

ВИКОРИСТАННЯ ЛАНЦЮГІВ МАРКОВА ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ

Автори пропонують варіант використання стохастичних моделей на базі ланцюгів Маркова для прогнозування соціально-економічних процесів. У якості прикладу розглянуто дані структури земельного фонду України. Сформульовано оптимізаційну задачу для оцінки матриці перехідних імовірностей, і отримано точність оцінки залежно від інтервалу накопичення за методом Монте-Карло. Наведено прогноз структури земельного фонду України на 2010 рік з оцінкою точності.

Ключові слова: ланцюг Маркова, матриця перехідних імовірностей, земельний фонд України, стохастична модель, прогнозування структури земельного фонду.

Форм. 6. Табл. 5. Рис. 6. Літ. 4.

Sh. M. Ikhsanov, V.V. Lopushanska

USE OF MARCOV CHAINS FOR FORECASTING OF SOCIO- ECONOMIC PROCESSES

The authors offer use of stochastic models on the base of Markov chains for forecasting of socio-economic processes. The structure of the land resources of Ukraine is considered as an example. An optimization problem is formulated for the estimation of transition probability matrix and exactness of estimation depending on the interval of accumulation is received by the method of Monte Carlo. The forecasting of the land resources structure of Ukraine on 2010 with the estimation of exactness is proposed in the paper.

Key words: *Markov chain, transition probability matrix, the land resources of Ukraine, stochastic model, forecasting of land resources structure.*

Постановка проблеми. Існує безліч соціально-економічних систем, які характеризуються розподілом деяких базових елементів за різними категоріями, при цьому перерозподіл таких складових за категоріями відбувається у часі.

Наприклад, земельна площа деякого регіону розподіляється за категоріями в залежності від її призначення (землі сільськогосподарського призначення, площі лісового господарства, землі забудови та інші). При цьому, як правило загальні земельні площі регіону залишаються незмінними. Населення регіону також можна згрупувати за категоріями в залежності від досліджуваного соціально-економічного процесу (за освітою, за фахом, за

політичними уподобаннями, за рівнем достатку тощо). Але, на відміну від першого прикладу, загальна чисельність населення регіону постійно зазнає змін. Однак, введення додаткових категорій, таких як кількість новонароджених, померлих та мігрантів, дозволяє зробити таку систему замкнутою. Однією з можливих моделей розвитку таких процесів може бути модель, побудована на основі використання ланцюгів Маркова, яка описується матрицею перехідних імовірностей (МПП).

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Питання прогнозування майбутніх станів в окремих соціально-економічних системах на основі використання стохастичного підходу розглянуті у ряді публікацій з імовірнісного моделювання у сфері фінансів, товарного ринку та деяких інших галузях [2, 3, 5-7], але недостатньої уваги надано проблемам побудови матриць імовірностей переходів, і не наведено оцінки точності прогнозів на основі таких матриць.

Для завдань прогнозування стохастичний підхід має ряд переваг перед прогнозуванням окремих категорій на основі підбору апроксимуючих функцій. Вищенаведене не забезпечує замкнутості системи, тобто сталості загальної кількості елементів, що призводить до необхідності використання штучних методів [5] і не дозволяє врахувати взаємну залежність між категоріями. У марківській же моделі замкнутість системи закладена на початку, і МПП достатньо повно описує залежності між категоріями [1, 8].

Мета дослідження. Дослідити прикладні аспекти використання однорідних ланцюгів Маркова для прогнозування соціально-економічних систем, а саме, для прогнозування структури наявного земельного фонду України. Побудувати матрицю імовірностей переходів такої системи з одного стану до іншого і дослідити точність прогнозу, отриманого на основі використання цієї матриці.

Основні результати дослідження. Для зручності опису введемо позначення і наведемо визначення простого марківського ланцюга. Стохастичний об'єкт може знаходитись в одному з n станів, імовірності переходів від одного стану до іншого залежать тільки від попереднього стану об'єкту. Ймовірності переходів задаються матрицею перехідних імо-

вірностей $P = \begin{pmatrix} p_{11} & \dots & p_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ p_{n1} & \dots & p_{nn} \end{pmatrix}$, де p_{ij} – ймовірність переходу об'єкту із стану i до стану j .

