



Študentská vedecká aktivita

Analýza vplyvu vybraných faktorov na vývoj verejného dlhu na Slovensku

Tomáš Hrmo

Sekcia: Financie, bankovníctvo a investovanie

Konzultant: Ing. Ján Huňady, PhD.

Banská Bystrica
2016

OBSAH

ÚVOD	3
1. TEORETICKÁ ČASŤ	4
1.1. Verejný dlh	4
1.2. Fiškálna udržateľnosť a makroekonomické aspekty zhoršovania udržateľnosti verejného dlhu	5
2. ANALYTICKÁ ČASŤ	7
2.1. Lineárny regresný model závislosti verejného dlhu od vybraných faktorov	7
2.2. Analýza náhodnej zložky regresného modelu	13
2.3. Testovanie stacionarity premenných a falošná regresia	20
ZÁVER	24
ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY	26
PRÍLOHY	28

ÚVOD

Cieľom tejto práce je na základe regresnej analýzy zhodnotiť vplyv vybraných faktorov na vývoj verejného dlhu na Slovensku, t.j. zistiť ktoré faktory majú potenciálny vplyv na zníženie, alebo zvýšenie miery verejného dlhu. Z výsledkov analýzy by malo byť tiež známe aj to, ktoré faktory majú najväčší vplyv na neudržateľnosť verejného dlhu.

Pri odhade regresného modelu sme použili historické dáta od roku 1995 do roku 2014, t.j. za 20 ročné obdobie. Okrem samotného odhadu lineárneho modelu sme venovali pozornosť jeho ekonomickej a štatistickej verifikácii a testovaniu multikolinearity. V analytickej časti práce je tiež uvedená analýza náhodnej zložky, ako jeden z predpokladov klasického lineárneho modelu a pozornosť je venovaná aj testom jednotkového koreňa, nakoľko pracujeme s údajmi z časových radov.

V práci sú tiež teoreticky vymedzené základné pojmy, s ktorými sa stretávame v analytickej časti práce, ako je napríklad definícia samotného verejného dlhu, fiškálna udržateľnosť a aspekty zhoršovania udržateľnosti verejného dlhu.

1. TEORETICKÁ ČASŤ

V teoretickej časti práce stručne vymedzíme základné pojmy, s ktorými sa následne budeme stretávať v ďalšej časti práce.

1.1. Verejný dlh

Podľa Liptáka (1999) verejný dlh vzniká akumuláciou rozpočtových deficitov z predchádzajúcich rokov. V novej ekonomickej literatúre sa však už s týmto názorom nestretávame. Beňová (2007) tvrdí, že táto charakteristika by bola správna len vtedy, ak by rozpočtové deficity boli kryté emisiou štátnych dlhopisov.

Podľa Pekovej (2002) sa pojmom verejný dlh označuje súčet pohľadávok ekonomických subjektov voči štátu, jednotlivým stupňom územnej samosprávy, verejným fondom a ostatným inštitúciám vo verejnom sektore, čím sa myslia vnútorné subjekty a tak isto aj zahraničné subjekty. Sivák (2007) definuje verejný dlh ako výšku zadĺženia sektora verejnej správy voči domácim a zahraničným veriteľom, ktorá je určená sumou záväzkov verejnej vlády voči subjektom iných sektorov hospodárstva. Z definícií od rôznych autorov sa stotožňujeme najmä s definíciou podľa Dvořáka, ktorý tvrdí, že „verejný dlh predstavuje pohľadávku voči súčasnej, ale aj budúcej daňovej povinnosti obyvateľov“ (Dvořák, 2008, s. 79). Podľa MMF sa verejný dlh chápe ako celkové saldo finančných aktív a pasív štátu, a to aj vrátane prípadných mimorozpočtových fondov. Podľa metodiky OECD verejný dlh označuje sumu záväzkov verejného sektora z minulých rokov.

Sivák (2007) tvrdí, že hlavnou príčinou vzniku verejného dlhu je chronický deficit a tiež, že väčšina faktorov, ktoré ovplyvňujú vznik deficitu, priamo, alebo nepriamo ovplyvňujú aj vznik a prírastok verejného dlhu. Najvýznamnejšou príčinou vzniku verejného dlhu je podľa autora primárny rozpočtový schodok. Do verejného dlhu vstupuje tá časť rozpočtového schodku, ktorá je krytá dlhovým financovaním, teda na vzniku a prírastku verejného dlhu sa podieľa to, akým spôsobom je deficit financovaný.

Peková (2002) medzi najčastejšie príčiny vzniku verejného dlhu zaraďuje mimorozpočtové príčiny ako môžu byť napr. vojny v minulosti, alebo prijatie dlhu z minulých rokov a tiež aj rozpočtové príčiny, kde zaraďuje dlhoročné rozpočtové deficity a deficity štátnych mimorozpočtových fondov. Ako ďalšiu príčinu vzniku verejného dlhu autorka vidí v rozsiahlych štátnych investíciách, na ktoré však štát nemá dostatok vlastných finančných prostriedkov.

1.2. Fiškálna udržateľnosť a makroekonomické aspekty zhoršovania udržateľnosti verejného dlhu

„Fiškálnu udržateľnosť môžeme definovať ako tú trajektóriu vývoja verejných financií, keď verejný sektor hospodári a reguluje svoje záväzky a pohľadávky tak, že nenastane pravdepodobnosť nesplatiť súčasný dlh v budúcnosti, resp. vzhľadom na súčasné poznanie je pravdepodobné, že budúce generácie budú bez problémov schopné uhradiť verejný dlh, a to z budúcich primárnych rozpočtových prebytkov diskontovaných na súčasnú hodnotu“ (Ochotnický, 2012, s. 52).

Krejdl (2006) označuje pojmom fiškálna udržateľnosť taký stav, keď súčasná hodnota budúcich rozpočtových prebytkov je rovná aktuálnej úrovni verejného dlhu. Ak je táto podmienka splnená, tak vláda sa vyhne nadmernej akumulácii dlhu, je schopná dlh priebežne splácať a nehrozí riziko insolventcie.

Dvořák (2008) považuje za udržateľnú výšku verejného dlhu takú jeho výšku, ktorá umožňuje vláde plniť súčasné aj budúce záväzky, t.z. bez problémov uhrádzať náklady spojené s dlhovou službou, či už ide o splátky istiny, alebo úrokov, a to spôsobom, ktorý nemá vplyv na ich makroekonomickú situáciu. Pričom musí byť splnená nasledujúca podmienka:

$$\sum_{t=s}^{\infty} \frac{Rs}{(1+r)^{s+t}} = \sum_{t=s}^{\infty} \frac{Es}{(1+r)^{s+t}} + D \quad (1.1)$$

kde Rs je čistá súčasná hodnota budúcich vládnych príjmov, Es je čistá súčasná hodnota vládnych výdavkov a D je objem zostávajúceho verejného dlhu. Z rovnice (1.1) teda vyplýva, že čistá súčasná hodnota vládnych príjmov sa musí rovnať čistej súčasnej hodnote vládnych výdavkov a objemu zostávajúceho vládneho dlhu.

Medzi makroekonomické dôvody nastúpenia neudržateľného vývoja verejného dlhu možno zaradiť najmä finančné krízy na globálnych finančných trhoch, „praskanie“ cenových bublín na významných segmentoch finančného trhu, krízy nákazového typu, menové krízy a dlhové krízy. Nárast normalizovaného dlhu môže ovplyvniť nasledujúci vývoj základných indikátorov:

- rast úroku (vrátane cien vládnych bondov) na domácom či zahraničnom trhu,
- nevýhodná štruktúra (portfólio) zahraničného alebo domáceho dlhu,
- deflácia,
- nízky, resp. negatívny hospodársky rast,

- devalvácia meny.

Lazový (2012) tvrdí, že pri vyspelých krajinách sa za udržateľný verejný dlh považuje hodnota do 60% HDP. Pre rozvíjajúce sa krajiny definuje MMF túto hranicu do 40% HDP. Vidíme teda, že za udržateľnú mieru verejného dlhu môžeme považovať jedno z vybraných konvergenčných kritérií vstupu do Európskej menovej únie, v oblasti fiškálnej politiky, kde hrubý verejný dlh nemôže prekročiť hranicu 60% HDP (Sobek, O., Zimková, E., 2010).

