

EKOLOGINĖS GAMYBOS BŪDO PASIRINKIMĄ LEMIANČIŲ VEIKSNIŲ VERTINIMAS

Irena Kriščiukaitienė, Šarūnas Eirošius, Virginia Namiotko

Lietuvos agrarinės ekonomikos institutas

El. paštas: irena.krisciukaitiene@laei.lt, sarunas.eirosius@laei.lt, virginia.namiotko@laei.lt

Anotacija

Pasaulyje vis labiau populiarėjant ekologinės gamybos būdai, aktualu tyrinėti jo pasirinkimą lemiančius veiksniai. Tyrimo metu buvo sudarytas *logit* modelis, įgalinantis vertinti veiksniai, lemiančius ūkininkų apsisprendimą užsiimti ekologine gamyba, ir atliktas ekologiškų produktų gamintojų lūkesčių poveikis tikimybei užsiimti ekologine žemdirbyste. Nustatyta, kad didžiausios įtakos ūkininkų apsisprendimui plėtoti ekologinę gamybą turi parama. Tiesioginės įtakos ekologinės žemdirbystės pasirinkimui turi ūkio dydis. Ryšys tarp ūkinės veiklos pajamų, ūkio specializacijos ir tikimybės užsiimti ekologine gamyba yra atvirkštinis, o ūkininkų apsisprendimui pereiti prie ekologinės gamybos jų amžius nėra svarbus. Scenarijų analizė parodė, kad visais atvejais tikimybė užsiimti ekologine gamyba ūkyje, kuriame neauginama gyvulių, yra didesnė nei plėtojant gyvulininkystę.

Pagrindiniai žodžiai: ekologinės gamybos būdas, lūkesčiai, *logit* modelis.

Išvadas

Pastaraisiais metais Europos Sąjungos šalių ekologinės gamybos sektoriuje vyksta daug teigiamų pokyčių, kurių priežastis – nuolat didėjanti ekologiškų produktų paklausa tiek vidaus, tiek užsienio rinkose. Tikėtina, kad tai tęsis ir ateityje, nes ES žemės ūkio politika vis labiau orientuojama į tvarų ūkininkavimą. Tai savo ruožtu skatina mokslinius tyrimus šioje srityje. Šiuo metu vienas iš aktualiausių tyrimų yra ekologinės gamybos būdo pasirinkimą lemiančių veiksnių vertinimas. Austrijoje šiam klausimui daug dėmesio skyrė Darnhofer, Schneeberger ir Freyer (2005), Čekijoje – Mala ir Maly (2013), Graikijoje – Genius, Pantzios ir Tzouvelekas (2006), Ispanijoje – Laajimi ir Albisu (1998), Nyderlanduose – Acs, Berentsen ir Huirne (2007), Suomijoje – Pietola ir Oude Lansink (2001), Vengrijoje – Ferto ir Forgacs (2009). Lietuvoje ekologinio ūkininkavimo veiksniai daug nagrinėjo Skulskis (2006, 2008a, 2008b). Šio tyrimo privalumas tas, kad jame sudarytas *logit* modelis, leidžiantis įvertinti tikimybę užsiimti ekologine gamyba. Tyrimo rezultatai leidžia pateikti tam tikras ekologinės žemdirbystės paramos mechanizmo tobulinimo

rekomendacijas, kas yra ypač aktualu artėjant naujam programiniam laikotarpiui.

Tyrimo tikslas – įvertinti ekologinės gamybos būdo pasirinkimą lemiančius veiksniai.

Tyrimo uždaviniai:

1. Atlikti kitų ES šalių tyrimų rezultatų lyginamąją analizę.
2. Sudaryti *logit* modelį, įgalinantį vertinti veiksniai, lemiančius ūkininkų apsisprendimą užsiimti ekologine gamyba.
3. Įvertinti ekologiškų produktų gamintojų lūkesčių poveikį tikimybei užsiimti ekologine žemdirbyste.

Tyrimo objektas – ekologinės gamybos būdo pasirinkimą lemiantys veiksniai.

Veiksniai, lemiantys ekologinės žemdirbystės pasirinkimą

Veiksniai, lemiančius ūkininkų apsisprendimą užsiimti ekologine gamyba, galima suskirstyti į dvi stambias grupes. Pirmąją grupę sudaro ūkininko ir ūkio savybės, o antrajai priskiriami išoriniai veiksniai, susiję su rinka ir politika.

