskim razmatranjima iz prvog poglavlja, po kojima veća razina transparentnosti proračuna doprinosi smanjenju javnog duga. Koeficijent determinacije modela iznosi 0.0111, dok prilagođeni R^2 iznosi -0.0020, te je iz toga jasno da model nije nimalo reprezentativan. U tablici 4.3.1. vidimo da p-

vrijednost t-testa za koeficijent uz OBI iznosi 0.3609, stoga na svim razinama značajnosti manjim od toga, ne odbacujemo nul-hipotezu da je varijabla OBI statistički beznačajna u opisivanju javnog duga.

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	49.5313	8.8295	5.6097	$3.23 \cdot 10^{-7}$ ***
OBI	0.1529	0.1663	0.9193	0.3609

Tablica 4.3.1: Rezultati regresije između OBI i Debt

Na grafikonu 4.3.2. vidimo podatke i regresijski pravac te primjećujemo da zaista ne postoji grafički uočljiva veza između javnog duga i transparentnosti, već se čini da su podaci gotovo nasumično raspršeni. Primijetimo već prije spomenuti outlier u gornjem desnom kutu (Japan, javni dug 238% BDP-a), no njegovo uklanjanje iz uzorka te primjenom modela na reduciranom uzorku ne vodi značajno drugačijim rezultatima. Koeficijent uz OBI u tom modelu iznosi 0.0995 (p-vrijednost 0.4559), dok R^2 je jednak 0.0075.

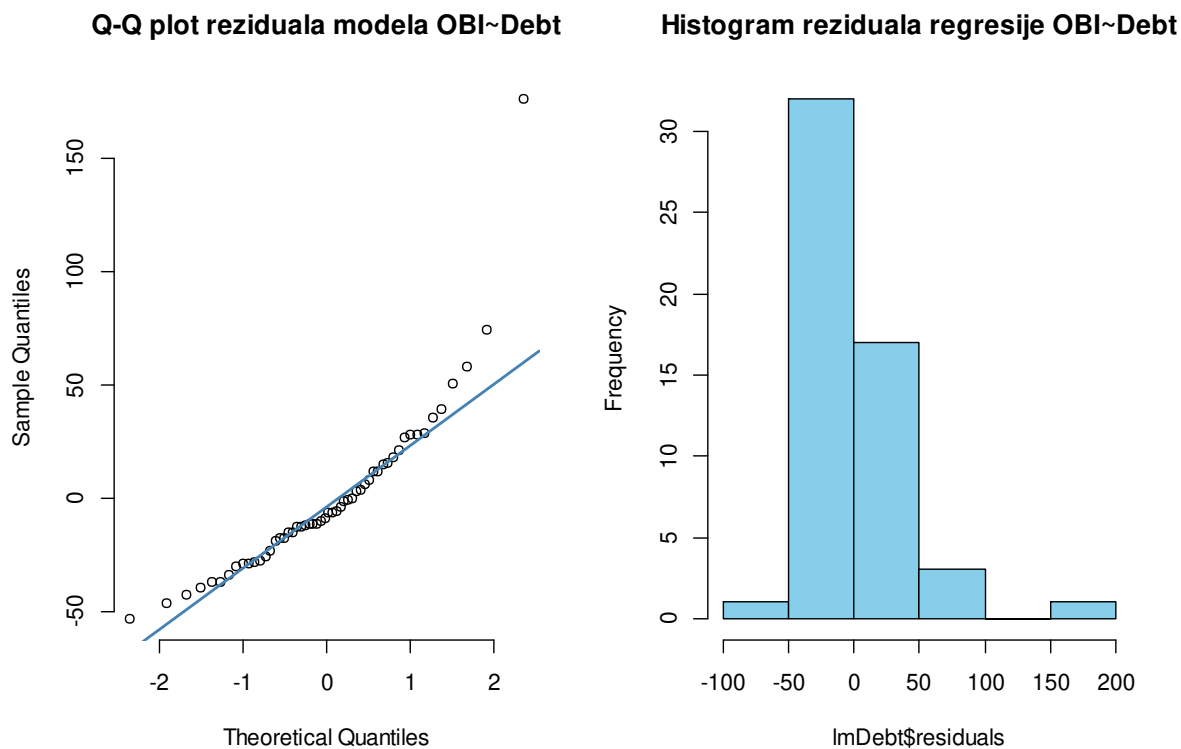


Grafikon 4.3.3: Podaci OBI i Debt te regresijski pravac

Još jedan indikator da model nije reprezentativan je distribucija reziduala vidljiva na grafikonu 4.3.4. Distribucija je asimetrična s teškim repovima. K-S test normalnosti greške daje sljedeće rezultate:

