

УДК 338.439.5/.6:338.27

М. З. Швиденко,

к. е. н., завідувач кафедри інформаційних систем в менеджменті,

Є. М. Стариченко,

аспірант кафедри інформаційних систем в менеджменті,

Національний університет біоресурсів та природокористування України

ПРОГНОЗУВАННЯ СПОЖИВЧИХ ІНДИКАТОРІВ ПРОДОВОЛЬНОЇ БЕЗПЕКИ

Запропонована методика прогнозування показників продовольчої безпеки. Згідно з поданою методикою, розраховано короткотермінові прогнози споживчих індикаторів продовольчої безпеки.

The method of forecasting of indicators of food security offered. Short-term forecasts of consumer indicators of food security are calculated according to submitted method.

Ключові слова: продовольча безпека, індикатор продовольчої безпеки, прогнозування, автокореляція, стандартна помилка автокореляції, оцінка адекватності, Q-статистика Льюїнга-Бокса, середнє абсолютне відхилення, середньоквадратична помилка.

ВСТУП

Прогнозування є сполучною ланкою між теорією і практикою в усіх галузях життя суспільства. За допомогою прогнозування здійснюється аналіз реальних фактів та причинно-наслідкових зв'язків, оцінка й опис можливих і бажаних перспектив розвитку об'єкта [1, с. 23]. Управлінський аспект прогнозування формує рекомендації щодо регулювання (управління) економікою на відповідну перспективу. Прогнозування проблем забезпечення населення продукцією сільськогосподарського виробництва — це не тільки соціально-економічні проблеми, але й проблеми національної безпеки. Рівень продовольчої безпеки може служити безпомилковим орієнтиром для управління розвитком економіки АПК держави.

АНАЛІЗ ОСТАННІХ НАУКОВИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

Теоретичним, методичним і практичним аспектам прогнозування присвячені праці таких вчених: В. Геєць, В. Глушков, Г. Дженкінс, В. Кельтон, Дж. Кемпбелл, М. Кондрат'єв, С. Макрідакіс, А. Райтс, Є. Слуцький, Д. Ханк, Д. Уічерн; зокрема, прогнозуванню в сфері продовольчого забезпечення: О. Гойчук, М. Одінцов, Л. Логніненко О. Кочетков, А. Лисецький, О. Шпичак.

ПОСТАНОВКА ЗАВДАННЯ

- визначення методики прогнозування показників продовольчої безпеки;
- побудова короткотермінових прогнозів споживчих індикаторів продовольчої безпеки

РЕЗУЛЬТАТИ

Відповідно до постанови Кабінету Міністрів України від 5 грудня 2007 р. № 1379 "Деякі питання продовольчої безпеки" визначена система основних індикаторів продовольчої безпеки: добова енергетична цінність раціону людини, забезпечення раціону людини основними видами продуктів, достатність запасів зерна у державних ресурсах, економічна доступність продуктів, диференціація вартості харчування за соціальними групами, ємність внутрішнього ринку окремих продуктів, продовольча незалежність за окремим продуктом. Індикатори, що характеризують стан продовольчої безпеки держави (регіону), розраховуються за такими основними групами харчових продуктів: хліб і хлібопродукти; картопля; овочі, баштанні; фрукти, ягоди і виноград; цукор; олія; м'ясо і м'ясопродукти; молоко і молокопродукти; риба і рибопродукти; яйця [4, с. 13].

Основою для розрахунку показників продовольчої безпеки на рівні держави є статис-

тичні збірники "Баланси та споживання основних продуктів харчування населенням України" (ведеться з 1996 р) та "Витрати та доходи домогосподарств України (за даними вибіркового обстеження умов життя)" (вибіркоче обстеження проводиться з 1999 р.).

