

PIENO GAMINTOJŲ IR PERDIRBĖJŲ LŪKESČIŲ POVEIKIO ŽALIAVINIO PIENO RINKAI VERTINIMAS

Irena Kriščiukaitienė¹, Virginia Namiotko²

¹ Lietuvos agrarinės ekonomikos institutas
V. Kudirkos g. 18–2, LT-03105 Vilnius, Lietuva
El. paštas: irena.krisciukaitiene@laei.lt

² Lietuvos agrarinės ekonomikos institutas
V. Kudirkos g. 18–2, LT-03105 Vilnius, Lietuva
El. paštas: virginia.namiotko@laei.lt

Anotacija

Straipsnyje vertinamas pieno gamintojų ir perdirbėjų lūkesčių poveikis žaliavinio pieno rinkai. Atliekant tyrimą apžvelgti lūkesčių įtakos žaliavinio pieno rinkai teoriniai aspektai. Remiantis ekonometrine analize nustatyta, kad Lietuvos žaliavinio pieno rinką geriausiai apibūdina pirmos eilės VEC modelis. Atlikus Johansen kointegravimo tikrinimo procedūrą ir įvertinus modelio paklaidų savybes, padaryta išvada, jog modelis yra korektiškas. Remiantis sudarytu modeliu įvertintas žaliavinio pieno rinkos dalyvių lūkesčių poveikis šiai rinkai.

Pagrindiniai žodžiai: žaliavinio pieno rinka, lūkesčiai, VEC modelis.

Įvadas

Lietuvoje pienininkystė yra vienas iš labiausiai išplėtotų žemės ūkio segmentų, tačiau jos reikšmė pastaraisiais metais mažėja. Prie šių pokyčių nemažai prisideda pieno perdirbimo įmonių vykdoma pieno supirkimo kainų politika: diferencijuota pieno supirkimo kainų sistema, priklausanti nuo superkamo pieno kiekio, didesni nei kitose ES šalyse pieno supirkimo kainų svyravimai.

Žaliavinio pieno rinkos dalyvių lūkesčių įtakos šiai rinkai vertinimui užsienio mokslinėje literatūroje skiriama nemažai dėmesio (LaFrance ir de Gorter, 1985; Chavas ir Klemme, 1986; Thraen ir Hammond, 1987; Chavas, Kraus ir Jesse, 1990; Weersink ir Tauer, 1990; Adelaja, 1991; Roemen, 1993; Komaki ir Penzer, 2005; Bozic, Kanter ir Gould, 2012; Revoreda-Giha, Arakelyan, Chalmers ir Chitika, 2013), o Lietuvoje tokių tyrimų iš viso nėra atlikta, nors įvertinus šį poveikį būtų kur kas paprasčiau teikti ateities prognozes, įgyvendinti žemės ūkio politikos tikslus.

Tyrimo tikslas – įvertinti žaliavinio pieno rinkos dalyvių lūkesčių poveikį šiai rinkai.

Šiam tikslui pasiekti nagrinėti tokie **uždaviniai**:

1) apžvelgti lūkesčių įtakos žemės ūkio sektoriui teorinius aspektus;

2) sudaryti modelį, apibūdinantį žaliavinio pieno rinką;

3) įvertinti žaliavinio pieno rinkos dalyvių lūkesčių poveikį žaliavinio pieno supirkimo kainai ir kiekiui.

Tyrimo objektas – pieno gamintojų ir perdirbėjų lūkesčių poveikis žaliavinio pieno rinkai.

Lūkesčių įtakos žemės ūkio sektoriui teoriniai aspektai

Ekonomikos teorijoje išskiriami trys lūkesčių formavimosi modeliai. Naivūs lūkesčiai reiškia, kad ekonomikos subjektai, formuodami savo lūkesčius, naudojami netolimos praeities informacija, nekreipdami dėmesio į ankstesnius įvykius. Adaptyvių lūkesčių idėja yra panaši kaip ir naivių, tačiau naudojama šiek tiek tolimesnės praeities informacija, senesniems įvykiams teikiant vis mažesnę svarbą. Racionaliems lūkesčiams būdinga tai, kad žmonės, naudodami visą jiems prieinamą informaciją, numato galimus ateities scenarijus ir pagal tai koreguoja savo veiksmus. Jie supranta praeityje padarytas klaidas ir jų nebekartoja. Šios teorijos pradininko Muth (1961) teigimu, lūkesčiai priklauso nuo visos informacinės sistemos ir jos struktūros. Tai reiškia, kad keičiantis informacijai ar jos struktūrai kinta ir lūkesčiai.

