Sveučilište u Zagrebu

Ekonomski fakultet – Zagreb

Nikolina Horvat

**EKONOMETRIJSKA ANALIZA DJELOVANJA WAGNEROVOG ZAKONA U HRVATSKOJ**

Zagreb, travanj 2011.

Ovaj rad izrađen je na Ekonomskom fakultetu u Zagrebu pod vodstvom prof. dr. sc. Vlaste Bahovec i predan je na natječaj za dodjelu Rektorove nagrade u akademskoj godini 2010/2011.

|  |
| --- |
| **S A D R Ž A J** |
| 1. UVOD................................................................................................................................1.1. Predmet i ciljevi rada......................................................................................................1.2. Izvori podataka i metode prikupljanja............................................................................1.3. Sadržaj i struktura rada...................................................................................................2. WAGNEROV ZAKON.....................................................................................................2.1. Teoretske postavke Wagnerovog zakona...........................................................2.2. Empirijska istraživanja Wagnerovog zakona.....................................................2.3. Karakteristike državne potrošnje u Hrvatskoj....................................................3. EKONOMETRIJSKI MODEL.........................................................................................3.1. Vektorski modeli vremenskih nizova.................................................................3.2. Stacionarnost vremenskih nizova.......................................................................3.3. Određivanje optimalne duljine pomaka u modelu..............................................3.4. Pojam kointegracije i Johansenova procedura....................................................3.5. Inovacijska analiza.............................................................................................. 3.5.1. Funkcija impulsnog odziva....................................................................... 3.5.2. Dekompozicija varijance..........................................................................4. EMPIRIJSKA ANALIZA WAGNEROVOG ZAKONA.................................................4.1. Osnovne karakteristike promatranih vremenskih nizova...................................4.2. Testiranje stacionarnosti vremenskih nizova......................................................4.3. Procjena jednadžbe dugog roka.........................................................................4.4. Inovacijska analiza..............................................................................................5. ZAKLJUČAK....................................................................................................................POPIS LITERATURE...........................................................................................................SAŽETAK NA HRVATSKOM I ENGLESKOM................................................................POPIS TABLICA..................................................................................................................POPIS ILUSTRACIJA..........................................................................................................DODATAK........................................................................................................................... | 4445568911111214141616171717182022252628303132 |

**1. UVOD**

**1.1. Predmet i ciljevi rada**

Predmet istraživanja ovoga rada je Wagnerov zakon o rastućoj državnoj aktivnosti koji govori da će ekonomski razvoj dovesti do povećanja državne aktivnosti u dugom roku. Pregledom relevantne literature uočeno je da u Hrvatskoj ne postoji rad koji empirijski testira Wagnerov zakon. Budući da je državna aktivnost jedno od ključnih pitanja svake zemlje, istraživanja o uzrocima porasta državne aktivnosti su zanimljiva ne samo sa ekonomskog i političkog, već i sa društvenog aspekta. Nakon što su u skladu s postojećom literaturom i ekonomskom teorijom definirane varijable, primjenom kointegracijske analize i procjenom modela korekcije pogreške provedena je empirijska analiza koja daje odgovor na pitanje vrijedi li Wagnerov zakon u Republici Hrvatskoj. U završnom dijelu su dani zaključci provedenog istraživanja.

Osnovni ciljevi ovog rada su:

* dati pregled teorije o Wagnerovom zakonu,
* definirati varijable za ekonometrijsku analizu,
* provesti ekonometrijsku analizu Wagnerovog zakona i
* na temelju empirijske analize testirati hipotezu da Wagnerov zakon vrijedi u Hrvatskoj.

U prilog znanstvenom doprinosu ovoga rada ide činjenica da u Hrvatskoj ne postoji empirijska analiza Wagnerovog zakona.

**1.2. Izvori podataka i metode prikupljanja**

Izvori podataka su knjige i znanstveni radovi koji se bave područjem ekonometrije i Wagnerovog zakona. Zbog nedostatka domaće literature o Wagnerovom zakonu, većinom je korištena strana literatura. Znanstveni radovi su prikupljeni iz raznih međunarodnih ekonomskih i statističkih časopisa. Vremenski nizovi varijabli koje su korištene za empirijsku analizu preuzeti su iz Priopćenja Državnog zavoda za statistiku.

**1.3. Sadržaj i struktura rada**

U uvodnom dijelu definiran je predmet istraživanja, postavljeni su ciljevi istraživanja te su navedeni izvori i metode prikupljanja podataka. U drugom poglavlju objašnjene su teoretske postavke Wagnerovog zakona te su dane formule pomoću kojih je moguće empirijski testirati zakon. Zatim su navedena empirijska istraživanja Wagnerovog zakona u stranim zemljama u posljednjih deset godina te su prikazane metode i rezultati istraživanja. Na kraju poglavlja opisuju se karakteristike državne potrošnje u Republici Hrvatskoj. Treće poglavlje sadrži teoretsko objašnjenje vektorskih modela vremenskih nizova te kointegracijskog pristupa. Također, objašnjene su pretpostavke i osnovni ekonometrijski pojmovi koji su relevantni za provođenje empirijske analize. U četvrtom poglavlju dani su rezultati provedene empirijske analize Wagnerovog zakona. Prvo je provedena grafička analiza odabranih vremenskih nizova te je ispitana stacionarnost varijabli u modelu. Zatim je proveden Johansenov test i određen je broj kointegracijskih relacija, nakon čega je procijenjena kointegracijska jednadžba. Nakon toga procijenjen je model korekcije pogreške i provedeni su testovi heteroskedastičnosti i autokorelacije grešaka relacije te je provedena inovacijska analiza. U završnom dijelu rada dani su zaključci provedenog istraživanja.

**2. WAGNEROV ZAKON**

Državna aktivnost je oduvijek bila važno ekonomsko i političko pitanje. Kroz povijest, pa tako i danas u većini razvijenih zemalja, kao i zemalja u razvoju, državna aktivnost pokazuje tendenciju rasta. U ekonomskoj teoriji uzroci porasta državne potrošnje još uvijek nisu točno definirani te su predmet brojnih rasprava među ekonomistima. Različiti teoretičari predlažu različite čimbenike (Krtalić, Mohorović, 2004). Jedni tvrde da državna potrošnja raste u nenormalnim uvjetima poput krize ili rata, a da u normalnim uvjetima stagnira. Drugi tvrde da državna potrošnja raste zbog birokracije i pritiska osoba s nižim dohotkom. Treći pak tvrde da na porast državne potrošnje utječe mentalitet očekivanja, u smislu da ljudi očekuju da država rješava njihove probleme i pomaže im u ostvarivanju njihovih ciljeva itd. Jedan od najstarijih zakona koji se bavi uzrokom porasta državne potrošnje poznat je kao Wagnerov zakon ili zakon o rastućoj državnoj aktivnosti.

**2.1. Teoretske postavke Wagnerovog zakona**

Zakon o rastućoj državnoj aktivnosti donio je njemački ekonomist Adolph Wagner 1863. godine. Wagner tvrdi da ekonomski razvoj utječe na rast državne aktivnosti u dugom roku. Wagner je ponudio tri objašnjenja u prilog svog zakona:

1. Kako društvo postaje razvijenije potrebno je povećati ulogu države u smislu regulacije, što dovodi do veće državne potrošnje,

2. Potražnja za javnim uslugama poput obrazovanja i drugih socioekonomskih i kulturnih usluga raste s porastom životnog standarda građana i

3. Razvoj tehnologije i porast visine potrebnih investicija dovodi do rasta broja monopola koje država treba posebno regulirati ili preuzeti kako bi se osigurala ekonomska efikasnost.

