



продукции // Проблемы агорынка.- 2016.- №3. - С.93-97.

9 Акимова Ю.А., Коваленкр Е.Г. Системный подход к устойчивому развитию продовольственного рынка // Фундаментальные исследования.- 2016.- № 11.- Ч.1.- С. 112-116.

List of references

1 Ushachev I. Strategic approaches to the development of AIC of Russia in the context of interstate integration // AIC: economics and management. - 2015. - No.1.- PP. 3 -17.

2 Altukhov A.I. Interregional exchange in the country's food supply system // Agricultural Economics of Russia. - 2017.- No.1.- PP. 12-20.

3 Kovalenko N.Ya. Agricultural Economics: a textbook.-M: Yurayt, 2018.- 406 p.

4 Dobrynin V.A. Relevant issues of the economy of the AIC: textbook.- M.: Publishing House of the Moscow Agricultural Academy, 2015.- 280 p.

5 Mizanbekova S.K., Kalykova B.B., Mizanbekov I.T. Issues of sustainable development of grain product subcomplex of Kazakhstan // Issues of agricultural market. - 2018. - No. 2. - PP.139 - 147.

6 Serkov A.F., Chekalin V.S. Increasing the export of agricultural products in the system of strategic planning for the development of the industry // Economics of agricultural and processing enterprises. - 2018. - No. 12.- PP. 6- 9.

7 Smagulova Sh.A. Organization of storage and processing systems in the agricultural sector // Issues of agricultural market. - 2017.- No.1. - PP. 86-91.

8 Kaskin T.T. Methodology for constructing local sales zones of agricultural products // Issues of agricultural market. - 2016.- No.3. - PP.93-97.

9 Akimova Yu.A., Kovalenkr E.G. A systematic approach to the sustainable food market development // Fundamental Research. - 2016. - No. 11.-CH.1.- PP. 112-116.

МРНТИ 68.75.21
УДК 631.1:338.27

**МЕТОДИКА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ЗАКУПОЧНЫХ ЦЕН НА СЫРОЕ МОЛОКО
(НА МАТЕРИАЛАХ КОСТАНАЙСКОЙ ОБЛАСТИ)**

**ШИКИ СҮТТІ САТЫП АЛУ БАҒАСЫН БОЛЖАУ ӘДІСТЕМЕСІ
(ҚОСТАНАЙ ОБЛЫСЫНЫҢ МАТЕРИАЛДАРЫ НЕГІЗІНДЕ)**

**METHODOLOGY OF FORECASTING PURCHASE PRICES FOR RAW MILK
(BASED ON MATERIALS OF KOSTANAY REGION)**

Т.А. КУСАИНОВ *

д.э.н, профессор

Г.С. МУСИНА

докторант PhD

Казахский агротехнический университет им. С. Сейфуллина, Нур-Султан, Казахстан

kta2006@bk.ru

Т.А. ҚҰСАЙЫНОВ

э.ғ.д., профессор

Г.С. МУСИНА

PhD докторанты

С. Сейфуллин атындағы Қазақ агротехникалық университеті, Нұр-Сұлтан, Қазақстан

T. KUSSAIYNOV

Dr.E.Sc., Professor

G. MUSSINA

PhD student

S. Seifullin Kazakh Agrotechnical University, Nur-Sultan, Kazakhstan

Аннотация. Рассмотрены методические аспекты построения статистических моделей экономических процессов, в частности – движения рыночной цены на молоко, с учетом сезонных факторов. Отмечается, что при моделировании основных результатов измерений процесса в прошлом имеют место завышенные оптимистичные или пессимистичные прогнозы. Параметры модели оказываются слишком чувствительными к изменениям хозяйственной

стью анализа и оценки сезонных колебаний цен [1,2]. Алгоритм прогнозирования цен на молоко сырое обычно базируется на построении тренд-сезонных моделей, предполагающих математическое описание основной тенденции ценовых изменений и количественное измерение «сезонной компоненты».

Модели временных рядов являются одними из часто используемых инструментов анализа и прогнозирования сельскохозяйственных процессов [3,4]. Однако, модели процесса на основе имеющейся совокупности данных и их использование для прогнозирования часто дают слишком оптимистичные результаты. Объясняется это тем, что надежность модели и ее прогнозирующая способность весьма чувствительны к изменениям в составе и структуре данных. Поэтому при новых обстоятельствах параметры уже имеющейся модели, как правило, не всегда оказываются достаточно адекватными и, следовательно, надежными при попытках спрогнозировать новые значения результативной переменной. Очевидно, что имеет место противоречие, состоящее в том, что предсказания, т.е. новые значения результативного признака, рассчитываются по уравнению, построенному на основе «старой» совокупности данных. Указанное противоречие требует своего изучения и разрешения. Исследование данного вопроса проводилось по данным наблюдений за динамикой цен на молоко, реализуемое сельскохозяйственными предпринимателями Костанайской области.