Anot Muth, kad egzistuočių racionalūs lūkesčiai, turi būti tenkinamos kelios sąlygos. Pirmą, prognozė turi sutapti su faktine reikšme (paklaidų vidurkis turi būti lygus 0). Antra, prognozės paklaida neturi koreliuoti su informacija. Kitaip tai reikš, kad nebuvo pasinaudota visa prieinama informacija. Trečia, turi būti elgiamasi taip, lyg apie modelį būtų žinoma viskas.

Matematiškai racionalių lūkesčių modelis gali būti išreikštas taip:

$$y_t = y_t^* + \varepsilon_t \quad (1)$$

čia: y_t – faktinė reikšmė, y_t^* – prognozuojama reikšmė, ε_t – paklaida.

Lūkesčių įtaka žemės ūkio produkcijos gamintojų ekonominei elgsenai pradėta domėtis ganėtinai vėlai. Pirmieji darbai (Fisher ir Temin, 1970; Hayami ir Ruttan, 1971; Cooley ir Prescott, 1973; DeCanio, 1973) rodo, kad to meto žemės ūkio produkcijos gamintojų ekonominius sprendimus daugiausia lėmė lūkesčiai dėl būsimų žemės ūkio produkcijos supirkimo kainų. Vėlesniuose tyrimuose (Chavas ir Johnson, 1981; Bhati, 1987; Bakucs ir Markus, 2010) nustatyta, kad, be laukiamų supirkimo kainų, žemės ūkio produkcijos gamintojų ekonominė elgsena priklauso ir nuo lūkesčių, susijusių su žemės ūkio politika, gamybos veiksnių kainomis. Anot Rezitis ir Stavropoulos (2009a, 2009b, 2010, 2011, 2012), Sckokai ir Moro (2009), Piot-Lepetit (2011), žemės ūkio produkcijos gamintojų ekonominiams sprendimams įtakos taip pat turi žemės ūkio produkcijos supirkimo kainų kaita, kuri pastaruoju metu yra itin didelė.

Pieno gamintojų lūkesčius tyrinėjo LaFrance ir de Gorter (1985), Chavas ir Klemme (1986), Thraen ir Hammond (1987), Chavas ir kt. (1990), Weersink ir Tauer (1990), Adelaja (1991), Roemen (1993). Visų šių darbų rezultatai panašūs. Nustatyta, kad pieno gamintojams stambėjant, pieno pasiūlos elastingumas kainos atžvilgiu ilguoju laikotarpiu didėja. Revoredo-Giha ir kt. (2013) tyrimas taip pat rodo, kad ilgojo laikotarpio pieno pasiūla yra elastingesnė nei trumpojo laikotarpio. Bozic ir kt. (2012) pažymi, kad pieno gamintojai jautriai reaguoja ne tik į pieno supirkimo, bet ir į pašarų kainų pokyčius.

Tyrimo metodika

Siekiant aprašyti žaliavinio pieno rinką, pasirinkti kintamieji buvo suskirstyti į du blokus. Pirmąjį bloką sudarė vidiniai kintamieji: žaliavinio pieno supirkimo kaina ir kiekis; antrąjį – išoriniai kintamieji: vidutinė ES žaliavinio pieno supirkimo kaina ir žaliavinio pieno importas iš ES šalių. Vidutinė ES žaliavinio pieno supirkimo kaina apibūdina šios rinkos dalyvių lūkesčius. Ši kaina svarbi dėl jos poveikio vidaus pieno supirkimo kainai. Žaliavinio pieno importas iš ES šalių į modelį įtrauktas siekiant padidinti jo tikslumą.