$$D_n = 0.57924, \quad p - \text{vrijednost} < 2.2 * 10^{-16}$$

Stoga, odbacujemo nul-hipotezu da greške dolaze iz normalne distribucije na svim razinama značajnosti.



Grafikon 4.3.4: Reziduali regresije OBI ~ Debt

4.4. Modeli s kontrolnim varijablama

Uvrštavanjem dodatnih nezavisnih varijabli u regresijski model trebali bismo dobiti precizniji model i vidjeti koliko je značajan utjecaj OBI-ja ako uzmemo u obzir i utjecaje dodanih kontrolnih varijabli. Koeficijent korelacije je broj koji opisuje povezanost dviju varijabli, a poprima vrijednost unutar $[-1,1]$. Pozitivan korelacijski koeficijent označava da je povećanje jedne varijable povezano s povećanjem druge, dok negativan označava povezanost između rasta jedne varijable i smanjenja druge. Što je apsolutna vrijednost koeficijenta bliža 1 to je povezanost veća. Koeficijenti korelacije nas zanimaju jer iz njih možemo pretpostaviti koje su varijable međusobno povezane. Iz korelacijske matrice u tablici 4.4.1. vidimo da je OBI jako pozitivno koreliran s CPI, BDP te Net, dok slabije pozitivno s Balance. Također, od kontrolnih varijabli međusobno su jako pozitivno korelirane CPI i Net, no tolerira se korelacijski koeficijent do 0.75 pri uvrštavanju međusobno koreliranih kontrolnih varijabli u model. Korelacija između CPI i BDP doduše prelazi tu granicu, no pošto je BDP zavisna varijabla, nećemo ga koristiti kao zavisnu kontrolnu (iako bismo mogli u modelima koji opisuju Debt i Balance pošto postoji korelacija između varijabli).

Korelacije	OBI	BDP	Debt	Balance	CPI	Net	Unemploy	Turnout	Growth
OBI	1.000								
BDP	0.615	1.000							
Debt	0.106	0.305	1.000						
Balance	0.309	0.435	-0.098	1.000					
CPI	0.624	0.875	0.276	0.315	1.000				
Net	0.683	0.740	0.219	0.419	0.741	1.000			
Unemploy	0.068	-0.003	0.220	-0.231	-0.024	0.122	1.000		
Turnout	0.142	0.204	-0.118	0.058	0.158	0.126	-0.113	1.000	
Growth	-0.180	-0.295	-0.250	-0.053	-0.121	-0.263	-0.398	-0.020	1.000

Tablica 4.4.1: Korelacijska matrica svih varijabli

Konstrukcijom triju modela u kojima su nezavisne varijable log(BDP), Balance i Debt, a zavisne OBI, CPI, Turnout, Growth, Unemploy te Net dobiveni su sljedeći rezultati:

1) log(BDP)

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	-0.4959	0.1146	-4.3257	$4.95 \cdot 10^{-5}$ ***
OBI	0.0039	0.0013	3.0030	0.0037 ***
Net	0.0133	0.0014	9.8197	$8.47 \cdot 10^{-15}$ ***
CPI	0.0091	0.0018	5.0059	$3.99 \cdot 10^{-6}$ ***
Unemploy	-0.0051	0.0056	-0.9078	0.367093
Turnout	0.0013	0.0013	1.0255	0.308613
Growth	-0.0356	0.0092	-3.8296	0.000277 ***