Для матриці перехідних імовірностей справедливі співвідношення $\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1 \forall i = 1 \dots n$. Якщо матриця P не змінюється протягом часу, то ланцюг називається однорідним [9, 10].

Розглянемо можливість застосування ланцюгів Маркова на прикладі прогнозування структури земельного фонду. В якості початкових даних візьмемо статистичну інформа-

цію про динаміку змін земельного фонду України, яку оприлюднив Держкомзем України за період 1 січня 1994 року - 1 січня 2009 року (15 років) [4]. Наведемо динаміку зміни структури земельного фонду по основних видах угідь та функціональному використанню з 2006 по 2009 роки (табл. 1).

Таблиця 1

Динаміка зміни структури земельного фонду України по основних видах угідь та функціональному використанню з 2006 по 2009 роки*

Категорія землі	Площа тис. га			
	2006	2007	2008	2009
Сільськогосподарські угіддя	41722,2	41675,9	41650,0	41625,8
Лісовкриті площі	10503,7	10539,9	10556,3	10570,1
Забудовані землі	2467,5	2470,2	2476,6	2489,0
Відкриті заболочені землі	966,0	972,4	975,8	978,0
Відкриті землі без рослинного покриву або незначним рослинним покривом	1040,5	1042,5	1038,2	1032,8
Інші землі	1238,0	1235,2	1236,3	1236,6
Води	2416,9	2418,7	2421,6	2422,5
Разом	60354,8	60354,8	60354,8	60354,8

*Джерело: інформація Держкомзему України [4]

Вигляд, у якому надано визначення марківського ланцюга, не дає можливості його застосування до наведених даних, оскільки не припускає числову характеристику стану об'єкту. Вихід із ситуації знайдено в тому, щоб вважати марківським об'єктом одиницю площі. Надалі за одиницю площі приймемо 10 га, саме ця величина забезпечує необхідну точність у розрахунках. Таким чином, загальна кількість об'єктів, що вивчаються, для земельного фонду України складає 6035480. Зробимо припущення, що всі об'єкти статистично між собою не залежні. Інакше ми зіткнемося з невиправдано великою кількістю параметрів моделі.

Після прийняття деякої замкнутої статистичної моделі для досліджуваних реальних явищ, безумовно її потрібно реалізувати. Це дозволить оцінити властивості і характеристики моделі, які складно або неможливо вивести теоретично, методом Монте-Карло, тобто шляхом спостереження реалізацій моделі і обчислення потрібних параметрів. Особливо це важливо для систем, які є подібними до досліджуваної, і для яких недоступний великий об'єм статистичних даних.

На відміну від роботи [5], візьмемо однорідну модель ланцюга Маркова, оскільки навіть в цьому випадку кількість параметрів, які потрібно оцінити, є вельми значною (для наведеної класифікації земель за 7 категоріями, матриця перехідних імовірностей складається з 49 елементів). Для даної моделі легко отримати твердження (див. теорему 2.1 з [7] про зв'язок ймовірностей станів в однорідному Марківському ланцюзі в сусідні моменти часу), що добуток транспонованої матриці P на вектор поточного стану земель

$$S(t) = \begin{pmatrix} S_1(t) \\ S_2(t) \\ \dots \\ S_n(t) \end{pmatrix}, \text{ де } S_i(t) \text{ – кількість одиниць площі, які знаходяться у } i\text{-му стані у момент}$$

часу t , дозволяє отримати математичне очікування (середнє) вектору станів земель на майбутній момент часу (в досліджуваній системі на наступний рік), тобто

$$ES(t+1) = P^T S(t) \quad (1)$$

Вищенаведеною формулою необхідно користуватися при прогнозуванні структури земельного фонду на один рік, як і рекомендується в [5].

Дисперсія станів обчислюється за формулою:

$$DS(t+1) = D_p S(t), \quad (2)$$

де матриця $D_p(i, j) = p_{ji}(1 - p_{ji})$

Програму, що реалізовує дану модель, розроблено мовою C++.