Prilikom razmatranja Wagnerovog zakona, treba uzeti u obzir da je zakon postavljen u Njemačkoj u drugoj polovici 19. stoljeća kojeg karakterizira druga industrijska revolucija i velike promjene u gospodarstvu. Njemačka, koja je danas razvijena zemlja, tada je bila zemlja u razvoju. Očigledno je kako su se u međuvremenu dogodile velike promjene u smislu da zemlje u razvoju tada, i zemlje u razvoju danas imaju drugačije karakteristike. U tom smislu, Richard Bird (1971) je definirao uvjete pod kojima funkcionira Wagnerov zakon:

1. Rastući dohodak po glavi stanovnika,

2. Tehnološke i institucionalne promjene u društvu i

3. Demokratizacija.

Na temelju uvjeta koje je definirao Bird, može se zaključiti da bi u Hrvatskoj, kao i većini zemalja u razvoju koje imaju slične karakteristike, trebao funkcionirati Wagnerov zakon. Kritika Wagnerovog zakona je što ga sam autor nije empirijski dokazao, nego se bazirao na pretpostavkama. Unatoč tome, Wagner je uspio predvidjeti dugoročnu ekspanziju državne aktivnosti, no oko njegove hipoteze postoje određene kontroverze. Budući da nije točno formulirao zakon, precizna formulacija ostala je na raspravu brojnim ekonomistima. Isto tako, nije jasno određeno koje bi varijable trebalo koristiti kao mjere ekonomskog razvoja i državne aktivnosti. Državna potrošnja se smatra najsignifikantnijom i najpraktičnijom mjerom državne aktivnosti. Što se tiče ekonomskog razvoja, najčešće korištene mjere su bruto domaći proizvod i bruto domaći proizvod po glavi stanovnika. U skladu s time, postoji šest različitih verzija o tome kako bi trebala izgledati formula Wagnerove hipoteze (Peters, 2002):

1. Peacock-Wisemanova tradicionalna verzija

, (1)

2. Pryoreva verzija

, (2)

3. Goffmanova verzija

, (3)

4. Musgraveova verzija

, (4)

5. Gupta/Michasova verzija

 i (5)

6. Peacock-Wisemanova verzija udjela

. (6)

Oznakapredstavlja ukupnu nominalnu državnu potrošnju,  predstavlja nominalni bruto domaći proizvod,  predstavlja realni bruto domaći proizvod, predstavlja veličinu populacije, a predstavlja nominalni dio državne potrošnje namijenjen direktnom zadovoljenju individualnih i kolektivnih potreba članova zajednice.

Wagnerov zakon kritizirali su i Keynesijanci zato što je u suprotnosti sa Keynesijanskom doktrinom. Keynes pretpostavlja da će, uz nepotpunu razinu zaposlenosti, fiskalna politika imati stabilizacijski učinak na dohodak i zaposlenost. Osnovna razlika u razmišljanju te dvojice ekonomista je pretpostavka o smjeru međudjelovanja varijabli. Naime, Wagner pretpostavlja da porast dohotka dovodi rastu državne potrošnje, dok Keynes s druge strane pretpostavlja da porast državne potrošnje vodi rastu dohotka.

**2.2. Empirijska istraživanja Wagnerovog zakona**

Wagnerov zakon predmet je čestih empirijskih istraživanja kako u razvijenim tako i u nerazvijenim zemljama. U Republici Hrvatskoj dosada nitko nije empirijski istraživao postojanje Wagnerovog zakona. Tablica 1 prikazuje rezultate empirijskih istraživanja Wagnerovog zakona u posljednjih deset godina u različitim zemljama.

*Tablica 1*: Rezultati empirijskih istraživanja Wagnerovog zakona

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Istraživači i godina** | **Zemlje** | **Metoda** | **Varijable** | **Rezultat** |
| Loizides, J. i Vamvoukas, G. (2005) | Ujedinjeno Kraljevstvo, Irska, Grčka | Kointegracijski pristup | Udio državne potrošnje u BDP-u i realni BDP per capita | Dugoročna pozitivna veza |
| Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. i Inchauste, G. (2006) | 51 zemlja u razvoju | Kointegracijski pristup | Realna državna potrošnja i realni BDP | Dugoročna pozitivna veza |
| Dritsakis, N. i Adamopoulos, A. (2004) | Grčka | Kointegracijski pristup | Udio državne potrošnje u BDP-u i realni BDP per capita | Dugoročna pozitivna veza |
| Frimpong, J.M. i Oteng-Abayie, E.F. (2009) | Gambija, Gana, Nigerija | Kointegracijski pristup | Realna državna potrošnja i BDP per capita | Ne postoji dugoročna veza |
| Hussain, T., Iqbal, A. i Siddiqi, M.W. (2010) | Pakistan | Kointegracijski pristup | Realna državna potrošnja, realni BDP, broj stanovnika i izvoz | Dugoročna pozitivna veza |
| Peters, A. (2002) | USA, Barbados, Haiti, Tailand | Kointegracijski pristup | Udio državne potrošnje u BDP-u i realni BDP per capita | Dugoročna pozitivna veza |
| Tan, E.C. (2003) | Malezija | Kointegracijski pristup | Udio državne potrošnje u BDP-u i realni BDP | Ne postoji dugoročna veza |
| Tang, T. C. (2009) | Malezija | VAR | Realna državna potrošnja i realni BDP | Dugoročna pozitivna veza |
| Yuk, W. (2005) | Ujedninjeno kraljevstvo | Kointegracijski pristup | Udio državne potrošnje u BDP-u, udio izvoza u BDP-u i realni BDP | Dugoročna pozitivna veza |
| Zaghini, A. i Lamartina, S. (2006) | 23 OECD zemlje | Kointegracijski pristup | Nominalna državna potrošnja i BDP per capita | Dugoročna pozitivna veza |

Izvor: Obrada autora

**2.3. Karakteristike državne potrošnje u Republici Hrvatskoj**

Visoku državnu potrošnju Hrvatska je naslijedila iz prošlog sustava, no rast tekuće državne potrošnje nastavljen je i u novom sustavu. Dominantan udio u strukturi državne potrošnje imaju tekući rashodi na plaće, subvencije i ostali tekući transferi te kapitalni rashodi (Družić, Krtalić, 2006). Na grafikonu 1 su prikazani iznosi državne potrošnje u Hrvatskoj po godinama, a moguće je uočiti rast državne potrošnje koji je usporio u današnjim uvjetima krize.

Izvor: Međunarodni monetarni fond, izračun autora

*Grafikon 1*: Državna potrošnja u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2002. do 2010. godine

Grafikon 2 prikazuje udio državne potrošnje u BDP-u zemljama srednje i istočne Europe. Moguće je uočiti da sve zemlje srednje i istočne Europe imaju relativno visok udio državne potrošnje u BDP-u.

Izvor: Međunarodni monetarni fond, izračun autora

*Grafikon 2*: Udio državne potrošnje u BDP-u u zemljama srednje i istočne u Europe 2009. godini

Udio državne potrošnje u BDP-u pokazuje da iznos državne potrošnje u Republici Hrvatskoj čini gotovo polovicu vrijednosti BDP-a.Visok udio državne potrošnje u BDP-u potvrđuje tvrdnju o velikoj ulozi države u ekonomskoj aktivnosti Hrvatske.

