

Orų prognozė agroekosistemos produkcijos modeliuose

E. Žiniauskaitė, V. Denisovas (KU)

Santrauka

Klaipėdos universitete šiuo metu kuriama dinaminė agroekologinio modeliavimo sistema. Vienas pagrindinių joje sprendžiamų uždavinių – agroekosistemos produkcinio proceso vystymosi sąlygų bei galutinio derliaus prognozė.

Šiame straipsnyje dėstomos stochastinio oro modelio kūrimo bei adaptacijos Lietuvoje stadijos. Adaptuotą modelį ketinama taikyti vegetacijos periodo oro sąlygų prognozėje, o tai leis minėtoje modeliavimo sistemoje sudaryti skirtinges prognozinius scenarijus.

Pagrindiniai paros oro elementai apibrėžiami kaip diskretaus laiko stochastiniai procesai, kuriuos sudaro paros minimali ir maksimali temperatūra, santykinė oro drėgmė, debesuotumas, krituliai bei vėjo greitis. Pirmieji keturi meteorologiniai elementai yra aprašomi kaip keturkaktis diskretaus laiko stochastinis procesas, likę du – modeliuojami atskirai. Stochastinių procesų, aprašančių paros oro sąlygų dinamiką, jų kokybinės savybės, parametrinė identifikacija ir verifikacijos rezultatai naudojant meteorologinius duomenis iš skirtinės Lietuvos vietovių pateikiami šiame straipsnyje.

1. Įvadas. Orų prognozės uždavinio formulavimas

Pagrindinis faktorius, apsprendžiantis kultūrinių augalų vystymosi procesą ir galutinių derlių, yra vegetacijos laikotarpiai susiklostančios oro sąlygos. Todėl kuriant matematinių modelių, aprašantį agroekosistemos produkcinio proceso dinamiką, turi būti numatomai ir meteorologinių charakteristikų įvertinimo būdai. Standartiniai klimatiniai šaltiniai, pavyzdžiui [8], pateikia bendriausius duomenis apie vietovės klimatą, t.y., vidutines metines ir mėnesines meteorologinių elementų reikšmes, kurios teguli būti naudojamos paprastiems regresinio tipo “klimatas–derlius” uždaviniams spręsti. Tuo tarpu prognozinis agroekosistemos produkcinio proceso modeliavimas priskiriamas “oras–derlius” tipo uždaviniams ir yra neįmanomas be efektyvių orų prognozės metodų. Ilgalaikėje orų prognozėje vis dažniau ir gana sėkmingai taikomi stochastinio modeliavimo metodai. Klasikine laikoma taip vadinamoji Ričardsono (C W. Richardson) stochastinio paros oro kintamuju generavimo modelio konsepcija [1–2], kuria savo darbuose remiasi daugelis kitų autorų [3–7]. Šiame straipsnyje ypatingas dėmesys skiriamas konceptualiem modelio parametrizacijos, modeliavimo algoritmo sudarymo bei adaptacijos Lietuvos klimato sąlygomis klausimams. Adaptuotą modelį ketinama integruti į Klaipėdos universitete kuriamą dinaminę agroekologinio modeliavimo sistemą [9].

Paros oras, t.y. modeliavimo objektas, apibrėžiamas kaip šešiamatis diskretaus laiko stochastinis procesas, kurio komponentės yra maksimali ir minimali oro temperatūra,

vidutinė santykinė oro drėgmė, debesuotumas (arba saulės spinduliavimo trukmė), kritulių kiekis bei vidutinis vėjo greitis. Modeliavimo tikslas – bet kokio ilgio oro realizacijų generavimas. Orą modeliavimas grindžiamas fizinėmis oro kintamųjų savybėmis. Laikoma kad, generuojant i -sios paros orą turi būti atsižvelgta į orą i -ją parą.

Stochastinis orą modeliavimas faktiškai susideda iš trijų etapų:

1. kokybių oro savybių apibrėžimas;
2. stochastinio oro modelio parametrų identifikacija;
3. stochastinis orą modeliavimas Monte–Carlo metodu.