Материалы и методы исследования.

В качестве исходной статистической базы использованы средние цены на молоко сельскохозяйственных товаропроизводителей Костанайской области в разрезе календарных месяцев в период с 2010 по 2018 год [5]. Для снижения зависимости прогноза от неопределенности будущих хозяйственных и рыночных условий цены на продукцию были заменены их цепными индексами. При такой замене, во-первых, появляется возможность избежать пересчета исходных данных с учетом тренда и инфляции и, во-вторых, отпадает необходимость делать прогноз среднего уровня цены на плановый период с тем, чтобы на его основе высчитывать сезонные отклонения. Более того, использование цепных индексов позволяет прогнозировать цену на предстоящий период, основываясь на уровне цены предшествующего периода,

которая уже становится известной к моменту составления прогноза.

Методом исследования служат приемы и процедуры статистического моделирования. Специфической особенностью динамики цен на молоко является наличие не только тренда, но и сезонного и случайного факторов. Поэтому исследование основывалось на разложении временного ряда цен на молоко на три составляющие: тренд, сезонная составляющая и случайная составляющая. Для построения модели использовано уравнение временного ряда в аддитивной форме.

Результаты и их обсуждение. *Моделирование процесса движения цены.* Для корректного выявления сезонности в динамике исследуемого показателя необходимо привести данные за ряд лет к сопоставимому виду. Сезонные вариации цен на продукцию следует рассчитывать с учетом тренда, инфляции. Процедура сама по себе достаточно трудоемкая. При этом, для использования полученных результатов в целях прогнозирования необходимо быть уверенным, что тренд и другие особенности показателя сохранятся в будущем. Другими словами, использование результатов может быть оправдано лишь в случае, если производственные и рыночные условия не претерпят существенных изменений в прогнозный период. Сократить трудоемкость расчетов и снизить зависимость прогноза от неопределенности будущих хозяйственных и рыночных условий можно, если в качестве исследуемого ряда данных взять не собственно цены на продукцию, а их цепные индексы [6].

Такая замена в предмете исследования позволит избежать необходимости пересчитывать исходные данные с учетом тренда и инфляции. Кроме того, отпадает необходимость делать прогноз среднего уровня цены на плановый период с тем, чтобы на его основе высчитывать сезонные отклонения. И наоборот, использование цепных индексов позволяет прогнозировать цену на предстоящий период, основываясь на уровне цены предшествующего периода, которая уже становится известной к моменту составления прогноза. По существу, использование цепных индексов для прогнозирования движения цены предполагает применение байесовских принципов принятия решений.

В таблице 1 представлены цепные индексы цен на молоко, реализованное предприятиями северных зерносеющих областей Казахстана в 2010-2018 гг.

Рынок продовольственной продукции

Для анализа сезонности была использована модель вида

$$Y_T = b_0 + b_1 T + \sum_{j \in J} b_j x_j + \varepsilon, \quad (1)$$

где:

Y_T – значение цепного индекса в месяц T ;

x_j – месяц года (категориальная переменная);

ε – случайная величина;

J – множество месяцев;

b_0, b_1, b_j – искомые параметры модели.

В модели (1) параметры b_j представляют собой интересующие нас сезонные индексы. Параметр b_1 фиксирует наличие или отсутствие линейного тренда в динамике индексов.

Таблица 1 – Цепные индексы цен на молоко в Костанайской области в 2010-2018 гг.

Месяц	Год								
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Январь	1,054	1,032	1,012	1,001	1,009	0,998	1,005	1,044	1,096
Февраль	1,038	1,025	1,025	0,979	1,083	0,994	1,005	1,051	0,997
Март	1,031	1,049	0,995	1,030	1,011	0,963	1,022	1,028	1,023
Апрель	0,994	1,009	0,979	0,987	1,001	0,944	1,007	1,021	0,992
Май	0,962	0,985	0,939	0,988	1,003	0,977	0,998	1,009	0,993
Июнь	0,993	1,010	0,949	0,991	1,005	0,939	0,996	0,989	0,972
Июль	0,988	0,980	0,987	1,006	1,008	0,954	0,993	0,990	0,922
Август	1,043	0,947	1,014	0,995	1,009	1,002	1,019	0,959	0,986
Сентябрь	1,019	0,985	1,010	1,017	1,023	0,993	1,041	0,994	0,994
Октябрь	1,080	1,014	1,027	1,011	0,999	1,036	1,041	1,010	1,012
Ноябрь	1,079	1,007	1,033	1,034	1,002	1,048	1,026	1,016	1,013
Декабрь	1,083	1,043	1,018	1,004	1,068	1,013	1,032	1,014	1,038

Присутствие в модели категориальных переменных предполагает необходимость взять одну из них (неважно – какую) в качестве базовой и вести расчеты индексов по отношению к ней. В нашем случае базовой переменной послужил месяц January.

