

Lietuvos eksporto matematinis modeliavimas ir prognozavimas

Virmantas KVEDARAS (VU), Rimantas RUDZKIS (MII)

el. paštas: vkved@takas.lt, rudzkis@ktl.mii.lt

1. Įvadas

Lietuva yra maža atviros ekonomikos šalis, kurios ūkio makroekonominės perspektyvas lemia eksporto tendencijos. Todėl eksporto rodiklių raidai yra skiriamas padidintas apžvalgininkų ir analitikų dėmesys.

Šiame darbe Lietuvos prekių eksportas yra tiriamas taikant vieną iš pagrindinių šiuolaikinės analizės instrumentų – ekonometrinį modeliavimą. Kadangi mūsų svarbiausių užsienio partnerių Vakaruose ir Rytuose ekonomikos struktūriškai skiriasi, Lietuvos eksporto bendra apimtis nagrinėjama kaip eksporto į atskiras šalis ar jų grupes atskirai matematiškai modeliuojamų apimčių suma. Toks skaidymas labiau būdingas makroekonominiai analizei, o alternatyvus prekių grupių pjūvis sietinas su mikroekonominiu tyrimu.

Sudarant tiriamo rodiklio regresinį modelį pradiniam etape reikia nustatyti svarbiausių veiksnių (regresorių) visumą. Tuo tikslu naudoti vien statistinės analizės metodus, ypač turint trumpas statistinių duomenų eilutes, negalima. Lietuvoje dėl pastarąjį dešimtmetį įvykusių labai didelių permainų šalies politiniame ir ekonominiame gyvenime prognozavimui informatyvūs yra tik kelerių metų rodikliai. Visuotinai pripažinta statistikų ir ekonomistų rekomendacija – makroekonominių modelių parametru įvertinimui naudoti duomenis nuo 1995 metų. Todėl dabartiniu metu analizei tinkamų ketvirtinių rodiklių statistinių stebėjimų skaičius neviršija 30.¹ Šioje situacijoje pirminė veiksnių atranka turi ypač remtis ekonomikos teorija.

Ekonomikos teorijos požiūriu eksporto apimtį įtakojantys makroekonominiai rodikliai turi parodyti užsienio šalies paklausą eksportuojamoms prekėms bei šalių makroekonominę konkurentingumą. Dažniausiai dvišalio eksporto modeliuose tam atitinkamai naudojami bendrojo vidaus produkto ir valiutos kurso rodikliai. Pastebėtina, jog užsienio šalies importas taip pat parodo visuminę šios šalies paklausą kitų šalių produktams, o importo struktūra pagal šalis priklauso nuo šalių eksportuotojų gaminamos produkcijos ir tarpusavio konkurentingumo. Mikroekonominiu požiūriu eksporto apimtis taip pat įtakoja vidaus ir užsienio atitinkamų prekių kainos. Šiame darbe nagrinėjami tik makroekonominiai rodikliai, todėl kaip konkrečių eksporto-importo kainų alternatyva tiriamos vartotojų kainos.

¹ Darbe naudoti ketvirtiniai 1995.I–1999.IV duomenys.

Visa tai lemia, jog toliau analizuojami tokie Lietuvos eksportą veikiančys veiksniai: atitinkamos užsienio šalies bendrasis vidaus produktas (BVP), prekių importo apimtis, lito kursas atitinkamos šalies valiutos atžvilgiu bei Lietuvos ir užsienio šalies vartotojų kainų indeksai.

2. Bendras ekonometrinis modelis

Šiame darbe nagrinėjami tiesiniai regresiniai Lietuvos eksporto į atskiras šalis modeliai. Ekonomikoje multiplikatyvūs ryšiai yra būdingesni nei adityvūs. Todėl toliau, kaip ir daugumoje makroekonomiką nagrinėjančių straipsnių, tiesiniai modeliai bus taikomi eksporto apimties ir apibrėžtų regresorių logaritmams. Tegul X_t žymi t ketvirčio Lietuvos eksporto į atskirą užsienio šalį apimties litais logaritmą, Z_t – atrinktų veiksnių logaritmų vektorių. Bendra modelio išraiška yra