Питання продовольчої безпеки має два основні аспекти — виробничий і споживчий. Відповідно, залежно від того, який аспект характеризує запропоновані індикатори, варто розділити їх на показники ресурсного потенціалу і споживчої кон'юнктури. До показників споживчої кон'юнктури відносяться наступні індикатори: добова енергетична цінність раціону людини, забезпечення раціону людини основними видами продуктів, ємність внутрішнього ринку окремих продуктів, економічна доступність, диференціація вартості харчування.

Пропонована методика побудови прогнозу включає в себе п'ять етапів:

Етап 1. Проводиться вибір вихідних методів прогнозування. Метод прогнозування вибирається на основі типу інерційності (взаємозв'язку) часового ряду, який складається з сукупності впорядкованих в часі значень показника [3, с. 28]. Основним методом вивчення взаємозв'язку між змінами даних часового ряду є автокореляційний аналіз, який дає змогу встановити стаціонарність, сезонність, розпізнати в часовому ряді тренд або ж дати висновок про випадковість набору даних. Автокореляція визначається як:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (1),$$

де r_k — коефіцієнт автокореляції для затримки на k періодів;

\bar{y} — середнє значення ряду;

y_t — значення ряду в момент часу t ;

y_{t-k} — значення ряду на k періодів раніше, тобто в момент часу $t-k$.

Коефіцієнти кореляції стаціонарного ряду в загальному випадку відмінні від нуля для запізнення в один, після чого швидко зменшуються до нуля. Якщо в ряду існує тренд — коефіцієнт автокореляції для часу запізнювання, рівному одному періоду, часто дуже великий (близький до 1), з поступовим зменшенням. Для сезонної компоненти значний коефіцієнт автокореляції буде спостерігатися для періодів запізнювання, рівних або кратних сезонному періоду. В випадку, коли коефіцієнти автокореляції для будь-якого лага близькі до нуля, можна зробити висновок про відсутність будь-якої залежності в ряду даних [2, с. 56].

Тестування на значимість (відмінність від нуля) коефіцієнтів автокореляції полягає в по-

рівнянні їх з інтервалами стандартної помилки автокореляції — $[0 \pm t \cdot SE(r_k)]$:

$$SE(r_k) = \sqrt{\frac{1 + 2 \cdot \sum_{i=1}^{k-1} r_i^2}{n}} \quad (2),$$

де $SE(r_k)$ — стандартна помилка автокореляції з лагом k ;

r_k — автокореляція з лагом k ;

n — кількість спостережень в часовому ряді;

t — критичне значення t -статистики з $n-1$ степенями свободи.

Для затримки в один період — $SE(r_1) = 1/\sqrt{n}$.

При відсутності зв'язку в часовому ряді всі коефіцієнти автокореляції повинні знаходитися всередині інтервалу стандартної помилки.

Крім автокореляційного аналізу, проводиться також візуальне вивчення графіка аналізованого часового ряду.

Оскільки при прогнозуванні ми використовуємо річні дані, то виключаємо присутність сезонної компоненти. Зважаючи на відносно короткий часовий період, за який доступні достовірні і точні дані (останнє також зумовлює неможливість визначення циклічної компоненти), рекомендовані до розгляду наступні прогнозні моделі [5]:

1. Стаціонарний ряд:

— ковзні середні;

— експоненціальне згладжування.

2. Трендова модель:

— лінійне експонентне згладжування;

— модель демпфированого тренду;

— двохпараметричний експоненціальний метод Хольта;

— проста регресія;

— експонентна трендова;

— поліноміальна другого степеня;

— логістична крива Перла — Ріда;

— лінійне експонентне згладжування;

— модель Гомперца.

Етап 2. Дані діляться на дві групи — дані ініціалізації і дані перевірки або прогнозу. В нашому випадку для даних перевірки взятій 2007 р.

Етап 3. Згідно з вибраними на першому етапі методів створюються прогнозні моделі для даних ініціалізації. Розраховуються прогнозні значення і помилки прогнозу кожної моделі.