2. ANALYTICKÁ ČASŤ

V analytickej časti práce sa venujeme analýze vplyvu vybraných faktorov na vývoj verejného dlhu na Slovensku. Vplyv vybraných faktorov vyhodnotíme použitím viacnásobného klasického lineárneho regresného modelu. Medzi vybrané faktore (relatívne) ovplyvňujúce vývoj verejného dlhu sme vybrali úroky z verejného dlhu, infláciu meranú indexom CPI, daňovú kvótu, tempo rastu HDP a bilanciu zahraničného obchodu. Údaje pre analýzu boli prevzaté z webových stránok NBS (2015), a MF SR (2015). Výšku úrokov z verejného dlhu sme vypočítali ako rozdiel celkového deficitu a primárneho deficitu z údajov z ECB (2016).

2.1. Lineárny regresný model závislosti verejného dlhu od vybraných faktorov

Vstupné dáta pre odhad viacnásobného lineárneho regresného modelu sú uvedené v tabuľke 1. Na odhad lineárneho regresného modelu sme použili štatistický softvér IBM SPSS Statistics 21.

Tabuľka 1 Údaje pre odhad lineárneho regresného modelu závislosti vývoja verejného dlhu

faktory rok	Verejný dlh	Úroky z verejného dlhu	Inflácia	Daňová kvóta	Tempo rastu HDP	Bilancia zahraničného obchodu
1995	21,70	2,32	9,90	39,60	7,90	-224,60
1996	30,50	2,48	5,80	38,70	6,90	-2332,20
1997	33,00	2,36	6,10	36,50	4,40	-2332,10
1998	33,90	2,51	6,70	36,10	4,00	-2752,70
1999	47,10	3,35	10,60	35,00	-0,20	-1501,80
2000	49,60	4,00	12,00	33,60	1,20	-1386,60
2001	48,30	3,94	7,20	32,80	3,30	-3410,50
2002	42,80	3,50	3,50	32,60	4,70	-3185,20
2003	41,50	2,46	8,40	32,40	5,40	-777,90
2004	40,60	2,14	7,50	31,30	5,20	-1644,80
2005	33,80	1,69	2,80	31,00	6,50	-2456,10
2006	30,70	1,43	4,30	29,20	8,30	-2562,00
2007	29,80	1,37	1,90	29,00	10,70	-725,00
2008	28,20	1,25	3,90	28,90	5,40	-1217,90
2009	36,00	1,43	0,90	28,70	-5,30	231,90
2010	40,90	1,30	0,70	28,00	4,80	-79,90
2011	43,50	1,52	4,10	28,50	2,70	-35,90
2012	52,10	1,77	3,70	28,30	1,60	2505,80
2013	54,60	2,57	1,50	30,30	1,40	3381,90
2014	53,60	1,91	-0,10	30,90	2,40	3348,20

Prameň: Vlastné spracovanie údajov podľa NBS, OECD a MFSR

Výstup z programu sa nachádza v tabuľkách 2, 3 a 4.

Tabuľka 2 Zhrnutie odhadovaného modelu

Model Summary									
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	,922 ^a	,851	,798	4,21960	,851	15,981	5	14	,000

a. Predictors: (Constant), Bilancia_zahraničného_obchodu, Úroky_z_verejného_dľhu, Temto_rastu_HDP, Daňová_kvóta, Inflácia

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe SPSS

Tabuľka 3 Analýza rozptylu

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1422,747	5	284,549	15,981	,000 ^b
	Residual	249,271	14	17,805		
	Total	1672,018	19			

a. Dependent Variable: Verejný_dľh

b. Predictors: (Constant), Bilancia_zahraničného_obchodu, Úroky_z_verejného_dľhu, Temto_rastu_HDP, Daňová_kvóta, Inflácia

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe SPSS

Tabuľka 4 Bodový odhad koeficientov lineárneho regresného modelu

Coefficients ^a					
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	Sig.
		B	Std. Error	Beta	
1	(Constant)	67,227	10,613		,000
	Úroky_z_verejného_dľhu	9,746	1,650	,898	,000
	Inflácia	-,234	,428	-,086	,593
	Daňová_kvóta	-1,413	,383	-,532	,002
	Temto_rastu_HDP	-,282	,334	-,104	,413
	Bilancia_zahraničného_o bchodu	,002	,001	,508	,001

a. Dependent Variable: Verejný_dľh

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe SPSS

Lineárny regresný model sme odhadli pomocou jednoduchej metódy najmenších štvorcov. Z výsledku z tabuľky 4 je zrejmé, že regresný model má tvar:

$$\hat{y}_i = 67,227 + 9,746 * x_1 - 0,234 * x_2 - 1,413 * x_3 - 0,282 * x_4 + 0,002 * x_5$$

kde jednotlivé vysvetľujúce premenné sú pre lepšiu prehľadnosť substituované znakom x_j .

Hodnota 67,227 predstavuje odhad regresného koeficientu b_0 , t.j. lokujúcej konštanty, a hovorí nám o tom, že výška verejného dlhu by bola 67,23% HDP za predpokladu, že všetky vysvetľujúce premenné by nadobudli nulovú hodnotu. Vo väčšine prípadov však táto hodnota nemá logickú ekonomickú interpretáciu, čo platí aj pre tento model. Hodnota 9,746 predstavuje hodnotu regresného koeficientu pri premennej úroky z verejného dlhu a hovorí nám o tom, že s každým percentom nárastu výšky úrokov môžeme očakávať, že sa výška verejného dlhu zvýši o 9,746 p.b. za predpokladu konštantnej výšky ostatných vysvetľujúcich premenných. Pri premennej úroky z verejného dlhu sme si vedomí, že mohol nastať problém endogenity, nakoľko nie len výška úrokov má vplyv na výšku verejného dlhu, ale aj výška verejného dlhu môžu ovplyvniť výšku úrokovej miery. Analogicky môžeme pokračovať interpretáciou pri všetkých vysvetľujúcich premenných.

Z odhadu lineárneho regresného modelu je zrejmé, že 3 vybrané premenné, konkrétne inflácia, daňová kvóta a tempo rastu HDP majú vplyv na pokles verejného dlhu a 2 premenné majú vplyv na zvýšenie hodnoty verejného dlhu, konkrétne sú to úroky z verejného dlhu a bilancia zahraničného obchodu. Vychádzajúc z ekonomickej teórie môžeme tieto predpoklady považovať za relevantné, tým pádom je ekonomická verifikácia modelu v poriadku. Pozornosť následne venujeme štatistickej verifikácii.

Pri štatistickej verifikácii modelu sme testovali štatistickú významnosť modelu ako celku a následne štatistickú významnosť jednotlivých regresných koeficientov. Na testovanie štatistickej významnosti modelu ako celku použijeme tzv. F-test štatistickej významnosti modelu.

Testujeme:

H_0 : regresný model nie je štatisticky významný, resp. $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$
proti

H_1 : regresný model je štatisticky významný

Testovacia štatistika má pri platnosti nulovej hypotézy Fisherove-Snedecorove rozdelenie F rozdelenie:

$$F = \frac{\frac{ESS}{p-1}}{\frac{RSS}{n-p}} \sim f_{(p-1)(n-p)} \quad (2.1)$$

kde ESS predstavuje regresný súčet štvorcov, resp. tú časť štvorcov, ktorú je možné vysvetliť daným modelom, p predstavuje počet odhadovaných parametrov, resp. $p - 1$ predstavuje počet stupňov voľnosti pri ESS, RSS predstavuje reziduálny súčet štvorcov, resp. tú časť súčtu štvorcov, ktorú nie je možné vysvetliť daným modelom. a n je počet pozorovaní, resp. $n - p$ predstavuje počet stupňov voľnosti pri RSS. Pričom platí, že:

$$TSS = ESS + RSS \quad (2.2)$$

kde TSS predstavuje celkový súčet štvorcov.

Tieto údaje tiež môžeme nájsť v tabuľke 4. Zo vzťahu (2.2) dostávame hodnotu testovacej štatistiky $f = 15,981$, ktorú môžeme tiež vidieť v tabuľke 3. P-hodnota pre obojstranný test je rovná 0,0000236 a teda na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame nulovú hypotézu o nulovej významnosti všetkých regresných koeficientov, a teda model ako celok je štatistiky významný, t.j. podieľa sa na vysvetlení celkovej variability závislej premennej Y .