$$X_t = f(Z_t) + \mu_t + s_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kur f yra tam tikra tiesinė funkcija, μ_t ir s_t žymi atitinkamai trendo funkciją ir sezoniško indeksą, ε_t – liekamasis narys, parodantis neįtrauktų faktorių įtaką ir atsitiktines fluktuacijas. Kaip įprasta regresiniuose modeliuose daroma prielaida, kad sąlyginis vidurkis $E(\varepsilon_t | Z_k) = 0, \forall k \leq t$. Ketvirtinių stebėjimų atveju sezoniško indeksas s_t apibrėžiamas kaip suma $s_t = \sum b_i s_{it}$, kur $s_{it} = 1$, jei laikotarpis t yra i -tasis metų ketvirtis, $s_{it} = 0$ priešingu atveju. Tuo būdu s_t yra visiškai nusakomas atitinkamų ketvirčių koeficientais b_1, \dots, b_4 .

Taikant tiesinius modelius ir norint išvengti pirma eile integruotų, bet visiškai nesujusių procesų klaidingos regresijos (žr. [1], p. 70) siekiama pirminius rodiklius transformuoti taip, kad būtų gautos stacionarios laiko eilutės. Todėl pradžioje, taikant vienu vėlavimu sustiprintą Dicky–Fuller (ADF²) testą ([4], p. 120), nustatomos rodiklių integruotumo eilės. Raide Δ pažymėjus skirtuminių operatorių $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$, nagrinėjamos tiesinės regresijos lygtys

$$\Delta Z_{jt} = \psi Z_{jt-1} + \rho \Delta Z_{jt-1} + \eta_{jt}, \quad (2)$$

kur Z_{jt} – vienas iš vektoriaus Z_t komponentų, η_{jt} – atitinkama liekana. Tikrinamos nulinės hipotezės $H_0 : \psi = 0$. Tegal $\hat{\psi}$ yra mažiausių kvadratų metodo (MKM) įvertis. Jo skirstinys prie nulinės hipotezės aproksimuojamas τ skirstiniu, kurį pasiūlė Dicky ir Fuller ([1], p. 100). Šiame darbe išvadoms gauti pasinaudota įvairesniems stebėjimų dydžiams ir regresorių skaičiams MacKinnon apskaičiuotomis kritinėmis reikšmėmis ([1], p. 213). Jei minėtas testas hipotezę atmeta, seka Z_{jt} laikoma stacionaria.

Kaip buvo minėta aukščiau, pagrindiniais X_t veiksniais šiame darbe laikomi užsienio šalies BVP ir prekių importas užsienio valiuta, vartojimo kainų indeksas (VKI) bei

² Angl. – *augmented Dicky–Fuller*.

nominalus lito kursas tos šalies valiutos atžvilgiu. Ketvirčio valiutos kursas yra nustatomas kaip Lietuvos Banko skelbiamo oficialaus lito kurso ketvirčio vidurkis. Šių rodiklių logaritmų reikšmės ketvirtį t toliau žymimos atitinkamai Y_t , I_t , P_t ir N_t . Lietuvos rodiklį, atitinkantį P_t , žymėsime P_t^* . Kaip alternatyva P_t darbe nagrinėjamas regresorius $P_t - P_t^* = \bar{P}_t$, t.y., vartojimo kainų indeksų santykio logaritmas. Kaip rodo preliminari duomenų analizė, eksporto reikšmių praеityje įtaką dabartinei reikšmei X_t gana išsamiai nusako rodiklis X_{t-1} , todėl toliau nagrinėjamas regresorių vektorius $Z_t = (X_{t-1}, Y_t, I_t, P_t, N_t)'$.

Atlikta laiko sekų X_t, Y_t, I_t, P_t, N_t analizė parodė, jog absoliučiai daugumai prekybos partnerių rodiklių būdinga pirma integravimo eilė $X_t \sim I(1), Y_t \sim I(1), I_t \sim I(1), P_t \sim I(1), N_t \sim I(1)$. Todėl sekas $\Delta X_t, \Delta Y_t, \Delta I_t, \Delta P_t$ ir ΔN_t laikysime stacionariomis.