Sezoniškumui patikrinti buvo naudojamas sezoniškumo analizės metodas TRAMO/SEATS. Paaiškėjus, kad žaliavinio pieno supirkimo kiekio ir importo laiko eilutėms būdingas sezoniškumas, jos buvo sezoniškai išlygintos.

Laiko eilučių stacionarumas buvo vertinamas atliekant jų grafines analizes ir Dickey-Fuller testą:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

čia: y – duomenų laiko eilutė, t – laiko kintamasis, α – laisvasis narys, β – tendencijos nuolydžio koeficientas,

γ ir δ – autokoreliacinio proceso koeficientai.

Darbe taikytos įvairios šio testo variacijos, darant prielaidą, kad koeficientai α ir β yra lygūs nuliui (poslinkio ir tendencijos nėra). Nulinė hipotezė ($H_0: \gamma = 0$) tikrinta teorinės testo reikšmės lyginant su apskaičiuota statistika:

$$DF = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})}, \quad (3)$$

čia: $SE(\hat{\gamma})$ – įverčio standartinė paklaida.

Analizė parodė, kad kintamieji yra nestacionarūs pirmojo laipsnio integruoti procesai. Tai reiškia, kad sąryšiai tarp jų gali būti modeliuojami pagal vektorinės autoregresijos (VAR) skirtumų modelį arba, jeigu kintamieji yra kointegruoti, pagal vektorinės paklaidų korekcijos (VEC) modelį.

Svarbu pažymėti, kad modelio patikimumas ir visos juo grindžiamos išvados priklauso nuo tinkamo vėlavimo eilės p parinkimo. Siekiant parinkti p , buvo sudarytas ir mažiausių kvadratų metodu įvertintas VAR modelis. Vėlavimo eilė parinkta remiantis Akaike (AIC), Schwarz (BIC) ir Hannan-Quinn (HQ) kriterijų reikšmėmis:

$$AIC = 2k - 2 \ln(L), \quad (4)$$

$$BIC = -2 \ln(L) + k \ln(n), \quad (5)$$

$$HQ = n \log\left(\frac{RSS}{n}\right) + 2k \ln \ln n, \quad (6)$$

čia: n – stebėjimų skaičius, k – parametų skaičius, L – tikėtimumo funkcijos maksimali vertė apskaičiuotame modelyje, RSS – paklaidų kvadratų suma.

Kiekvieno kriterijaus (KR) atveju parinkta tokia vėlavimo eilė p :

$$p(KR) = \arg \left[\left(\min \left[\left(KR(i) \right) \right] \right) \right]; \quad (7)$$

$$i = 1, \dots, m.$$

Dėl palyginti trumpų laiko eilučių buvo nagrinėjami tik pirmosios ir antrosios eilės vėlavimai.

Nustačius, kad VAR modelio paklaidos yra normaliosios, modelis buvo perrašytas iš VAR(2) į VECM(1). Kointegruotumui tikrinti buvo naudojama Johansen procedūra. Kintamųjų kointegruotumas įvertintas pagal matricos pėdsako ir maksimalios tikrinės reikšmės statistikas:

$$\lambda_{pėds.} = -T \sum_{i=r+1}^n \left[\ln(1 - \bar{\lambda}_i) \right], \quad (8)$$

$$\lambda_{maks.} = -T \ln(1 - \bar{\lambda}_{r+1}), \quad (9)$$

čia: $\bar{\lambda}_i$ – įvertinta tikrinė reikšmė, T – stebėjimų skaičius.

Sudaryto modelio liekanų normalumas buvo patikrintas pagal daugiamačią Jarque-Bera (JB) testą:

$$JB = \frac{N - k}{6 \left(S^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2 \right)}, \quad (10)$$

čia: k – įvertintų koeficientų skaičius, S – asimetrija, K – ekscesas.

Paklaidų nepriklausomumas, paklaidų kovariacijos matricos pastovumas ir paklaidų tarpusavio koreliuotumas įvertintas remiantis atitinkamai Portmanteu testu, ARCH-LM testu ir autokoreliacine funkcija. Visų šių testų rezultatai parodė, kad sudarytas modelis yra adekvatus.