2. Kokybių oro savybių apibrėžimas

Keturi paros meteorologiniai elementai: maksimali ir minimali oro temperatūra, vidutinė santykinė oro drėgmė ir debesuotumas (arba saulės spinduliavimo trukmė) yra tarpusavyje koreliuojantys atsitiktiniai dydžiai, todėl jiems aprašyti naudojamas keturmatinis diskreto laiko stochastinis procesas. Tai nestacionarus procesas, kadangi visų jo komponenčių vidurkiai bei dispersijos nėra pastovūs laiko atžvilgiu, o pasižymi metine eiga. Siekiant supaprastinti identifikacijos ir modeliavimo procedūras, nagrinėjamą procesą $X(i)$, kur i – dienos eilės numeris nuo metų pradžios, galima užrašyti taip:

$$X(i) = \bar{X}(i) + \sigma(i)x(i), \quad (1)$$

čia $\bar{X}(i)$ – i -ios dienos meteorologinių elementų vidurkių vektorius, $\sigma(i)$ – i -ios dienos meteorologinių elementų standartinių nuokrypių vektorius, $x(i)$ – i -ios dienos centruotų ir normuotų vektoriaus $X(i)$ komponenčių vektorius.

Procesas $x(i)$ laikomas stacionariu (bent vieno kalendorinio mėnesio bėgyje) stochastiniu procesu, kurio komponentėms modeliuoti gali būti taikomas standartinio normaliojo pasiskirstymo dėsnis [7]. Toks procesas yra charakterizuojamas dinamine koreliacijos funkcija, kuri pakankamai tiksliai aproksimuojama tokia išraiška [7]:

$$R_{xx}(k) = \begin{cases} L \cdot Q^{|k|} \cdot L^T, & k \geq 0 \\ L \cdot Q^{T|k|} \cdot L^T, & k < 0 \end{cases}, \quad (2)$$

čia k – dienų skaičius tarp meteorologinių elementų stebėjimo datų, $R_{xx}(k)$, L , Q – 4×4 matricos; Q atspindi koreliacijos tarp meteorologinių elementų silpnėjimą didėjant k , LL^T yra koreliacijos tarp meteorologinių elementų, fiksuojamą tą pačią dieną, matrica.

Modeliuojamų meteorologinių elementų vidurkių bei standartinių nuokrypių reikšmių metinė eiga aprašoma tokiu būdu. Statistinė duomenų analizė rodo, kad santykinės oro drėgmės vidutinė reikšmė bei visų keturių meteorologinių elementų standartinių nuokrypių reikšmės i – ją metų dieną pakankamai tiksliai charakterizuojamos vidutinėmis atitinkamo mėnesio santykinės oro drėgmės bei visų keturių meteorologinių elementų standartinių nuokrypių reikšmėmis. Tuo tarpu maksimalios ir minimalios oro temperatūros bei debesuotumo (arba saulės spinduliavimo trukmės) vidutinei i -ios dienos reikšmei $\bar{X}(i)$

pagal atitinkamo mėnesio vidutines jų reikšmes įvertinti gali būti naudojamas modifikuotas harmoninės interpoliacijos metodas [7]:

$$\bar{X}(i) = A_0 + \sum_{j=1}^6 \left[A_j \cdot \cos\left(\frac{2\pi}{365} \cdot j \cdot (i+15)\right) + B_j \cdot \sin\left(\frac{2\pi}{365} \cdot j \cdot (i+15)\right) \right], \quad (3)$$

čia $A_0, A_j, B_j, j=1 \dots 6$ – koeficientai, apskaičiuojami pagal atitinkamos meteorologinės charakteristikos vidutinę mėnesinę reikšmę.

Pastaba. Modeliuojamų meteorologinių elementų, įeinančių į procesą $X(i)$, i -sios dienos reikšmės yra sąlygojamos kritulių iškritimo faktu. Literatūroje [1–4], [7] minėta priklausomybė įvertinama šių elementų parametrų identifikacijos uždavinyje atsižvelgiant į kritulių iškritimo faktą (proceso $X(i)$ parametrams nustatyti naudojamą meteorologinę informaciją pagal kritulių iškritimo faktą padalinant į du masyvus ir visus šio proceso parametrus nustatant atskirai abiem masyvams).