**3. EKONOMETRIJSKI MODEL**

Postoji više ekonometrijskih metoda koje se mogu koristiti za analizu povezanosti ekonomskih varijabli. U ovom radu se primjenjuje kointegracijski pristup budući da su Peacock i Scott (2000) zaključili da je kointegracijska analiza ekonometrijska metoda koja je najviše u skladu sa Wagnerovim pogledom na dugoročnu povezanost državne aktivnosti i ekonomskog razvoja. Također, procijenjen je model korekcije pogreške i provedena je inovacijska analiza.

**3.1. Vektorski modeli vremenskih nizova**

Model koji se često primjenjuje u analizi vremenskih nizova ekonomskih varijabli naziva se model vektorske autoregresije (*engl.* *vector autoregression model*, *VAR*). VAR modeli su dinamički modeli skupine vremenskih nizova i generalizacija su dinamičkih modela definiranih na osnovi jedne jednadžbe. Opći oblik vektorskog autoregresijskog modela na temelju n varijabli s duljinom pomaka k je:

 (7)

gdje je  *n*-dimenzionalni vektor potencijalno endogenih varijabli reda (*n* x 1), A1,…,Ak su kvadratne matrice autoregresijskih parametara reda (*n* x *n*), Dt je vektor nestohastičkih egzogenih varijabli s matricom parametara ,  je vektor konstantnih članova za svaku varijablu, *et* je vektor inovacija, tj. n-dimenzionalni vektorski proces bijelog šuma s očekivanom vrijednosti nula i matricom kovarijanci  (Bahovec, Erjavec, 2009).

Jedna od prednosti VAR modela je ta što su pogodni za opisivanje dinamičke prilagodbe varijabli u procesu kretanja prema ravnotežnom stanju. No, za analizu dugoročne ravnoteže VAR modele je potrebno upotpuniti informacijama o dugoročnoj ravnoteži budući da oni zanemaruju informacije o dugoročnoj ravnoteži koju pruža ekonomska teorija (Kennedy, 2003). Iz tog razloga definiran je model koji ima opći oblik VAR modela, a dodane su mu egzogene varijable te se zove model korekcije pogreške (*engl. error correction model, ECM*).

Vektorski model korekcije pogreške (VECM) dan je izrazom:

, (8)

gdje je  vektor prvih diferencija *n* varijabli, , pri čemu je *I* jedinična matrica reda *n*, . U modelu se preko procjene parametara matrica  povezuju kratkoročna dinamika (član ) i dugoročna dinamika (član ) pojava (Bahovec, Erjavec, 2009). Najveća prednost modela je jednostavnost u smislu da ga je lako primijeniti u ekonomskim istraživanjima koja pretpostavljaju dugoročnu ravnotežu između varijabli.

**3.2. Stacionarnost vremenskih nizova**

Vremenski niz smatra se stacionarnim u širem smislu ako očekivana vrijednost i varijanca populacije ne ovise o vremenu *t*, te ako je kovarijanca dvaju članova niza Yt i Yt+s razmaknutih za *s* razdoblja ovisi o razmaku *s*, ali ne o vremenu *t* (Dougherty, 2006)*.* Testiranje stacionarnosti vremenskih nizova prvi je korak u analizi vremenskih nizova iz razloga što uvrštavanje nestacionarnih vremenskih nizova u ekonometrijski model može dovesti do pogrešnog zaključka o povezanosti između varijabli. Prošireni Dickey-Fullerov ADF test (*engl. Augmented Dickey Fuller test*) najpopularniji je test za analizu reda integriranosti varijable u modelu u analizi VAR modela. Jednadžbe na temelju kojih se provodi ADF test su:



tj. (9)





tj. (10)





tj. (11)



Test veličina na temelju koje se provodi test dana je izrazom:

 (12)

Hipoteze ADF testa su sljedeće:

 (13)

Odluka se donosi usporedbom test veličine i kritičnih vrijednosti Dickey-Fullerove distribucije. Prvo se analiziraju varijable u razinama i ako niz nije stacionaran, diferencira se i ispituje se stacionarnost niza prvih diferencija. Nadalje, ako niz prvih diferencija nije stacionaran, postupak se ponavlja dok se niz ne diferencira dovoljno puta kako bi postao stacionaran. Ako su varijable stacionarne u razinama i nestacionarne u prvim diferencijama, kaže se da su integrirane istog reda što se označava oznakom I(1) (Bahovec, Erjavec, 2009).

**3.3. Određivanje optimalne duljine pomaka**

Cilj određivanja optimalne duljine pomaka je da greške relacije imaju karakteristike procesa bijelog šuma. Duljina pomaka može se odrediti usporedbom sljedećih kriterija koji mjere adekvatnost modela:

* Akaikeovog informacijskog kriterija (AIC),
* Schwartz-Bayesovog ili Schwartzovog kriterija (SBC, SC) i
* Hannan-Quinnovog kriterija (HQ).

Optimalna razina pomaka je ona koja minimizira navedene informacijske kriterije. Detaljnije o informacijskim kriterijima može se vidjeti, primjerice, u Asteriou, D. (2006).

**3.4. Pojam kointegracije i Johansenova procedura**

Kointegrirane varijable su nestacionarne varijable između kojih postoji dugoročna ravnoteža. Navedeno svojstvo matematički se može prikazati na sljedeći način. Neka su pojave  i  nestacionarne i neka je  linearna funkcija od , tj.  se može prikazati kao:

. (14)

Ako je pretpostavka točna, odstupanja između  i linearne funkcije 

 (15)

trebala bi činiti stacionaran proces, tj. razlika između dinamika pojava  i  morala bi biti ograničena. U tom slučaju, pojave  i  imati će sličnu dugoročnu dinamiku. Za pojave koje zadovoljavaju navedeno svojstvo kaže se da su kointegrirane reda (1,1) i zapisuje se CI(1,1). Uvjet za postojanje kointegracije je da obje pojave sadrže trend, tj. da su integrirane s istim redom integracije (Bahovec, Erjavec, 2009.). Na temelju analize integriranosti i kointegriranosti varijabli može se definirati odgovarajući VAR ili VECM model. U ovome radu se za određivanje broja kointegracijskih relacija koristi Johansenova procedura prema kojoj je potrebno odrediti rang matrice  iz jednadžbe (8). Prema tome, ako je rang matrice  jednak broju varijabli u modelu, vektorski proces  je stacionaran. U slučaju ako je rang matrice  = *r*, pri čemu je *r* manji od broja varijabli u modelu  je nestacionaran vektor i postoji *r* kointegracijskih relacija. Tada se matrica  može rastaviti na:

, (16)

gdje su matrice reda *n x r*. Matrica  naziva se kointegracijska matrica čiji stupci sadrže parametre pripadnih jednadžbi dugog roka. Matrica  je matrica brzina korekcije pogreške, čiji se elementi interpretiraju kao brzine prilagođavanja varijabli ravnotežnom stanju. U tom slučaju vrijedi sljedeće:

* Ako je matrica  nul-matrica ili regularna matrica čiji je rang jednak broju varijabli *n*, tada ne postoji kointegracija među varijablama.
* Kada je matrica  singularna matrica čiji je rang *r* manji od broja varijabli *n*, postoji *r* kointegracijskih relacija između varijabli.