Етап 4. Проводиться аналіз адекватності прогнозних моделей.

Основна вимога адекватності полягає в тому, що множина помилок прогнозу повинна бути випадковою. Перевіряється за допомогою вивчення коефіцієнтів автокореляції для часового ряду помилок. Цей ряд не повинен містити значних коефіцієнтів автокореляції. З метою перевірки, чи є коефіцієнти автокореляції для вибраних періодів запізнювання рівними нулю, рекомендується використати Q -статистику

Таблиця 1.
Вихідні дані

Рік	Енергетична цінність добового раціону людини, ккал
1995	2696
1996	2696
1997	2667
1998	2637
1999	2665
2000	2661
2001	2758
2002	2800
2003	2798
2004	2910
2005	2916
2006	2935
2007	2940

Джерело: Держкомстат України.

Етап 5. Моделі, які пройшли перевірку адекватності, порівнюються на точність оцінки. Для цього використовують такі три показники:

1) Середнє абсолютне відхилення (Mean Absolute Derivation, MAD)

$$MAD = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i| \quad (4);$$

2) середньоквадратична помилка (Mean Squared Error, MSE, MSD)

$$MSE = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (5);$$

3) середня абсолютна відсоткова помилка (Mean Absolute Percentable Error, MAPE)

$$MAPE = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{|Y_i - \hat{Y}_i|}{Y_i} \quad (6),$$

де Y_t — значення часового ряду в момент часу t ;

\hat{Y}_t — прогноз значення Y_t .

Відмінність між MAD і MSE (MSD) для аналізу точності прогнозу полягає в наступному: якщо необхідно вибрати метод, який постійно дає середні по величині помилки — MSD; для методу, який зазвичай дає малі помилки, але в окремих випадках дуже великі — MAD [6, с. 110].

Попри наведеної вище методики оцінки, прогноз порівнюється з даними перевірки прогнозу. Це викликано тим, що прогнозна модель може мати найкращі показники оцінки точності, але характеризуватися значним завищенням або заниженням даних прогнозного горизонту. Така ситуація характерна для квадратичних і показникових трендових кривих.

Етап 6. На основі адекватної моделі, яка отримала кращі оцінки на попередньому етапі, будується прогноз на часовий період, який до-

зволяється вибраним методом. В нашому випадку прогноз здійснюється на період 2008—2010 рр.

$$Q = n(n+2) \cdot \sum_{k=1}^n \frac{r_k^2}{n-k} \quad (3),$$

де n — число спостережень в часовому ряду;
 k — період затримки;
 m — число затримки в часі, для якого проводиться тестування;
 r_k — вибіркова функція автокореляції помилок для затримки в k періодів.

Для помилок прогнозу Q -статистика має χ^2 — розподіл з числом степенів свободи, рівним m мінус число оцінюваних в моделі параметрів [7, с. 280].

На основі наведеної методики побудуємо короткотермінові прогнози споживчих індикаторів продовольчої безпеки. В зв'язку з великим об'ємом розрахунків детально процес розробки прогнозу покажемо на прикладі прогнозування енергетичної цінності раціону, для інших показників відобразимо лише результати.

ДОБОВА ЕНЕРГЕТИЧНА ЦІННІСТЬ РАЦІОНУ ЛЮДИНИ. ЕТАП 1.

На основі формул 1 і 2 розрахуємо коефіцієнти автокореляційної функції і стандартні помилки для ряду даних добової енергетичної цінності раціону.