Kritulių modeliavimas skirstomas į du etapus. Pirmiausia modeliuojamas pats kritulių iškritimo faktas. Jis aprašomas paprasta Markovo grandine su dviem būsenomis: G – “giedra” ir L – “lietinga” bei atitinkamomis perėjimo tikimybėmis: $P(L/L)$, $P(L/G)$, $P(G/L)$, $P(G/G)$ [1–3], [7].

Kritulių kiekis, iškritęs stebimą dieną, yra generuojamas kaip atsitiktinis dydis, pasiskirtęs pagal Veibulo pasiskirstymo dėsnį su tankio funkcija [7]:

$$f(x) = \frac{\alpha x^{\alpha-1} e^{(-x/\beta)^{\alpha}}}{\beta^{\alpha}}. \quad (4)$$

čia α, β – Veibulo pasiskirstymo dėsnio parametrai.

Vidutinis paros vėjo greitis laikomas neesmine žemės ūkiui meteorologine charakteristika, todėl jo reikšmė i -ją metų dieną charakterizuojama atitinkamo mėnesio vidutine reikšme.

3. Stochastinio oro modelio parametrų identifikacija

Stacionaraus stochastinio proceso $x(i)$ koreliacijos tarp meteorologinių elementų fiksuojamą tą pačią dieną ir tarp meteorologinių elementų, fiksuojamų skirtingomis dienomis, matricos i -jai metų dienai gali būti įvertinamos atitinkamomis vidutinėmis mėnesinėmis jų reikšmėmis M_1 bei M_0 . Tačiau procesui $x(i)$ (žr. sekantį skyrių) modeliuoti reikalingos matricos A ir B , kurios su minėtomis koreliacijos matricomis yra susietos tokiomis lygtimis [6]:

$$A = M_1 M_0^{-1}, \quad B = M_0 - M_1 M_0^{-1} M_1^T. \quad (5)$$

Reikšmės M_0 ir M_1 nustatomos pagal visus stebėjimo metus. Matricų A ir B reikšmės įvertinamos kiekvienam mėnesiui.

Koefficientai A_0, A_j, B_j , $j=1 \div 6$, išreiškiami kaip modifikuotos atvirkštinės Furje transformacijos koefficientai vietoj vidutinių i -sios dienos reikšmių $\bar{X}(i)$ naudojant atitinkamo meteorologinio elemento vidutines mėnesines reikšmes [7]:

$$\begin{aligned} A_0 &= \frac{1}{12} \sum_{MI=1}^{12} \bar{X}(MI), \\ A_j &= \frac{365 \sin(2\pi/365)}{12 \cdot \sin(2\pi/12)} \frac{1}{6} \sum_{MI=1}^{12} \bar{X}(MI) \cos\left(\frac{2\pi}{12} \cdot j \cdot MI\right), \quad j = 1 \div 5 \\ A_6 &= \frac{1}{12} \sum_{MI=1}^{12} \bar{X}(MI) \cos \pi \cdot MI, \\ B_j &= \frac{365 \sin(2\pi/365)}{12 \cdot \sin(2\pi/12)} \frac{1}{6} \sum_{MI=1}^{12} \bar{X}(MI) \sin\left(\frac{2\pi}{12} \cdot j \cdot MI\right), \quad j = 1 \div 6, \end{aligned} \quad (6)$$

čia MI – mėnesio eilės numeris, $X(MI)$ – atitinkamo meteorologinio elemento vidutinė mėnesinė reikšmė, nustatoma atskirai giedroms ir lietingoms dienoms pagal visus stebėjimo metus. Koefficientai A_0, A_j, B_j , $j=1 \div 6$, įvertinami atskirai giedroms ir lietingoms dienoms.