Acs, Berentsen ir Huirne (2007) nustatė, kad ekologinės gamybos plėtrai Nyderlanduose daugiausia įtakos turi darbuotojai ir kainos. Lohr ir Salomonsson (2000) tyrimo rezultatai parodė, kad Švedijoje, be paramos, ekologinės gamybos būdo plėtrą taip pat galėtų paskatinti tokios priemonės kaip patekimo į rinką palengvinimas ar pereinamojo laikotarpio išlaidų dalinis kompensavimas. Pasak Pietola ir Oude Lansink (2001), Suomijoje ūkininkų apsisprendimą pereiti prie ekologinės gamybos skatina mažėjančios produkcijos pardavimo kainos ir didėjančios kompensacinės išmokos. Tikimybė, kad ūkis pereis prie ekologinės žemdirbystės sumažėja, jei ūkis intensyviai plėtoja gyvulininkystę bei ūkio darbo našumas ir intensyvumas yra didesnis. Kerselaers, De Cock, Lauwers ir Van Huylenbroeck (2007) nuomone, kadangi didelis ekologinės gamybos plėtros barjeras yra pereinamasis laikotarpis, parama visų pirma turėtų būti nukreipta į jį. Tyrimo rezultatai parodė, kad dėl itin didelių ekonominių skirtumų atskirų specializacijų ūkiuose dabartinė paramos sistema

užsiimti ekologine gamyba skatina tik augalininkystės ūkius. Todėl, autorių nuomone, siekiant užtikrinti ekologinės žemdirbystės plėtotę reikėtų padidinti paramos priemonių įvairovę. Nustatyta, kad didelės įtakos ekologinės gamybos būdo pasirinkimui turi ir institucinės aplinkos veiksniai.

Albisu ir Laajimi (1998) nustatė, kad Ispanijos sodų augintojų apsisprendimą pereiti prie ekologinės gamybos daugiausia lėmė nuostata, kad ekologiški produktai yra naudingi visuomenei. Ekologinę žemdirbystę taip pat rinkosi tie ūkiai, kurie priklauso tam tikrai gamintojų grupei arba yra asociacijos nariai. De Cock (2005) tyrimo rezultatai parodė, kad ūkininkų sprendimui plėtoti ekologinę gamybą didelės įtakos turi aplinkinių asmenų ir šeimos narių požiūris. Nustatyta, kad labiau linkę pereiti prie ekologinės žemdirbystės ūkininkai, turintys daugiau informacijos apie ją, ir tie, kurie yra suinteresuoti aplinkos apsauga. Lapple (2010) nustatė, kad Airijos ūkininkų apsisprendimui didžiausią įtaką daro jų požiūris į aplinką. Pasak Genius, Pantzios ir Tzouvelekas (2006), Graikijos ūkininkų apsisprendimas pereiti prie ekologinės gamybos yra labai glaudžiai susijęs su informacijos paieška ir kaupimu. Šio tyrimo rezultatai parodė, kad ekologinės žemdirbystės plėtotę taip pat skatina kaimo plėtros politikos priemonės, susijusios su ūkininkų įgūdžių ugdymu, jų konsultavimu, informavimu ir pan. Darnhofer, Schneeberger ir Freyer (2005) nustatė, kad Austrijos ūkininkų apsisprendimui pereiti prie ekologinės gamybos didžiausią įtaką daro jų pačių asmeninės savybės, todėl, pasak tyrėjų, atskirus žemės ūkio produkcijos gamintojus gali paskatinti visiškai skirtingi veiksniai. Serra, Zilberman ir Gil (2008) tyrimo rezultatai parodė, kad Ispanijos ekologinės ir įprastinės gamybos ūkiai turi skirtingas gamybos rizikos valdymo galimybes ir polinkį rizikuoti. Nustatyta, kad ekologinės gamybos būdą dažniau renkasi tie ūkininkai, kurių polinkis prisiimti riziką yra nedidelis. Ferto ir Forgacs (2009) tyrimo rezultatai parodė, kad Vengrijoje ekologinę gamybą dažniau plėtoja ūkininkai, turintys aukštąjį išsilavinimą, taip pat tie, kurių ūkis yra mišrus. Nustatyta, kad šeimos ūkiai yra mažiau linkę užsiimti ekologine žemdirbyste. Mala ir Maly (2013) nustatė, kad Čekijoje tikimybė užsiimti ekologine gamyba padidėja, jei ūkininkas yra jaunesnis, o ūkis – mažesnis. Panašias išvadas padarė ir Kallas, Gomez-Limon ir Bareiro (2009). Pasak jų, ekologinės gamybos būdą rečiau pasirenka vyresni, mažiau linkę rizikuoti asmenys, taip pat siaurai specializuotų stambiųjų ūkių savininkai.