Za određivanje broja kointegracijskih vektora koriste se dva testa:

* Test traga matrice svojstvenih vrijednosti i
* Test najveće svojstvene vrijednosti.

Distribucija test veličina, a time i kritične vrijednosti  i  testova, ovise o specifikaciji determinističkih komponenti u VEC modelu (Bahovec, Erjavec, 2009.) i iz tog razloga je potrebno, prije nego se odredi broj kontegracijskih vektora, odrediti determinističke komponente u VEC modelu. Ovisno o restrikcijama na determinističke komponente, pet je različitih modela koji se mogu pojaviti (detaljnije o modelima moguće je vidjeti u primjerice Asteriou, 2006). U obzir se uzimaju modeli koji minimiziraju vrijednost informacijskih kriterija, međusobno se uspoređuju te se odluka donosi na temelju karakteristika uspoređivanih modela.

Hipoteze testa traga matrice svojstvenih vrijednosti su sljedeće:

 (17)

Hipoteze testa najveće svojstvene vrijednosti su sljedeće:

** (18)

Kod oba navedena testa testiranje se provodi sve dok se prvi puta ne može odbaciti nulta hipoteza. Kada se prvi puta odbacuje nulta hipoteza, zaključak je da je broj kointegracijskih vektora jednak *r* (Asteriou, 2006).

**3.5. Inovacijska analiza**

Iako se VAR modeli primjenjuju u testiranju općih ekonomskih pretpostavki, glavni cilj VAR modela je u analizi dinamike skupine pojava dok procjene parametara modela nisu toliko važne same po sebi. U tu svrhu koristi se inovacijska analiza koja podrazumijeva analizu funkcije impulsnog odziva (*engl. Impulse response function, IRF*) i dekompozicije varijance (*engl. Decomposition of Variance, DVC*). Prednost inovacijske analize je prikladna interpretacija parametara i jednostavnost donošenja zaključaka o dinamici varijabli (Asteriou, 2006).

**3.5.1. Funkcija impulsnog odziva (IRF)**

Funkcija impulsnog odziva prikaz je utjecaja „šoka“ od jedne standardne devijacije u pojedinim varijablama na jedinični „šok“ u endogenim varijablama sustava. Promjena u pojedinoj varijabli preko dinamičke strukture modela utječe na sadašnje i buduće vrijednosti svih endogenih varijabli (Kennedy, 2003). Funkcija impulsnog odziva može se analizirati grafički ili pomoću tablice.

**3.5.2. Dekompozicija varijance (DVC)**

Dekompozicija varijance predočuje particiju varijance (kovarijance) prognostičke pogreške pojedine varijable na dijelove pridružene svim varijablama sustava (uključujući i samu varijablu). Na temelju dobivenih rezultata moguće je analizirati, ne samo utjecaj pojedinačnih „šokova“ u varijablama na ostale varijable modela, već i relativni udio svake od varijabli u objašnjavanju varijacije određene varijable u narednim periodima (Bahovec, Erjavec, 2009).

**4. EMPIRIJSKA ANALIZA WAGNEROVOG ZAKONA**

U ovome radu djelovanje Wagnerovog zakona će se testirati na temelju modela kojeg su predložili Peacock i Wiseman (1961). Razlika u odnosu na Peacock-Wisemanov model je u tome što su nominalne varijable svedene na realnu vrijednost kao i u Tang, T.C. (2009) i Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. i Inchauste, G. (2006). U skladu s time odabrane su varijable u model i provedena je empirijska analiza.

**4.1. Osnovne karakteristike promatranih vremenskih nizova**

Analiza je provedena nad kvartalnim podacima državne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda od prvog kvartala 1998. do drugog kvartala 2010. godine i obuhvaća razdoblje od 12 godina. Podaci su prikupljeni iz Priopćenja Državnog zavoda za statistiku. Za potrebe provođenja empirijske analize svi podaci su deflacionirani indeksom potrošačkih cijena (2005=100) kako bi se dobile realne vrijednosti podataka. Vremenska serija je zatim logaritamski transformirana kako bi se uklonio problem heteroskedastičnosti, odnosno promjenjivosti varijance grešaka relacije. Također, varijable su desezonirane kako bi se otklonio sezonski utjecaj koristeći program Demetra 2.1.

Prema tome, definirane su sljedeće varijable:

* GOV – desezonirane logaritmirane vrijednosti državne potrošnje
* GDP – desezonirane logaritmirane vrijednosti bruto domaćeg proizvoda

Na Slici 1 moguće je vidjeti grafičke prikaze logaritmiranih i desezoniranih vrijednosti državne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda.



Izvor: DZS, izračun autora

*Slika 1*: Prikazi vremenskih serija državne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda

Sezonski utjecaj vidljiv je na grafičkim prikazima logaritmiranih vrijednosti obiju varijabli, a ispod njih je moguće vidjeti grafikone desezoniranih logaritamskih vrijednosti varijabli. Varijable pokazuju rastući trend, pri čemu je moguće vidjeti da tijekom razdoblja usporavanja gospodarskog rasta državna potrošnja pokazuje veće oscilacije od BDP-a. Empirijska analiza provedena je pomoću programske podrške EViews 7.

**4.2. Testiranje stacionarnosti vremenskih nizova**

Prije procjene kointegracijske jednadžbe i definiranja modela korekcije pogreške, potrebno je ispitati stacionarnost varijabli u modelu. U tu svrhu se koriste testovi jediničnih korijena, koji su opisani u prethodnom poglavlju. Tablica 2 prikazuje ADF *t*-test veličine odabranih varijabli u razinama, na razini signifikantnosti 10%.

*Tablica 2*: ADF test jediničnog korijena za odabrane varijable u razinama

|  |  |
| --- | --- |
| **Varijabla** | **ADF *t*-test veličina** |
| **Konstanta i trend** | **Konstanta** | **Bez determinističkih komponenata** |
| GOV | -1.560736 | -0.324357 | 1.713619 |
| GDP | -0.188119 | -1.962632 | 2.065849 |

Izvor: Izračun autora

\* označava stacionarnost vremenskog niza na razini značajnosti 10%

Nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena ne može se odbaciti za varijable u razinama, što znači da je varijable koje nisu stacionarne u razinama potrebno diferencirati. Tablica 3 prikazuje ADF t-test veličine prvih diferencija varijabli koje nisu stacionarne u razinama, na razini signifikantnosti 10% , gdje simbol Δ označava prvu diferenciju.

*Tablica 3.* ADF test jediničnog korijena za prve diferencije varijabli koje nisu stacionarne u razinama

|  |  |
| --- | --- |
| **Varijabla** | **ADF t-test veličina** |
| **Konstanta i trend** | **Konstanta** | **Bez determinističkih komponenata** |
| ΔGOV | -6.283108\* | -6.311157\* | -6.067740\* |
| ΔGDP | -6.403645\* | -4.110253\* | -2.726240\* |

Izvor: Izračun autora

\* označava stacionarnost vremenskog niza na razini značajnosti 10%

Na temelju testova jediničnih korijena, može se zaključiti da su promatrane serije nestacionarne, a da su njihove prve diferencije stacionarne, tj. da su varijable integrirane istog reda što se označava oznakom I(1).