Stacionarioms laiko eilutėms galima taikyti vektorinės autoregresijos (VAR³) su aiškiančiaisiais kintamaisiais modelį, kurio eksporto lygtybė turi pavidalą

$$\Delta X_t = \alpha + \sum \beta_j \Delta Z_{jt} + \sum b_i s_{it} + \nu_t. \quad (3)$$

Čia ν_t – stacionarios liekanos, nekoreliuotos su Z_t . Tačiau yra žinoma, kad jeigu ne-transformuoti nagrinėjami kintamieji yra ne tik integruoti, bet ir kointegruoti (tiesinė kintamųjų kombinacija yra stacionarus dydis ([2], p. 20)), tai tiriamas vektorinis procesas netenkina baigtinės VAR modelio ([3], p. 354). Šiuo atveju taikytinas paklaidų korekcijos modelis (ECM⁴), kurio redukuotos formos eksporto lygtis turi pavidalą

$$\Delta X_t = \gamma + \sum \varphi_j \Delta Z_{jt} + \delta u_{t-1} + \sum b_i s_{it} + \nu_t. \quad (4)$$

Čia u_t yra pirminių rodiklių X_t atžvilgiu normalizuoto kointegravimo vektoriaus liekana

$$u_t = X_t - \sum \omega_j Z_{jt}. \quad (5)$$

Toliau darbe daugumai šalių buvo taikomos (4) ir (5) lygtys. Tuo atveju, kai nagrinėjamų kintamųjų kointegruotumo hipotezė atmetama, naudojamas VAR modelis.

3. Modelio specifikacija

Eksporto į konkrečią šalį ekonometrinio modelio specifikacijos nustatymas susideda iš kelių žingsnių. Kadangi esant daugiau nei dviem kointegravimo regresijos rodikliams gali būti daugiau nei vienas kointegravimo vektorius, kointegravimo tikrinimui pirmiausia naudojama Johansen procedūra ([1], p. 262), kuri remiasi maksimalaus tikėtimumo principo taikymu analizuojant Z_t . Kitas populiarus kointegravimo tikrinimo būdas, naudojamas Engle–Granger procedūroje ([1], p. 157), paremtas (5) lygtybės koeficientų ω_j

³ Angl. – *vector autoregression*.

⁴ Angl. – *error correction model*.

įvertinimu MKM. Kiekvienu konkrečiu atveju buvo taikomi abu metodai ir galutinai pasirinkamas tas, kurio atveju hipotezės apie liekanų u_t stacionarumą kritinis reikšmingumo lygis būdavo mažesnis, taikant ADF testą.

Atitinkamai pagal MKM arba Johansen procedūra nustatytus ilgalaikės sąveikos įverčius ω_j apskaičiavus u_t , lygties (4) koeficientai įvertinami MKM ir atrenkami tik reikšmingi veiksniai (Johansen procedūros metu gauti trumpalaikės dinamikos įverčiai netiko dėl nereikšmingų veiksnių buvimo (4) lygybėje). Tai atliekama remiantis Jackknife metodika (tikrinamas regresijos tikslumo ir determinuotumo rodiklių stabilumas, taikant kiekvieno stebėjimo pašalinimo iš regresijos ciklą, kol visi stebėjimai po kartą yra eliminuojami).

4. Statistinio modelio rezultatai ir išvados

Atlikus kointegravimo tyrimą nustatyta, kad nagrinėjami eksporto ir jį įtakojantys rodikliai dažniausiai yra integruoti pirma eile, o taip pat kointegruoti, todėl eksporto dinaminiam modeliavimui tikslinga taikyti ECM. Nustatyta, jog eksporto apimčių į Baltarusiją, Estiją, Latviją, Nyderlandus, Rusiją ir Vokietiją geriausias kointegravimo regresorių derinys yra I ir N . Eksporto apimtys į Daniją, Italiją, Jungtinę Karalystę ir Švediją geriausiai kointegruoja su Y ir P . JAV, Prancūzijai ir Belgijai statistiškai reikšmingų kointegravimo kintamųjų nenustatyta (koeficiento įverčiai buvo nereikšmingi arba jų ženklas prieštaravo ekonomikos teorijai).