Tablica 4.4.2: Rezultati višestruke regresije za log(BDP)

$$R^2 = 0.9157, \quad adj R^2 = 0.9085$$

$$F \text{ stat} = 126.8, \quad p - \text{vrijednost} < 2.2 \cdot 10^{-16}$$

$$D_n = 0.2565, \quad p - \text{vrijednost} = 5.91 \cdot 10^{-5}$$

2) Balance

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	-3.35451	1.812427	-1.85084	0.068412 *
OBI	0.00759	0.020462	0.37133	0.71151
Net	0.05675	0.021418	2.65009	0.009941 ***
CPI	-0.01241	0.028906	-0.42917	0.669116
Unemploy	-0.24812	0.088552	-2.80203	0.006563***
Turnout	-0.00666	0.020609	-0.32316	0.747536
Growth	-0.07384	0.146890	-0.50271	0.616744

Tablica 4.4.3: Rezultati višestruke regresije za Balance

$$R^2 = 0.2625, \quad adj R^2 = 0.1993$$

$$F \text{ stat} = 4.1528, \quad p - \text{vrijednost} = 0.0013$$

$$D_n = 0.1778, \quad p - \text{vrijednost} = 0.0134$$

3) Debt

Varijabla	β_i	St. Dev.	t-test statistika	p-vrijednost
Slobodan član	57.64165	19.61754	2.93827	0.004466 ***
OBI	-0.21261	0.221478	-0.95994	0.340387
Net	-0.01037	0.231824	-0.04473	0.964449
CPI	0.70027	0.312873	2.23820	0.02839 **
Unemploy	1.22955	0.958473	1.28283	0.203783
Turnout	-0.28750	0.223071	-1.28883	0.201701
Growth	-2.28567	1.589919	-1.43760	0.155003

Tablica 4.4.4: Rezultati višestruke regresije za Debt

$$R^2 = 0.1814, \quad adj R^2 = 0.1112$$

$$F \text{ stat} = 2.5854, \quad p - \text{vrijednost} = 0.0255$$

$$D_n = 0.5276, \quad p - \text{vrijednost} < 2.22 * 10^{-16}$$

U višedimenzionalnom modelu koji opisuje $\log(\text{BDP})$, statistički su značajne (i to na razini 0.01) sve nezavisne varijable osim Unemploy i Turnout, dok su R^2 i prilagođeni R^2 iznad 0.9, što znači da se preko 90% varijacije BDP-a može objasniti nezavisnim varijablama. U modelu za Balance, kada se dodaju kontrolne varijable, gubi se statistička značajnost OBI-ja kao prediktora razine deficita/suficita, no varijable Net i Unemploy su statistički značajne na razini 0.01. U modelu za Debt imamo samo jednu statistički značajnu prediktorsku varijablu (CPI, na razini 0.05), no radi vrlo malog R^2 i prilagođenog R^2 model ne možemo smatrati reprezentativnim. Također, K-S test normalnosti grešaka za sva tri modela pokazuje da možemo odbaciti pretpostavku da su greške normalnu distribuirane na svim relevantnim razinama značajnosti, što ukazuje na to da modeli nisu potpuno reprezentativni. Iz rezultata možemo zaključiti da, od svih zavisnih varijabli, OBI najbolje opisuje BDP (tj. $\log(\text{BDP})$), pošto i jednostavan i višedimenzionalan model imaju visoki koeficijent determinacije te je u oba koeficijent uz OBI statistički značajan na razini 0.01. Ostaje pitanje ukoliko se poveća razina transparentnosti, poveća li se posljedično BDP po stanovniku radi bolje informiranosti građana, ili jednostavno razvijenije države s većim BDP-om imaju više standarde za objavu proračunskih informacije od manje razvijenih država. U svakom slučaju, vidimo da je visoka razina transparentnosti proračuna uglavnom odlika visoko razvijenih država. Utjecaj proračunske transparentnosti je pozitivan i statistički značajan na razinu deficita, no kada se uzmu u obzir drugi utjecaji poput stope nezaposlenosti postaje statistički beznačajan. F. Hameed [10] otkriva pozitivnu i statistički značajnu vezu između fiskalne transparentnosti i proračunskog suficita na uzorku od 57 država koristeći drugu mjeru transparentnosti (indeks fiskalne transparentnosti od strane MMF-a), što je dobar pokazatelj na to da povećana transparentnost ipak smanjuje proračunski deficit, pošto koristeći različite mjere za transparentnost su dobiveni slični rezultati. Ipak, može se pretpostaviti da jači utjecaj na deficit proračuna imaju neke druge makroekonomske varijable (poput stope nezaposlenosti u ovome slučaju, ukoliko ima mnogo nezaposlenih, rashodi države za socijalnu pomoć biti će veći) jer način upravljanja proračunom ovisi o trenutnom makroekonomskom stanju države te je nekada povećanje troškova i deficita ispravna odluka. Nije nađena nikakva negativna i statistički značajna povezanost između OBI-ja te razine javnog duga. Dapače, korelacija OBI-ja i javnog duga je blago pozitivna, što se kosi s rezultatima Alta i Lassena [1] da veća transparentnost vodi manjem javnom dugu. Oni su do toga došli koristeći mjeru transparentnosti koja se temelji na upitniku OECD-a iz 1999. na uzorku od samo 19 uglavnom visoko razvijenih država. Kako su u ovome radu promatrane i manje razvijene države, možemo pretpostaviti da inverzna veza transparentnosti i duga ne vrijedi za manje razvijene države, pošto odrednice javnog duga su više makroekonomske prirode, dok kod više razvijenih država sa sličnim makroekonomskim karakteristikama veća razina transparentnosti može pridonijeti smanjenju javnog duga.