Природно, що головною проблемою для реалізації запропонованої моделі є оцінка матриці перехідних ймовірностей. Кардинальним вирішенням цієї проблеми є отримання

додаткових даних про структуру переходів у вигляді матриці $M_{пер} = \begin{pmatrix} m_{11} & \dots & m_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ m_{n1} & \dots & m_{nn} \end{pmatrix}$, де m_{ij}

– кількість одиниць площі, які перейшли із стану i до стану j . Зрозуміло, що для досліджуваної моделі вказані додаткові дані існують, хоча для їх отримання можуть знадобитися статистичні дані від окремих суб'єктів господарювання.

Такий підхід розглядається, наприклад, в роботі [6] для прогнозування ринкових часток різних торгових марок. В цьому випадку інтуїтивно зрозуміло, що найкращою оцінкою матриці перехідних імовірностей є частота переходів із стану i до стану j .

$$q_{ij}(t) = \frac{m_{ij}(t)}{S_i(t-1)} \quad (3)$$

Отримані оцінки для кожного моменту переходу необхідно усереднити на деякому інтервалі часу.

При відсутності матриці переходів M_{nep} задачу оцінювання МПІ також може бути вирішено, але зрозуміло, з меншою точністю. Один з можливих алгоритмів оцінювання полягає в рішенні наступної оптимізаційної задачі:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\sum_{t=t_1}^{t_2} (S_i(t) - ES_i(t-1))^2}{\bar{S}_i} \Rightarrow \min_P \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1 \quad \forall i = 1 \dots n$$

$$p_{ij} \geq 0$$

Тут $S(t)$ – значення вектора станів об'єкту, які спостерігалися, $ES(t)$ – очікувані середні значення вектора станів об'єкту, що обчислюються за формулою (1), \bar{S}_i - спостережуване середнє значення i -го стану. Нормування застосовано для приведення відхилень спостережуваних значень від очікуваного середнього за різними станами до єдиного масштабу.

Розв'язання оптимізаційної задачі (4) для даних табл. 1 на максимальному часовому інтервалі (різниці квадратів відхилень обчислено за 2007, 2008, 2009 роками, усереднювання спостережуваних значень проведено за всіма роками, за початкове значення МПІ прийнято одиничну матрицю) приводить до наступної МПІ (рис. 1):

0,99922	0,00050	0,00014	0,00010	0,00000	0,00000	0,00005
0,00005	0,99983	0,00012	0,00000	0,00000	0,00001	0,00000
0,00000	0,00002	0,99998	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
0,00006	0,00000	0,00005	0,99985	0,00000	0,00003	0,00000
0,00000	0,00247	0,00000	0,00003	0,99749	0,00000	0,00002
0,00000	0,00039	0,00000	0,00009	0,00001	0,99951	0,00001
0,00001	0,00005	0,00001	0,00000	0,00000	0,00000	0,99993

Рис. 1. Матриця перехідних імовірностей, отримана при використанні максимального часового інтервалу*
 (*Побудовано за розрахунками авторів)

Зрозуміло, відразу ж виникає питання про точність оцінки МПІ вказаним методом виходячи з припущення, що статистичні дані є вибіркою із запропонованої марківської моделі. Відповідь на питання легко отримати методом Монте-Карло. В якості початкового

значення стану земель використовуватимемо дані за 2006 рік, подальші зміни – відповідно до отриманої МПІ. За міру відхилення оцінки МПІ від дійсної МПІ приймемо середньоквадратичне відхилення (без нормування на кількість елементів):

$$\sigma_{ou} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (p_{ij}^{ou} - p_{ij}^{ucm})^2} \quad (5)$$

У процесі отримання оцінок довелося зіткнутися з тим, що запропоноване у формулі (4) нормування на середнє спостережуване значення приводить до гірших значень помилок, чим за відсутності нормування, для деяких значень накопичення помилка збільшується більш ніж у 4 рази. На рис. 2 наведено залежність помилки оцінювання МПІ від кількості років, за якими проводилося моделювання (нормування у цільовій функції виключено).



Рис. 2. Похибка оцінки МПІ при розв'язанні оптимізаційної задачі*
(*Побудовано за розрахунками авторів)

Отримані результати показують, що запропонований метод дозволяє з досить задовільною точністю оцінити МПІ. Для наочності нижче наведемо оцінку МПІ для накопичення за 5 років (рис. 3).