Atskiruose ECM trumpalaikę dinamiką reikšmingai paaiškino įvairūs vienalaikiai ar su vieno, dviejų laikotarpių vėlavimu nagrinėjamų veiksnių ir sezoniško fiktyvių kintamųjų deriniai. Pastebėtina, kad nustatytuose ECM modeliuose eksporto apimčių trumpalaikės dinamikos autoregresiniai nariai buvo nereikšmingi, tuo tarpu vietoje preliminariai numatytos naudoti redukuotos ECM formos (4) pasirodė tikslinga taikyti neredukuotą modelį ([1], p. 51) su didesniu kointegravimo paklaidų vėlavimų skaičiumi (iki dviejų laikotarpių)

$$\Delta X_t = \gamma + \sum \varphi_j \Delta Z_{t-j} + \sum \delta_k u_{t-k} + \sum b_i s_{it} + \nu_t. \quad (6)$$

Visuose eksporto į nagrinėjamas šalis ECM kointegravimo liekanos koeficiento įvertis tenkino teorinius ženklo reikalavimus ($\delta < 0$) ir buvo statistiškai reikšmingas 0.05 reikšmingumo lygmenyje (Italijos modelyje su tam tikra išlyga, žr. 5 skirsnį).

Atskiroms šalims nustatyti ir įvertinti paklaidų korekcijos modeliai pateikiami 1 lentelėje (šalys suranguotos pagal prognozuojamą eksporto apimtį). ECM taikyti vienuolikai iš nagrinėtų keturiolikos atvejų. Eksportui į likusias šalis prognozuoti naudojama reikšmingų veiksnių VAR (žr. 2 lentelę). Abiejose lentelėse palyginimui pateikiamos prognozės laiko eilučių modeliais. Jos gautos naudojant SAS/ETS programinę įrangą iš standartinio SAS/ETS 40 modelių sąrašo, kuri sudaro logaritmuotų ir nelogaritmuotų duomenų įvairūs trendo, eksponentinio išlyginimo bei ARIMA⁵ modeliai su ir be sezoniš-

⁵ Angl. – *autoregressive integrated moving average*.

1 lentelė
 Įvertinti paklaidų korekcijos modeliai ir eksporto apimčių prognozė 2000 m.

Importuojanti šalis	Kointegravimo regresijos liekana	ECM	2000 m. prognozė ECM (mln.Lt)	2000 m. prognozė laiko eilučių modeliais(mln.Lt)	Laiko eilučių modelio tipas
Vokietija	$u_t = X_t - 2.18I_t - 1.75N_t$	$\Delta X_t = 0.005 + 1.60\Delta N_t + 12.67\Delta P_t - 0.47u_{t-1} + \nu_t$	2244	2079	Tiesinis trendas
Latvija	$u_t = X_t - 1.37I_t - 2.34N_t$	$\Delta X_t = 1.34\Delta I_t - 0.73u_{t-1} - 0.61u_{t-2} + \nu_t$	1856	1796	Tiesinis trendas
Rusija	$u_t = X_t - 1.24I_t - 1.69N_t$	$\Delta X_t = 1.71\Delta I_t + 1.71\Delta N_t - 1.47u_{t-1} - 0.71u_{t-2} + \nu_t$	1123	1168	Silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas
Danija	$u_t = X_t - 2.14Y_t - 9.49P_t$	$\Delta X_t = -0.20u_{t-1} - 0.18s_{1t} - 0.23s_{2t} + \nu_t$	1102	1019	Logaritmuotų duomenų tiesinis trendas
Lenkija	$u_t = X_t - 1.05I_t - 2.94N_t - 5.94P_t - 0.43F_t$	$\Delta X_t = 1.20\Delta I_t + 11.63\Delta P_t - 1.16u_{t-1} - 0.53u_{t-2} + \nu_t$	786	732	Silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas
JK	$u_t = X_t - 0.89Y_t - 3.96P_t$	$\Delta X_t = 0.15 + 22.65\Delta Y_t - 1.03u_{t-1} + \nu_t$	694	662	Tiesinis trendas
Švedija	$u_t = X_t - 1.82Y_t - 7.95P_t$	$\Delta X_t = 0.06 - 0.44u_{t-1} + \nu_t$	645	603	Tiesinis (Holt) eksponentinis išlyginimas
Baltarusija	$u_t = X_t - 1.28I_t - 1.43N_t$	$\Delta X_t = 0.65\Delta I_{t-2} - 0.64u_{t-1} + 0.31F_t + 0.13s_{3t} + \nu_t$	588	131	Silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas
Estija	$u_t = X_t - 1.76I_t - 4.45N_t$	$\Delta X_t = 1.68\Delta I_t + 4.82\Delta N_t - 1.54u_{t-1} + \nu_t$	436	86	Silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas
Italija	$u_t = X_t - 2.14Y_t - 8.25P_t$	$\Delta X_t = -0.04u_{t-1} - 0.30s_{2t} + \nu_t$	348	324	Silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas
Nyderlandai	$u_t = X_t - 0.87I_t - 2.08N_t$	$\Delta X_t = 1.35\Delta I_t + 3.34\Delta I_{t-1} - 0.55u_{t-1} - 0.50u_{t-2} - 0.43s_{1t} + 0.24s_{3t} + \nu_t$	360	444	Fiktyvūs sezoniniai kintamieji