Аналіз автокореляції (табл. 2, рис. 2) вказує на присутність в часовому ряді тренду: коефіцієнт кореляції для затримки в один період перевищує порогове значання стандартної помилки, а наступні коефіцієнти поступово наближаються до нуля. Аналізуючи графік часо-



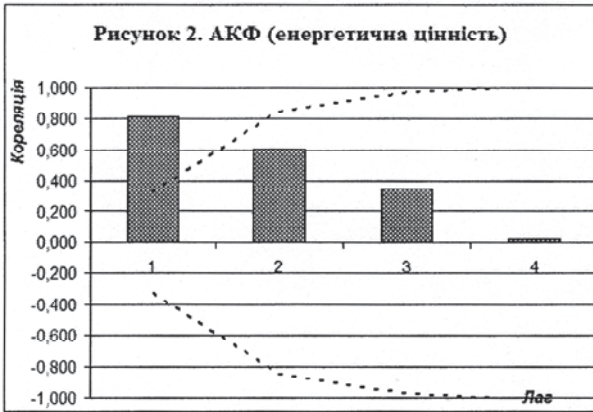
вого ряду (рис. 1), можна сказати про незначне зниження рівня споживання до 1998 р. з наступним його зростанням в наступні роки. Все сказане нижче дає змогу зробити висновок про використання в прогнозуванні наступних методів:

— двохпараметричний експоненціальний метод Хольта {1}. Використання зумовлене припущенням про присутність двох локальних трендів (в періоди 1995—1998 рр. і 1999—2007 рр.).

— проста регресія {2};

Таблиця 2. Дані автокореляційного аналізу

Лаг	АКФ(енергетична цінність)	Помилка АКФ
1	0,813	0,323
2	0,605	0,845
3	0,349	0,969
4	0,023	1,007



Таблиця 3. Результати розрахунків (моделі 1, 2, 3)

1. Alpha (level) = 0,339 Gamma (trend) = 2,122		2. $Y_t = 2588,47 + 26,6329 \cdot t$		3. $Y_t = 2593,54 \cdot 1,00959^t$	
прогноз	помилка	прогноз	помилка	прогноз	помилка
2714,51	-18,5052	2615,1	80,8974	2618,4	77,57
2669,23	26,7699	2641,74	54,2646	2643,6	52,447
2644,71	22,2896	2668,37	-1,3683	2668,9	-1,918
2647,22	-10,2188	2695	-58,0012	2694,5	-57,53
2631,37	33,6262	2721,63	-56,634	2720,4	-55,38
2654,54	6,4568	2748,27	-87,2669	2746,5	-85,48
2673,15	84,8487	2774,9	-16,8998	2772,8	-14,83
2779,28	20,7152	2801,53	-1,5326	2799,4	0,5608
2878,58	-80,5849	2828,17	-30,1655	2826,3	-28,3
2885,67	24,3347	2854,8	55,2016	2853,4	56,582
2945,77	-29,7672	2881,43	34,5688	2880,8	35,204
2966,15	-31,1542	2908,06	26,9359	2908,4	26,563

Таблиця 4. Результати розрахунків (моделі 4, 5)

4. $Y_t = 2702,39 - 22,1886 \cdot t + 3,75549 \cdot t^2$		5. $Y_t = \frac{10000}{3,76625 - 0,0114984 \cdot 1,3587^t}$	
прогноз	помилка	прогноз	помилка
2683,95	12,0467	2663,3	32,707
2673,03	22,9688	2666,2	29,778
2669,62	-2,6201	2670,2	-3,212
2673,72	-36,72	2675,7	-38,65
2685,33	-20,3309	2683,1	-18,08
2704,45	-43,4528	2693,2	-32,24
2731,09	26,9143	2707,2	50,84
2765,23	34,7705	2726,3	73,688
2806,88	-8,8844	2752,8	45,228
2856,05	53,9498	2789,6	120,44
2912,73	3,273	2841,1	74,859
2976,91	-41,9148	2914,4	20,636

- трендові моделі: показникова {3}, поліноміальна другого степеня {4};
- логістична трендова крива Перла — Ріда {5}.

ЕТАП 3.