Tyrimo metodika

Siekiant įvertinti tikimybę užsiimti ekologine gamyba, priklausomas kintamasis gali įgauti tik dvi reikšmes: 0 – tuo atveju, kai plėtojamas įprastinės

gamybos būdas, arba 1 – tuo atveju, kai užsiimama ekologine gamyba. Tiesinis tikimybinis modelis, panaudojant klasikinį mažiausių kvadratų metodą, nėra tinkamas. Taikant šį modelį gautos tikimybės ne visada patenka į intervalą $[0; 1]$, todėl rezultatus yra sudėtinga interpretuoti. Be to, tikimybių priklausomybė nebūtinai yra tiesinė, pavyzdžiui, gali egzistuoti optimalus ekologinės gamybos ūkio plotas, tačiau, tolstant nuo jo, tikimybė užsiimti ekologine gamyba didėtų arba mažėtų ne pastoviu, o mažėjančiu tempu tol, kol priartėtų prie tikimybių intervalo ribų. Šias savybes turi netiesinė funkcija:

$$P_i = E(Y = 1|X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{ij})}}$$

$$P_i = E(Y = 1|X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{ij})}},$$

(1)

čia: P – tikimybė, kad nepriklausomas narys įgys pageidaujamą savybę, Y – priklausomas kintamasis, X – nepriklausomas kintamasis, β – modelio lygties koeficientai.

Atlikus tam tikras matematines transformacijas, gaunamas *logit* modelis, arba logistinė regresija:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{ij}$$

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{ij},$$

(2)

Tikimybių santykis parodo, kiek kartų tikimybė užsiimti ekologine gamyba yra didesnė (mažesnė), palyginti su tikimybe plėtoti įprastinės gamybos būdą, esant tam tikroms sąlygoms.

Logit modelis pasižymi šiomis savybėmis:

1. Tikimybės P_i patenka į intervalą nuo 0 iki 1, nors L_i gali svyruoti neribotame intervale.
2. Nors L_i yra tiesinis nepriklausomų kintamųjų skaičius, P_i pasižymi netiesine priklausomybe.
3. Į modelį galima įtraukti norimą nepriklausomų kintamųjų skaičių.
4. Žinant tikimybių santykį ir nepriklausomų kintamųjų dydžius, galima apskaičiuoti konkrečias tikimybes.

Tyrimo imties dydis buvo nustatytas pagal Paniotto formulę:

$$n = \frac{1}{(\Delta^2 + \frac{1}{N})} n = \frac{1}{(\Delta^2 + \frac{1}{N})},$$

(3)

čia: n – imties dydis, N – populiacijos dydis,

Nepriklausomų kintamųjų koreliacijos matrica

	Ūkio dydis	Gyvulininkystė	Ūkininko amžius	Parama gamybai	Sutartiniai darbuotojai	Ūkinės veiklos pajamos
Ūkio dydis	1,00	-0,21	0,12	-0,23	-0,09	-0,05
Gyvulininkystė	-0,21	1,00	0,10	0,07	-0,02	0,00
Ūkininko amžius	0,12	0,10	1,00	0,06	-0,03	-0,00
Parama gamybai	-0,23	0,07	0,06	1,00	-0,06	-0,11
Sutartiniai darbuotojai	-0,09	-0,02	-0,03	-0,06	1,00	0,91
Ūkinės veiklos pajamos	-0,05	0,00	-0,00	-0,11	0,91	1,00

Δ – leistina paklaida, kuri šiame tyrime yra lygi 0,05–0,1.

Tyrimo imtį sudarė 400 ūkių. Ekologinių ūkių skaičius Lietuvoje yra gerokai mažesnis nei įprastinės gamybos, todėl, taikant atsitiktinę imtį, ekologinių ūkių proporcija būtų neadekvati. Dėl šios priežasties tyrimui buvo pasirinkti visi ekologinės gamybos ūkiai, patenkantys į Ūkių apskaitos duomenų tinklą (ŪADT) (160 ūkių), o likusi imties dalis (240 ūkių), panaudojant žingsnio metodą, buvo atrinkta iš į ŪADT patenkančių įprastinės gamybos ūkių.