Tikimybės $P(L/L)$, $P(L/G)$, $P(G/L)$, $P(G/G)$, pagal kurias modeliuojamas kritulių iškritimo faktas i -ją dieną įvertinamos jų vidutinėmis mėnesinėmis reikšmėmis. Akivaizdu, kad turi būti tenkinamos lygybės:

$$P(L/L) + P(S/L) = 1, \quad (10)$$

$$P(L/S) + P(L/L) = 1. \quad (11)$$

Veibulo pasiskirstymo, naudojamo lietingą dieną iškritusiam kritulių kiekiui aprašyti, parametrai α, β nustatomi empiriniu metodu [7]:

$$\alpha = \frac{\ln \frac{\ln R_4}{\ln R_1}}{\ln 4}, \quad \beta = 4\bar{M} \cdot (-\ln R_4)^{-1/\alpha}, \quad (12)$$

čia \bar{M} – vidutinė paros kritulių norma, įvertinama vidutine atitinkamo mėnesio reikšme, R_1 – empirinė tikimybė, kad kritulių kiekis viršys vidutinę paros normą, R_4 – empirinė tikimybė, kad kritulių kiekis viršys vidutinę paros normą 4 kartus. Parametrai α, β įvertinami kiekvienam mėnesiui.

Vidutinė santykinė oro drėgmės reikšmė bei visų, i procesą $X(i)$ įeinančių meteorologinių elementų standartinių nuokrypių reikšmės įvertinamos jų atitinkamomis vidutinėmis mėnesinėmis reikšmėmis, skaičiuojamomis atskirai giedroms ir lietingoms dienoms pagal visus stebėjimo metus.

Paros vidutinio vėjo greičio vidurkis, kuriuo charakterizuojamas i -sios dienos vidutinis vėjo greitis, įvertinamas jo vidutine mėnesine reikšme, skaičiuojama pagal visus stebėjimo metus.

4. Stochastinis orų modeliavimas Monte–Carlo metodu

Laikant, kad visa ($i-1$)-sios dienos meteorologinė informacija yra žinoma, sudaromas i -sios dienos orų statistinio modeliavimo algoritmas, susidedantis iš tokų etapų:

1. Kritulių iškritimo fakto nustatymas.

1.1. Atsitiktinio skaičiaus x , vienodai pasiskirsčiusio intervale $(0, 1)$, generavimas.

1.2. Jei ($i-1$)-ji diena buvo giedra, tai:

jei $x \leq P(G/G)$ tai i -ji diena yra giedra;

priešingai i -ji diena yra lietinga.

Priešingai jei ($i-1$)-ji diena buvo lietinga, tai:

jei $x \leq P(G/L)$ tai i -ji diena yra giedra

priešingai i -ji diena yra lietinga.

2. Kritulių kiekio modeliavimas.

Jei nustatyta, kad i -ji diena yra giedra, tai kritulių kiekis i -ją dieną laikomas lygiu 0: $P(i)=0$. Priešingu atveju, $P(i)$ reikšmė generuojama kaip atsitiktinis dydis, pasiskirstęs pagal Veibulo pasiskirstymo dėsnį. Tam:

2.1. Generuojamas atsitiktinis skaičius x , vienodai pasiskirstęs intervale $(0, 1)$.

2.2. Kritulių kiekio i -ją dieną apskaičiavimas pagal x -kvantilio formulę:

$$P(i) = \beta(-\ln x)^{1/\alpha} \quad (13)$$

3. Vektoriaus $x(i)$ komponenčių modeliavimas pagal pirmos eilės autoregresijos lygtį $AR(1)$:

$$x(i) = A(MI)x(i-1) + B(MI)e(i), \quad (14)$$

čia $e(i)$ – keturmatis vektorius, sudarytas iš nepriklausomų normaliai pasiskirsčiusių atsitiktinių dydžių su nuliniu vidurkiu bei vienetine dispersija:

$$e = [e_1, e_2, e_3, e_4]^T \quad (15)$$

Vektoriaus $e(i)$ komponentės apskaičiuojamos pagal formulę [7]:

$$e_j = \sqrt{-2 \ln x_{1j}} \cdot \cos(2\pi \cdot x_{2j}), \quad (16)$$

čia x_{1j} ir x_{2j} , $j=1 \div 4$ – nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai iš intervalo $(0, 1)$.