Zaključak

U ovom radu pokušalo se odrediti na koje ekonomske varijable utječe transparentnost državnog proračuna. Na temelju prethodnih radova slične tematike te teorijskih razmatranja, promatrao se utjecaj na slijedeće varijable: BDP po stanovniku, udio javnog duga u BDP-u te deficit/suficit državnog proračuna kao postotak BDP-a. Postavljene su hipoteze da transparentnost pozitivno utječe na BDP te deficit/suficit, dok negativno na razinu javnog duga. Kao mjeru transparentnosti koristio se Indeks otvorenosti proračuna (u radu OBI – Open Budget Index) koji od 2006. svake dvije godine objavljuje International Budget Partnership na temelju upitnika o dostupnosti informacija o strukturi državnog proračuna. Indeks prima vrijednosti od 0-100, gdje 0 označava minimalnu, a 100 maksimalnu transparentnost. Promatrano je 77 država iz predzadnjeg kruga istraživanja 2017.

Jednostavnim linearnim regresijskim modelima, gdje je nezavisna varijabla bio OBI, ustanovilo se da transparentnost proračuna ima pozitivan i statistički značajan utjecaj na BDP po stanovniku te razinu suficita/deficita državnog proračuna, dok je za javni dug ustanovljena blaga pozitivna no statistički beznačajna veza. Uvođenjem kontrolnih varijabli Indeksa percepcije korupcije, stope nezaposlenosti, stope rasta BDP-a, izlaznosti birača na parlamentarne izbore te postotka korisnika interneta u modele višestruke regresije, utjecaj transparentnosti na BDP po stanovniku ostaje pozitivan i statistički značajan, dok uz navedene kontrolne varijable utjecaj transparentnosti na razinu suficita/deficita te javnog duga je statistički beznačajan.

Iako nije jasno povećava li veća transparentnost proračuna direktno BDP po stanovniku, ili države s višim BDP-om imaju visoke standarde za objavu proračunskih informacija, možemo zaključiti da je uglavnom veća proračunska transparentnost odlika razvijenih država s visokim BDP-om po stanovniku. Stoga bi bilo poželjno da građani, a i političari zagovaraju veću proračunsku transparentnost, kako bi se smanjila asimetrija informacija te kako bi se povećalo ukupno ekonomsko blagostanje u državi. Donošenje odluka o upravljanju državnog proračuna se temelji na trenutnom makroekonomskom stanju države, stoga veća razina transparentnosti ne može značajno izmijeniti politiku vođenja proračuna te samim time i razinu suficita/deficita proračuna te javnog duga, iako se ispostavlja ipak da veća transparentnost je povezana s manjom sklonosti zadirati dublje u deficit.

U budućnosti bi se mogla izvršiti analiza svih država koje su obuhvaćene istraživanjem 2017. ili 2019. godine, pošto u ovome radu to nije bilo moguće zbog nedostupnosti pojedinih podataka za neke države. Promatrajući neke druge kontrolne varijable poput razine suficita/deficita te javnog duga od prije nekoliko godina moglo bi se provjeriti

kako transparentnost utječe na promjenu razine deficita i javnog duga. Također, opcija panel analize na državama koje su obuhvaćene u svim krugovima istraživanja od 2016. godine bi mogla biti zanimljiva radi promatranja promjene razine transparentnosti i drugih ekonomskih faktora kroz vrijeme.