0,99924	0,00045	0,00015	0,00010	0,00000	0,00001	0,00005
0,00000	0,99998	0,00000	0,00002	0,00000	0,00000	0,00000
0,00000	0,00002	0,99996	0,00001	0,00000	0,00000	0,00000
0,00000	0,00008	0,00000	0,99992	0,00000	0,00000	0,00000
0,00006	0,00218	0,00008	0,00006	0,99747	0,00008	0,00008
0,00000	0,00092	0,00001	0,00000	0,00000	0,99906	0,00001
0,00000	0,00003	0,00000	0,00000	0,00000	0,00001	0,99996

Рис. 3. Оцінка МПІ з накопиченням за 2005-2009 рр.
при розв'язанні оптимізаційної задачі*

(*Побудовано за розрахунками авторів)

При цьому точність оцінки у незначній мірі залежить від кількості років, за якими проводиться оцінка.

При випробуванні моделі також отримано похибку оцінки МПІ при використанні додаткових даних про структуру переходів відповідно до формули (3) (рис. 4).

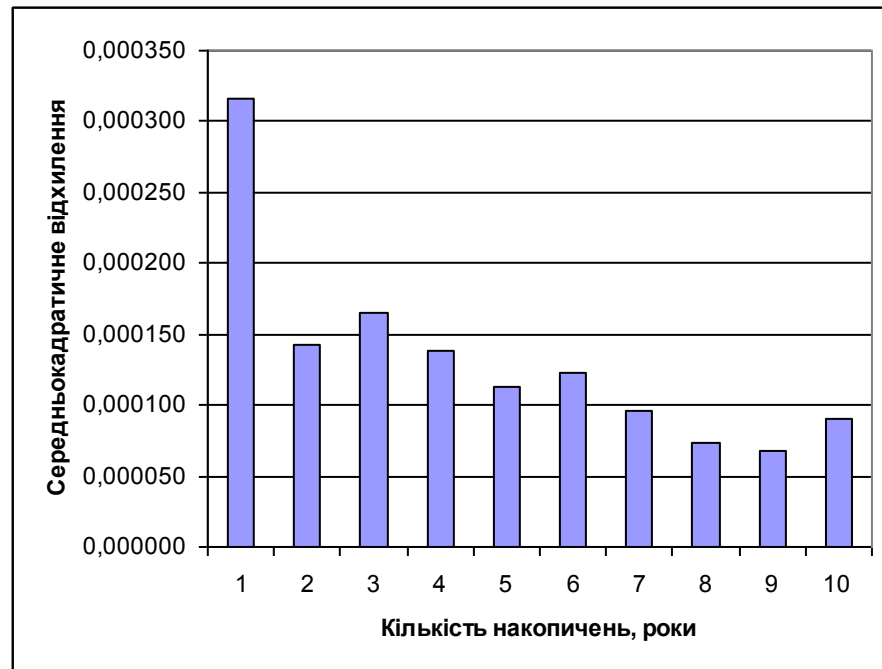


Рис. 4. Похибка оцінки МПІ при використанні матриці переходів*
(*Побудовано за розрахунками авторів)

Як і очікувалося, використання додаткових даних значно поліпшило точність оцінки (у 3-10 разів залежно від накопичення). Для порівняння нижче наведено оцінку МПІ для тих же 5 років накопичення, для яких вище була наведена оцінку МПІ при рішенні оптимізаційної задачі (рис. 5).

0,99923	0,00050	0,00013	0,00010	0,00000	0,00000	0,00005
0,00004	0,99984	0,00011	0,00000	0,00000	0,00001	0,00000
0,00000	0,00002	0,99998	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
0,00004	0,00000	0,00004	0,99989	0,00000	0,00003	0,00000
0,00000	0,00251	0,00000	0,00002	0,99746	0,00000	0,00001
0,00000	0,00044	0,00000	0,00011	0,00001	0,99943	0,00001
0,00001	0,00005	0,00001	0,00000	0,00000	0,00000	0,99992

Рис. 5. Оцінка МПІ з накопиченням за 2005-2009 рр. при використанні матриці переходів*
(*Побудовано за розрахунками авторів)

Отримані результати дозволяють нам приступити до основного завдання даного дослідження - оцінки точності прогнозування структури земельного фонду України на базі запропонованої Марківської моделі. Перш за все, наведемо величину максимально можливої точності відповідно до формули (2), тобто помилку прогнозу на один рік у припущенні, що МПІ нам точно відома. Для використовуваних реальних даних ця величина залежить від початкового року у незначній мірі, тому обмежимося даними за 2006 рік. При цьому скористаємося МПІ, яку наведено на рис. 1, де замість дисперсії використано середньоквадратичне відхилення (СКВ) (див. табл. 2).