Na testovanie štatistickej významnosti jednotlivých regresných koeficientov použijeme tzv. t-test. Testujeme:

$$H_0: \beta_j = 0$$

proti

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

Testovacia štatistika má následne tvar:

$$T_j = \frac{b_j - \beta_{0j}}{s_{b_j}} \quad (2.3)$$

kde b_j je hodnota regresného koeficientu a s_{b_j} predstavuje smerodajnú odchýlku odhadovaného parametra modelu.

Ako prvý testujeme regresný koeficient úroky z verejného dlhu. Po dosadení do vzťahu (2.3) z tabuľky 5 dostávame hodnotu testovacej štatistiky 5,906. P-hodnota pre obojstranný test je rovná 0,0000383. Na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ teda zamietame nulovú hypotézu o nulovej významnosti regresného koeficientu. Analogicky pokračujeme pri testovaní štatistickej významnosti všetkých regresných koeficientov modelu na hladine významnosti $\alpha = 0,05$. Z testovania hypotéz o štatistickej významnosti jednotlivých regresných koeficientov modelu sme zistili, že tri regresné koeficienty, konkrétne úroky z verejného dlhu, daňová kvóta a bilancia zahraničného obchodu sú štatisticky významné, t.j. podieľajú sa na

vysvetlení celkovej variability modelu. Ostatné dva regresné koeficienty, konkrétne inflácia a tempo rastu HDP, sa ukázali ako štatisticky nevýznamné, t.j. nepodieľajú sa na vysvetlení celkovej variability modelu. V nasledujúcej časti práce však uvažujeme model so všetkými premennými, pretože si myslíme, že všetky premenné, ktoré sú zahrnuté v modeli majú určitý vplyv na vývoj verejného dlhu.

V nasledujúcej časti analýzy testuje, či regresný model nie je zaťažený multikolinearitou. Multikolinearita zvyšuje odhady rozptylov, čo má za následok zníženie presnosti odhadov v zmysle dlhších intervalov spoľahlivosti. Multikolienarita predstavuje lineárnu závislosť medzi dvomi, alebo viacerými vysvetľujúcimi premennými (Hatrák, 2007). Na testovanie, či je model zaťažený multikolinearitou sme použili faktor variačnej inflácie VIF a mieru tolerancie TOL. V prvom kroku sme skonštruovali korelačnú maticu regresných koeficientov ktorú môžeme vidieť na obrázku 1.

	Úroky z ver. dlhu	Inflácia	Daňová kvóta	Tempo rastu HDP	Bilancia zahr. obchodu
Úroky z ver. dlhu	1	0,647064906	0,53714407	-0,215463579	-0,334993956
Inflácia	0,647064906	1	0,647732098	0,040640822	-0,444893751
Daňová kvóta	0,53714407	0,647732098	1	0,177610974	-0,384758806
Tempo rastu HDP	-0,215463579	0,040640822	0,177610974	1	-0,348909248
Bilancia zahr. obchodu	-0,334993956	-0,444893751	-0,384758806	-0,348909248	1

Obrázok 1 Korelačná matica regresných koeficientov

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe MS excel

Na zistenie miery tolerancie TOL a variačného inflačného kritéria VIF potrebujeme skonštruovať inverznú maticu regresných koeficientov, ktorá sa nachádza na obrázku 2.

	Úroky z ver. dlhu	Inflácia	Daňová kvóta	Tempo rastu HDP	Bilancia zahr. obchodu
Úroky z ver. dlhu	2,169799301	-0,903000602	-0,571877686	0,731503421	0,360323659
Inflácia	-0,903000602	2,323230089	-0,867033491	0,00421467	0,398962572
Daňová kvóta	-0,571877686	-0,867033491	1,954473615	-0,426031827	0,026041139
Tempo rastu HDP	0,731503421	0,00421467	-0,426031827	1,437008144	0,584390239
Bilancia zahr. obchodu	0,360323659	0,398962572	0,026041139	0,584390239	1,512120919

Obrázok 2 Inverzná korelačná matica regresných koeficientov

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe MS excel

Variačné inflačné kritérium predstavujú diagonálne prvky inverznej korelačnej matice regresných koeficientov. Variačné inflačné kritérium nás informuje o tom, koľkokrát sa zväčšil rozptyl regresného koeficientu b_j v dôsledku multikolinearity. Za kritickú hodnotu sa

považuje $VIF_j > 5$. Ako môžeme vidieť z obrázku 2, tak žiadny z diagonálnych prvkov inverznej korelačnej matice regresných koeficientov, vyznačených farebne, nedosahuje vyššiu hodnotu ako 5.

Miera tolerancie udáva percento variability danej vysvetľujúcej premennej, ktoré nemôže byť vysvetlené ostatnými regresnými koeficientmi. Mieru tolerancie môžeme vyjadriť vzťahom:

$$TOL_j = \frac{1}{VIF_j} \quad (2.4)$$

Silnú multikolinearitu môžeme očakávať, ak hodnota TOL_j dosahuje nižšiu hodnotu ako 0,1. Hodnoty VIF a TOL pre všetky regresné koeficienty sa nachádzajú v tabuľke 5.

Tabuľka 5 Hodnoty VIF a TOL regresných koeficientov

Premenná \ VIF, TOL	VIF _j	TOL _j
Úroky z verejného dlhu	2,1698	0,4609
Inflácia	2,3232	0,4304
Daňová kvóta	1,9545	0,5116
Tempo rastu HDP	1,4370	0,6959
Bilancia zahraničného obchodu	1,5121	0,6613

Prameň: Vlastné spracovanie údajov

Hodnota VIF 2,1698 pri premennej úroky z verejného dlhu nám hovorí o tom, že v dôsledku multikolinearity sa rozptýl premennej úroky z verejného dlhu zväčšil zhruba 2,17 krát. Hodnota TOL 0,4609 pri premennej úroky z verejného dlhu nám hovorí o tom, že zhruba 46% variability premennej úroky z verejného dlhu nemožno vyjadriť ostatnými vysvetľujúcimi premennými. Z tabuľky 5 môžeme vidieť, že pre všetky vysvetľujúce premenné je $VIF_j < 5$ a $TOL_j > 0,1$, čo znamená, že regresný model nie je zaťažený multikolinearitou.

V prvej podkapitole analytickej časti práce sme pozornosť venovali bodovému odhadu lineárneho regresného modelu, jeho následnej ekonomickej a štatistickej verifikácii a tiež sme testovali či model nie je zaťažený multikolinearitou. Z výsledkov vybraných testov sme zistili, že model ako celok sa javí štatisticky významný a tiež aj to, že model nie je zaťažený multikolinearitou. Lineárny regresný model však musí spĺňať aj ďalšie požiadavky a jednou z nich je overenie predpokladov o náhodnej zložke.

2.2. Analýza náhodnej zložky regresného modelu

Jedným z predpokladov klasického lineárneho modelu je overenie predpokladov o náhodnej zložke. Predpokladá sa, že náhodné chyby ε_i sú navzájom nezávislé, majú normálne rozdelenie so strednou hodnotou nula a konštantným rozptylom σ_ε^2 . Vlastnosti náhodných chýb môžeme zapísať:

- $E(\varepsilon_i) = 0$ (stredná hodnota náhodných chýb je rovná nule)
- $D(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2$ (rozptyl náhodnej zložky je konštantný, t.z. homoskedasticita)
- $\text{cov}(\varepsilon_i; \varepsilon_j) = 0$ (vzájomná lineárna nezávislosť náhodných chýb)
- $\varepsilon_i \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$ (náhodné chyby majú normálne rozdelenie)