Dodatak 1.

Tablica D1: Države obuhvaćene istraživanjem otvorenosti državnog proračuna 2017.

Država	OBI 2017	Balance (% BDP)	BDP (1000\$)	Debt (% BDP)	Net (%)	CPI	Unemply (%)	Turnout (%)	Growth (%)
Novi Zeland	89	0.40	42.95	32	90.81	87	4.30	82.49	3.12
JAR	89	-4.40	6.37	53	56.17	43	26.90	66.05	0.79
Švedska	87	0.80	54.59	41	95.51	85	6.30	87.18	1.95
Norveška	85	7.50	81.73	40	96.36	84	3.80	78.22	1.29
Gruzija	82								
Meksiko	79	-2.30	9.67	54	63.85	28	3.30	63.21	2.19
Brazil	77	-6.80	9.00	84	67.47	35	12.30	79.80	1.32
SAD	77	-4.26	63.00	105	87.27	71	3.90	56.84	2.93
Rumunjska	75	-2.90	12.41	37	63.75	47	4.20	31.84	4.47
Australija	74	-1.22	57.40	41	86.55	77	5.30	91.89	2.95
Francuska	74	-2.60	41.63	97	80.50	72	9.10	48.70	1.79
UK	74	-1.42	43.04	88	94.62	80	4.00	67.55	1.34
Italija	73	-2.10	34.52	132	63.08	52	10.60	72.93	0.94
Peru	73	-2.10	6.94	25	48.73	35	3.40	74.07	3.98
Rusija	72	2.80	11.37	16	76.01	28	4.80	47.88	2.54
Kanada	71	-0.40	46.31	90	91.00	81	5.80	67.65	2.01
Njemačka	69	1.70	47.64	64	84.40	80	3.40	76.15	1.27
Slovenija	69	1.15	26.05	74	78.89	60	5.10	52.64	4.38
Filipini	67	-1.00	3.25	40	60.05	36	2.30	74.31	6.34
Dominikanska Republika	66	-3.00	8.05	37	67.57	30	5.70	55.18	6.98
Portugal	66	-0.70	23.46	126	73.79	64	7.00	48.57	2.85
Bugarska	66								
Indonezija	64	-1.80	3.89	29	32.29	40	4.50	72.57	5.17
Jordan	63								
Češka	61	1.50	23.05	35	78.72	59	2.20	60.84	3.18
Guatemala	61								
Japan	60	-3.20	39.16	238	84.59	73	2.40	52.66	0.32
Uganda	60	-4.80	0.77	40	23.71	26	1.70	67.61	6.16
Južna Koreja	60								
Poljska	59	-0.60	15.46	51	75.99	60	3.80	61.74	5.35
Slovačka	59	-0.84	19.43	51	81.63	50	6.50	65.81	3.77
Moldavija	58	-1.00	4.23	32	76.12	33	3.00	51.98	4.30
Turska	58	-3.63	9.37	28	64.68	41	10.90	86.22	2.96