2 lentelė
Atskirų šalių įvertinti vektorinės autoregresijos modeliai

Šalis	VAR	2000 m. prognozė (mln.Lt)	2000 m. prognozė laiko eilučių modeliais (mln.Lt)	Laiko eilučių modelio tipas
Prancūzija	$\Delta X_t = 25.77\Delta Y_{t-1} - 10.36\Delta Y_{t-2} + 1.46\Delta N_{t-1} - 0.18S_{3t}$	772	672	Tiesinis trendas
JAV	$\Delta X_t = -20.49\Delta Y_{t-1} + 26.07\Delta Y_{t-2} + 0.19S_{2t}$	610	468	Logaritmuotų duomenų silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas
Belgija	$\Delta X_t = -0.12 + 24.21\Delta P_{t-1} + 25.59\Delta P_{t-2} + 1.08\Delta N_{t-1}$	219	221	Silpstančio trendo eksponentinis išlyginimas

kumo komponentų. Geriausias modelis atrinktas pagal šaknies iš vidutinės kvadratinės paklaidos (RMSE⁶) kriterijų.

5. Bendri modeliavimo ir atskirų šalių modelių ypatumai

Įprastinė prognozavimo prielaida yra ta, kad parametų įvertinimui naudoto laikotarpio proceso vystymosi tendencijos išliks ir ateityje. Siekiant tą užtikrinti eksporto į Rusiją ir Švediją kointegravimo regresijos bei ECM parametrai įvertinti pagal grafinės analizės metu subjektyviai parinktus laikotarpius (atitinkamai 1997.II–1999.IV ir 1996.I–1999.IV, pastaruoju periodu reikšmingai didėjo tiesioginių užsienio investicijų srautas iš Švedijos); Baltarusijos ir Lenkijos modeliuose atitinkamai (4) ir (5) regresijose taikyti fiktyvūs kintamieji (1 lentelėje pateiktuose modeliuose žymimi F_t), igyjantys vieneto reikšmę konkrečiame laikotarpyje (Baltarusijos modelyje – 1995.I–1997.II, Lenkijos – 1995.I–1996.III ketvirčiuose).

Belgijai ir Lenkijai kaip alternatyva neanalizuotas Y veiksnys, kadangi nagrinėtuose šaltiniuose [5, 6, 7, 8, 9, 10, 11] šių duomenų nerasta. Taip pat pastebėtina, jog neretai trūko faktinių 1999 metų paskutinių ketvirčių duomenų (dažniausiai Y). Todėl jau ir šio laikotarpio reikšmės buvo ne faktinės realizacijos, o atitinkamos prognozės. Italijos atveju 1999 metų Y duomenys buvo pateikti tik milijardinės dalies tikslumu [6]. Tikėtina, kad būtent dėl aptarto tikslumo trūkumo įvertintas kointegravimo liekanos reikšmingumas yra tik 0.17 (be 1999.I–1999.IV duomenų – 0.02).

⁶ Angl. – root mean square error.

Dėl 3 skirsnyje aprašytų priežasčių Lietuvos eksporto į Latviją ir Švediją ECM sudaryti naudojant MKM įverčius.