**4.3. Procjena jednadžbe dugog roka**

Nakon što je utvrđeno da su varijable integrirane istog reda, može se pristupiti daljnjoj analizi. Prvi korak je određivanje optimalne duljine pomaka. Na temelju provedene ekonometrijske analize (ispitivanja autokorelacije grešaka relacije, heteroskedastičnosti i testiranja kointegracije), kao i analize utjecaja BDP-a na državnu potrošnju na temelju ekonomske teorije, odabrana je duljina pomaka k=8. Sljedeći korak je odabir odgovarajućeg modela s obzirom na postojanje determinističkih komponenti. Uspoređuju se informacijski kriteriji za odabir odgovarajućeg modela. AIC kriterij sugerira Model 2, dok SBC kriterij sugerira Model 1. Usporedbom karakteristika modela zaključuje se da je Model 2 prikladan za ovu analizu budući da se Model 1 primjenjuje u iznimno rijetkim slučajevima (Bahovec, Erjavec, 2009). Osnovna karakteristika Modela 2 je da je konstanta prisutna samo u modelu dugog roka, a podaci ne sadrže trend. Sljedeći korak u kointegracijskoj analizi je određivanje ranga matrice Π, odnosno utvrđivanje maksimalnoga broja linearno nezavisnih redaka matrice Π uz pomoć Johansenovog testa kointegracije. Tablica 4 prikazuje provođenje testa traga matrice, a Tablica 5 prikazuje provođenje testa maksimalne svojstvene vrijednosti. Odluka o ishodu testova donosi se usporedbom empirijskih test veličina i kritičnih vrijednosti testova.

*Tablica 4:* Određivanje broja kointegracijskih vektora **(**Test traga matrice)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Broj kointegracijskih vektora** | **Svojstvena vrijednost** | **Test veličina** | **Kritična vrijednost (0,05)** | **Vjerojatnost** |
| **0** | 0.624875 | 44.09472 | 20.26184 | 0.0000 |
| **1** | 0.090614 | 3.894392\* | 9.164546 | 0.4281 |

Izvor: Izračun autora

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantosti 5%

*Tablica 5:* Određivanje broja kointegracijskih vektora **(**Test maksimalne svojstvene vrijednosti)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Broj kointegracijskih vektora** | **Svojstvena vrijednost** | **Test veličina** | **Kritična vrijednost (0,05)** | **Vjerojatnost** |
| **0** | 0.624875 | 40.20033 | 15.89210 | 0.0000 |
| **1** | 0.090614 | 3.894392\* | 9.164546 | 0.4281 |

Izvor: Izračun autora

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantosti 5%

Provedeni test traga matrice i test maksimalne svojstvene vrijednosti upućuju na zaključak da je broj kointegracijskih vektora jednak jedan, što je u skladu s pretpostavkama modela. Naime, u slučaju analize dviju varijabli maksimalan broj kointegracijskih relacija jednak je jedan (Bahovec, Erjavec, 2009). Procijenjena kointegracijska jednadžba, odnosno jednadžba dugog roka glasi:

 (19)

Kointegracijska jednadžba upućuje na zaključak da postoji dugoročna ravnoteža između državne potrošnje i BDP-a. S obzirom na empirijsku vrijednost t-omjera (-10.6917) može se zaključiti da je varijabla BDP značajna u modelu. Budući da je iz jednadžbe vidljivo da je utjecaj BDP-a na državnu potrošnju pozitivan, može se zaključiti da Wagnerov zakon vrijedi u Hrvatskoj. Zaključak je u skladu sa empirijskim istraživanjima zemalja u razvoju, u kojima je također utvrđeno postojanje Wagnerovog zakona (Akitoby, Clements, Gupta i Inchauste, 2006, Hussain, Iqbal i Siddiqi, 2010, Frimpong i Oteng-Abayie, 2009).

Na temelju kointegracijske jednadžbe definira se član korekcije pogreške :

 (20)

 

Procijenjeni model korekcije pogreške za varijablu *GOV* glasi:

 (21)

   

Član korekcije pogreške je jedina statistički značajna varijabla u modelu korekcije pogreške, što se zaključuje na temelju vrijednosti pripadajućeg t-omjera. Vrijednost člana korekcije pogreške ima očekivan negativan predznak i upućuje na zaključak da se u svakom periodu (kvartalno) korigira 33.2% odstupanja od ravnotežnog stanja, odnosno da se varijable vraćaju u dugoročnu ravnotežu za približno devet mjeseci. Za model korekcije pogreške provedeni su Whiteov test heteroskedastičnosti grešaka relacije i LM test autokorelacije grešaka relacije. Prvo je proveden Whiteov test heteroskedastičnosti grešaka relacije. Test veličina za donošenje odluke je  te ona iznosi 107.3817, s pripadajućom empirijskom razinom signifikantnosti 0.3384, što upućuje na odbacivanje  hipoteze o heteroskedastičnosti. Zatim se provodi LM test autokorelacije grešaka relacije. Zaključak provedenog testa je da se na razini signifikantnosti 10% ne može odbaciti nulta hipoteza o nepostojanju autokorelacije grešaka relacije do pomaka 12, budući da su sve pripadne empirijske razine signifikantnosti veće od 0.10.

**4.4. Inovacijska analiza**

Nadalje, provedena je inovacijska analiza koja promatra reakciju državne potrošnje u dugom i kratkom roku na šokove u varijabli bruto domaći proizvod koristeći pritom dekompoziciju varijance i funkciju impulsnog odziva. Prilikom analize dekompozicije varijance i funkcije impulsnog odziva koristi se ortogonalizacija rezidualnih odstupanja. Ograničavajući čimbenik u inovacijskoj analizi predstavlja osjetljivost postupka ortogonalizacije na poredak varijabli (Bahovec, Erjavec, 2009). Budući da je državna potrošnja varijabla promatranja, ona je ujedno i pozicionirana na prvom mjestu u poretku. S obzirom da se analiza provodi nad dvije varijable, redoslijed poretka varijabli prilikom provođenja dekompozicije varijance i izračunavanja funkcije impulsnog odziva je: GOV, GDP. Dekompozicija varijance pokazuje doprinos varijable bruto domaći proizvod u objašnjavanju varijacija varijable državna potrošnja i provedena je za vremenski horizont od 70 kvartala, odnosno 17.5 godina.

*Tablica 6*: Dekompozicija varijance prognostičke pogreške državne potrošnje

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Period** | **S.E.** | **GOV** | **GDP** |
| 1 |  0.012289 |  100.0000 |  0.000000 |
| 2 |  0.013537 |  93.31651 |  6.683490 |
| 3 |  0.015370 |  78.11420 |  21.88580 |
| 4 |  0.017354 |  61.90378 |  38.09622 |
| 8 |  0.027551 |  38.92660 |  61.07340 |
| 12 |  0.048547 |  37.13144 |  62.86856 |
| 20 |  0.096060 |  40.53866 |  59.46134 |
| 30 |  0.143958 |  41.76954 |  58.23046 |
| 40 |  0.177217 |  41.80986 |  58.19014 |
| 50 |  0.202825 |  41.67862 |  58.32138 |
| 60 |  0.225151 |  41.58972 |  58.41028 |
| 70 |  0.245653 |  41.54392 |  58.45608 |

Izvor: Izračun autora

Rezultati dekompozicije varijance za varijablu državna potrošnja pokazuju da u prvom razdoblju sama varijabla objašnjava 100% varijance svoje prognostičke pogreške. U drugom razdoblju taj postotak se smanjuje na 93.32% da bi se u tridesetom razdoblju smanjio na 41.77% i kao takav ostao gotovo nepromijenjen do kraja promatranog razdoblja. Varijabla bruto domaći proizvod u prvom razdoblju objašnjava 0% varijance prognostičke pogreške državne potrošnje, da bi se u drugom razdoblju taj postotak povećao na 6.68%. U tridesetom razdoblju taj postotak se povećava na 58.23% i kao takav ostaje gotovo nepromijenjen do kraja promatranog razdoblja. Rezultati dekompozicije varijance upućuju na zaključak da bruto domaći proizvod ima utjecaja u objašnjavanju varijacija prognostičke pogreške državne potrošnje u dugom roku. Također, izračunate su i funkcije impulsnog odziva.