Čile	57	-1.52	15.92	24	82.33	67	7.20	46.53	3.95
Hrvatska	57	0.36	14.92	78	67.10	48	8.40	46.90	2.81
Tajland	56	-0.25	7.29	42	52.89	36	0.80	74.69	4.15
Kostarika	56								
Kirgistan	55	-1.30	1.31	56	38.00	29	6.00	56.20	3.76
Honduras	54	0.30	2.51	40	31.70	29	5.70	59.49	3.70
Španjolska	54	-2.70	30.34	98	84.60	58	15.20	71.76	2.43
Ukrajina	54	-2.25	3.10	71	58.89	32	8.80	49.20	3.41
Kazahstan	53	0.50	9.81	21	76.43	31	4.80	77.10	4.10
Nepal	52	-6.50	1.04	26	34.00	31	1.40	68.67	6.70
Senegal	51	-3.39	1.47	48	46.00	45	6.50	53.66	6.38
Argentina	50	-5.15	11.68	58	74.29	40	9.20	80.94	-2.57
Kolumbija	50	-2.20	6.72	49	62.26	36	9.10	49.00	2.52
Gana	50	-7.00	2.20	72	39.00	41	4.20	67.55	6.26
Papua Nova Gvineja	50	-2.90	2.72	37	11.21	28	2.40	76.89	-0.28
Albanija	50								
Namibija	50								
Ekvador	49	-0.95	6.30	45	57.27	34	3.50	81.74	1.29
Afganistan	49								
Indija	48	-6.70	2.01	71	34.45	41	5.30	67.40	6.12
Mađarska	46	-2.30	16.15	74	76.75	46	3.70	69.67	5.41
Malezija	46	-3.60	11.40	54	80.14	47	3.30	82.32	4.77
Kenija	46								
Mongolija	46								
Maroko	45	-3.70	3.22	66	61.76	43	9.10	42.98	3.15
Salvador	45								
Pakistan	44	-6.50	1.48	85	15.51	33	4.10	50.14	5.84
Šri Lanka	44	-5.30	4.08	79	34.11	38	4.10	75.89	3.31
Nikaragva	43	-4.30	2.02	33	27.86	25	5.20	63.54	-3.95
Paragvaj	43								
Srbija	43								
Bangladeš	41	-4.11	1.70	33	15.00	26	4.30	80.00	7.86
Egipat	41	-9.47	2.55	103	44.95	35	11.60	29.07	5.31
Mozambik	41	-5.30	0.50	102	10.00	23	3.20	51.41	3.44
Fidži	41								
Istočni Timor	40	-17.33	1.24	4	27.49	35	4.50	80.98	-1.05
Benin	39	-4.67	1.24	55	20.00	40	2.40	22.99	6.70
Mali	39	-4.70	0.90	35	13.00	32	7.10	35.58	4.75
Tunis	39								
Sierra Leone	38								

Makedonija	37								
Liberija	36								
Bosna i Hercegovina	35								
Azerbajdžan	34	3.99	4.74	54	79.00	25	4.90	46.84	1.50
Madagaskar	34	-2.20	0.53	36	9.80	25	1.70	40.00	4.56
Trinidad i Tobago	33								
Sao Tome i Principe	31								
Tadžikistan	30	-4.77	0.83	50	21.96	25	11.10	86.44	7.30
Kongo	29	-0.50	0.56	18	8.62	19	4.20	45.40	5.82
Malavi	26								
Angola	25	2.40	3.29	65	14.34	19	7.00	76.13	-2.00
Burkina Faso	24	-4.70	0.82	38	16.00	41	6.10	60.13	6.73
Obala Bjelokosti	24	-3.95	2.30	47	43.84	35	3.20	34.10	6.89
Zimbabve	23	-3.80	1.68	82	27.06	22	5.10	83.10	4.83
Ruanda	22	-2.60	0.78	41	21.77	56	1.00	93.04	8.58
Kambodža	20	-2.00	1.51	30	32.45	20	0.70	83.02	7.47
Nigerija	17	-4.50	2.03	22	42.00	27	8.20	32.14	1.92
Vijetnam	15	-4.61	2.57	59	58.14	33	2.00	99.26	7.08
Kina	13								
Tanzanija	10	-1.80	1.10	37	25.00	36	2.00	62.68	5.44
Bolivija	10								
Zambija	8	-6.50	1.56	63	27.85	35	11.50	56.03	4.03
Botsvana	8								
Komori	8								
Somalija	8								
Kamerun	7	-2.70	1.53	37	23.20	25	3.40	43.79	4.06
Myanmar	7	-2.50	1.42	34	30.68	29	1.50	71.89	6.75
Burundi	7								
Južni Sudan	5								
Alžir	3	-5.19	4.11	28	47.69	35	11.80	37.09	1.20
Esvatini	3								
Irak	3								
Libanon	3								
Čad	2	1.36	0.73	53	6.50	19	1.80	56.60	2.37
Sudan	2	-8.50	0.62	122	30.87	16	16.90	46.40	-2.29
Saudijska Arabija	1								
Niger	0	-4.90	0.57	45	10.22	34	0.47	66.27	7.22

Jemen	0	-4.40	0.97	75	26.72	14	13.00	74.98	0.75
Ekvatorska Gvineja	0								
Lesoto	0								
Katar	0								
Venezuela	0								