В таблице 2 приведены численные значения параметров модели и их статистические характеристики. Первый вариант расчетов соответствует случаю, когда в модель включаются все месяцы в качестве категориальных переменных. Второй вариант рассчитывался для случая, когда из анализа были исключены переменные, у которых в модели по первому варианту значения t -критерия Стьюдента оказались меньше единицы. Основанием для исключения таких переменных служит математический факт, который состоит в том, что если t -характеристика меньше, чем 1, то ошибка уравнения уменьшится при исключении соответствующей переменной из уравнения. И наоборот, если t -характеристика больше единицы, то ошибка уравнения увеличится.

По первому варианту, для уровня 0,05 уравнение в целом оказалось статистически значимым. Что касается отдельных параметров модели, то на уровне 0,05 значимыми являются коэффициенты при переменных, соответствующих месяцам с апреля по август.

Далее, из анализа были исключены переменные February, March, October и November, поскольку соответствующие t -характеристики оказались меньше единицы. Расчеты параметров по второму варианту дали результаты, которые приведены в последних двух столбцах таблицы 2. Все параметры новой модели имеют t -характеристики больше единицы. Коэффициент детерминации остался практически на том же уровне, зато модель в целом и параметры в отдельности являются более надежными (об этом свидетельствуют более высокие значения F -критерия и t -критерия).

Таким образом, искомая модель цепных индексов выглядит следующим образом:

$$\hat{Y}_t = 1,030 - 0,0001T - 0,032April - 0,040May - 0,042June - 0,043July - 0,027August - 0,015September + 0,011December, \quad (2)$$

где $\hat{Y}_t$ – расчетное значение цепного индекса в месяц T .

Рынок продовольственной продукции

Таблица 2 – Параметры модели и их характеристики

Переменные	Вариант 1		Вариант 2	
	Коэффициент	t-критерий	Коэффициент	t-критерий
Свободный параметр	1,033	109,07	1,030	181,45
Тренд	-0,00011	1,41	-0,00011	1,38
Февраль	-0,006	0,47	-	-
Март	-0,011	0,88	-	-
Апрель	-0,035	2,87*	-0,032	3,42*
Май	-0,044	3,58*	-0,040	4,34*
Июнь	-0,045	3,66*	-0,042	4,46*
Июль	-0,046	3,79*	-0,043	4,63*
Август	-0,030	2,46*	-0,027	2,89*
Сентябрь	-0,019	1,52	-0,015	1,65
Октябрь	-0,001	0,11	-	-
Ноябрь	0,002	0,15	-	-
Декабрь	0,008	0,67	0,011	1,21
R^2	0,394	-	0,385	-
F-тест	5,149*	-	7,758*	-

* - значим на уровне 0,05

По модели (2) необходимо сделать некоторые пояснения. Переменные April, May, June, July, August, September и December принимают значения 1, если рассчитывается индекс для соответствующего месяца, и 0 – в противном случае. К примеру, если необходимо рассчитать апрельский индекс, то переменной April присваивается значение 1, всем остальным переменным – 0. Коэффициент при каждой из переменных представляет собой величину отклонения индекса цены в соответствующий месяц от тренда. Исключение из модели (3) переменных Feb-

ruary, March, October и November говорит о том, что они отличаются от январского индекса лишь на величину изменения по тренду. Напомним, что в нашем анализе в качестве базовой переменной служит месяц January; этим обстоятельством объясняется отсутствие переменной January в модели.

Все дальнейшие расчеты и рассуждения приводятся в отношении модели (2).

В таблице 3 показаны цепные индексы цен на молоко, рассчитанные на основе полученной модели.

Таблица 3 - Расчетные цепные индексы цен на молоко в Костанайской области в 2010-2018 гг.