Lygtis (14) leidžia generuoti centruotas ir normuotas temperatūrinių charakteristikų, santykinės oro drėgmės bei debesuotumo reikšmes i -ją dieną, jei ($i-1$)-ja dieną tos reikšmės yra žinomos.

4. Temperatūrų, santykinės oro drėgmės ir debesuotumo vidurkių bei standartinių nuokrypių nustatymas.

4.1. Santykinės oro drėgmės vidurkio nustatymas:

$$\bar{X}(i) = \bar{X}(MI). \quad (17)$$

4.2. Temperatūrinių charakteristikų ir debesuotumo vidurkių apskaičiavimas pagal (3).

4.3. Temperatūrinių charakteristikų, santykinės oro drėgmės ir debesuotumo standartinių nuokrypų apskaičiavimas:

$$\sigma(i) = \sigma(MI). \quad (18)$$

5. Vektoriaus $X(i)$ komponenčių modeliavimas pagal (1).

6. Vidutinio vėjo greičio modeliavimas pagal (17).

Išdėstytais paros oro modeliavimo algoritmas leidžia imituoti orą i -ai parai, jei ($i-1$)-os paros oras yra žinomas. Pagal i -os paros orą galima generuoti orą $(i+1)$ -ai parai ir taip toliau bet kokiam laiko tarpui į priekį.

5. Modelio testavimas ir validacija

Žemės ūkio kultūrų derlingumas priklauso nuo tokų bendrų agrometeorologinių bei agroklimatinės charakteristikų kaip vidutinės kiekvieno mėnesio temperatūros, vegetacinių laikotarpio aktyvių temperatūrų ir kritulių sumos, temperatūrų perejimo per kritis reikšmes (5, 10, 15 °C) datos, hidroterminis koeficientas ir kt. Jei apskaičiuotų pagal sumodeliuotas oro realizacijas ir faktinių charakteristikų vidutinės reikšmės skiriasi leistinų paklaidų ribose, galima teigti, kad adaptuotas stochastinis oro modelis gali būti taikomas prognozinių scenarijų skaičiavimuose.

Modelis buvo testuojamas naudojant dviejų Lietuvos meteorologinių stočių (Dotnuvos ir Vėžaičių), esančių skirtinėse klimato zonose, duomenis. Tai leidžia daryti išvadas apie modelio pritaikomumą ir kitose Lietuvos vietovėse. Modelio parametru identifikacija buvo atliekama pagal 1972–1980 metų duomenis iš Vėžaičių ir 1971–1980 metų duomenis iš Dotnuvos. Modelio testavimui buvo naudoti 1981–1990 metų Dotnuvos bei Vėžaičių meteorologiniai duomenys, kurie buvo lyginami su tam pačiam laikotarpiui sugeneruotomis meteorologinėmis realizacijomis. Testavimo rezultatai rodo, jog pasiūlytas modelis gali būti adaptuojamas Lietuvos klimato sąlygomis [8].

Išsamūs oro modelio testavimo rezultatai Dotnuvos meteorologinei stočiai pateikti 1 priede. Panašūs rezultatai gauti naudojant ir Vėžaičių stoties duomenis.

Meteorologinių elementų standartinės paklaidos. Vidutinė kiekvieno mėnesio sumodeliuotos minimalios ir maksimalios temperatūros standartinė paklaida lygi atitinkamai 1.14 °C ir 0.67 °C Vėžaičiams bei 0.99 °C bei 0.77 °C Dotnuvai, spinduliuavimo trukmės (modeliuotos tik Vėžaičiams) – 0.49 val., debesuotumo (modeliuoto tik Dotnuvai) – 0.53 balo, santykinės drėgmės – 2.66 % Vėžaičiams bei – 5.12% Dotnuvai, kritulių – 0.79 mm Vėžaičiams bei – 0.65 mm Dotnuvai.