Na analýzu náhodnej zložky sa najčastejšie používajú studentizované rezíduá:

$$e_{si} = \frac{e_i}{s_{rez} \cdot \sqrt{1 - h_{ii}}} \quad (2.5)$$

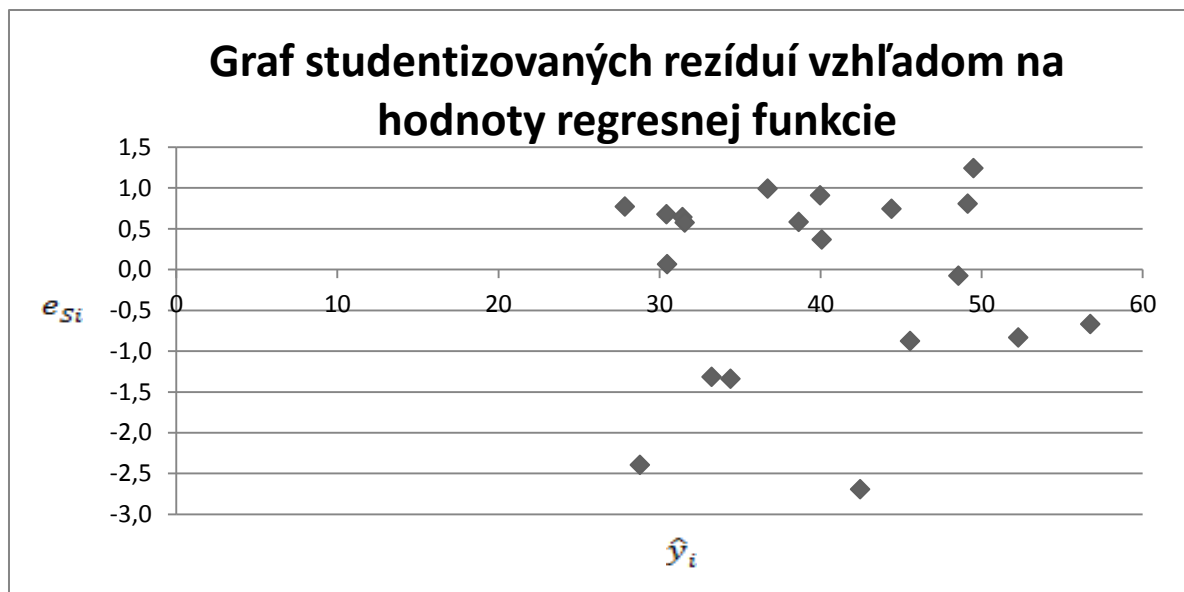
kde e_i sú klasické rezíduá, s_{rez} predstavuje smerodajnú odchýlku rezíduí a h_{ii} sú diagonálne prvky projekčnej matice. Na účely analýzy náhodnej zložky sme využili studentizované aj klasické rezíduá.

Klasické rezíduá e_i určíme zo vzťahu:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad (2.6)$$

kde y_i sú skutočné hodnoty vysvetľovanej premennej a $\hat{y}_i$ sú odhadované hodnoty vysvetľovanej premennej. Skutočné hodnoty vysvetľovanej premennej, odhadované hodnoty vysvetľovanej premennej, klasické aj studentizované rezíduá sa nachádzajú v prílohe 1. Na ich výpočet sme použili štatistický softvér IBM SPSS Statistics 21.

Na overenie predpokladov klasického lineárneho modelu je možné použiť aj grafické znázornenie rezíduí vzhľadom na hodnoty regresnej funkcie pomocou grafu X, Y závislosti. Grafické znázornenie rezíduí vzhľadom na hodnoty regresnej funkcie znázorňuje graf 1.



Graf 1: Graf studentizovaných rezíduí vzhľadom na hodnoty regresnej funkcie

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe MS Excel

Z grafu 1 nie je jednoznačne možné určiť, či rezíduá spĺňajú predpoklady klasického lineárneho modelu. Z grafu 1 je ale možné konštatovať, že v intervale $(-2;2)$ sa nachádza zhruba 90% hodnôt. Mimo intervalu $(-3;3)$ sa nenachádzajú žiadne rezíduá. S rastúcou hodnotou regresnej funkcie nie je viditeľný žiadny rastúci, alebo klesajúci trend rozptylu rezíduí. Na overenie predpokladov klasického lineárneho modelu však použijeme aj objektívnejšie testy.

Na overenie predpokladu, že stredná hodnota náhodnej zložky je rovná nule testujeme:

$$H_0: \mu_\varepsilon = 0$$

proti

$$H_1: \mu_\varepsilon \neq 0$$

Na overenie predpokladu využijeme klasické rezíduá. Príslušná testovacia štatistika má tvar:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s(X)}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1} \quad (2.7)$$

kde $\bar{X}$ je priemerná hodnota rezíduí, $s(X)$ je smerodajná odchýlka a n predstavuje počet pozorovaní. Testovacia charakteristika Studentovho T testu je rovná 0 a p-hodnota pre obojstranný test je rovná 1. Na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ nezamietame nulovú hypotézu, t.z. že stredná hodnota náhodných chýb je rovná nula.

Na overenie predpokladu konštantnosti rozptylu, resp. homoskedasticity použijeme Goldfeldov-Quandtov test. Testujeme:

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ (náhodná zložka je homoskedastická)

proti

$H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$ (náhodná zložka je heteroskedastická)

Súbor usporiadame vzostupne podľa hodnôt regresnej funkcie vychádzajúc z hodnôt uvedených v prílohe 1. Súbor rozdelíme na dve rovnako veľké časti ($n_1 = n_2 = 10$). V obidvoch súboroch vypočítame súčet štvorcov studentizovaných rezíduí. Príslušná testovacia štatistika Goldfeldovho-Quandtovho testu má potom tvar:

$$F = \frac{\sum_{i \in n_2} e_{Si}^2}{\sum_{i \in n_1} e_{Si}^2} \sim F(n_2 - k - 1; n_1 - k - 1) \quad (2.8)$$

pričom platí, že $\sum_{i \in n_2} e_{Si}^2 > \sum_{i \in n_1} e_{Si}^2$. Vstupné dáta pre výpočet Goldfeldovho-Quandtovho sú uvedené v prílohe 1. Hodnota testovacej štatistiky F je 1,04 a kritická hodnota pre $F_{1-\alpha}[n_2 - k - 1; n_1 - k - 1] = F_{0,05}[9; 9] = 3,179$, teda platí, že $F < F_{1-\alpha}$. Na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ nezamietame nulovú hypotézu, čo znamená, že náhodná zložka je homoskedastická.

Pre väčšiu objektivitu sme na testovanie homoskedasticity použili aj Cochranov test. Testujeme:

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_h^2 = \dots = \sigma_q^2$ (náhodná zložka je homoskedastická)

proti

H_1 : aspoň niektoré rozptyly σ_h^2 sú rôzne (náhodná zložka je heteroskedastická)

Testovacia charakteristika má tvar:

$$C = \frac{\max_{h=1,2,\dots,q} \{s_h^2\}}{\sum_{h=1}^q s_h^2} \quad (2.9)$$

kde $\max_{h=1,2,\dots,q} \{s_h^2\}$ je najväčší výberový rozptyl studentizovaných rezíduí v jednotlivých skupinách a $\sum_{h=1}^q s_h^2$ je súčet týchto rozptylov.

Studentizované rezíduá sme usporiadali vzostupne podľa hodnoty regresnej funkcie. Usporiadané hodnoty sme rozdelili na 2 rovnako početné skupiny ($n_1 = n_2 = 10$). Hodnoty pre výpočet Cochranovho testu sú uvedené v prílohe 3. Po dosadení do vzťahu (2.9) dostávame hodnotu testovacej charakteristiky $C = 0,5086$. Kritická hodnota $C_\alpha(q; n_h - 1) = C_{0,05}(2; 9) = 0,8010$ (Šoltés, 2008). Teda platí, že $C < C_\alpha(q; n_h - 1)$, tým pádom na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ nemôže zamietnuť nulovú hypotézu o homoskedasticite náhodnej zložky.

Na overenie nezávislosti náhodných chýb použijeme koeficient autokorelácie 1. stupňa ρ_1 a Durbinov-Watsonov test. Testujeme:

$H_0: \rho_1 = 0$ (chyby ε_i sú navzájom nezávislé)

proti

$H_1: \rho_1 \neq 0$ (chyby ε_i sú navzájom závislé)

Bodovým odhadom koeficientu autokorelácie 1. stupňa je výberový koeficient autokorelácie, ktorý môžeme zapísať v tvare:

$$r_1 = \frac{\sum_{i=2}^n e_i \cdot e_{i-1}}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \quad (2.10)$$

pre hodnoty klasických rezíduí, resp.:

$$r_{1S} = \frac{\sum_{i=2}^n e_{Si} \cdot e_{S(i-1)}}{\sum_{i=1}^n e_{Si}^2} \quad (2.11)$$

pre hodnoty studentizovaných rezíduí.