Таблиця 2

Оцінка гранично можливих похибок при побудові прогнозу на один рік за умови визначеності МПІ*

Категорія землі	Площа, тис. га (2006 рік)	Похибка (СКВ), тис. га	Похибка, %
Сільськогосподарські угіддя	41722,2	0,57	0,0014
Лісовкриті площі	10503,7	0,51	0,0048
Забудовані землі	2467,5	0,26	0,0106
Відкриті заболочені землі	966,0	0,21	0,0219
Відкриті землі без рослинного покриву або незначним рослинним покривом	1040,5	0,16	0,0156
Інші землі	1238,0	0,09	0,0071
Води	2416,9	0,15	0,0063

*Джерело: другий стовбець – дані Держкомзему України, дані інших стовбців – розрахунки авторів

Як видно з табл. 2, помилки, які викликані тільки випадковою природою марківської моделі при прогнозуванні на один рік, незначні і не перевищують 0,03%. Зрозуміло, що найбільша відносна помилка припадає на категорію землі з мінімальною площею.

Безумовно, при наявності більшого об'єму статистичних даних, наприклад, однорічних щорічних даних за 15-20 років про структуру земельного фонду, можна було б достатньо точно оцінити достовірність прогнозування запропонованим методом. Проте, і за наведеними даними можна отримати попередню оцінку точності прогнозування. Перш за все, наведемо відмінності оцінки МПІ на різних часових інтервалах. Скористаємося тою ж мірою відмінності, що і раніше (СКВ, відповідно до формули (5)). Результати наведено відносно МПІ, отриманої за даними 2006-2007 років (рис. 6).

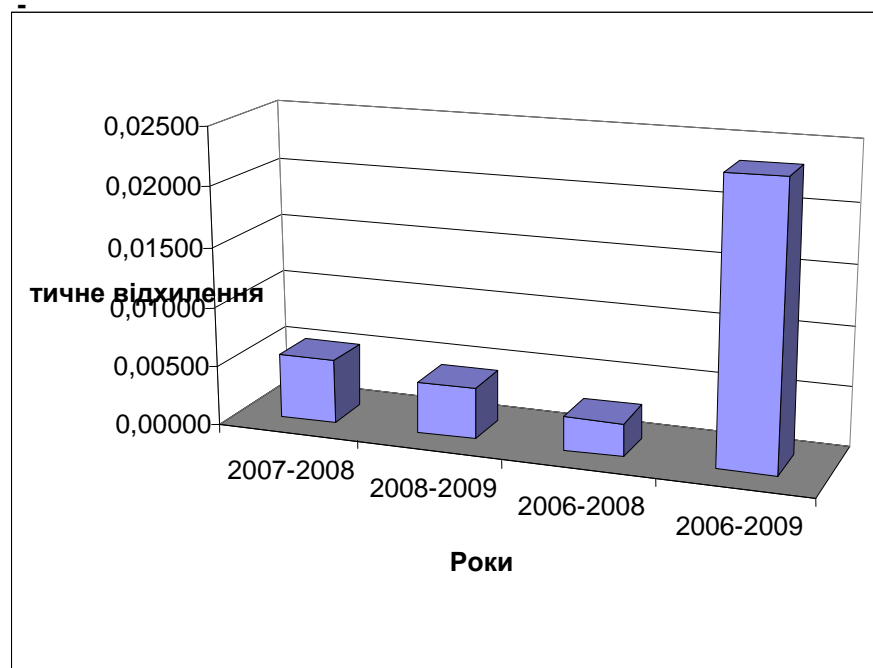


Рис. 6. Відмінності оцінки МПП на різних інтервалах накопичення*
 (*Побудовано за розрахунками авторів)

Як видно з рис. 6, оцінки, отримані як середні значення за 2 і 3 роки різняться незначно, а накопичення за 4 роки приводить до МПП, що істотно відрізняється. З урахуванням зробленого раніше зауваження про невеликий об'єм статистичних даних, можна зробити обережний висновок про те, що інтервал однорідності марківського ланцюга для використаних даних про структуру земельного фонду України не перевищує 3 років.

