

Infliacinių procesų matematinio modeliavimo galimybės Lietuvoje

Ana ČUVAK, Žilvinas KALINAUSKAS

Vilniaus Gedimino technikos universitetas

Saulėtekio al. 11, LT-10223 Vilnius

el. paštas: ana.cuvak@fm.vgtu.lt; zkalinauskas@lb.lt

Santrauka. Straipsnis skirtas Lietuvos infliacijos procesų modeliavimui. Darbe infliacijos tempams įvertinti naudojamos suderintojo vartojimo prekių ir paslaugų kainų indekso (SVKI) 12 pagrindinių grupių laiko eilutės laikotarpiu nuo 2002 m. sausio iki 2007 m. gruodžio mėn. Infliacijai modeliuoti siūloma taikyti ekonometrinį modeliavimą ir panaudoti vektorinės autoregresijos modelį (VAR). Pagrindinis darbo rezultatas – infliacijai pritaikytas Lietuvos vektorinės autoregresijos modelis (LVAR), pateikiamos modelio įvertintos lygtys, apskaičiuotos modelio pagrindinės statistikos ir prognozės.

Raktiniai žodžiai: infliacija, stacionarumas, vektorinis autoregresijos modelis.

1. Įvadas

Šio darbo tikslas – apskaičiuoti infliacijos prognozes trumpu laikotarpiu, taikant vektorinės autoregresijos (VAR) modelį. Šį modelį toliau vadinsime Lietuvos Vektorinės Autoregresijos Modelis (LVAR). Kyla klausimas, kodėl naudojamas VAR modelis, o ne tiesiog atskiros regresijos lygtys ar taip vadinamas daugelio lygčių ekonometrinis (struktūrinis) modelis? Dažniausiai ekonomikos ekspertus labiausia domina trumpalaikis kainų kitimas (iki 12 mėn.). Šiuo atveju laiko eilučių modeliai (VAR yra šių modelių dalis) galėtų būti pranašesni nei struktūriniai ekonometriniai modeliai, kadangi pastarieji labiau tinka ekonomikos teorijos teiginių analizei ir turi mažesnę prognozavimo galią. Antra, daugelis šiuolaikinių autorių (pvz. W. Enders [1], R. Fildes, H. Stekler [2]) laiko eilučių modelius pateikia kaip alternatyvą dideliems struktūriniais modeliams. Dažnai laiko eilučių modeliai nepatvirtina struktūriniais ekonometriniais modeliais apskaičiuotų prognozių. Pastarieji modeliai yra sudaromi atsižvelgiant į ekonomikos teoriją, o jų parametru įverčiams formuojami įvairūs apribojimai. Toks pagrindinis apribojimas yra taip vadinamas išmetimo apribojimas, kuris teigia, kad iš modelio privalo būti išimtas tas kintamasis, kuris ekonomiškai nepaaiškina prognozuojamo rodiklio elgesio, nors jis modelyje yra statistiškai reikšmingas. Jau C. Sims [8] pradėjo kritikuoti struktūrinius modelius. Jis teigė, kad prognozuojant ekonominio rodiklio tendencijas, pagrindiniu tikslu reikėtų laikyti prognozės tikslumo siekimą (t.y. siekti gauti kuo mažesnes vidutines kvadratinės prognozės paklaidas), o ne laikytis vien tik ekonomikos teorijos postulatų. Ypač išmetimo apribojimas privertė matematikus ir ekonomistus ieškoti alternatyvos struktūriniais ekonometriniais modeliams, siekiant kuo tiksliau prognozuoti ekonominio rodiklio kitimą ir

išvengti išmetimo apribojimo įtakos rezultatams. F. Fritzer, G. Moser, J. Scharler [3], H. Lütkepohl [6,7] ir daugelis kitų autorių siūlo skaičiuojant ekonominių rodiklių prognozes taikyti VAR modelius, kadangi juose visi kintamieji yra endogeniniai ir tokiu būdu nei vienas kintamasis negali būti išbrauktas aiškinant kitų kintamųjų elgesį.