Tyrimo rezultatai

Atlikus VAR modelio eilės parinkimo procedūrą, pasirinktas modelis, kurio AIC, BIC ir HQ reikšmės buvo mažiausios, t. y. modelis su antrosios eilės vėlavimais. AIC, BIC ir HQ kriterijų reikšmių palyginimas pateiktas 1 lentelėje.

1 lentelė

AIC, BIC ir HQ kriterijų reikšmių palyginimas

Kriterijai	I vėlavimo eilė	II vėlavimo eilė
AIC	32,16	31,92
BIC	32,50	32,43
HQ	32,28	32,10

Atlikus Johansen kointegravimo tikrinimo procedūrą, gauta matricos pėdsako ir maksimalios tikrinės reikšmės statistika. Iš 2 lentelės matyti, kad taikant tiek pėdsako, tiek maksimalios tikrinės reikšmės statistiką nulinė hipotezė apie nekointegruotumą atmesta ir priimta nulinė hipotezė apie vieno ilgalaikio sąryšio sistemoje egzistavimą.

2 lentelė

Kointegravimo tikrinimo (matricos pėdsako ir maksimalios tikrinės reikšmės statistikos) rezultatai

Kointegravimo vektorių skaičius	Tikrinė reikšmė	Matricos pėdsako statistika	0,05 Kritinė reikšmė	p reikšmė
Nė vieno	0,522870	30,92439	15,49471	0,0001
Daugiausia vienas	0,051588	2,065694	3,841466	0,1506
Kointegravimo vektorių skaičius	Tikrinė reikšmė	Maksimalios tikrinės reikšmės statistika	0,05 Kritinė reikšmė	p reikšmė
Nė vieno	0,522870	28,85869	14,26460	0,0001
Daugiausia vienas	0,051588	2,065694	3,841466	0,1506

Tai leidžia daryti išvadą, kad ryšiai tarp nestacionarių kointegruotų kintamųjų pirmų skirtumų negali būti korektiškai reprezentuojami baigtiniu VAR modeliu. Todėl priežastingumo vertinimas turi būti pagrįstas VEC modeliu. Sudaryto VEC modelio koeficientų reikšmės pateiktos 3 lentelėje.

Gauti rezultatai rodo, kad paklaidų korekcijos komponentės abiejose lygtyse yra statistiškai nereikšmingos. Manoma, kad tai susiję su pokyčiais žaliavinio pieno sektoriuje nagrinėjamu laikotarpiu: dideliais žaliavinio pieno supirkimo kainų svyravimais, piena gaminančių ūkių struktūros pokyčiais. Tikėtina, kad naudojant ilgesnes laiko eilutes būtų gauti geresni rezultatai.

Nustatyta, kad vidutinės ES žaliavinio pieno supirkimo kainos pirmos eilės skirtumas su vieno mėnesio laiko postūmiu yra statistiškai reikšmingas aiškinant žaliavinio pieno supirkimo kainos pokyčius, tačiau

3 lentelė

Žaliavinio pieno rinką apibūdinančio VECM rezultatai

Kintamieji	Žaliavinio pieno supirkimo kiekis		Žaliavinio pieno supirkimo kaina	
	Koeficientas	p reikšmė	Koeficientas	p reikšmė
Paklaidų korekcijos komponentė	0,01	0,78	0,01	0,06
Žaliavinio pieno supirkimo kiekio pirmos eilės skirtumas su vieno mėnesio laiko postūmiu	0,19	0,08	-0,01	0,10
Žaliavinio pieno supirkimo kainos pirmos eilės skirtumas su vieno mėnesio laiko postūmiu	-42,10	0,04	-0,01	0,96
Vidutinės ES žaliavinio pieno supirkimo kainos pirmos eilės skirtumas su vieno mėnesio laiko postūmiu	8,89	0,68	0,54	0,01
Žaliavinio pieno importo iš ES šalių pirmos eilės skirtumas su vieno mėnesio laiko postūmiu	3,20	0,00	-0,01	0,02
R^2	0,80		0,56	
Pakoreguotas R^2	0,77		0,49	
F statistika	25,75		8,31	

neturi statistiškai reikšmingos įtakos žaliavinio pieno supirkimo kiekio kitimui. Taigi, galima daryti išvadą, kad žaliavinio pieno rinkos vystymuisi daugiausia įtakos turi pieno perdirbėjų lūkesčiai.