Remiantis užsienio literatūros analize, buvo išskirti veiksniai, galintys turėti įtakos ekologinės gamybos būdo pasirinkimui, ir iškeltos hipotezės:

1. Ūkio dydis. Didėjant ūkio plotui, tikimybė užsiimti ekologine žemdirbyste turėtų išaugti.
2. Ūkio specializacija. Tai fiktyvus kintamasis, įgyjantis reikšmes 1 – tuo atveju, kai ūkyje laikomi gyvuliai, arba 0 – tuo atveju, kai ūkyje nėra gyvulių. Tikimybė užsiimti ekologine gamyba gyvulininkystės specializacijos ūkiui turėtų būti mažesnė nei augalininkystės.
3. Ūkininko amžius. Didėjant ūkininko amžiui, tikimybė užsiimti ekologine žemdirbyste turėtų sumažėti.
4. Parama gamybai. Didėjant paramai, tikimybė užsiimti ekologine žemdirbyste turėtų išaugti.
5. Sutartinių darbuotojų skaičius. Ūkiams, kurie turi didesnius žmogiškuosius išteklius, tikimybė užsiimti ekologine žemdirbyste turėtų būti didesnė.
6. Ūkinės veiklos pajamos. Mažesnės pajamos turėtų mažinti tikimybę užsiimti ekologine gamyba.

Svarbu pažymėti, kad paramos suma, sutartinis darbuotojų skaičius ir Ūkinės veiklos pajamos yra tiesiogiai susiję su ūkio dydžiu, todėl, dėl multikolinearumo problemos, absoliučiais dydžiais jų į modelį įtraukti negalima. Nors dėl multikolinearumo parametrų įverčiai išlieka nepaslinkti, suderinti ir efektyvūs, įverčių variacija ir kovariacija

yra aukšta. Dėl to statistškai reikšmingi kintamieji gali būti atmesti. Taigi šie trys rodikliai į modelį buvo įtraukti juos padalijus iš žemės ūkio naudmenų.

Iš 1 lentelės matyti, kad paramą gamybai, sutartinių darbuotojų skaičių ir Ūkinės veiklos pajamas į modelį įtraukus santykiniais dydžiais, interkoreliacija tarp jų ir ūkio dydžio nėra stebima. Visi koeficientai yra mažesni nei 0,8, kas yra kritinė reikšmė multikolinearumo egzistavimui. Tačiau ir po transformacijos egzistavo stiprus tiesinis ryšys tarp Ūkinės veiklos pajamų ir sutartinių darbuotojų skaičiaus. Taigi, siekiant tenkinti regresijos prielaidas, sutartinių darbuotojų skaičius į modelį nebuvo įtrauktas.

Prieš atliekant modelio statistškai reikšmingų kintamųjų analizę, buvo įvertintas jo tinkamumas. Tikėtumo santykio testas parodė, kad sudarytas modelis yra statistškai reikšmingas (testo statistika yra lygi 363,43, p reikšmė – 0,0000), todėl jis yra tinkamas daryti išvadas. Svarbu pažymėti, kad pakankamai aukštas ir modelio tikslumas (jis teisingai įvertino 93 proc. stebėjimų) bei modelio determinuotumą parodantis McFadden R^2 rodiklis (0,6750).

Sudaryto modelio rezultatai buvo panaudoti scenarijų analizėje. Buvo sudaryti trys scenarijai, parodantys ekologiškų produktų gamintojų lūkesčius dėl išmokų dydžio naujuoju programiniu laikotarpiu, ir įvertinta lūkesčių įtaka tikimybei užsiimti ekologine žemdirbyste atskirai augalininkystės ūkiams ir tiems, kuriuose plėtojama gyvulininkystė.

Tyrimo rezultatai

Sudarytas modelis rodo, kad ūkininkų apsisprendimui pereiti prie ekologinės gamybos jų amžius nėra svarbus, o visi kiti rodikliai turi tam tikrą poveikį. Svarbu pažymėti, kad vertinant ūkio dydžio veiksnį išvadas galima daryti tik su 90 proc. patikimumu (2 lentelė).

Tikimybės užsiimti ekologine gamyba *logit* modelio rezultatai

Kintamasis	Koeficientas	Standartinė paklaida	z-Statistika	P reikšmė
Laisvasis narys	-6,0781	0,9898	-6,1409	0,0000***
Ūkio dydis	0,0021	0,0011	1,8588	0,0631*
Gyvulininkystės plėtojimas	-1,1566	0,4684	-2,4691	0,0135**
Ūkininko amžius	-0,0098	0,0177	-0,5508	0,5818
Ūkinės veiklos pajamos	-0,0008	0,0002	-4,5398	0,0000***
Parama gamybai	0,0010	0,0011	9,0458	0,0000***

Siekiant šį modelį naudoti prognozavimui arba scenarijų analizei, buvo pašalintas nereikšmingas veiksnys. Galutinė *logit* modelio forma yra tokia:

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = -6,4089 + 0,0019X_{DJD} - 1,1726X_{GYV} - 0,0008X_{PAJ} + 0,0099X_{PAR} \quad (4)$$