Для оцінки точності прогнозування порівнюємо значення прогнозу структури земельного фонду, отримане за формулою (1), з фактичним їх значенням (табл. 3). Обчислення можна виконати для 2008 року за єдиним можливим варіантом оцінки МПП і для 2009 року за двома варіантами оцінки. Середнє значення абсолютної помилки обчислено за такою формулою:

$$\Delta_{cp} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |S_i^{факт} - S_i^{прогн}| \quad (6)$$

Розподіл земель за категоріями у 2008 р., отриманий у результаті прогнозування за даними 2006-2007 рр. і похибки прогнозу*

Категорія землі	Прогноз площі на 2008 рік, тис. га (за даними 2006-2007 рр.)	Абсолютна похибка, тис. га	Похибка, %
Сільськогосподарські угіддя	41629,66	20,34	0,049%
Лісовкриті площі	10576,05	-19,75	-0,187%
Забудовані землі	2472,89	3,71	0,150%
Відкриті заболочені землі	978,80	-3,00	-0,307%
Відкриті землі без рослинного покриву або незначним рослинним покривом	1044,50	-6,30	-0,607%
Інші землі	1232,42	3,88	0,314%
Води	2420,48	1,12	0,046%
Середнє значення		8,30	0,096%

* Джерело: Розрахунки авторів

Таблиця 4

Прогнозні значення розподілу земель за категоріями у 2009 р. за даними двох періодів (2006-2008 рр. та 2007-2008 рр.)*

Категорія землі	Прогноз площі на 2009 рік за даними 2006-2008 рр.			Прогноз площі на 2009 рік за даними 2007-2008 рр.		
	Прогнозоване значення, тис. га	Абсолютна похибка, тис. га	Похибка, %	Прогнозоване значення, тис. га	Абсолютна похибка, тис. га	Похибка, %
Сільськогосподарські угіддя	41613,94	11,86	0,028%	41624,16	1,64	0,004%
Лісовкриті площі	10582,49	-12,39	-0,117%	10572,55	-2,45	-0,023%
Забудовані землі	2481,09	7,91	0,318%	2482,85	6,15	0,247%
Відкриті заболочені землі	980,65	-2,65	-0,271%	979,04	-1,04	-0,106%
Відкриті землі без рослинного покриву або незначним рослинним покривом	1037,27	-4,47	-0,433%	1034,62	-1,82	-0,176%
Інші землі	1235,45	1,15	0,093%	1237,25	-0,65	-0,052%
Води	2423,89	-1,39	-0,057%	2424,33	-1,83	-0,076%
Середнє значення		5,98	0,069%		2,23	0,026%

*Джерело: Розрахунки авторів

Отримані дані (табл. 4) показують, що прогнозування структури земельного фонду України на базі моделі марківського ланцюга можливо з достатньою точністю. Так, відносна помилка прогнозу за окремими категоріями землі не перевищує 0,6%, середнє значення помилки не більше 0,1%. Для отримання достовірного прогнозу необхідно використовувати дані за період, який охоплює не більше трьох попередніх років, при цьому можливо, що найбільш оптимальним є використання даних тільки за 2 попередніх роки, як це демонструють результати прогнозування структури земель на 2009 рік.

На завершення, наведемо прогноз структури земельного фонду України на 2010 рік з використанням різних інтервалів оцінки МПІ (табл. 5).