2. Modelio aprašymas

Lietuvos infliacijai modeliuoti ir prognozuoti naudojamas suderintasis vartojimo prekių ir paslaugų kainų indeksas SVKI. Statistikos departamentas prie Lietuvos Respublikos Vyriausybės jį skelbia išskaidytą į 12, 38 ir 93 prekių ir paslaugų grupes. Modeliuojamos 12 SVKI prekių ir paslaugų grupių indeksai, kurie modelyje žymimi taip:

- $V(1)$ – maisto produktų ir nealkoholinių gėrimų SVKI,
- $V(2)$ – alkoholinių gėrimų ir tabako gaminių SVKI,
- $V(3)$ – drabužių ir avalynės SVKI,
- $V(4)$ – išlaidų būstui, vandeniui, elektrai, dujoms, kitam kurui SVKI,
- $V(5)$ – būsto apstatymo, namų apyvokos SVKI,
- $V(6)$ – sveikatos apsaugos SVKI,
- $V(7)$ – transporto SVKI,
- $V(8)$ – ryšių paslaugų SVKI,
- $V(9)$ – poilsio ir kultūros SVKI,
- $V(10)$ – švietimo SVKI,
- $V(11)$ – viešbučių, kavinių ir restoranų SVKI,
- $V(12)$ – įvairių prekių ir paslaugų SVKI.

Iš pradžių sudaromas paprastas VAR modelis (plačiau žr. J. Hamilton [5], W.H. Greene [4]):

$$A(L)V_t = E_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

čia: V_t – endogeninių rodiklių 12×1 vektorius (SVKI prekių ir paslaugų grupės), E_t – atsitiktinių paklaidų, kurios gali būti tarpusavyje koreliuotos, bet ne autokoreliuotos, 12×1 vektorius, $A(L)$ – lago operatoriaus L p eilės polinomų matrica:

$$A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p, \quad (2)$$

čia A_s – parametrų 12×12 matricos ($s = 1, 2, \dots, p$). Lietuvos SVKI atveju buvo nagrinėtas VAR modelis LVAR(4) su keturių mėnesių lagais ($p = 1, 2, 3, 4$). Tada i -tosios prekių ir paslaugų grupės SVKI lygtis atrodytų taip:

$$V_t(i) = \sum_{i=1}^{12} \sum_{j=1}^4 a_{i,j} V_{t-j}(i) + c(i) + e_t(i), \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (3)$$

čia c – laisvasis narys (konstanta), $a_{i,j}$ matricos A elementai (parametrai). Indeksai i ir j atitinkamai žymi prekių ir paslaugų grupes (nuo 1 iki 12) ir lagų skaičių (nuo 1 iki 4) (čia j galima palikti, bet geriau būtų pakeisti į p , nes aukščiau lagų skaičių taip ir žymėjome).

Lietuva yra maža atviros ekonomikos šalis. Todėl jos vidaus kainų lygis priklauso ne tik nuo vidaus veiksnių, bet ir nuo išorinės aplinkos ekonominių pokyčių. Išorinę aplinką atspindinčių veiksnių (egzogeninis rodiklis) buvo parinkta pasaulinė naftos kaina (perskaičiuota litais už barelį) p_oil . Papildžius (3) modelį egzogeninių rodiklių vektoriumi X , gaunamas naujas LVAR(4) modelis:

$$A(L)V_t = GX_t + E_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (4)$$

čia: G – nežinomų parametų matrica 12×12 .

3. Modelio įvertinimas

Pilname modelyje vertinamų parametų skaičius yra 636. Atlikus stacionarumo tikrinimo testus gauta, kad maždaug nuo 2002 m. sausio mėnesio procesai tenkina stacionarumo sąlygas. Todėl parametų vertinimui panaudotų duomenų imties tūris buvo 143 stebėjimai (2002 m. sausis – 2007 m. gruodis). Parametų įverčiams skaičiuoti naudotas mažiausių kvadratų metodas. Parametų įverčių reikšmingumas tikrinamas remiantis t statistika. Statistikos t reikšmė didinama dydžiu 0,3 intervale $[0,3; 2,1]$, t.y. iš lygčių pašalinami tie rodikliai, kurių parametų įverčių t statistika mažesnė negu 2,1. Po kiekvieno ciklo nereikšmingų koeficientų reikšmės prilyginamos nuliui.

Vektorinės autoregresijos modeliai taikomi stacionarioms laiko eilutėms modeliuoti. Todėl buvo patikrintas visų 12 SVKI grupių stacionarumas. Eilučių stacionarumui tikrinti buvo panaudotas išplėstinis *Dickey–Fuller* (ADF) testas. Be to, į testo lygties specifikaciją įtrauktas determinuotas veiksnys (konstanta), nes nežinomas tikrasis stebėjimus sukuriantis procesas. Šių grupių laiko eilutes galima laikyti stacionariomis nuo 2002 m. sausio mėnesio, kadangi t statistika mažesnė už kritines reikšmes (1% reikšmingumo lygio kritinė reikšmė yra lygi $-3,5111$, 5% $-2,8967$, 10% $-2,5853$). Testo rezultatai pateikti 1 lentelėje.