Izvor: Izračun autora

*Slika 2*: Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u varijabli bruto domaći proizvod na varijablu državna potrošnja

Na slici 2 prikazan je utjecaj „šoka“ (povećanja) od jedne standardne devijacije u varijabli bruto domaći proizvod na varijablu državna potrošnja. „Šok“ (povećanje) od jedne standardne devijacije u varijabli bruto domaći proizvod rezultira sa povećanjem državne potrošnje. Može se uočiti da se utjecaj stabilizira nakon 40 razdoblja (deset godina) kada je državna potrošnja na razini 2.5% većoj od početne razine i na toj razini ostaje do kraja promatranog vremenskog razdoblja.



Izvor: Izračun autora

*Slika 3*: Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u varijabli državna potrošnja na varijablu državna potrošnja

Slika 3 prikazuje utjecaj „šoka“ (povećanja) od jedne standardne devijacije u varijabli državna potrošnja na varijablu državna potrošnja. U prvih 5 razdoblja (jedna godina i tri mjeseca) ostvaruje se pozitivan utjecaj šoka u varijabli državna potrošnja na varijablu državna potrošnja. Međutim, u šestom razdoblju učinak postaje negativan te se s vremenom povećava da bi se stabilizirao nakon 45 razdoblja na razini 2.00% manjoj od početne razine državne potrošnje.

**5. ZAKLJUČAK**

Ovaj rad bavi se empirijskim istraživanjem djelovanja Wagnerovog zakona u Republici Hrvatskoj. Varijable u modelu su definirane na temelju ekonomske teorije i empirijskih istraživanja u drugim zemljama. Nakon što je utvrđeno da su varijable integrirane reda jedan, procijenjena je kointegracijska jednadžba koja je ukazala na postojanje dugoročne veze između državne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda u Republici Hrvatskoj. Utvrđeno je da bruto domaći proizvod ima statistički značajan pozitivan utjecaj na kretanje državne potrošnje u dugom roku što upućuje na zaključak da Wagnerov zakon vrijedi u Republici Hrvatskoj. Nadalje, procijenjen je model korekcije pogreške koji je pokazao da je član korekcije pogreške statistički značajan u modelu i upućuje na zaključak da se varijable vraćaju u dugoročnu ravnotežu za približno 9 mjeseci. Rezultati dekompozicije varijance upućuju na zaključak da bruto domaći proizvod ima utjecaja u objašnjavanju varijacija prognostičke pogreške državne potrošnje u dugom roku. Rezultati empirijske analize konzistentni su s rezultatima empirijskih istraživanja u zemljama u razvoju u kojima je također utvrđeno postojanje Wagnerovog zakona. Postojanje Wagnerovog zakona u Hrvatskoj moguće je objasniti trendom porasta potražnje za javnim uslugama poput obrazovanja i drugih javnih usluga za kojima potražnja raste s porastom životnog standarda. Također, treba navesti trend porasta udjela starog stanovništva koji uzrokuje porast potražnje za zdravstvenim uslugama. Ako se navedeni trendovi nastave, moguće je očekivati da će se nastaviti porast državne aktivnosti u Hrvatskoj.

**POPIS LITERATURE**

**Knjige:**

1. Asteriou, D. (2006) *Applied Econometrics: A Modern Approach using EViews and Microfit*, Palgrave Macmillan, Hampshire
2. Bahovec, V. i Erjavec, N. (2009) *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Element, Zagreb
3. Dougherty, C. (2006) *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., Oxford University Press, Oxford
4. Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed., Wiley, New York
5. Kennedy, P. (2003) *A guide to Econometrics,* WileyBlackwell, New Jersey
6. Maddala, G. S. (2006) *Introduction to Econometrics*. 3rd ed., Wiley, New York
7. Rosen, H. S. (1999) *Javne financije*, Institut za javne financije, Zagreb

**Članci:**

1. Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. i Inchauste, G. (2006) Public spending, voracity, and Wagner’s law in developing countries, *European Journal of Political Economy*, 22 (4), str. 908– 924.
2. Bird, R.M. (1971) Wagner’s ‘Law’ of Expanding State Activity, *Public Finance*, 26 (2), 1-26.
3. Dritsakis, N. i Adamopoulos, A.(2004) A causal relationship between government spending and economic development: an empirical examination of the Greek economy, [*Applied Economics*](http://www.ingentaconnect.com/content/routledg/raef;jsessionid=86mej2ef7r5t6.alexandra), 36 (5), str. 457-464.
4. Družić, G. i Krtalić, S. (2006) Kakvu ulogu treba imati fiskalna politika u Republici Hrvatskoj?, *Ekonomija*, 13 (1), str. 67-84.
5. Frimpong, J.M. i Oteng-Abayie, E.F. (2009) Does the Wagner’s Hypothesis Matter in Developing Economies? Evidence from Three West African Monetary Zone (WAMZ) Countries, *American Journal of Economics and Business Administration*, 1 (2), str.141-147.
6. Hussain,T., Iqba,A. i  Siddiqi, M.W. (2010) [Growth, Population, Exports and Wagner’s Law: A Case Study of Pakistan (1972-2007)](http://www.waset.org/journals/ijhss/v5/v5-5-46.pdf), *International Journal of Human and Social Sciences*, 5 (59), str. 318-324.
7. Krtalić, S. i Mohorović, D. (2004) Javna potrošnja u Hrvatskoj ili na što država troši novac?, *Ekonomija*, 11 (2), str. 253-274.
8. Loizides, J. i Vamvoukas, G. (2005) Government expenditure and economic growth: Evidence from trivariate causality testing, *Journal of Applied Economics*, 8(1), str. 125-152*.*
9. Novotny, D. (2008) Javni i vanjski dug RH: utjecaj na ekonomski rast, stvaranje novih ekonomskih struktura i održivo upravljanje, *Ekonomija,* 14(2), str. 365-378.
10. Peters, A.C. (2002) An Application of Wagner's ‘law’ of Expanding State Activity to Totally Diverse Countries, *Transition*, 31(1), str. 1-43.
11. Tan, E. C. (2003) Does Wagner’s law or the Keynesian paradigm hold in the case of Malaysia?, *Thammasat Review*, 8 (1), str. 62-75.
12. Tang, T.C. (2009) Wagner’s Law versus Keynesian Hypothesis in Malaysia: An Impressionistic View, www.buseco.monash.edu.au/eco/research/papers/2009/2109wagnerstang.pdf, 28.10.2010., str. 1-10.
13. Yuk, Wing, (2005) [Government Size and Economic Growth: Time-Series Evidence for the United Kingdom, 1830-1993](http://econpapers.repec.org/RePEc%3Avic%3Avicewp%3A0501), 25.10.2010., http://econpapers.repec.org/RePEc:vic:vicewp:0501, str. 1-22.
14. Zaghini, A. i Lamartina, S. (2008) Increasing Public Expenditures: Wagner's Law in OECD Countries, http://econpapers.repec.org/RePEc:cfs:cfswop:wp200813, 27.10.2010., str.1-19.
15. Peacock, A i Scott, A (2000) The curious attraction of Wagner's law, *Public choice*, 102 (1-2), str. 1-17.