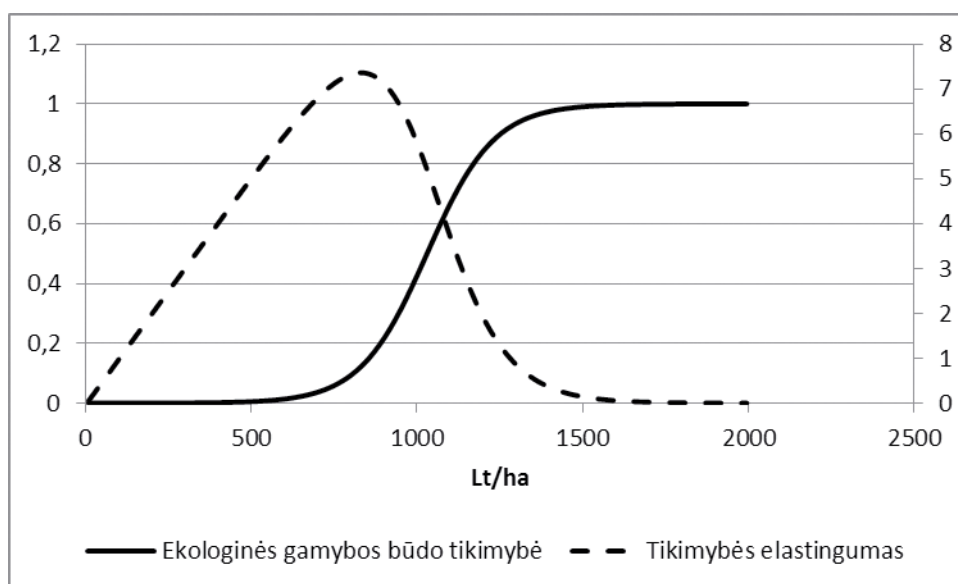
čia: P – tikimybė užsiimti ekologine gamyba, X_{DJD} – ūkio dydis (ha), X_{GYV} – fiktyvus kintamasis, parodantis, ar ūkyje plėtojama gyvulininkystė, X_{PAJ} – ūkinės veiklos pajamos (Lt/ha), X_{PAR} – parama gamybai (Lt/ha).

Sudarytas modelis rodo, kad ryšys tarp ūkinės veiklos pajamų ir tikimybės užsiimti ekologine gamyba yra atvirkštinis. Tai galima paaiškinti tuo, kad didesnės ekologiškos produkcijos kainos nekompensoja mažesnių produkcijos apimčių. Manoma, kad padidinti šią tikimybę būtų galima kardinaliai pakeitus paramos mechanizmą.

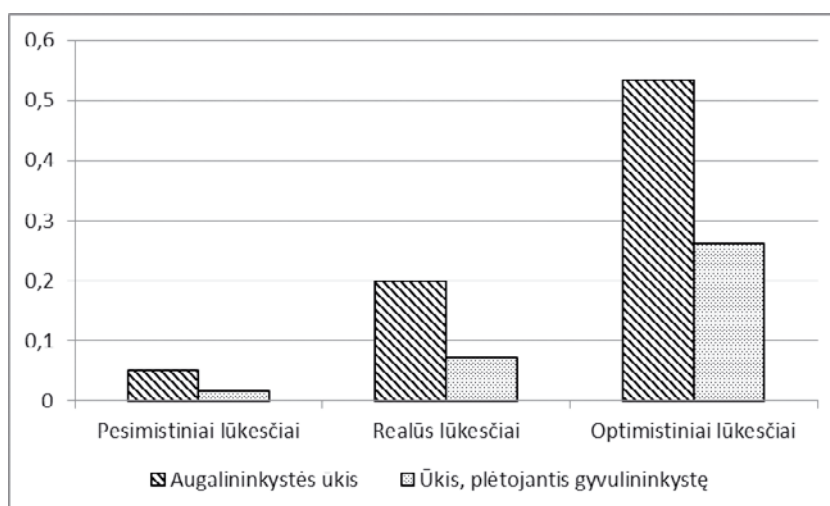
Ūkio dydis turi priešingą poveikį negu pajamos – jam didėjant, tikimybė užsiimti ekologine gamyba auga. Sudarytas modelis rodo, kad ūkio plotui išaugus vienu hektaru, tikimybių santykis padidėja palyginti nedaug – 0,2 proc. Taip yra dėl to, kad didesni ūkiai, pagaminantys daugiau produkcijos, gali ją lengviau ir už didesnę kainą realizuoti. Be to, dideliuose ūkiuose vienam darbuotojui tenka daugiau pajamų, taip pat tokie ūkiai yra pajėgūs diegti pažanges technologijas.