Remiantis šio tyrimo rezultatais taip pat galima teigti, kad pieno perdirbėjų lūkesčiai yra racionalūs. Žaliavinio pieno supirkimo kainoms ES šalyse didėjant, su nedideliu vėlavimu ta pati tendencija pasireiškia ir Lietuvoje. Pieno perdirbimo įmonės negali labai nutolti nuo ES šalyse susiformavusio supirkimo kainų lygio, kitaip stambieji arba susikooperavę gamintojai pieną eksportuotų.

Svarbu pažymėti, kad žaliavinio pieno importo iš ES šalių pirmos eilės skirtumas su vieno mėnesio laiko postūmiu yra statistiškai reikšmingas aiškinant tiek žaliavinio pieno supirkimo kiekio, tiek žaliavinio pieno supirkimo kainos pokyčius. Šio kintamojo reikšmingumą galima paaiškinti tuo, kad Lietuvos pieno perdirbėjams trūksta žaliavos Lietuvos rinkoje, todėl vis daugiau jos importuojama.

Šio tyrimo rezultatai galėtų būti naudingi atliekant panašaus pobūdžio tyrimus ateityje. Tačiau, kaip minėta, jiems turėtų būti naudojamos ilgesnės laiko eilutės. Taip pat pabrėžtina, kad sudarytas modelis nėra universalus. Siekiant įvertinti lūkesčių įtaką kituose žemės ūkio segmentuose, modeliai turėtų būti sudaromi atsižvelgiant į jų ypatumus.

Išvados

1. Mokslinės literatūros analizė leidžia teigti, kad žaliavinio pieno rinkos dalyvių lūkesčiai turi įtakos jų elgsenai. Daugelyje tyrimų nustatyta, kad šios rinkos dalyviai yra racionalūs, greitai reaguojantys į pokyčius rinkoje.
2. Remiantis ekonometrine analize nustatyta, kad Lietuvos žaliavinio pieno rinką geriausiai apibūdina pirmos eilės VECM. Atlikus Johansen kointegratumo tikrinimo procedūrą ir įvertinus modelio paklaidų savybes, padaryta išvada, jog modelis yra korektiškas.
3. Gauti rezultatai rodo, kad žaliavinio pieno rinkos vystymuisi daugiausia įtakos turi pieno perdirbėjų lūkesčiai. Taip pat galima daryti išvadą, kad pieno perdirbėjų lūkesčiai yra racionalūs. Žaliavinio pieno supirkimo kainoms ES šalyse didėjant, su nedideliu vėlavimu ta pati tendencija pasireiškia ir Lietuvoje.
4. Sudarytas modelis nėra universalus, todėl siekiant įvertinti lūkesčių poveikį kituose žemės ūkio segmentuose modeliai turėtų būti sudaromi atsižvelgiant į jų ypatumus.

Literatūra

1. Adelaja, A. (1991). Price changes, supply elasticities, industry organization, and dairy output distribution. *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (1), 89–102.