**Studije i izvješća:**

1. Državni zavod za statistiku, Priopćenja, Nacionalni računi. Dostupno na: www.dzs.hr

**Statističke baze:**

1. Državni zavod za statistiku, Republika Hrvatska
2. Međunarodni monetarni fond

**SAŽETAK**

**Nikolina Horvat**

**EKONOMETRIJSKA ANALIZA DJELOVANJA WAGNEROVOG ZAKONA U HRVATSKOJ**

U ovom radu je testirana hipoteza da ekonomski rast uzrokuje porast državne potrošnje, poznata kao Wagnerov zakon. Ova tematika je posebno bitna za zemlje u razvoju, poput Hrvatske, u kojima javni sektor apsorbira relativno veliki udio bruto domaćeg proizvoda. Promatrani su kvartalni podaci državne potrošnje i BDP-a u Hrvatskoj. Empirijska analiza koja testira postojanje Wagnerovog zakona u Hrvatskoj je provedena pomoću ekonometrijskih metoda i modela s naglaskom na primjenu metodologije vektorske autoregresije. ADF testovi jediničnih korjena su pokazali da su vremenske serije stacionarne u prvim diferencijama i primijenjen je kointegracijski pristup. Empirijska analiza je pokazala da postoji dugoročna veza između državne potrošnje i BDP-a u Hrvatskoj. Procijenjen je model korekcije pogreške te je provedena inovacijska analiza kako bi se promatrala dinamika prilagodbi i interakcije između promatranih varijabli. Rezultati ekonometrijske analize su u skladu sa sličnim empirijskim analizama u zemljama u razvoju.

**Ključne riječi**: Wagnerov zakon, državna potrošnja, vektorski modeli vremenskih nizova, kointegracija, model korekcije pogreške, inovacijska analiza

**SUMMARY**

**Nikolina Horvat**

**ECONOMETRIC ANALYSIS OF WAGNER'S LAW IN CROATIA**

This work analyses the hypothesis that economic growth is the cause of growth in government expenditure which is known as Wagner’s law. This issue is especially important for developing countries like Croatia where the public sector absorbs a relatively large share of society's economic resources. Quarterly data on government expenditure and GDP in Croatia are obtained. The empirical analysis that tests Wagner's hypothesis in Croatia is conducted using econometric methods and models, with the emphasis on application of vector autoregression methodology. The ADF tests show the stationarity of time series in the first differences, thus cointegration approach is used. Empirical analysis has shown that a long-term relationship between government spending and GDP consistent with Wagner’s law exists in Croatia. The error correction model is estimated and the innovation accounting analysis is conducted to account for adjustment dynamics and interactions between variables. The results of the analysis are in line with the present empirical research in developing countries.

**Key words:** Wagner's law, government expenditure, vector time series models, cointegration, error correction model, innovation analysis

**POPIS TABLICA**

|  |  |
| --- | --- |
| Tablica | Stranica |
|  |  |  |
| 1. | Rezultati empirijskih istraživanja Wagnerovog zakona | 8 |
| 2. | ADF test jediničnog korijena za odabrane varijable u razinama | 19 |
| 3. | ADF test jediničnog korijena za prve diferencije varijabli koje nisu stacionarne u razinama | 19 |
| 4. | Određivanje broja kointegracijskih vektora **(**Test traga matrice)  | 20 |
| 5. | Određivanje broja kointegracijskih vektora **(**Test maksimalne svojstvene vrijednosti) | 21 |
| 6.  | Dekompozicija varijance prognostičke pogreške državne potrošnje | 23 |

**POPIS ILUSTRACIJA**

|  |  |
| --- | --- |
| Grafikon | Stranica |
|  |  |  |
| 1. | Državna potrošnja u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2002. do 2010. godine | 10 |
| 2. | Udio državne potrošnje u BDP-u u zemljama srednje i istočne u Europe 2009. godini  | 10 |

|  |  |
| --- | --- |
| Slika | Stranica |
|  |  |  |
| 1. | Prikazi vremenskih serija državne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda | 18 |
| 2. | Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u varijabli bruto domaći proizvod na varijablu državna potrošnja | 24 |
| 3. | Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u varijabli državna potrošnja na varijablu državna potrošnja | 24 |

**DODATAK** (Ispis rezultata programske potpore Eviews)

*Tablica 1*: Određivanje prikladnog modela kointegracijske jednadžbe

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Date: 10/28/10 Time: 22:48 |  |  |  |
| Sample: 1998Q1 2010Q2 |  |  |  |
| Included observations: 41 |  |  |  |
| Series: LGOV LBDP  |  |  |  |
| Lags interval: 1 to 8 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
| Test Type | No Intercept | Intercept | Intercept | Intercept | Intercept |
|  | No Trend | No Trend | No Trend | Trend | Trend |
| Trace | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Max-Eig | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  \*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999) |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  Information Criteria by Rank and Model |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
| Rank or | No Intercept | Intercept | Intercept | Intercept | Intercept |
| No. of Ces | No Trend | No Trend | No Trend | Trend | Trend |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns) |
| 0 |  254.8454 |  254.8454 |  255.8781 |  255.8781 |  258.0123 |
| 1 |  273.8695 |  274.9455 |  275.2219 |  275.3460 |  277.1099 |
| 2 |  274.0675 |  276.8927 |  276.8927 |  277.1421 |  277.1421 |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |
| 0 | -10.87050 | -10.87050 | -10.82332 | -10.82332 | -10.82987 |
| 1 | -11.60339 |  -11.60710\* | -11.57180 | -11.52907 | -11.56634 |
| 2 | -11.41792 | -11.45818 | -11.45818 | -11.37279 | -11.37279 |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |
| 0 | -9.533083 | -9.533083 | -9.402311 | -9.402311 | -9.325268 |
| 1 | -10.09879\* | -10.06070 | -9.983610 | -9.899091 | -9.894561 |
| 2 | -9.746147 | -9.702815 | -9.702815 | -9.533830 | -9.533830 |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |

*Tablica 2*: Johansenov test kointegracije

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Date: 10/28/10 Time: 22:51 |  |  |
| Sample (adjusted): 2000Q2 2010Q2 |  |  |
| Included observations: 41 after adjustments |  |
| Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) |
| Series: LGOV LBDP  |  |  |  |
| Lags interval (in first differences): 1 to 8 |  |
|  |  |  |  |  |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Hypothesized |  | Trace | 0.05 |  |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.\*\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| None \* |  0.624875 |  44.09472 |  20.26184 |  0.0000 |
| At most 1 |  0.090614 |  3.894392 |  9.164546 |  0.4281 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level |
|  \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level |
|  \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values |  |
|  |  |  |  |  |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Hypothesized |  | Max-Eigen | 0.05 |  |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.\*\* |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| None \* |  0.624875 |  40.20033 |  15.89210 |  0.0000 |
| At most 1 |  0.090614 |  3.894392 |  9.164546 |  0.4281 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level |
|  \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level |
|  \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values |  |
|  |  |  |  |  |
|  Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'\*S11\*b=I):  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| LGOV | LBDP | C |  |  |
| -35.76373 |  26.98915 |  39.34097 |  |  |
|  14.46343 |  4.580001 | -189.0203 |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| D(LGOV) |  0.009295 |  0.001820 |  |  |
| D(LBDP) |  0.003613 | -0.002287 |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| 1 Cointegrating Equation(s):  | Log likelihood |  274.9455 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses) |
| LGOV | LBDP | C |  |  |
|  1.000000 | -0.754652 | -1.100024 |  |  |
|  |  (0.07058) |  (0.78357) |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Adjustment coefficients (standard error in parentheses) |  |
| D(LGOV) | -0.332409 |  |  |  |
|  |  (0.06864) |  |  |  |
| D(LBDP) | -0.129210 |  |  |  |
|  |  (0.05911) |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

*Tablica 3*: Procjena modela korekcije pogreške

|  |
| --- |
|  Vector Error Correction Estimates |
|  Date: 10/27/10 Time: 04:00 |
|  Sample (adjusted): 2000Q2 2010Q2 |
|  Included observations: 41 after adjustments |
|  Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] |
|  |  |  |
|  |  |  |
| Cointegrating Eq:  | CointEq1 |  |
|  |  |  |
|  |  |  |
| LGOV(-1) |  1.000000 |  |
|  |  |  |
| LBDP(-1) | -0.754652 |  |
|  |  (0.07058) |  |
|  | [-10.6917] |  |
|  |  |  |
| C | -1.100024 |  |
|  |  (0.78357) |  |
|  | [-1.40386] |  |
|  |  |  |
|  |  |  |
| Error Correction: | D(LGOV) | D(LBDP) |
|  |  |  |
|  |  |  |
| CointEq1 | -0.332409 | -0.129210 |
|  |  (0.06864) |  (0.05911) |
|  | [-4.84302] | [-2.18577] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-1)) | -0.201260 | -0.168360 |
|  |  (0.12761) |  (0.10991) |
|  | [-1.57710] | [-1.53181] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-2)) |  0.168920 |  0.136011 |
|  |  (0.11714) |  (0.10089) |
|  | [ 1.44198] | [ 1.34809] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-3)) | -0.028224 |  0.054612 |
|  |  (0.11698) |  (0.10075) |
|  | [-0.24128] | [ 0.54206] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-4)) | -0.116580 | -0.146368 |
|  |  (0.10929) |  (0.09413) |
|  | [-1.06666] | [-1.55494] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-5)) |  0.145944 | -0.022225 |
|  |  (0.11423) |  (0.09839) |
|  | [ 1.27758] | [-0.22589] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-6)) |  0.026772 |  0.049274 |
|  |  (0.11633) |  (0.10019) |
|  | [ 0.23013] | [ 0.49180] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-7)) | -0.132428 | -0.113434 |
|  |  (0.11566) |  (0.09961) |
|  | [-1.14502] | [-1.13878] |
|  |  |  |
| D(LGOV(-8)) |  0.134991 | -0.112242 |
|  |  (0.11675) |  (0.10055) |
|  | [ 1.15628] | [-1.11628] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-1)) |  0.100555 |  0.164667 |
|  |  (0.08165) |  (0.07032) |
|  | [ 1.23160] | [ 2.34174] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-2)) |  0.123839 |  0.128638 |
|  |  (0.08161) |  (0.07029) |
|  | [ 1.51746] | [ 1.83018] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-3)) | -0.042966 |  0.076079 |
|  |  (0.08295) |  (0.07144) |
|  | [-0.51797] | [ 1.06490] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-4)) | -0.025422 |  0.078896 |
|  |  (0.08205) |  (0.07067) |
|  | [-0.30983] | [ 1.11642] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-5)) | -0.222427 |  0.093506 |
|  |  (0.07962) |  (0.06857) |
|  | [-2.79375] | [ 1.36365] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-6)) | -0.299294 | -0.061899 |
|  |  (0.08373) |  (0.07212) |
|  | [-3.57441] | [-0.85833] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-7)) | -0.007978 |  0.022033 |
|  |  (0.09000) |  (0.07751) |
|  | [-0.08865] | [ 0.28426] |
|  |  |  |
| D(LBDP(-8)) |  0.190677 |  0.061680 |
|  |  (0.08891) |  (0.07657) |
|  | [ 2.14471] | [ 0.80553] |
|  |  |  |
|  |  |  |
|  R-squared |  0.767489 |  0.560723 |
|  Adj. R-squared |  0.612482 |  0.267872 |
|  Sum sq. resids |  0.003624 |  0.002688 |
|  S.E. equation |  0.012289 |  0.010584 |
|  F-statistic |  4.951317 |  1.914702 |
|  Log likelihood |  133.1638 |  139.2873 |
|  Akaike AIC | -5.666527 | -5.965236 |
|  Schwarz SC | -4.956022 | -5.254731 |
|  Mean dependent |  0.004401 |  0.008730 |
|  S.D. dependent |  0.019741 |  0.012369 |
|  |  |  |
|  |  |  |
|  Determinant resid covariance (dof adj.) |  1.50E-08 |
|  Determinant resid covariance |  5.13E-09 |
|  Log likelihood |  274.9455 |
|  Akaike information criterion | -11.60710 |
|  Schwarz criterion | -10.06070 |
|  |  |  |
|  |  |  |

*Tablica 4*: Whiteov test heteroskedastičnosti

|  |
| --- |
| VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares) |
| Date: 10/28/10 Time: 22:55 |  |  |  |
| Sample: 1998Q1 2010Q2 |  |  |  |
| Included observations: 41 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|    Joint test: |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
| Chi-sq | df | Prob. |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  107.3817 | 102 |  0.3384 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|    Individual components: |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
| Dependent | R-squared | F(34,6) | Prob. | Chi-sq(34) | Prob. |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
| res1\*res1 |  0.859048 |  1.075517 |  0.5137 |  35.22095 |  0.4102 |
| res2\*res2 |  0.871192 |  1.193556 |  0.4505 |  35.71887 |  0.3876 |
| res2\*res1 |  0.931032 |  2.382269 |  0.1393 |  38.17232 |  0.2854 |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |

*Tablica 4*: Test autokorelacije grešaka relacije

|  |
| --- |
| VEC Residual Serial Correlation LM Tests |
| H0: no serial correlation at lag order h |
| Date: 10/28/10 Time: 22:56 |
| Sample: 1998Q1 2010Q2 |
| Included observations: 41 |
|  |  |  |
|  |  |  |
| Lags | LM-Stat | Prob |
|  |  |  |
|  |  |  |
| 1 |  1.015140 |  0.9075 |
| 2 |  1.618315 |  0.8055 |
| 3 |  1.199671 |  0.8782 |
| 4 |  2.292874 |  0.6821 |
| 5 |  0.301015 |  0.9897 |
| 6 |  1.438727 |  0.8374 |
| 7 |  1.807279 |  0.7712 |
| 8 |  7.255669 |  0.1230 |
| 9 |  4.897330 |  0.2980 |
| 10 |  5.122307 |  0.2750 |
| 11 |  4.267541 |  0.3710 |
| 12 |  4.133149 |  0.3883 |
|  |  |  |
|  |  |  |
| Probs from chi-square with 4 df. |