Hodnoty rezíduí usporiadame podľa veľkosti regresnej funkcie. Rezíduá rozdělíme na dva rady. Prvý rad označíme e_i resp. e_{Si} a tvorí ho druhé až dvadsiate rezíduum. Druhý rad označíme e_{i-1} resp. $e_{S(i-1)}$ a tvorí ho prvé až devätnáste rezíduum. Vstupné dáta pre výpočet výberového koeficientu autokorelácie a Durbinovho-Watsonovho testu sú uvedené v prílohe 4 pre klasické rezíduá a v prílohe 5 pre studentizované rezíduá. Z údajov z prílohy 4 a podľa vzťahu (2.10) získame hodnotu výberového koeficientu autokorelácie $r_1 = -0,1649$, resp. z údajov z prílohy 5 a podľa vzťahu (2.11) získame hodnotu výberového koeficientu autokorelácie $r_{1S} = -0,1988$. Z výsledkov je zrejmé, že hodnoty výberového koeficientu autokorelácie poukazujú na slabú nepriamu autokoreláciu. Kritická hodnota $r_\alpha(n) = r_{0,05}(20) = 0,399$ (Šoltés, 2008), a teda $|r_1| < |r_\alpha(n)|$. Výberový koeficient autokorelácie pre klasické aj studentizované rezíduá nespadá do kritickej oblasti, teda nezamietame nulovú hypotézu a môžeme predpokladať nezávislosť náhodných chýb ε_i .

Nezávislosť náhodných chýb tiež uveríme pomocou Durbinovho-Watsonovho testu. testovacia charakteristika má tvar:

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \quad (2.12)$$

pre hodnoty klasických rezíduí, resp.:

$$DW_S = \frac{\sum_{i=2}^n (e_{Si} - e_{S(i-1)})^2}{\sum_{i=1}^n e_{Si}^2} \quad (2.13)$$

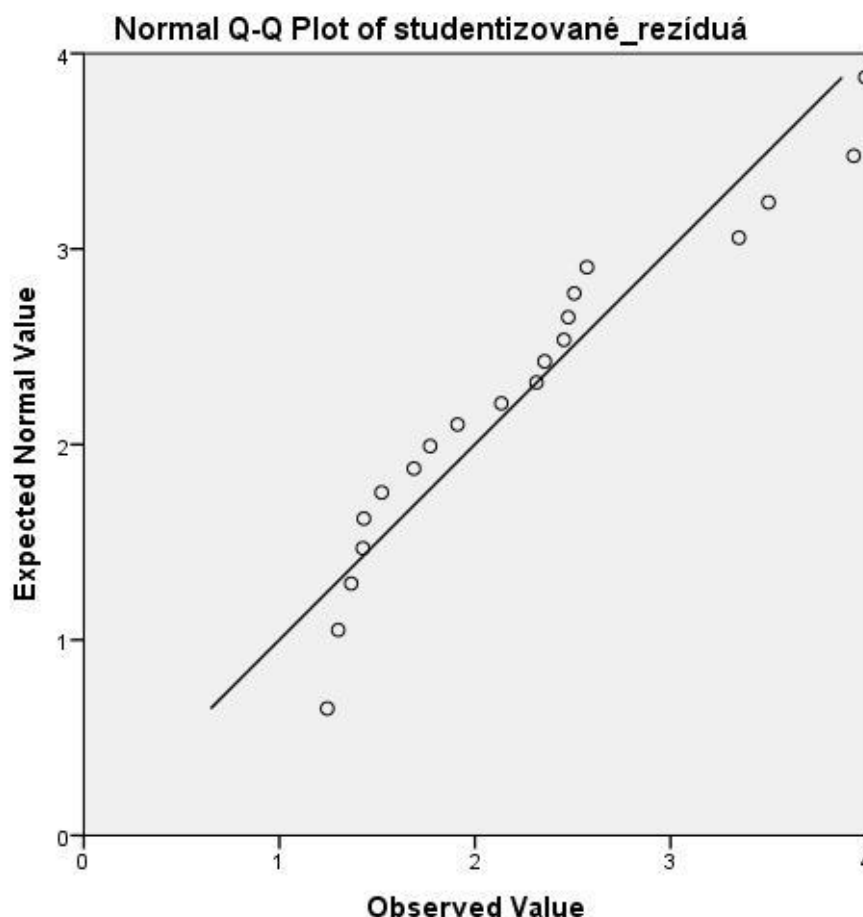
pre hodnoty studentizovaných rezíduí.

Z údajov z prílohy 4 a vzťahu (2.12) získame hodnotu Durbinovej-Watsonovej charakteristiky $DW = 2,283$ pre hodnoty klasických rezíduí, resp. z údajov z prílohy 5 a zo vzťahu (2.13) získame hodnotu Durbinovej-Watsonovej charakteristiky $DW_S = 2,357$ pre studentizované rezíduá. Pre $n = 20$, $k = 5$ a $\alpha = 0,05$ je dolná hranica Durbinovej-Watsonovej charakteristiky $dw_L = 0,792$ a horná hranica $dw_U = 1,991$ (Šoltés, 2008). Hraničné hodnoty podľa vzťahu:

$$(4 - dw_U; 4 - dw_L) \quad (2.14)$$

sú: (2,009;3,208). Hodnoty DW aj DW_S spadajú do intervalu vyjadreného vzťahom (2.14), a preto na základe Durbinovho-Watsonovho testu nevieme rozhodnúť či chyby ε_i sú navzájom nezávislé. Z predchádzajúceho testu však môžeme predpokladať, že koeficient autokorelácie nie je štatisticky významný, a teda chyby ε_i sú navzájom nezávislé.

Na overenie predpokladu normality rozdelenia náhodných chýb najprv využijeme grafickú vizualizáciu dát pomocou Q-Q plotu, ktorý sa nachádza na grafe 2.



Graf 2 Q-Q plot studentizovaných rezíduí

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe SPSS

Z grafu 2 je možné konštatovať, že studentizované rezíduá nemajú normálne rozdelenie, pretože v prípade normality by boli dáta rovnobežné s priamkou znázornenou na grafe 2. Na testovanie normality však použijeme aj testy, pri ktorých využijeme klasické aj studentizované rezíduá. Ako prvý sme zvolili Shapiro-Wilkov test.

Testujeme:

$$H_0: \varepsilon_i \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$$

proti

$$H_1: \varepsilon_i \text{ nepatrí } N(0; \sigma_\varepsilon^2)$$

Studentizované rezíduá usporiadame vzostupne podľa veľkosti. Z usporiadaných dát počítame

$$b = \sum_{i=1}^k a_i (e_{S(n-1+1)} - e_{S(i)}) \quad (2.15)$$

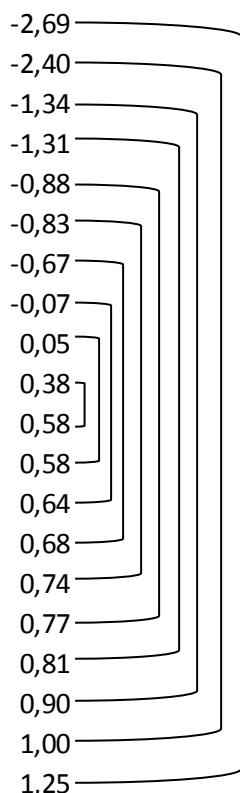
kde $k = n/2$, ak n je párne, $k = (n - 1)/2$, ak n je nepárne. Koeficienty a_i pre $n = 20$ sú uvedené v tabuľke 6.

Tabuľka 6 Koeficienty a_i pre $n = 20$ pre Shapiro-Wilkov test normality

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
a_i	0,473	0,321	0,257	0,209	0,169	0,133	0,101	0,071	0,042	0,014

Prameň: Vlastné spracovanie podľa Šoltés (2008)

Schému párovania studentizovaných rezíduí znázorňuje obrázok 3.