2 lentelėje pateiktos modelio LVAR(4) visų 12 SVKI grupių lygtys su parametų įverčių skaitinėmis reikšmėmis ir jų reikšmingumo lygmenimis (skliausteliuose), t. y.

1 lentelė. SVKI 12 grupių laiko eilučių ADF vienietinės šaknies testo rezultatai (2002 m. sausis – 2007 m. gruodis)

Kintamasis	Determinuotoji dalis	Parametro γ t statistika
V(1)	konstanta α	-5,2481
V(2)	–”–	-7,1823
V(3)	–”–	-5,5534
V(4)	–”–	-6,4036
V(5)	–”–	-9,2022
V(6)	–”–	-5,9940
V(7)	–”–	-8,6571
V(8)	–”–	-9,4433
V(9)	–”–	-5,9123
V(10)	–”–	-8,0569
V(11)	–”–	-6,0166
V(12)	–”–	-6,2848

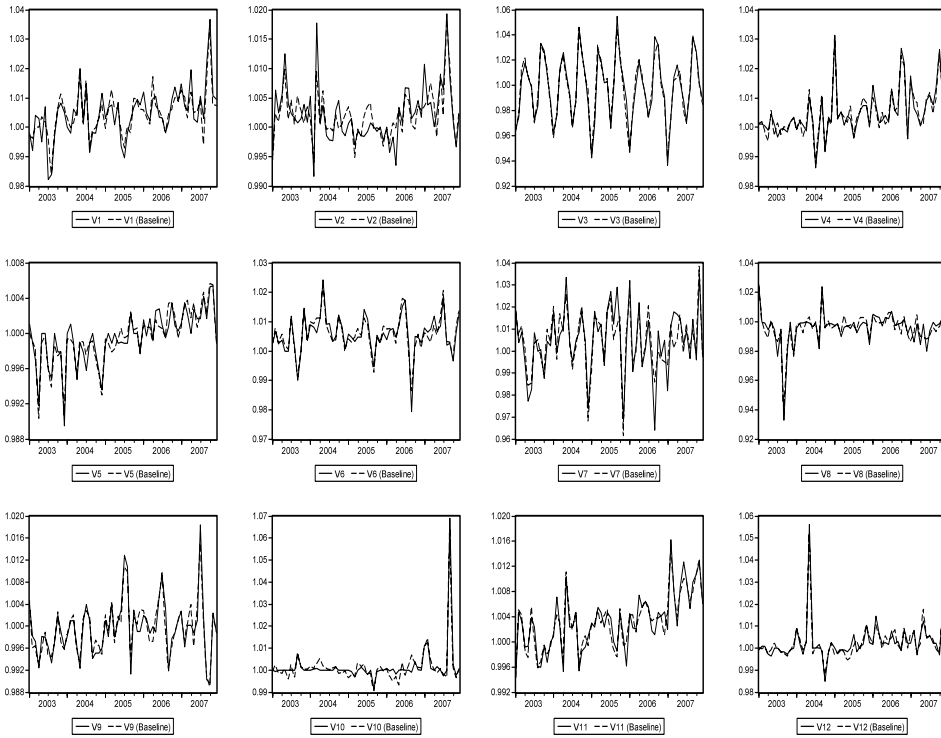
2 lentelė. LVAR (4) modelio 12 SVKI įvertinto lygtys