6. 2000 metų Lietuvos eksporto prognozė

Nustatytuose paklaidų korekcijos modeliuose be vėluojančių kintamųjų dažniausiai yra reikšmingi ir vienalaikiai aiškinantys kintamieji. Todėl prognozavimui naudojami ECM yra sąlyginiai, t.y., reikia turėti aiškinančiųjų kintamųjų ateities reikšmes – prognozes. Toliau pateikiama eksporto į atskiras šalis ir jų grupes prognozė 2000 metams darant prielaidą, kad nagrinėjamų veiksmų dinamikos tendencijos nepasikeis. Pastarosios įvertinamos mažiausia šaknies iš vidutinės kvadratinės paklaidos reikšmę turinčiu trendo, eksponentinio išlyginimo ar ARIMA modeliu (Italijai naudota 1999 metų IV ketvirčio reikšmė). Kadangi analizuoti tik eksporto į stambiausias šalis-importuotojas modeliai, likusioji dalis nustatoma darant prielaidą, kad eksporto į nagrinėtas ir nenagrinėtas šalis metinių eksporto apimčių proporcijos atitinkamų šalių grupėse (ES,⁷ NVS,⁸ CELPS⁹) nesikeis.

Prognozuojama, jog bendra eksporto apimtis 2000 metais palyginti su praėjusiais padidės 19 procentų ir sudarys 14293 mln. litų. Prognozuojama eksporto į ES apimtis – 7006 mln. litų, į NVS – 2420 mln. litų, į CELPS grupės šalis – 1043 mln. litų, kas atitinkamai palyginti su 1999 metų apimtimi sudaro 17% 12% ir 44% augimą. Pasitvirtinus prognozėms kiekvienos grupės santykinė dalis visame prekių eksporte atitinkamai sudarytų 49% 17% ir 7%, o eksporto į kitas šalis dalis sudarytų 27%.

Literatūra

- [1] A. Banerjee, J.J. Dolado, J.W. Galbraith, D.F. Hendry, *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, Oxford Univ. Press (1993).
- [2] *Testing Exogeneity*, Oxford, Oxford Univ. Press, (1994).
- [3] H. Lütkepohl, *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin, Springer Verlag (1991).
- [4] T.C. Mills, *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge, Cambridge Univ. Press (1996).
- [5] *International Financial Statistics*, IMF, 48(12) (1995).
- [6] *International Financial Statistics*, IMF, 8(3) (2000).
- [7] <http://www.lbank.lt>
- [8] <http://www.oecd.org/std/others.htm>
- [9] <http://www.ee/epbe/makromajandus/index.html.en>
- [10] http://www.insee.fr/en/indicateur/cnat_trim/cnat_trim.html
- [11] <http://www.statistik-bund.de/indicators/.html>

⁷ Europos Sąjunga.

⁸ Nepriklausomų valstybių sandrauga.

⁹ Centrinės Europos laisvosios prekybos sutarties šalys.

Mathematical modelling and forecasting of the Lithuanian export

V. Kvedaras, R. Rudzkis

Economic activities and indicators of a small open country are crucially influenced by the dynamics of export volume. This paper examines the Lithuanian export trends by different countries using a modern non-stationary time series and econometric theory.

To avoid spurious regression, time series are modelled as an integrated process. The stationarity of Lithuanian export and the main explored exogenous variables (GDP, import values, exchange rates and CPI) are analysed using the augmented Dicky–Fuller test. Most of the indicators are integrated of order one. Further investigated modelling alternatives are the vector autoregression (VAR) and the error correction model (ECM). Although according to the Granger representation theorem each finite order VAR has a respective ECM, it is known that, in general, co-integrated (in level) process does not admit a pure VAR representation in first differences. Hence VAR is used, when there is no statistical co-integration evidence. In eleven of fourteen cases ECM proved to be appropriate for the Lithuanian export modelling. VAR turned out to be needed only in three cases.

The forecasted value of total Lithuanian exports in year 2000 is LTL 14293 mn. Export to the EU, the CIS, and the CEFTA groups are forecasted to be LTL 7006 mn, LTL 2420 mn, and LTL 1043 mn, respectively. The forecasts of Lithuanian exports to the three different country groups are formed assuming constant shares between the analysed and the remaining countries in a certain group. Conditional export forecasts are based on the exogenous variables forecasts. These are modelled using the SAS/ETS software as minimum RMSE trend, exponential smoothing or ARIMA model.