Tikimybė užsiimti ekologine gamyba taip pat veikia ūkio specializacija. Tyrimo rezultatai rodo, kad tikimybių santykis užsiimti ekologine gamyba tuo atveju, kai ūkyje laikoma gyvulių, yra net 69 proc. mažesnis, palyginti su ūkiu, kuriame jų nėra. Tikėtina, kad tokius rezultatus lemia palyginti mažesnė parama gyvulininkystės sektoriui.

Didžiausios įtakos ūkininkų apsisprendimui užsiimti ekologine gamyba turi parama. 1 paveiksle parodyti ekologinės gamybos tikimybės ir jos elastingumo pokyčiai didėjant paramai gamybai.



1 pav. Ekologinės gamybos tikimybės (kairioji ašis) ir jos elastingumo (dešinioji ašis) pokyčiai didėjant paramai gamybai



2 pav. Ekologiškų produktų gamintojų lūkesčių įtaka tikimybei užsiimti ekologine gamyba

Iš paveikslo matyti, kad tikimybės elastingumas auga tol, kol parama pasiekia 728 Lt/ha ribą, o didesnis už vienetą (tikimybė auga greitesniu tempu nei parama) jis tampa pasiekus 1149 Lt/ha. Tai reiškia, kad, siekiant skatinti ekologinę žemdirbystę, paramos didinimas iki 1149 Lt/ha būtų efektyvus. Svarbu pažymėti, kad, viršijus šią ribą, tikimybė užsiimti ekologine gamyba augtų ne taip sparčiai.

Kaip jau minėta anksčiau, sudarytas modelis yra puikus prognozavimo arba scenarijų analizės įrankis. Taigi, atsižvelgiant į ekologiškų produktų gamintojų lūkesčius dėl išmokų dydžio naujuoju programiniu laikotarpiu, buvo sudaryti trys scenarijai ir įvertinta lūkesčių įtaka tikimybei užsiimti ekologine gamyba (2 pav.).

Pesimistiniai lūkesčiai reiškia, kad parama 2014–2020 m. išliks tokio pat dydžio kaip 2007–2013 m. Šiuo atveju tikimybė užsiimti ekologine gamyba augalininkystės ūkiui yra 5,1 proc., o ūkiui, plėtojanti gyvulininkystę, – 1,6 proc. Tai reiškia, kad esant šiam scenarijui padėtis ekologinės gamybos sektoriuje beveik nepasikeistų. Realūs lūkesčiai parodo labiausiai tikėtiną 2014–2020 m. išmokų dydį. Pagal šį scenarijų, palyginti su ankstesniuoju, tikimybė užsiimti ekologine gamyba abiejų specializacijų ūkiuose padidėtų apie keturis kartus. Optimistiniai lūkesčiai reiškia, kad ekologiškų produktų gamintojai tikisi gana žymaus išmokų padidėjimo. Pagal šį scenarijų, tikimybė užsiimti ekologine gamyba ūkyje, kuris neturi gyvulių, yra 53,3 proc., o ūkiui, plėtojanti gyvulininkystę, – daugiau nei perpus mažesnė. Tai reiškia, kad siekiant paskatinti gyvulininkystės plėtrą ūkiams, turintiems gyvulių, turėtų būti teikiama tam tikra papildoma parama. Augalininkystės ūkiuose toks paramos lygis būtų pakankamas ir tuomet tikimybei užsiimti ekologine gamyba didesnės įtakos turėtų ūkininko ir ūkio

savybės. Vis dėlto svarbu pažymėti, kad realūs tikimybių pokyčiai gali būti šiek tiek mažesni, nes šiuo atveju laikomasi *ceteris paribus* prielaidos.

Išvados

Mokslinius tyrimus, nagrinėjančius ekologinės gamybos būdo pasirinkimą lemiančius veiksnius, galima suskirstyti į dvi grupes. Pirmoji mokslininkų grupė didesnę dėmesį skiria ūkio ir ūkininko savybėms, o antroji – veiksniams, susijusiems su rinka ir politika. Vis dėlto manoma, kad tiek vidiniai, tiek išoriniai veiksniai yra vienodai svarbūs, ir ūkininko apsisprendimą lemia visų jų bendras poveikis.

Didžiausios įtakos ūkininkų apsisprendimui užsiimti ekologine gamyba turi parama. Siekiant skatinti ekologinę žemdirbystę Lietuvoje, parama turėtų būti padidinta 2 kartus – vidutiniškai iki 1149 Lt/ha.