Agroklimatinės charakteristikų palyginimas. Sumodeliuota kritulių suma laikotarpiui su paros vidutine temperatūra, viršijančia 5 °C, Vėžaičiuose yra 528 mm ir praktiškai nesiskiria nuo faktinės reikšmės – 504 mm, Dotnuvoje šis skirtumas yra kiek didesnis: sumodeliuota – 376 mm, o faktinė – 437 mm. Galima teigti, jog sutampa sumodeliuotos ir faktinės aktyvių temperatūrų sumos, atitinkamai lygios 2919 ir 2902 °C Vėžaičiams ir 2940 bei 2932 °C Dotnuvai, taip pat sumodeliuota ir faktinė laikotarpio su

vidutine paros temperatūra, viršijančia 5°C, trukmė – atitinkamai 219 ir 220 dienų Vėžaičiams bei 223 ir 224 dienos Dotnuvai. Sumodeliuotos temperatūrų perėjimo per kritinę reikšmę (5°C) datos atskirais metais nuo faktinių skiriasi gana ženkliai (tai galima paaiškinti tuo, jog generuojamos meteorologinių duomenų realizacijos yra atsitiktinės), tačiau skaičiuojama vidutinė data Vėžaičiams yra vienoda – balandžio 3 d. o Dotnuvai skiriasi viena diena – vidutinė data, skaičiuojama iš sumodeliuotų datų, yra balandžio 2d., o skaičiuojama iš faktinių datų – balandžio 1 d.

LITERATŪRA

- [1] Richardson C. W., Wright D. A., 1984. *WGEN: A Model for Generating Daily Weather Variables*. United States Department of Agriculture ARS 8, Washington D. C.
- [2] Richardson C. W., 1981. *Stochastic Simulation of Daily Precipitation, Temperature and Solar Radiation*. Water Resources Research 17, pp. 182 - 190.
- [3] Racsko P., Semenov M., Szeidl L., 1991. *A Serial Approach to Local Stochastic Weather Models*. Ecological Modelling 57, pp. 27-41
- [4] Chutchinson M. F., 1991. *Climatic Analysis in Data Sparse Regions*. In: R. C. Muchow and J. A. Bellamy (eds), *Climatic Risk in Crop Production: Models and Management for the Semiarid Tropics and Subtropics*. CAB International, Wallingford, pp. 55 - 71.
- [5] Nicholls N. *Advances in Long-term Weather Forecasting*. In: R. C. Muchow and J. A. Bellamy (eds), *Climatic Risk in Crop Production: Models and Management for the Semiarid Tropics and Subtropics*. CAB International, Wallingford, pp. 427 - 444.
- [6] Poluektov R. A. *Model Use for Simulation of Agroecosystem Dynamics and Forecasts of its Fate*. Biophysical and physical processes in agroecosystems 44, pp. 73 -85.
- [7] Топаж А. Г., 1992. *Моделирование суточных данных как входного сигнала производственного процесса*. Почва и растение – процессы, Санкт - Петербург, 79 - 86c.
- [8] Bukantis A., 1994. *Lietuvos klimatas*. Lietuvos universiteto leidykla, Vilnius, 187 p.
- [9] Denisov V., R. Lukianienė, I. Lamsodienė, A. Bučienė, 1995. *Development of an integrated information modelling system for predicting crop yield*. Proc. of the Fourth Regional Conference on Mechanization of Field Experiments (IAMFE/ BALTIC '95). Int. IAMFE Centre, Uppsala Sweden, pp. 132 - 137.