Obrázok 3: Schéma párovania studentizovaných rezíduí pre Shapiro-Wikov test

Prameň: Spracované podľa Šoltés (2008)

Testovacia charakteristika má následne tvar:

$$W = \frac{b^2}{S^2} \quad (2.16)$$

kde $S^2 = \sum_{i=1}^n e_{Si}^2$ teda súčet štvorcov studentizovaných rezíduí. Zo vzťahu dostávame hodnotu $W = 0,8635$. Kritická hodnota na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ a $n = 20$ je rovná $0,905$ (Šoltés, 2008). Teda platí, že $W < W_{\alpha}(n)$ a na zvolenej hladine významnosti zamietame nulovú hypotézu o normálnom rozdelení náhodných chýb. Na overenie predpokladu normality tiež použijeme aj Jarqueov-Berov test, ktorý je založený na šikmosti a špicatosti rozdelenia. Testujeme:

$$H_0: \varepsilon_i \sim N(0; \sigma_{\varepsilon}^2)$$

proti

$$H_1: \varepsilon_i \text{ nepatrí } N(0; \sigma_{\varepsilon}^2)$$

Testovacia štatistika pre klasické rezíduá má pri platnosti H_0 tvar:

$$JB = n \left(\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right) \sim \chi^2_v \quad (2.17)$$

kde n je počet pozorovaní, S je šikmosť rozdelenia rezíduí a K je špicatosť rozdelenia rezíduí.

Zo vzťahu (2.17) dostávame hodnotu testovacej štatistiky $JB = 14,203$. P-hodnota je rovná 0,0008 a teda na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietame nulovú hypotézu o normalite rozdelenia. Pomocou grafickej vizualizácie a tiež testov pre klasické aj studentizované reziduá sme zistili, že je porušený predpoklad normálneho rozdelenia náhodných chýb ako jeden z predpokladov klasického lineárneho regresného modelu. Uvedomujeme si však, že absencia normálne rozdelenia reziduí môže mať vplyv na odhad parametrov regresného modelu. Je však potrebné dodať, že pracujeme s reálnymi dátami, pri ktorých je výskyt normálneho rozdelenia menej častý. S normálnym rozdelením sa zväčša stretávame pri prierezových dátach.

2.3. Testovanie stacionarity premenných a falošná regresia

Jednou z podmienok pre tvorbu regresných modelov založených na časových radoch je ich stacionarita. Použitie nestacionárnych časových radov môže viesť k falošnej regresii. Jednou z možností odstránenia nestacionarity v časovom rade je jeho diferencovanie. V praxi sa stretávame s prvými, a s druhými diferenciami. Tieto časové rady sa zvyknú označovať pojmom diferencne stacionárne.

Pod pojmom stacionárny časový rad sa označuje časový rad s konštantnou strednou hodnotou, konštantným rozptylom a konštantnou autokovariačnou štruktúrou. Týmto spôsobom môžeme definovať slabú stacionaritu, ktorá je požiadavkou pri tvorbe regresných modelov založených na časových radoch. Konštantná stredná hodnota predstavuje takú vlastnosť časového radu, že jeho jednotlivé prvky sa vracajú k danej strednej hodnote a nie sú badateľné výkyvy od tejto strednej hodnoty. Konštantným rozptylom sa rozumie neprítomnosť systematických zmien v rozptyle hodnôt (Ochotnický, 2012).

V tejto podkapitole analytickej časti práce testujeme stacionaritu premenných, ktoré sme použili pri tvorbe regresného modelu. Na overenie stacionarity premenných použijeme rozšírený Dickey-Fullerov (ADF) test a Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test, pretože formulácia nulovej a alternatívnej hypotézy pri týchto testoch je rôzna. Pri overení stacionarity premenných sme použili ekonometrický software EViews 9. Výpočty sme nerealizovali ručne, ako v prípade predošlých testov, nakoľko táto problematika je relatívne komplikovaná.

Pri použití ADF testu je potrebné zvoliť správny počet oneskorení (lagov). Ekonometrický software EViews 9 nám však ponúka možnosť automatického výberu počtu oneskorení pomocou informačných kritérií. My sme pri výbere správneho počtu oneskorení

použili Schwarzove informačné kritérium. Pri použití ADF testu máme na výber z troch rovníc:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

vzťah (2.18) predstavuje model bez konštanty a bez trendu, vzťah (2.19) predstavuje model s konštantou a_0 a vzťah (2.20) predstavuje model s konštantou a_0 a s trendom $a_2 t$. Na výber vhodného tvaru rovnice použijeme Schwarzove informačné kritérium. Testovaným parametrom je γ . V prípade potvrdenia stacionarity pri použití rovnice (2.20) sa časový rad označuje ako trendovo stacionárny.

Pri použití ADF testu testujeme:

$H_0: \gamma = 0$ (časový rad obsahuje jednotkový koreň)

proti

$H_1: \gamma < 0$ (časový rad neobsahuje jednotkový koreň)

Testovacia štatistika je definovaná ako klasická t-štatistika:

$$t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})} \quad (2.21)$$

kde $\hat{\gamma}$ je odhad parametra γ a $SE(\hat{\gamma})$ je odhad smerodajnej odchýlky parametra γ

Keďže nulová hypotéza predpokladá nestacionaritu časového radu, tak táto štatistika nemá klasické t-rozdelenie. Pri vyhodnotení testu sa používajú kritické hodnoty, ktoré tabelovali Dickey a Fuller, alebo neskôr MacKinnon (1996), ktoré používa aj ekonometrický softvér EViews 9.

Pri použití KPSS testu časový rad rozložíme na nestacionárnu zložku a stacionárnu zložku:

$$y_t = r_t + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

kde $r_t = r_{t-1} + u_t$ je nestacionárna zložka a ε_t je stacionárna zložka

Pri použití KPSS testu testujeme:

$H_0: \sigma_u^2 = 0$ (dlhodobý rozptyl je nulový)

proti

$H_1: \sigma_u^2 > 0$ (dlhodobý rozptyl nie je nulový)

Testovacia štatistika pre KPSS test má tvar:

$$KPSS = LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \sigma_\varepsilon^2} \quad (2.23)$$

kde $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$, T je počet pozorovaní a σ_ε^2 je dlhodobý odhad rozptylu chýb e_t

Nulová hypotéza KPSS testu predpokladá stacionaritu časového radu a alternatívna hypotéza predpokladá prítomnosť jednotkového koreňa.

Potvrdenie, resp. zamietnutie predpokladu o stacionarite premenných znázorňuje tabuľka 7. Výstupy z programu EViews 9 pre ADF a KPSS test sa nachádzajú v prílohách 6 až 17.

Tabuľka 7 Výsledky ADF a KPSS testov stacionarity premenných

časový rad \ výsledok testu	Rozšírený Dickey-Fullerov (ADF) test	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test
Verejný dlh	stacionárny**	stacionárny
Úroky z verejného dlhu	nestacionárny	stacionárny
Inflácia	stacionárny**	stacionárny
Daňová kvóta	stacionárny**	stacionárny***
Tempo rastu HDP	stacionárny**	stacionárny
Bilancia zahraničného obchodu	nestacionárny	stacionárny***

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

pozn.: stacionárny** časový rad je stacionárny na hladine významnosti $\alpha = 0,05$

stacionárny*** časový rad je stacionárny na hladine významnosti $\alpha = 0,01$

Z výsledkov z tabuľky 17 vidíme, že väčšina časových radov, ktoré sme použili pri tvorbe regresného modelu je stacionárna, najmä podľa KPSS testu. Podľa ADF testu sa ako nestacionárne javia dve premenné, a to úroky z verejného dlhu a bilancia zahraničného obchodu. Kombináciou zvolených testov však môžeme povedať, že ako nestacionárna sa javí len premenná bilancia zahraničného obchodu.

Ako sme už spomenuli na začiatku podkapitoly, regresný model by mal obsahovať len stacionárne premenné. Preto je teda potrebné overiť, či pri tvorbe modelu nedošlo k falošnej regresii.

Ochotnický (2012) uvádza, že ak na nestacionárne premenné aplikujeme štandardné metódy, ako je napríklad klasická metódy najmenších štvorcov, výsledky môžu viesť k regresii, ktorá na prvý pohľad vyzerá „dobrá“, ale v skutočnosti má nekorektné výsledky, pretože t-štatistiky nebudú mať t-rozdelenie a F-štatistiky nebudú mať F-rozdelenie. V literatúre sa však už nestretávame s tvrdením, či k falošnej regresii môže viesť zahrnutie jednej, viacerých, alebo musia byť všetky premenné nestacionárne.