Tiesioginės įtakos ekologinės gamybos būdo pasirinkimui turi ūkio dydis. Tai galima paaiškinti tuo, kad didesni ūkiai, pagaminantys daugiau produkcijos, gali ją lengviau ir už didesnę kainą realizuoti. Be to, dideliuose ūkiuose vienam darbuotojui tenka daugiau pajamų, taip pat tokie ūkiai yra pajėgūs diegti pažangesias technologijas.

Ūkininkų apsisprendimui pereiti prie ekologinės gamybos jų amžius nėra svarbus. Dėl to negalima teigti, kad Lietuvoje ekologinį ūkininkavimą dažniau pasirenka jaunesni ūkininkai.

Ryšys tarp ūkinės veiklos pajamų ir tikimybės užsiimti ekologine gamyba yra atvirkštinis. Tai galima paaiškinti tuo, kad didesnės ekologiškos produkcijos kainos nekompensuoja mažesnių produkcijos apimčių. Manoma, kad padidinti šią tikimybę galima kardinaliai pakeitus paramos mechanizmą.

Tikimybių santykis užsiimti ekologine gamyba tuo atveju, kai ūkyje laikoma gyvulių, yra beveik 70 proc. mažesnis, palyginti su ūkiu, kuriame jų nėra. Tikėtina,

kad tokius rezultatus lemia palyginti mažesnė parama gyvulininkystės sektoriui. Tai rodo, kad ūkiams, plėtojantiems gyvulininkystę, turėtų būti skiriama didesnė parama. Papildomos paramos poreikį ūkiams, ekologiškai auginantiems gyvulius, parodo ir scenarijų analizės rezultatai.

Literatūra

1. Acs, S., Berentsen, P. B. M., Huirne, R. B. M. (2007). Conversion to organic arable farming in the Netherlands: a dynamic linear programming analysis. *Agricultural Systems*, 94(2), 405–415.
2. Darnhofer, I., Schneeberger, W., Freyer, B. (2005). Converting or not converting to organic farming in Austria: farmer types and their rationale. *Agriculture and Human Values*, 22, 39–52.
3. De Cock, L. (2005). Determinants of organic farming conversion. *XI International Congress of the European Association of Agricultural Economists*. Copenhagen, Denmark.
4. Ferto, I., Forgacs, C. (2009). The choice between conventional and organic farming: a Hungarian example. *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*, 3, 55–58.
5. Genius, M., Pantzios, C., Tzouvelekas, V. (2006). Information acquisition and adoption of organic farming practices: evidence from farm operations in Crete, Greece. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 31(1), 93–113.
6. Greene, W. H. (2002). *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall.
7. Kallas, Z., Gomez-Limon, J. A., Bareiro, J. (2007). Decomposing the value of agricultural multifunctionality: combining contingent valuation and the analytical hierarchy process. *Journal of Agricultural Economics*, 58(2), 218–241.
8. Kerselaers, E., De Cock, L., Lauwers, L., Van Huylenbroeck, G. (2007). Modelling farm level economic potential for conversion to organic farming. *Agricultural Systems*, 94(3), 671–682.
9. Laajimi, A., Albisu, L. M. (1998). Technology transfer to Spanish organic farmers: institutional arrangements, socio-economic issues and policy implications. *Acta Horticulturae* 2000, 524, 111–116.
10. Lapple, D. (2010). Adoption and abandonment of organic farming: an empirical investigation of the Irish drystock sector. *Journal of Agricultural Economics*, 61(3), 697–714.
11. Lietuvos agrarinės ekonomikos institutas (2012). *Ūkių veiklos rezultatai (ŪADT tyrimo duomenys) 2011*. Vilnius: LAEI.
12. Lohr, L., Salomonsson, L. (2000). Conversion subsidies for organic production: results from Sweden and lessons for the United States. *Agricultural Economics*, 22, 133–146.
13. Maddala, G. S. (1992). *Introduction to Econometrics*. New York: Macmillan Publishing Company.
14. Mala, Z., Maly, M. (2013). The determinants of adopting organic farming practices: a case study in the Czech Republic. *Agricultural Economics*, 59(1), 19–28.
15. Pietola, K., Oude Lansink, A. (2001). Farmer response to policies promoting organic farming technologies in Finland. *European Review of Agricultural Economics*, 28(1), 1–15.
16. Serra, T., Zilberman, D., Gil, J. M. (2008). Differential uncertainties and risk attitudes between conventional and organic producers. The case of Spanish COP farmers. *Agricultural Economics*, 39(2), 219–229.
17. Skulskis, V., Kairytė, E., Zemeckis, R. (2006). Ekologinį ūkininkavimą skatinančių veiksnių vertinimas. *Žemės ūkio mokslai*, 1 (priedas), 55–61.
18. Skulskis, V., Vitunskienė, V. (2008a). Ekologinio ūkininkavimo vidiniai veiksniai. *Vadybos mokslas ir studijos – kaimo verslų ir jų infrastruktūros plėtrai*, 4 (15), 143–150.
19. Skulskis, V., Vitunskienė, V. (2008b). Ekologinio ūkininkavimo išoriniai veiksniai. *Vadybos mokslas ir studijos – kaimo verslų ir jų infrastruktūros plėtrai*, 3 (14), 141–150.