Таблиця 5. Перевірка адекватності: аналіз залишків

ACF1	TSTA1	LBO1	ACF2	TSTA2	LBO2	ACF3	TSTA3	LBO3	ACF4	TSTA4	LBO4	ACF5	TSTA5	LBO5
-0,09	-0,32	0,13	0,51	1,78	4,04	0,51	1,77	3,98	0,09	0,30	0,12	0,56	1,93	4,76
-0,11	-0,39	0,34	0,13	0,36	4,32	0,13	0,36	4,26	-0,18	-0,60	0,64	0,25	0,67	5,79
0,22	0,75	1,25	-0,19	-0,53	5,01	-0,19	-0,53	4,93	-0,02	-0,05	0,64	0,04	0,11	5,82

ACF — атокореляційна функція помилок;
TSTA — розраховане значення t-статистики;
LBO — розраховане значення Q-статистики.

Проведемо розрахунок моделей прогнозування. Результати подані в таблицях 3, 4. Номери функцій моделей відповідають номерам методів, позначених у фігурних дужках.

ЕТАП 4.

На основі помилок прогнозу, визначених на попередньому етапі, проведемо аналіз моделей на адекватність (табл. 5). Для помилок прогнозу моделей характерні малі значення коефіцієнтів автокореляції. Значення Q-статистики Льюїнга-Бокса для перших трьох періодів затримки не перевищують критичне значення χ^2 -розподілу — 5,991. Це дає підстави зробити висновок про адекватність застосованих моделей.

ЕТАП 5.

На основі формул 4—6 проведемо оцінку точності запропонованих методів прогнозування.

Найкращі показники аналізу оцінок прогнозу (табл. 6) має квадратична трендова модель. Проте вона має досить завищені оцінки екстраполяції і дані перевірки (фактичне значення часового ряду в 2007 р.) не попадають граничні межі прогнозу (max 2007 — min 2007). Наступною за точністю є експоненціальна двохпараметрична модель і перевірочне значення потрапляє в допустимі межі прогнозу. Це дає нам підстави прийняти модель для побудови прогнозу добової енергетичної цінності раціону.

ЕТАП 6.

Модель прогнозу — експоненціальна двохпараметрична з параметрами —

Alpha (level) = 0,339
Gamma (trend) = 2,122

- Прогноз:
— 2008 — 2972;
— 2009 — 2980;
— 2010 — 2988.

На основі запропонованої методики проведемо розрахунок інших споживчих індикаторів продовольчої безпеки, зокрема індикатора достатності забезпечення раціону людини основними видами продуктів (табл. 7).

Слід зазначити, що не для всіх продуктів вдалося побудувати прогнозні моделі, а саме хлібні

Таблиця 6. Оцінка і прогноз даних перевірки

	1	2	3	4	5
MAPE	1,170	1,530	1,500	0,926	1,610
MAD	32,4	42,0	41,0	25,7	45,0
MSD	1617,0	2487,0	2385,2	918,3	2951,9
\bar{Y}_{2007}	2963,7	2934,7	2936,3	3048,6	3020,1
$\min \hat{Y}_{2007}$	2883,3	2835,0	2838,7	2988,0	2912,3
$\max \hat{Y}_{2007}$	3044,1	3034,4	3034,0	3109,2	3000,9



Таблиця 7. Прогнозування індикатора достатності споживання

Група продуктів	Модель прогнозу	Прогноз		
		2008	2009	2010
М'ясопродукти	поліноміальна другого степеня $Y_t = 0,538 - 0,045 \cdot t + 0,0037 \cdot t^2$	0,638	0,701	0,772
Молочні продукти	експоненціальне згладжування (Length = 1)	0,62	0,62	0,62
Яйця	метод Хольта Alpha = 1,000 Gamma = 0,286	0,925	0,941	0,979
Хлібні продукти	відсутність залежності	x	x	x
Картопля	відсутність залежності	x	x	x
Овочі та баштанні культури	демпфований тренд Alpha = 1,00 Gamma = 0,00 Phi = 0,989	0,805	0,820	0,835
Плоди, виноград	відсутність залежності	x	x	x
Рибні продукти	проста регресія $Y_t = 0,115 + 0,053 \cdot t$	0,861	0,915	0,968
Цукор	проста регресія $Y_t = 0,799 + 0,020 \cdot t$	1,08	1,1	1,12
Олія	метод Хольта Alpha (level) = 1,174 Gamma (trend) = 0,203	1,13	1,17	1,22