2. Bakucs, Z., Markus, R. (2010). Supply response in Hungarian pork meat sector. Prieiga per internetą: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/90808/2/Markus_IAMO_Forum%202010.pdf
3. Bhati, U. N. (1987). Supply and Demand Responses for Poultry Meat in Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 31 (3), 256–265.
4. Bozic, M., Kanter, C. A., Gould, B. W. (2012). Tracing the evolution of the aggregate U.S. milk supply elasticity using a herd dynamics model. *Agricultural Economics*, 43 (5), 515–530.
5. Chavas, J. P., Johnson, S. R. (1981). An econometric model of the US egg industry. *Applied Economics*, 13 (3), 321–335.
6. Chavas, J. P., Klemme, R. (1986). Aggregate milk supply response and investment behavior on U.S. dairy farms. *American Journal of Agricultural Economics*, 68 (1), 55–66.
7. Chavas, J. P., Kraus, A. F., Jesse, E. (1990). A regional analysis of milk supply response in the United States. *North Central Journal of Agricultural Economics*, 12 (2), 149–164.
8. Cooley, T. F., Prescott, E. (1973). An Adaptive Regression Model. *International Economic Review*, 14 (2), 364–371.
9. DeCanio, S. J. (1973). Cotton “Overproduction” in Late Nineteenth-Century Southern Agriculture. *Journal of Economic History*, 33, 608–633.
10. Fisher, F. M., Temin, P. (1970). Regional Specialization and the Supply of Wheat in the United States, 1867–1914. *The Review of Economics and Statistics*, 52 (2), 134–149.
11. Hayami, Y., Ruttan, V. W. (1971). *Agricultural Development: an International Perspective*. Baltimore: The Johns Hopkins Press.
12. Komaki, T., Penzer, J. (2005). Estimation of time-varying price elasticity in 1970–1997 Japanese raw milk supply by structural time-series model. *Agricultural Economics*, 32 (1), 1–14.
13. LaFrance, J. T., de Gorter, H. (1985). Regulation in a dynamic market: The United States dairy industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 67 (4), 821–832.
14. Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29 (3), 315–335.
15. Piot-Lepetit, I. (2011). Price Volatility and Price Leadership in the EU Beef and Pork Meat Market. In Piot-Lepetit, I., M'Barek, R. (Eds.), *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility* (85–105). New York: Springer.
16. Revoredo-Giha, C., Arakelyan, I., Chalmers, N., Chitika, R. (2013). How Responsive to Prices is the Supply of Milk in Malawi? Prieiga per internetą: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/160590/2/Cesar%20Revoredo-Giha1,%20Irina%20Arakelyan%20and%20Neil%20Chalmers.pdf>
17. Reztis, A. N., Stavropoulos, K. S. (2009a). Modeling Pork Supply Response and Price Volatility: The Case of Greece. *Journal of Agricultural & Applied Economics*, 41 (1), 1–18.

18. Reztis, A. N., Stavropoulos, K. S. (2009b). Modeling Sheep Supply Response under Asymmetric Price Volatility and CAP Reforms. *Economics Bulletin*, 29 (2), 524–534.
19. Reztis, A. N., Stavropoulos, K. S. (2010). Supply Response and Price Volatility in the Greek Broiler Market. *Agribusiness: an International Journal*, 26 (1), 25–48.
20. Reztis, A. N., Stavropoulos, K. S. (2011). Price Volatility and Rational Expectations in a Sectoral Framework Commodity Model: A Multivariate GARCH Approach. *Agricultural Economics*, 42 (3), 419–435.
21. Reztis, A. N., Stavropoulos, K. S. (2012). Greek Meat Supply Response and Price Volatility in a Rational Expectations Framework: A Multivariate GARCH Approach. *European Review of Agricultural Economics*, 39 (2), 309–333.
22. Roemen, J. H. J. (1993). The long-run elasticity of the milk supply with respect to the milk price in the Netherlands in the period 1969–1984. *European Journal of Operational Research*, 69 (2), 221–237.
23. Sckokai, P., Moro, D. (2009). Modelling the impact of the CAP Single Farm Payment on farm investment and output. *European Review of Agricultural Economics*, 36 (3), 395–423.
24. Thraen, C. S., Hammond, J. W. (1987). Price enhancement, returns variability and supply response in the U.S. dairy sector. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 19 (2), 83–92.
25. Weersink, A., Tauer, L. (1990). Regional and temporal impacts of technical change in the U.S. dairy sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 72 (4), 923–934.

Kriščiukaitienė, I., Namiotko, V.