Таблиця 5

Порівняльний прогнозний розподіл земель за категоріями у 2010 р., отриманий за даними трьох періодів*

Категорія землі	За даними 2006-2009 рр., тис. Га	За даними 2007- 2009 рр., тис. га	За даними 2008-2009 рр., тис. га
Сільськогосподарські угіддя	41594,0	41600,4	41601,1
Лісовкриті площі	10591,9	10584,4	10583,3
Забудовані землі	2496,1	2497,8	2500,9
Відкриті заболочені землі	982,0	980,1	979,7
Відкриті землі без рослинного по- крову або незначним рослинним покривом	1030,3	1032,0	1030,4
Інші землі	1236,1	1236,5	1236,4
Води	2424,4	2423,6	2422,9

*Джерело: Розрахунки авторів

Не зважаючи на недостатній об'єм початкових даних (про що вже було вказано вище), автори ризикують заявити, що найбільш точним прогнозом структури земельного фонду України на 2010 рік буде остання колонка таблиці 5.

Висновки. Таким чином, запропонований підхід на основі використання ланцюгів Маркова, тобто побудови матриці ймовірностей переходів системи з одного стану до іншого через розв'язання задачі нелінійного програмування, можна використовувати для прогнозування та аналізу можливих варіантів подальшого розвитку різноманітних соціально-економічних систем – від структури земельного фонду держави або регіону чи про-

цесів, які відбуваються у ринковому середовищі, до прогнозування демографічної ситуації чи стану на ринку праці.

Література

1. Бережная Е. В. Математические методы моделирования экономических систем: Учеб. пособие. — 2-е изд., перераб. и доп. / Е. В. Бережная, В. И. Березной. — М.: Финансы и статистика, 2006. — 432 с:
2. Гончаренко И. В. Прогнозирование предпочтений в выборе сферы профессиональной деятельности. Тезисы докладов на 5-й Международной научной конференции “Системный анализ и прогнозирование экономики” / И. В. Гончаренко, В. В. Лопушанская. — Минск : Изд-во Белорусского аграрного технического университета, 2009 – С. 200-204.
3. Жлуктенко В. І. Стохастичні моделі в економіці: Монографія. / В. І. Жлуктенко, А. В. Бегун. — К. : КНЕУ, 2005. — 352 с.
4. Земельний фонд України. ІРЦ „Реформування земельних відносин в Україні”. // Земельно-правовий та аналітичний ресурс. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.myland.org.ua/index.php?id=2080>
5. Копитко В. І. Науково-практичні рекомендації з використанням економіко-математичних методів в умовах реформування регіональних АПК. / В. І. Копитко. — К. : Навч.-коорд. центр дорадчих служб., 2004. — 68 с.
6. Кравченко В.Н. Прогнозирование рыночных долей торговых марок. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://modeling.at.ua/publ/2-1-0-37>.
7. Лабскер Л. Вероятностное моделирование в финансово-экономической области. / Л. Лабскер. — М. : Альпина паблишер, 2002. — 223 с.
8. Райцин В. Я. Моделирование социальных процессов. : Учебник. / В. Я. Райцин. — М. : Экзамен, 2005. — 189 с.
9. Романовский И. В. Дискретный анализ: Учебное пособие для студентов, специализирующихся по прикладной математике и информатике. — 3-е изд., перераб. и доп. / И. В. Романовский. — СПб. : Невский Диалект; БХВ Петербург, 2003. — 320 с.
10. Таха, Хэмди А. Введение в исследование операций, 6-е изд. : Пер. с англ. / Х. А. Таха. — М. : Издательский дом «Вильямс», 2001. — 912 с.

Авторы предлагают вариант использования стохастических моделей на базе цепей Маркова для прогнозирования социально-экономических процессов. В качестве примера рассмотрены данные по структуре земельного фонда Украины. Предложенная конкретная модель реализована на языке программирования C++. Сформулирована оптимизационная задача для оценки матрицы переходных вероятностей, и методом Монте–Карло получена точность оценки в зависимости от интервала накопления. Приведен прогноз структуры земельного фонда Украины на 2010 год с оценкой точности.

Відомості про авторів

Іхсанов Шаміль Мухаметович – зав. кафедри інформатики Миколаївського державного аграрного університету, кандидат технічних наук, доцент, старший науковий співробітник.

Лопушанська Валентина Володимирівна, аспірант Миколаївського державного аграрного університету, спеціальність 08.00.04 «Економіка та управління підприємствами», старший викладач кафедри інформатики.