продукти, картопля, плоди. Так, наприклад, згідно з результатами етапу 1 встановлено, що часовий ряд достатності споживання картоплі має випадкову структуру. На це вказують низькі коефіцієнти кореляції автокореляцій-

Таблиця 8. Автокореляційний аналіз часового ряду

Лар	АКФ(Картопля)	Помилка АКФ
1	0,297	0,530 -0,530
2	-0,145	0,602 -0,602
3	0,309	0,612 -0,612
4	0,180	0,658 -0,658

ного аналізу (табл. 8, рис. 4), які знаходяться в межах діапазону стандартної помилки. Останнє свідчить про незначимість взаємозв'язку між даними. Виходячи з вищевказаного, робиться висновок про відсутність залежності в часовому ряді і неможливість побудови прогнозної моделі індикатора.

ЄМНІСТЬ ВНУТРІШНЬОГО РИНКУ ОКРЕМИХ ПРОДУКТІВ

Використовуючи наступну формулу, розраховуємо прогнозні значення ємності внутрішнього ринку харчових продуктів:

$$E_i = \hat{C}_i \cdot c_i^p \cdot Ч \quad (7),$$

де \hat{C}_i — прогнозовані індикатори достатності споживання окремого продукту;

c_i^p — раціональна норма середньодушового річного споживання і-го продукту (згідно МОЗ);

Ч — середньорічна чисельність населення (для 2009 і 2010 року, згідно з розрахунками, прогнозна чисельність населення 46143,7 і 45920,8 тис.чол. відповідно);

ЕКОНОМІЧНА ДОСТУПНІСТЬ ПРОДУКТІВ ХАРЧУВАННЯ

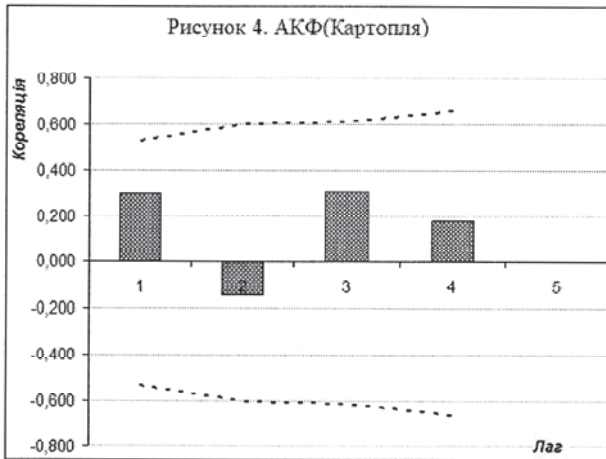
Зважаючи на відносно малий проміжок часу, за який доступні річні дані для прогнозування індикатора, диференціація вартості харчування за соціальними групами, (1999—2007 рр.), прогноз за запропонованою методикою неможливий. Для прогнозування даного показника рекомендується використовувати дані кварталних статистичних звітів "Витрати та доходи домогосподарств України". Враховуючи можливу сезонність показників споживання і достатньо велику кількість даних, для прогнозу рекомендується використати методику Бокса — Дженкінса.

ВИСНОВКИ

Згідно із розробленим прогнозом, зроблені наступні висновки:

1. Енергетична цінність добового раціону людей за період 2008—2010 збільшиться на 48 ккал.