Granger a Newbold (1974) navrhli aby splnenie nerovnice:

$$R^2 > DW \quad (2.24)$$

bolo určitým indikátorom falošnej regresie. V tabuľke 2 môžeme vidieť, že hodnota koeficientu determinácie v uvažovanom modeli je rovná 0,851 a podľa vzťahu (2.12) a (2.13) sme získali hodnotu DW charakteristiky rovnú 2,283, resp. 2,357. Z týchto údajov teda môžeme jednoznačne potvrdiť nesplnenie vzťahu (2.24), a teda môžeme povedať, že v našom prípade sa nejedná o falošnú regresiu a uvažovaný model môžeme považovať za korektne špecifikovaný.

ZÁVER

Cieľom tejto študentskej vedeckej práce bolo posúdenie vplyvu vybraných faktorov na vývoj verejného dlhu na Slovensku. Medzi vybrané faktory sme zaradili úroky z verejného dlhu, infláciu meranú indexom CPI, daňovú kvótu II, tempo rastu HDP a bilanciu zahraničného obchodu. Vplyv týchto faktorov sme vyhodnotili na základe viacnásobného lineárneho regresného modelu.

Z výsledkov tejto analýzy sme dospeli k záveru, že najväčší vplyv na zvýšenie verejného dlhu majú jednoznačne úroky z verejného dlhu. Menším podielom sa na jeho zvýšení podieľa aj bilancia zahraničného obchodu, ale len v prípade kladnej hodnoty tohto ukazovateľa.

Naopak, na základe daného modelu, sme zistili, že najväčší vplyv na zníženie úrovne verejného dlhu má veľkosť daňovej kvóty. Nižšou mierou intenzity sa na zníženie verejného dlhu podieľajú inflácia a tempo rastu HDP. Uvedené 2 faktory majú zhruba rovnako veľký vplyv na zníženie miery verejného dlhu podľa uvažovaného modelu.

Z uvedených výsledkov teda môžeme konštatovať, že krajina by sa mala predovšetkým zamerať na možné zníženie úrokovej miery, ktoré je však sprevádzané aj samotným znížením verejného dlhu, pretože nie len výška úrokov má vplyv na mieru dlhu, ale aj miera dlhu má určitý vplyv na výšku úrokov. Možným riešením by mohla byť aj výhodná štruktúra portfólia domáceho a zahraničného dlhu. Za optimálny stav by sme mohli považovať vyrovnanú bilanciu zahraničného obchodu, nakoľko tento stav by nemal vplyv na zvýšenie úrovne verejného dlhu. Pre krajinu by bolo tiež výhodné udržiavať infláciu v rozmedzí 2 – 3%, nežiaducim stavom je deflácia, nakoľko inflácia znižuje reálnu výšku dlhu. Tempo rastu HDP by malo byť v krajine čo najvyššie, dôležité však je, aby bolo vyššie ako je výška úrokov z verejného dlhu, nežiaducim stavom je nižšie tempo, ba dokonca záporné, pretože v tomto prípade sa krajina môže dostať do dlhovej pasce. V prípade daného vývoja jednotlivých makroekonomických indikátorov by sa výška daňovej kvóty mohla rovnať približne hodnote v dvoch posledných obdobiach, pretože v tomto prípade by sme výšku verejného dlhu mohli považovať za udržateľnú. Z výsledkov modelu je však zrejmé, že s každým zvýšením úrovne daňovej kvóty sa zníži miera verejného dlhu.

V prípade takéhoto vývoja daných makroekonomických ukazovateľov by sme mieru verejného dlhu mohli považovať za udržateľnú. Existuje však aj mnoho ďalších faktorov a príčin, či už exogénnych, alebo endogénnych, ktoré v modeli nie sú zahrnuté a tak isto majú

vplyv na vývoj verejného dlhu. Nie vždy je však možné zahrnúť toľko vysvetľovaných premenných do regresného modelu, nakoľko nie pre všetky dané vplyvy sú dostupné historické údaje a tiež sme obmedzení aj počtom údajov, ktoré sa týkajú samotného verejného dlhu a pri tvorbe regresného modelu by sme mali pracovať s aspoň trojnásobkom pozorovaní, ako máme počet vysvetľujúcich premenných.

Práca sa tiež zaoberá aj širšími štatistickými a ekonometrickými aplikáciami, nakoľko len na základe ekonomickej a štatistickej verifikácie modelu nemôžeme daný model považovať za korektne špecifikovaný. Preto je pozornosť venovaná aj náhodnej zložke regresného modelu a testom jednotkového koreňa. Z daných výsledkov sme zistili, že je porušený predpoklad o normálnom rozdelení náhodných chýb, avšak nakoľko pracujeme s reálnymi dátami, kde je absencia normálneho rozdelenia častejšia. Tiež sme zistili, že jedna z uvažovaných premenných sa javí ako nestacionárna, ale na základe použitého testu sme dospeli k záveru, že zahrnutie tejto premennej do modelu by nemalo mať vplyv na zavádzajúci výsledok.

ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY

1. BEŇOVÁ, E. a kol. 2007. *Financie a mena*. Bratislava: Iura Edition. 2007. 391 s. ISBN 978-80-8078-142-2
2. DVOŘÁK, P. 2008. *Veřejné finance, fiskální nerovnováha finanční krize*. Praha: C. H. Beck. 2008. 343 s. ISBN 978-80-7400-075-1
3. ECB. 2016. Government primary deficit(-) or surplus(+) (as % of GDP) [online] ECB, 2016 [cit. 21-3-2016] Dostupné na internete:
<https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=325.GFS.A.N.SK.W0.S13.S1.Z.B.B9P._Z._Z._Z.XDC_R_B1GQ._Z.S.V.N._T>
4. HATRÁK, M. 2007. *Ekometria*. Bratislava: Iura Edition. 2007. 503 s. ISBN 978-80-8078-150-7
5. KREJDL, A. 2006. Fiscal Sustainability – Definition, Indicators and Assessment of Czech Public Finance Sustainability. In *Working Paper Series 2006* [online], Česká národní banka, 2006 [cit. 21-3-2016] s. 4. Dostupné na internete:
<http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2006_03.pdf>.
6. LAZOVÝ, J. 2012. Fiškálna udržateľnosť a vonkajšie ekonomické nerovnováhy. In *Biatec 2012* [online], Bratislava : Národná banka Slovenska, 2012 [cit. 21-3-2016] s. 18. Dostupné na internete:
<http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2012/7-2012/05_biatec12-7_lazovy.pdf>
7. LIPTÁK, J. 1999. *Verejné financie*. Bratislava: Súvaha. 1999. 254 s. ISBN 80-88727-21-9
8. MF SR. 2015. Daňové indikátory [online], Ministerstvo financií Slovenskej republiky, 2015 [cit. 21-3-2016] Dostupné na internete:
<<http://www.finance.gov.sk/Default.aspx?CatID=7432>>
9. NBS. 2015. Vybrané ekonomické a menové ukazovateľ a SR [online], Bratislava: Národná banka Slovenska, 2015 [cit. 21-3-2016] Dostupné na internete:
<https://www.nbs.sk/_img/Documents/_Publikacie/OstatnePublik/ukazovatele.pdf>
10. OCHOTNICKÝ, P. 2012. *Fiškálna udržateľnosť*. Bratislava: Iura Edition. 2012. 133 s. ISBN 978-80-8078-538-3
11. OCHOTNICKÝ, P. a kol. 2012. *Analýza a prognóza vo financiách*. Bratislava : Iura Edition. 2012. 197 s. ISBN 978-80-8078-484-3

12. PEKOVÁ, J. 2002. *Veřejné finance*. Praha : ASPI Publishing. 2002. 453 s. ISBN 80-86395-19-7
13. SIVÁK, R. a kol. 2007. *Verejné financie*. Bratislava : Ekonómia. 2007. 311 s. ISBN 978-80-8078-094-4
14. SOBEK, O., ZIMKOVÁ, E. 2011. *Menová teória a politika*. Banská Bystrica : Univerzita Mateja Bela, Ekonomická fakulta, 2011. ISBN 978-80-557-0137-0
15. ŠOLTÉS, E. 2008. *Regresná a korelačná analýza s aplikáciami*. Bratislava : Iura Edition. 2008. 280 s. ISBN 978-80-8078-163-7