SVKI lygtys	\bar{R}^2	DW
$V(1) = 0,273 \cdot V_{t-1}(1) - 0,408 \cdot V_{t-4}(1) - 0,430 \cdot V_{t-3}(2) - 0,114 \cdot V_{t-3}(3) + 0,280 \cdot V_{t-3}(4) +$ $+ 0,807 \cdot V_{t-4}(5) + 0,302 \cdot V_{t-1}(10) + 0,295 \cdot V_{t-2}(12) - 0,021 \cdot p_{oil} I_{t-2}$	0,59	1,82
$V(2) = 0,855 \cdot V_{t-3}(6) + 0,069 \cdot V_{t-2}(8) + 0,109 \cdot V_{t-3}(8) + 0,601 \cdot V_{t-3}(9) - 0,030 \cdot p_{oil} I_{t-3}$	0,81	1,54
$V(3) = -0,774 \cdot V_{t-2}(1) - 0,687 \cdot V_{t-2}(2) + 1,107 \cdot V_{t-4}(2) + 0,300 \cdot V_{t-1}(3) - 0,539 \cdot V_{t-2}(3) -$ $- 0,450 \cdot V_{t-4}(3) + 0,453 \cdot V_{t-3}(4) - 0,629 \cdot V_{t-4}(4) + 0,919 \cdot V_{t-4}(6) - 0,241 \cdot V_{t-3}(7) +$ $+ 1,090 \cdot V_{t-2}(9) + 0,444 \cdot V_{t-4}(12)$	0,84	1,73
$V(4) = 0,272 \cdot V_{t-1}(1) + 0,090 \cdot V_{t-4}(3) + 0,577 \cdot V_{t-3}(5) - 0,213 \cdot V_{t-1}(6) - 0,3987 \cdot V_{t-2}(6)$ $+ 0,382 \cdot V_{t-3}(6) + 0,703 \cdot V_{t-3}(11) - 0,409 \cdot V_{t-3}(12)$	0,57	2,12
$V5 = -0,048 \cdot V_{t-3}(3) + 0,022 \cdot V_{t-4}(3) + 0,251 \cdot V_{t-3}(5) + 0,661 \cdot V_{t-4}(5) - 0,054 \cdot V_{t-1}(7)$ $+ 0,157 \cdot V_{t-1}(11) + 0,010 \cdot p_{oil} I_{t-1}$	0,65	2,23
$V(6) = 0,153 \cdot V_{t-2}(1) + 0,575 \cdot V_{t-1}(5) + 0,507 \cdot V_{t-2}(5) - 0,503 \cdot V_{t-3}(5) + 0,293 \cdot V_{t-2}(6) -$ $- 0,076 \cdot V_{t-3}(10) + 0,185 \cdot V_{t-1}(11) - 0,133 \cdot V_{t-3}(12) + 1,005$	0,49	1,62
$V(7) = 0,440 \cdot V_{t-1}(1) + 0,866 \cdot V_{t-2}(9) - 0,371 \cdot V_{t-1}(10) + 0,068 \cdot p_{oil} I_{t-1}$	0,38	2,09
$V(8) = 0,370 \cdot V_{t-2}(4) + 0,326 \cdot V_{t-7}(3) + 0,300 \cdot V_{t-2}(8)$	0,43	1,98
$V(9) = -0,413 \cdot V_{t-2}(2) - 0,290 \cdot V_{t-3}(2) + 0,043 \cdot V_{t-4}(3) - 0,272 \cdot V_{t-2}(9) - .128 \cdot V_{t-3}(10)$ $+ 0,524 \cdot V_{t-1}(11) - 0,141 \cdot V_{t-4}(12) + 1,187$	0,45	1,94
$V(10) = 0,350 \cdot V_{t-3}(4) - 0,267 \cdot V_{t-2}(8) + 0,917 \cdot V_{t-2}(9)$	0,36	2,02
$V(11) = 0,186 \cdot V_{t-2}(1) + 0,212 \cdot V_{t-2}(2) + 0,130 \cdot V_{t-4}(4) + 0,362 \cdot V_{t-1}(5) + 0,237 \cdot V_{t-3}(11)$ $- 0,127 \cdot V_{t-4}(12)$	0,59	2,29
$V(12) = 0,265 \cdot V_{t-1}(1) + 0,736 \cdot V_{t-2}(2) - 0,454 \cdot V_{t-3}(2) + 0,691 \cdot V_{t-3}(5) - 0,237 \cdot V_{t-1}(10)$	0,33	1,87

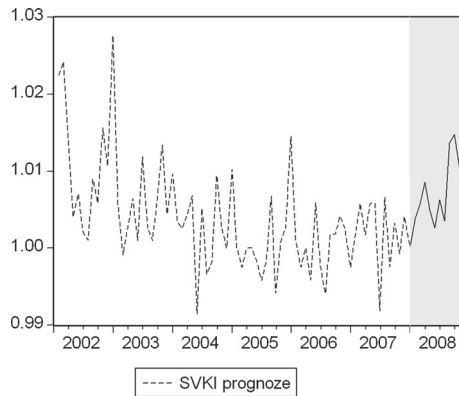
tikimybėmis, kad parametro įverčio reikšmė lygi nuliui. Taip pat pateikiami sąlyginiai determinacijos koeficientai (\bar{R}^2), Durbin–Watson (DW) statistikos, kurios rodo pakalaidų autokoreliaciją.