2. Прогнозується збільшення величини індикатора достатності споживання практично за всіма групами продуктів харчування. Виключення становлять продукти харчування, по яких неможливо провести побудову прогнозної моделі, а також молоко та молочні продукти, часовий ряд значень яких визначений як стаціонарний



Таблиця 9. Прогнозовані значення ємності ринку

	2008	2009	2010
М'ясопродукти	2366,86	2587,74	2836,07
Молочні продукти	10925,4	10871,5	10818,9
Яйця	12439,5	12592,2	13037,4
Хлібні продукти	x	x	x
Картопля	x	x	x
Овочі та баштанні культури	6010,13	6091,89	6173,36
Плоди, виноград	x	x	x
Рибні продукти	798,538	844,43	889,027
Цукор	1903,14	1928,81	1954,39
Олія	681,215	701,846	728,304

і прогнозується незмінність рівня споживання. Варто зазначити, що, незважаючи на перевищення раціональної норми споживання, тенденція збільшення споживання населенням цукру (продуктів де основним компонентом є цукор) і олії намічається й надалі. При незмінності визначених тенденцій раціональний рівень харчування м'яса і м'ясопродуктів буде досягнутий в 2014 р.,

Таблиця 10. Фактичні та прогнозовані значення індикатора економічної доступності

Рік	Фактичні значення частки витрат на харчування в структурі сукупних витрат	Прогноз: проста регресія $Y_t = 72,3 - 1,49 \cdot t$
1995	69,2	70,8
1996	69,1	69,3
1997	68,5	67,8
1998	66,7	66,3
1999	65,2	64,8
2000	64,9	63,3
2001	62,6	61,9
2002	59,1	60,4
2003	58,6	58,9
2004	57,5	57,4
2005	56,6	55,9
2006	53,2	54,4
2007	51,4	51,0
2008	x	49,4
2009	x	47,9
2010	x	46,3

*Джерело: Держкомстат України.

риби і рибопродуктів — 2011 р.

3. За період 2008—2010 рр. намічається збільшення ємності ринку за всіма групами продуктів, крім молока і молочних продуктів. Необхідно зазначити про зменшення темпів динаміки ємності ринку таких продуктів, як рибні продукти і цукор, що зумовлене випереджаючою динамікою скороченням населення по відношенню до платоспроможного попиту. Останній факт також зумовлює зменшення ємності ринку молочних продуктів.

4. Згідно з моделлю лінійного тренду прогнозується щорічне зменшення частки витрат на харчування в структурі сукупних витрат на 1,5%. При незмінності даної тенденції прогнозується досягнення економічної доступності продуктів харчування рівня країн ЄС в 2024 р.

Література:

1. Державне регулювання економіки: Навч. посібник / С. М. Чистов, А. Є. Никифоров, Т. Ф. Куценко та ін. — К.: КНЕУ, 2000. — 316 с.
2. Дженкінс Г., Ваттс Д. Спектральний аналіз і його приложения. — М.: Мир, 1979 — 250 с.
3. Нанивская В.Г., Андропова И.В. Теория экономического прогнозирования: Учебное пособие. — Тюмень: ТюмГНГУ, 2000. — 212 с.
4. Постанова Кабінету Міністрів України від 5 грудня 2007р. № 1379 "Деякі питання продовольчої безпеки" // Урядовий кур'єр. — 12 груд. 2007 р. — № 233. — С. 13—15.
5. Стариченко Є.М. Актуальні питання макроекономічного прогнозування з використанням неструктурних моделей // Економіка АПК. — 2009. — № 2. — С. 64—68.
6. Ханк Д.Э., Уичерн Д.У., Райтс А.-Дж. Бизнес-прогнозирование. — М.: Издательский дом "Вильямс", 2003 — 656 с.
7. Эконометрика: учебник / И.И. Елисеєва, С.В. Курышева, Т. Костеева и др. — М.: Финансы и статистика, 2001. — 342 с.

Стаття надійшла до редакції 27.05.2009 р.