Kriščiukaitienė, I., Eirošius, Š., Namiotko, V.

The evaluation of the determinants of adopting organic farming practices

Summary

During the last few decades, European agriculture has been intensifying its production practices. In order to reduce the negative impacts derived from intensive farming, some environmental friendly production methods have been promoted by EU public authorities. Organic farming, which has increased substantially in recent years, has received important attention within the Common Agricultural Policy (CAP). The CAP has provided support to organic farming since 1991 by means of a premium subsidy program in which farmers receive a fixed payment per crop and year.

The aim of this paper is to assess the factors that influence the decision to adopt organic farming practices. The following tasks are therefore set: 1) to compare the results of similar studies of the other countries within the

European Union; 2) to make a logit model which could evaluate probabilities to switch to organic farming; and 3) to assess the influence of farmers' expectations on the probability to switch to organic farming.

Factors influencing farmers' decision on adopting or not were analysed. Many studies (Laajimi and Albisu (1998), Pietola and Oude Lansink (2001), Darnhofer, Schneeberger and Freyer (2005), Genius, Pantzios and Tzouvelekas (2006), Acs, Berentsen and Huirne (2007), Ferto and Forgacs (2009), Mala and Maly (2013)) have been reviewed. According to those, the most relevant factors that influence the decision to convert from conventional to organic farming include farmer characteristics, farm structure, farm management, exogenous factors, and attitudes and opinions.

A logit model was estimated on a cross-sectional data set of Lithuanian farmers for the period 2011. In total there

were 160 organic farms and 240 conventional farms in the sample. The logit model was chosen based on these advantages:

1. Although the probabilities (of necessity) lie between 0 and 1, the logits are not so bounded.
2. Although the logit model is linear in independent variables, the probabilities themselves are not. This property is in contrast with the linear probability model, where the probabilities increase linearly with regressors.
3. As many regressors as may be dictated can be added by the underlying theory in the logit model.
4. When values of variables are known, it is easy to calculate probabilities.

Hypotheses based on previous empirical literature were tested by models explicitly accounting for the effects of farm-specific variables like farm size, farm type, farmers' age, subsidies, farm employees and income.

The model had a multicollinearity problem. The correlation coefficient was significantly high between variables of income and employees, and the factor of farm employees was thus eliminated in order to solve the multicollinearity. Farmers' age was not a statistically significant regressor, so it was also eliminated from the logit model. All other variables were significant with a 95% probability, except for farm size (with a probability of 90%).

The results of tests of the model goodness to fit were positive and led to a conclusion that this model is acceptable for further analysis. In addition, 93% of predictions with this model were correct. That shows quite a high accuracy.

Conclusions:

1. Research exploring the factors of organic production method selection can be divided into two groups. The first group of scientists shows greater importance to the

non-economic factors, while the second to economic factors. The former group includes farmer's attitudes, opinions and objectives. In the later group we mainly find market prices and public support. However, the authors argue that both non-economic and economic factors are equally important and farmers' decisions depend on the overall effect of all of them.

2. Subsidies have the strongest influence on farmers' decision to adopt organic production. In order to promote organic farming in Lithuania, increasing subsidies to an average of 1149 Lt / ha would be effective.
3. The direct impact on the choice of the organic production method also has economic value. This can be explained by the fact that larger farms produce a higher output, its realization can be more easy and at a higher price. In addition, larger farms have more revenue per employee, as well as such farms being capable of deploying advanced technologies.
4. Farmers' ages are not important to their decisions to switch to organic production method. The hypothesis that often young farmers choose organic farming in Lithuania was rejected.
5. The relationship between farm income and the probability of adopting organic production is reverse. The main reason is that the higher prices of organic products does not compensate the lower production volumes.
6. The probability switching to organic production is considered to be nearly 70 per cent lower in the case of animal farming compared to crop farming. It is likely that these results led to relatively lower support for the livestock sector. This suggests that farms propagating animal farming should receive more support.

Keywords: organic farming, expectations, logit model.

Straipsnis recenzuotas.

Straipsnis gautas 2013 m. gegužės mėn.; priimtas 2013 m. gegužės mėn.

The article has been reviewed.

Received in May 2013, accepted in May 2013.