The Evaluation of the Influence of Milk Producers and Processors' Expectations on the Raw Milk Market

Summary

“Expectations” in economics refers to the forecasts or views that decision-makers hold about future prices, sales, incomes, taxes, or other key variables. The importance of expectations is due to their often substantial impact on the current choices of firms and households, and hence on the overall level of economic activity. There are three different models of expectation formation: naive or static expectations, adaptive expectations, and rational expectations. Naive or static and adaptive expectations mean that the individual uses past values of relevant variables or simple extrapolations of the past values as measures of the expected variables. Rational expectations assume that people behave in their own best interests when they make decisions. This means that people do not repeat their mistakes.

Many researchers have focused on expectation formation in agricultural markets (Fisher and Temin, 1970; Hayami and Ruttan, 1971; Cooley and Prescott, 1973; DeCanio, 1973; Chavas and Johnson, 1981; Bhati, 1987; Bakucs and Markus, 2010; Reztis and Stavropoulos, 2009a, 2009b, 2010, 2011, 2012; Sckokai and Moro, 2009; Piot-Lepevit, 2011). The evaluation of the influence of expectations on the raw milk market can be found in LaFrance and de Gorter (1985), Chavas and Klemme (1986), Thraen and Hammond (1987), Chavas et al. (1990), Weersink and Tauer (1990), Adelaja (1991), Roemen (1993), Komaki and Penzer (2005), Bozic et al. (2012), Revoredo-Giha et al. (2013); however, there is no such research in Lithuania. The aim of this paper is to evaluate the influence of milk producers and processor expectations of the raw milk market. The following goals are raised: 1) to highlight the theoretical aspects of the influence of expectations on the agricultural sector, 2) to create a model for the raw milk market, and 3) to assess the influence of expectations on the purchase and purchase price of raw milk.

The data used in this study are a monthly time series for the period of January 2011 to June 2014. The data are

obtained from the State enterprise Agricultural Information and Rural Business Centre (AIRBC).

In order to evaluate the influence of milk producers and processors' expectations for the raw milk market, a vector error correction (VEC) model was created. VECM is a restricted VAR designed for use with non-stationary series that are known to be integrated. VECM is the most successful, flexible, and easy to use for the analysis of multivariate time series. This model is especially useful for describing the dynamic behaviour of economic and financial time series and for forecasting.

The VEC specification restricts the long-run behaviour of the endogenous variables to converge to their cointegrating relationships while allowing a wide range of short-run dynamics. The cointegration term is known as the error correction term since the deviation from long-run equilibrium is corrected gradually through a series of partial short-run adjustments.

The increasing amount of literature on time series analysis emphasizes that many macroeconomic variables might be non-stationary. Non-stationary data causes the standard test statistics to be seriously biased and result in spurious regression. The first step of the model creation was to determine the order of the integration of the series. Dickey-Fuller tests were used to test whether variables were stationary or needed to be differenced. After analyzing the stationarity of the variables, the next step was to find out the lag length p . The three most common information criteria (Akaike, Schwarz, and Hannan-Quinn) were used to determine the lag length for the VAR. Since time series tend to be non-stationary, determining whether they are cointegrated is important. Cointegration of the two variables is the condition required for a regression not to be spurious. For a test of cointegration, the Johansen's reduced rank methodology was employed. The test for the number of characteristic roots was conducted using the trace and

maximum eigenvalue statistics. The last step was to examine the adequacy of the model. It was performed by using tests on normality, heteroskedasticity, and autocorrelation.

Conclusions:

1. The literature suggests that expectations of milk producers and processors affect their behaviour. Moreover, it can be seen that they behave rationally and respond to changes in the market.
2. The methods of econometric analysis were employed. It was concluded that the first order vector correction model adequately explains the given data.

3. The model showed that expectations of milk processors affect the development of the raw milk market. Moreover, it can be seen that expectations of milk processors are rational. The changes in the average price of the purchase of raw milk in the EU countries substantially influence the purchase price in Lithuania.

4. The model is not universal. In order to investigate the formation of expectations in other agricultural markets, new models should be created according to their features.

Keywords: *raw milk market, expectations, vector error correction (VEC) model.*

Straipsnis recenzuotas.

Straipsnis gautas 2014 m. spalio 7 d., priimtas 2014 gruodžio 11 d.

The article has been reviewed.

Received 7 October 2014, accepted 11 December 2014.