1 pav. vaizduojamos kiekvienos SVKI grupės faktinės ir modeliais apskaičiuotos (baseline) kreivės.

Taikant įvertintą 12 lygčių LVAR(4) modelį buvo apskaičiuotos infliacijos prognozės iki 2008 m. pabaigos. Prognozuojant į modelį įtrauktą egzogeninį rodiklį buvo prisilaikyta šios prielaidos, kad pasaulinių naftos kainų prognozei buvo imamos ateities sandorių naftos kainos (*futures*) iki 2008 m. gruodžio mėnesio. Apskaičiuotos kiekvienos grupės prognozės panaudotos viso SVKI prognozės skaičiavimui.



1 pav. SVKI 12 grupių faktinės ir LVAR (4) modelių apskaičiuotos (Baseline) kreivės.



2 pav. 12 SVKI grupių prognozės, apskaičiuotos LVAR(4) modelių.

2 pav. atvaizduota viso SVKI prognozė iki 2008 metų pabaigos (patamsintas laiko intervalas) kreivės.

4. Apibendrinimas

Sudarytas 12 lygčių LVAR(4) modelis dar nėra tobulas dėl didelio vertinamų parametru skaičiaus, o kai kurių lygčių aprašomumas palyginti žemas (nedidelis sąlyginis determinacijos koeficientas). Tačiau jie gali būti taikomi prognozuojant infliaciją, kadangi vidutinės kvadratinės prognozės paklaidos tenkina pasirinktus minimalius kriterijus esant 5% reikšmingumo lygmeniui.

Prognozuojant infliaciją buvo atsižvelgta tik į modelį įtrauktų endogeninių bei egzogeninio rodiklio (pasaulinė naftos kaina) prognozes, tačiau dar reikėtų atsižvelgti ir į valstybės mokesčių politikos įtaką bei valdžios reguliuojamų kainų tendencijas.

Vienas iš pagrindinių LVAR (4) modelio, naudojančio VAR metodiką, trūkumų yra tai, kad atsirandant papildomam stebėjimų skaičiui ir kaskart iš naujo vertinant modelį kiekvienos SVKI grupės lygtis gali papildyti (arba susimažinti) vis kitais kintamaisiais. Tačiau esant stabiliems parametrams rezultatai nuo to nenukenčia. Tačiau ateityje galbūt reikėtų pagalvoti apie struktūrinio VAR ar daugelio lygčių ekonometrinio modelio sudarymą SVKI prognozuoti.

Literatūra

1. W. Enders. *Applied Econometric Time Series*. New York, John Wiley&Sons, 1995.
2. R. Fildes, H. Stekler. The state of macroeconomic forecasting. *Lancaster University, Discussion Paper*, 99–04, 2000.
3. F. Fritzer, G. Moser, J. Scharler. Forecasting Austrian HICP and its components using VAR and ARIMA models. *Oesterreichische Nationalbank, Working Paper*, 73, 2002.
4. W.H. Green. *Econometric Analysis*, Prentice Hall, (1997).
5. J. Hamilton. *Time Series Analysis*. Princeton University, 1994.
6. H. Lutkepol. *Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models*, Institute of Statistics and Econometrics, 2001.
7. H. Lutkepol. *Vector Autoregression Models*, Companion to Theoretical Econometrics, 2003.
8. C. Sims. Macroeconomics and reality. *Econometrics*, 48:1–48, 1980.

SUMMARY

A. Čuvak, Ž. Kalinauskas. Opportunities for modelling inflation processes in Lithuania

Inflation is a constant and consistent increase in the general price level in the country, due to which the purchasing power of a national currency unit decreases. In practice, the measures of inflation are various price indices, such as a consumer price index (CPI), producer price index (PPI), or gross domestic product deflator. However, inflation is usually defined as a change in the HCPI over a year. Time series models, linear regression models and a vector autoregression model (VAR) can be used to model and forecast inflation processes. This paper examines Lithuanian consumer price inflation using a modern stationary time series and econometric theory. The vector autoregression model is proposed for inflation modelling. Theoretical aspects of model estimation are reviewed: time series stationarity, model identification, parameter estimation, model usage and forecasts. The stationarity of the HCPI index and exogenous variables are analyzed using the Augmented Dickey–Fuller (ADF) test. A vector autoregression model of Lithuanian inflation processes is investigated and proposed for inflation modelling. The obtained model is used for forecasting purposes and shows a fairly high degree of accuracy of the inflation forecast in the coming 12-month period.

Keywords: inflation, HCPI, vector autoregression model, stationary.