PRÍLOHY

Príloha 1 Skutočné hodnoty vysvetľovanej premennej, odhadované hodnoty vysvetľovanej premennej, klasické rezíduá, studentizované rezíduá

pozorovanie \	y_i	$\hat{y}_i$	e_i	e_{si}
1	21,7	28,77	-7,07	-2,39
2	30,5	27,85	2,65	0,77
3	33,0	30,43	2,57	0,68
4	33,9	31,43	2,47	0,64
5	47,1	44,41	2,69	0,75
6	49,6	52,28	-2,68	-0,83
7	48,3	48,56	-0,26	-0,08
8	42,8	45,56	-2,76	-0,87
9	41,5	40,07	1,43	0,37
10	40,6	36,71	3,89	0,99
11	33,8	31,57	2,23	0,58
12	30,7	30,46	0,24	0,06
13	29,8	34,42	-4,62	-1,34
14	28,2	33,24	-5,04	-1,31
15	36,0	42,46	-6,46	-2,69
16	40,9	38,63	2,27	0,58
17	43,5	39,96	3,54	0,91
18	52,1	49,13	2,97	0,81
19	54,6	56,76	-2,16	-0,67
20	53,6	49,49	4,11	1,24

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe SPSS

Príloha 2 Vstupné dáta pre výpočet Goldfeldovho-Quandtovho testu

i \	$\hat{y}_i$	e_{Si}	e_{Si}^2	
1	27,85	0,77	0,59	} $\sum e_{Si}^2 = 12,384$
2	28,77	-2,39	5,74	
3	30,43	0,68	0,46	
4	30,46	0,06	0,00	
5	31,43	0,64	0,42	
6	31,57	0,58	0,33	
7	33,24	-1,31	1,72	
8	34,42	-1,34	1,79	
9	36,71	0,99	0,98	
10	38,63	0,58	0,34	
11	39,96	0,91	0,82	} $\sum e_{Si}^2 = 12,875$
12	40,07	0,37	0,14	
13	42,46	-2,69	7,25	
14	44,41	0,75	0,56	
15	45,56	-0,87	0,76	
16	48,56	-0,08	0,01	
17	49,13	0,81	0,65	
18	49,49	1,24	1,55	
19	52,28	-0,83	0,69	
20	56,76	-0,67	0,44	

Prameň: Vlastné spracovanie údajov

Príloha 3 Vstupná dáta pre výpočet Cochranovho testu

i	$\hat{y}_i$	e_{Si}	
1	27,85	0,77	$s_{h=1}^2 = 1,3699$
2	28,77	-2,39	
3	30,43	0,68	
4	30,46	0,06	
5	31,43	0,64	
6	31,57	0,58	
7	33,24	-1,31	
8	34,42	-1,34	
9	36,71	0,99	
10	38,63	0,58	
11	39,96	0,91	$s_{h=2}^2 = 1,4179$
12	40,07	0,37	
13	42,46	-2,69	
14	44,41	0,75	
15	45,56	-0,87	
16	48,56	-0,08	
17	49,13	0,81	
18	49,49	1,24	
19	52,28	-0,83	
20	56,76	-0,67	

Prameň: Vlastné spracovanie údajov

Príloha 4 Vstupné dáta pre výpočet výberového koeficientu autokorelácie a Durbinovho-Watsonovho testu pre klasické rezíduá

i	e_i	e_{i-1}	$e_i \cdot e_{i-1}$	$(e_i - e_{i-1})^2$
2	-7,07	2,65	-18,72	94,49
3	2,57	-7,07	-18,17	93,00
4	0,24	2,57	0,61	5,44
5	2,47	0,24	0,58	4,99
6	2,23	2,47	5,51	0,06
7	-5,04	2,23	-11,24	52,88
8	-4,62	-5,04	23,27	0,18
9	3,89	-4,62	-17,93	72,27
10	2,27	3,89	8,81	2,61
11	3,54	2,27	8,02	1,61
12	1,43	3,54	5,06	4,43
13	-6,46	1,43	-9,24	62,24
14	2,69	-6,46	-17,36	83,65
15	-2,76	2,69	-7,43	29,73
16	-0,26	-2,76	0,71	6,29
17	2,97	-0,26	-0,76	10,43
18	4,11	2,97	12,22	1,29
19	-2,68	4,11	-11,00	46,05
20	-2,16	-2,68	5,77	0,27

Prameň: Vlastné spracovanie údajov

Príloha 5 Vstupné dáta pre výpočet výberového koeficientu autokorelácie a Durbinovho-Watsonovho testu pre studentizované rezíduá

i	e_{Si}	$e_{S(i-1)}$	$e_{Si} \cdot e_{S(i-1)}$	$(e_{Si} - e_{S(i-1)})^2$
2	-2,3979	0,7723	-1,8520	10,0501
3	0,6829	-2,3979	-1,6376	9,4913
4	0,0539	0,6829	0,0368	0,3957
5	0,6434	0,0539	0,0347	0,3475
6	0,5782	0,6434	0,3720	0,0042
7	-1,3077	0,5782	-0,7560	3,5563
8	-1,3365	-1,3077	1,7476	0,0008
9	1,0007	-1,3365	-1,3374	5,4625
10	0,5824	1,0007	0,5828	0,1750
11	0,9005	0,5824	0,5244	0,1012
12	0,3760	0,9005	0,3386	0,2751
13	-2,6870	0,3760	-1,0103	9,3820
14	0,7392	-2,6870	-1,9861	11,7387
15	-0,8840	0,7392	-0,6534	2,6346
16	-0,0749	-0,8840	0,0662	0,6546
17	0,8076	-0,0749	-0,0605	0,7789
18	1,2478	0,8076	1,0078	0,1938
19	-0,8327	1,2478	-1,0390	4,3284
20	-0,6740	-0,8327	0,5613	0,0252

Prameň: Vlastné spracovanie údajov

Príloha 6 ADF test premennej výška verejného dlhu
Null Hypothesis: MIERA_DLHU has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.847546
Test critical values:	
1% level	-3.920350
5% level	-3.065585
10% level	-2.673459

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 16

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 7 KPSS test premennej výška verejného dlhu

Null Hypothesis: MIERA_DLHU is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.224413
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 8 ADF test premennej úroky z verejného dlhu

Null Hypothesis: _ROKY_Z_VEREJN_HO_DLHU has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.176369	0.1217
Test critical values:		
1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations

and may not be accurate for a sample size of 17

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 9 KPSS test premennej úroky z verejného dlhu

Null Hypothesis: _ROKY_Z_VEREJN_HO_DLHU is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.095303
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.496751
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.118307

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 10 ADF test premennej inflácia

Null Hypothesis: INFLACIA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.890104	0.0350
Test critical values:		
1% level	-4.571559	
5% level	-3.690814	
10% level	-3.286909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations

and may not be accurate for a sample size of 18

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 11 KPSS test premennej inflácia

Null Hypothesis: INFLACIA is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.100430
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Prameň: Vlastné spracovanie v programe EViews

Príloha 12 ADF test premennej daňová kvóta

Null Hypothesis: DANOVA_KVOTA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.174917	0.0378
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations

and may not be accurate for a sample size of 19

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 13 KPSS test stacionarity premennej daňová kvóta

Null Hypothesis: DANOVA_KVOTA is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.536480
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 14 ADF test premennej tempo rastu HDP

Null Hypothesis: TEMPO_RASTU_HDP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.050144	0.0481
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations

and may not be accurate for a sample size of 19

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 15 KPSS stacionarity premennej tempo rastu HDP

Null Hypothesis: TEMPO_RASTU_HDP is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.162440
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 16 ADF test jednotkového koreňa premennej bilancia zahraničného obchodu

Null Hypothesis: BILANCIA_ZAHRANI_N_HO_OB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.611787	0.9999
Test critical values:		
1% level	-3.920350	
5% level	-3.065585	
10% level	-2.673459	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations

and may not be accurate for a sample size of 16

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews

Príloha 17 KPSS test stacionarity premennej bilancia zahraničného obchodu

Null Hypothesis: BILANCIA_ZAHRANICNEHO_OB is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.541529
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Prameň: Vlastné spracovanie údajov v programe EViews