Bibliografija

- [1] J. Alt i D. Lassen, *Fiscal transparency and fiscal policy outcomes in OECD Countries*, University of Copenhagen, 2003. dostupno na <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/82020/1/wp-03-02.pdf>
- [2] M. Archidona i J. Gandia, *Determinants of web site information by Spanish councils*, Emerald Publishing, 2008. dostupno na <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/14684520810865976/full/html?fullSc=1>
- [3] B. Basrak i H. Planinić, *Generalizirani linearni modeli*, dostupno na https://web.math.pmf.unizg.hr/nastava/finprakt/Materijali1920/GLM/GLM_Notes2.pdf
- [4] F. Bastida i B. Benito, *Budget transparency, fiscal performance and political turnout: An international approach*, *Public Administration Review*, 2009.
- [5] A. Bellver i D. Kaufmann, *Transparenting transparency: Initial empirics and policy applications*, 2005. dostupno na https://mpra.ub.uni-muenchen.de/8188/1/MPRA_paper_8188.pdf
- [6] J. Craig i G. Kopits, *Transparency in Government Operations*, International Monetary Fund, Washington DC, 1998. dostupno na <https://www.imf.org/external/pubs/ft/op/158/op158.pdf>
- [7] B. Dollery i A. Worthington, *The empirical analysis of fiscal illusion*, University of New England, Armidale, 1996. dostupno na <https://eprints.qut.edu.au/2790/1/2790.pdf>
- [8] A. Downs, *An economic theory of political action in a democracy*, *The Journal of Political Economy*, Chicago, 1957. dostupno na <https://msuweb.montclair.edu/~lebelp/DownsEcThDemocJPE1957.pdf>
- [9] J. Haas i L. Sedmihradská, *Budget transparency and fiscal performance: Do open budgets matter?*, University of Economics, Prag, 2012. dostupno na https://mpra.ub.uni-muenchen.de/42260/1/MPRA_paper_42260.pdf
- [10] F. Hameed, *Fiscal transparency and economic outcomes*, 2005. dostupno na https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=888094

- [11] J. Hamilton, *Time series analysis*, dostupno na http://www.ru.ac.bd/stat/wp-content/uploads/sites/25/2019/03/504_02_Hamilton_Time-Series-Analysis.pdf
- [12] J. Hulsmann, *The political economy of moral hazard*, Prague University of Economics and Business, 2006. dostupno na <https://ideas.repec.org/a/prg/jnlpol/v2006y2006i1id544p35-47.html>
- [13] M. Huzak, *Statistički praktikum – linearna regresija*, dostupno na <https://web.math.pmf.unizg.hr/nastava/statpr/files/linearna.pdf>
- [14] Institute of Democracy and Electoral Assistance, *Voter turnout data*, dostupno na <https://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout>
- [15] International Budget Partnership, *Open Budget Survey*, dostupno na <https://www.internationalbudget.org/open-budget-survey/about>
- [16] International Labour Organisation, *Statistics on unemployment and supplementary measures of labour under utilization*, dostupno na <https://www.ilo.org/global/lang-en/index.htm>
- [17] International Monetary Fund, *Fiscal monitor*, dostupno na https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@WEO/OEMDC/ADVEC/WEO_WORLD
- [18] International Monetary Fund, *Fiscal Transparency*, dostupno na <https://www.imf.org/external/np/fad/trans/index.htm>
- [19] International Monetary Fund, *Fiscal Transparency code*, 2019. dostupno na <https://www.imf.org/en/About/Factsheets/Sheets/2016/07/27/15/46/Encouraging-Greater-Fiscal-Transparency>
- [20] M. Jensen i W. Meckling, *Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure*, University of Rochester, 1976. dostupno na <http://dspace.kottakkalfarookcollege.edu.in:8001/xmlui/bitstream/handle/123456789/335/1-s2.0-0304405X7690026X-main.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- [21] G. Lowatcharin i C. Menifield, *Determinants of Internet-enabled transparency at the local level: A study of Midwestern county web sites*, 2015.
- [22] N. Ngangue i G. Tchouassi, *Does fiscal illusion impact budget policy? A panel data analysis*, International Journal of Economics and Financial Issues, 2015. dostupno na

https://www.researchgate.net/profile/Tchouassi_Gerard/publication/270885812_Does_Fiscal_Illusion_Impact_Budget_Policy_A_Panel_Data_Analysis/links/54baa0e20cf29e0cb04bd435.pdf