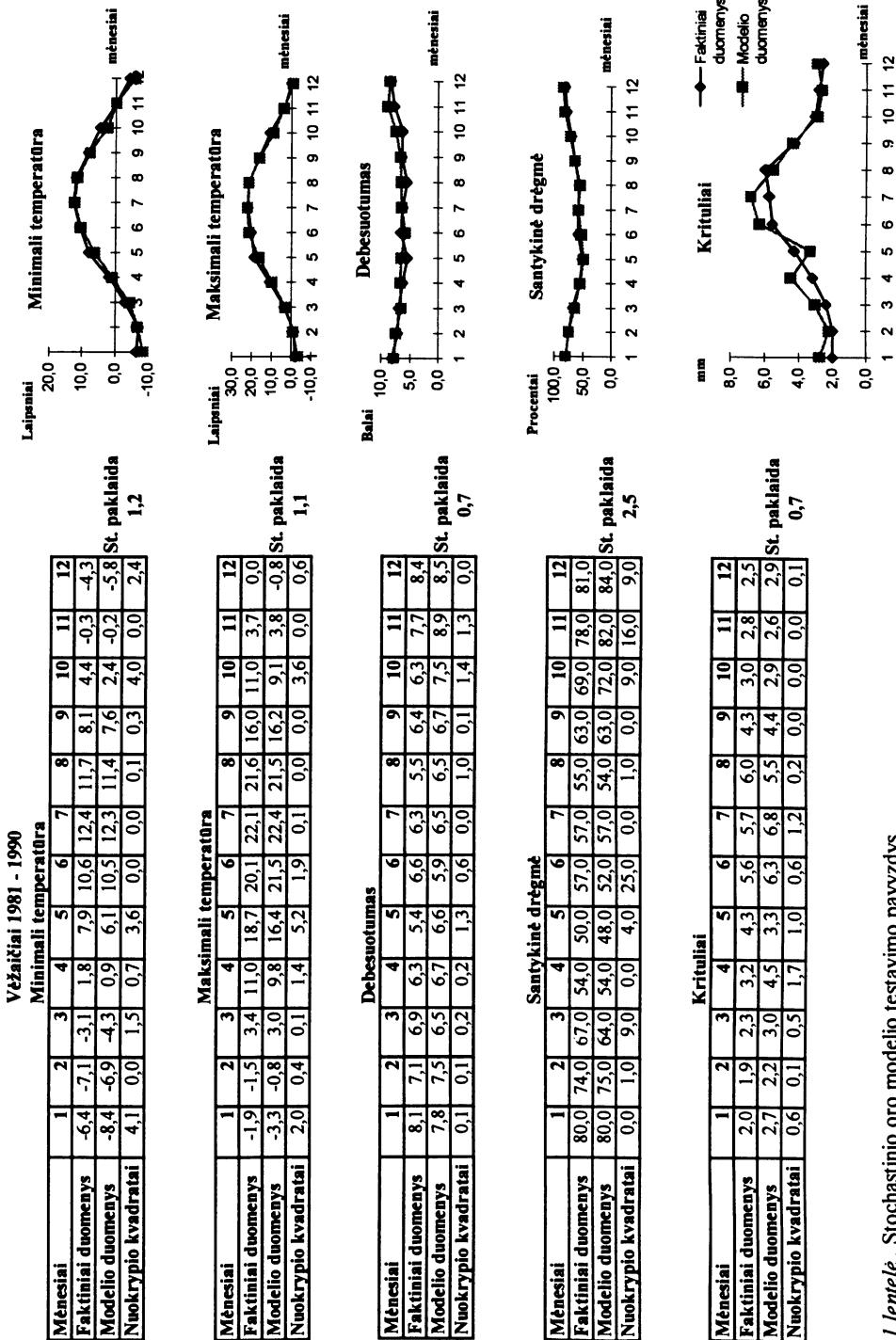
Weather forecast for simulation models of agroecosystem production

E. Žiniauskaitė, V. Denisovas

The forecast of the agroecosystem fate including the rate of crop development and expected yield are considered as the basic tasks of the dynamic agroecological modelling system that has been developed at the University of Klaipėda.

This paper describes the development and adaptation in Lithuania of the stochastic weather simulator. Once the parameters of the simulator are identified it allows the user to simulate the weather conditions of the current vegetation period, and therefore, to use the whole modelling system for calculations of various prognostic scenario.

The dynamics of main daily weather elements such as min and max daily temperatures, relative air humidity, cloudiness, precipitation and wind speed are described by discrete time stochastic processes. The first four elements are considered as the four-dimensional discrete time process while two others are modelled separately. Parameter identification as well as weather generation procedures are described and the verification of the stochastic weather simulator is carried out using the data from Lithuanian state hydrometeorological network.



I lentelė. Stochastinio oro modelio testavimo pavyzdys

Faktinių ir sumodeliuotų meteorologinių elementų mėnesinių vidurių palyginimas