[23] OECD, *Financing for sustainable development - Transparency*, dostupno na <http://www.oecd.org/dac/financing-sustainable-development/acomonstandard.htm>

[24] OECD, *Budget Transparency*, 2019. dostupno na https://www.oecd-ilibrary.org/governance/government-at-a-glance-2019_688822b9-en

[25] OECD, *Transparency*, 2002. dostupno na <https://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=4474>

[26] A. Puviani, *Teoria della illusione finanziaria*, Milan, 1903.

[27] The analysis factor, *R tutorial series*, dostupno na <https://www.theanalysisfactor.com/r/>

[28] Trading Economics, *Government debt to GDP*, dostupno na <https://tradingeconomics.com/country-list/government-debt-to-gdp>

[29] Transparency International, *Corruption Perception Indeks 2018*, dostupno na <https://www.transparency.org/en/cpi/2018/index/nzl>

[30] World Bank, *GDP growth (annual %)*, dostupno na <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>

[31] World Bank, *GDP per capita (in 1000 \$)*, dostupno na <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD>

[32] World Bank, *Individuals using the Internet (% of population)*, dostupno na <https://data.worldbank.org/indicator/IT.NET.USER.ZS>

Sažetak

Transparentnost državnog proračuna smatra se jednom od temeljnih vrijednosti modernog demokratskog društva te se smatra da veća razina transparentnosti ima pozitivne utjecaje na mnoge ekonomske čimbenike. U ovom radu promatrao se utjecaj transparentnosti državnog proračuna na BDP po stanovniku, udio javnog duga u BDP-u te deficit/suficit državnog proračuna na uzorku od 77 država. Korišten je Indeks otvorenosti proračuna (OBI – Open Budget Index) kao jedina međunarodno usporediva mjera za razinu transparentnosti državnog proračuna. Pomoću modela jednostavne linearne regresije, utvrdio se statistički značajan pozitivan utjecaj transparentnosti na BDP po stanovniku te razinu deficita/suficita, dok za razinu javnog duga nije ustanovljena statistički značajna veza. Dodavanjem kontrolnih varijabli Indeksa percepcije korupcije, izlaznosti na parlamentarne izbore, postotka korisnika interneta, stope nezaposlenosti te stope rasta BDP-a u model višestruke linearne regresije, utjecaj transparentnosti je ostao statistički značajan samo za razinu BDP-a po stanovniku. Zaključujemo da je visoka proračunska transparentnost uglavnom odlika visoko razvijenih država s višim BDP-om po stanovniku, dok veća dostupnost proračunskih informacija, iako je pozitivno povezana s manjom razinom deficita proračuna, nema jak utjecaj na politiku upravljanja proračunom.

Summary

Budget transparency is one of the core values of the modern democratic society and it is considered that increased transparency has positive impact on various economic factors. This paper examines how budget transparency affects GDP per capita, public debt and budget balance on a sample of 77 countries. Open Budget Index (OBI) was used as the only internationally comparable measure of the level of transparency of the government budget. With simple linear regression models, we determined a positive and statistically significant effect of budget transparency on GDP per capita and budget balance, while for public debt statistically significant relationship could not be established. Adding control variables of Corruption perception index, voter turnout, percentage of internet users in a population, rate of unemployment and annual GDP rate of growth in the multiple linear regression models, the effect of budget transparency remained statistically significant only for GDP. We conclude that higher level of budget transparency is generally a characteristic of highly developed countries with higher GDP per capita. Better availability of budget information, although positively related to smaller budget deficit, does not have significant impact on the budget policy.

Životopis

Vid Tomljenović je rođen 21.02.1997. u Zagrebu. Nakon završene osnovne škole „Izidor Kršnjavi“ pohađa XV. Gimnaziju MIOC u Zagrebu. Završetkom srednjoškolskog obrazovanja upisuje preddiplomski studij Matematike na Prirodoslovnom matematičkom fakultetu u Zagrebu. Nakon završetka preddiplomskog, upisuje diplomski studij Financijska i poslovna matematika, također na PMF-u.