Месяц	Год								
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Январь	1,030	1,029	1,027	1,026	1,025	1,023	1,022	1,021	1,019
Февраль	1,030	1,029	1,027	1,026	1,025	1,023	1,022	1,021	1,019
Март	1,030	1,028	1,027	1,026	1,024	1,023	1,022	1,021	1,019
Апрель	0,998	0,996	0,995	0,994	0,993	0,991	0,990	0,989	0,987
Май	0,989	0,988	0,986	0,985	0,984	0,983	0,981	0,980	0,979
Июнь	0,988	0,987	0,985	0,984	0,983	0,981	0,980	0,979	0,977
Июль	0,986	0,985	0,984	0,982	0,981	0,980	0,978	0,977	0,976
Август	1,002	1,001	1,000	0,998	0,997	0,996	0,994	0,993	0,992
Сентябрь	1,014	1,012	1,011	1,010	1,008	1,007	1,006	1,005	1,003
Октябрь	1,029	1,028	1,026	1,025	1,024	1,022	1,021	1,020	1,019
Ноябрь	1,029	1,028	1,026	1,025	1,024	1,022	1,021	1,020	1,018
Декабрь	1,040	1,039	1,037	1,036	1,035	1,034	1,032	1,031	1,030

Поскольку предметом исследования являются особенности динамики цен на продукцию, то полученные индексы следует перевести в цены. В таблице 4 приведе-

ны уровни цен, рассчитанных на основе модели их цепных индексов, в исследуемый период с 2010 по 2018 г. в разрезе календарных месяцев.

Рынок продовольственной продукции

Таблица 4 – Расчетные цены реализации молока сельскохозяйственными формированиями Костанайской области в 2010-2018 гг., тенге/ц

Месяц	Год								
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Январь	4 552	6 340	6 874	6 750	7 030	8 704	7 501	8 992	10 138
Февраль	4 713	6 545	6 957	6 757	7 090	8 682	7 538	9 388	11 109
Март	4 894	6 711	7 130	6 617	7 679	8 630	7 575	9 867	11 077
Апрель	4 890	6 820	6 873	6 603	7 522	8 053	7 500	9 830	10 976
Май	4 818	6 818	6 668	6 459	7 463	7 535	7 486	9 943	10 794
Июнь	4 631	6 706	6 255	6 376	7 474	7 354	7 462	10 016	10 711
Июль	4 590	6 761	5 926	6 309	7 498	6 894	7 419	9 891	10 390
Август	4 607	6 738	5 943	6 453	7 686	6 682	7 492	9 952	9 738
Сентябрь	4 859	6 454	6 095	6 491	7 845	6 771	7 722	9 659	9 709
Октябрь	5 025	6 455	6 251	6 702	8 148	6 825	8 160	9 743	9 797
Ноябрь	5 428	6 544	6 420	6 776	8 135	7 070	8 494	9 836	9 918
Декабрь	5 918	6 663	6 703	7 080	8 244	7 488	8 810	10 106	10 138

При оценке адекватности расчетных цен фактическим ценам необходимо иметь в виду, что расчетные цены получены опосредовано через цепные индексы, а не путем прямой регрессии исходного показателя. Поэтому средняя фактическая цена и средняя расчетная цена, как правило, не совпадают; более того, сумма квадратов отклонений расчетных цен от средней может превысить сумму квадратов отклонений фактических цен от средней. Поэтому весьма сомнительно проводить оценку адекватности расчетных цен фактическим на основе коэффициента детерминации с использованием известной формулы

$$1 - \frac{\sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{\sum (Y_t - \bar{Y})^2},$$

где: Y_t – фактическая цена в момент;

$\hat{Y}_t$ – расчетная цена в момент t ;

$\bar{Y}$ – средняя цена за весь период наблюдений.

Вместе с тем, вполне логично провести оценку тесноты связи между расчетными и фактическими ценами. Коэффициент корреляции между указанными рядами цен равен 0,993; коэффициент детерминации составляет 0,987. Иначе говоря, степень согласованности изменений фактических и расчетных цен на молоко с использованием модели цепных индексов весьма впечатляет. Средняя фактическая цена и средняя расчетная цена на молоко за весь период наблюдений с 2010 по 2018 г. оказались практически равными: 7 528 и 7 531 тенге за центнер продукции. Степень отклонения расчетных цен от фактических, оцененная как отношение стандартной ошибки к среднему фактическому значению цен, не превышает 3%.

Валидация модели динамики цен на основе цепных индексов. Метод наименьших квадратов рассчитывает оптимальные параметры уравнения, основываясь на свойствах имеющейся совокупности данных. При этом оценка качества и практической полезности полученного уравнения проводится с применением статистических приемов и процедур по отношению к той же совокупности данных. Однако мы не можем гарантировать, что подобранная таким образом модель будет сохранять свои прогнозирующие способности по новым данным и наилучшим образом отражать особенности обновленного множества данных наблюдений [7]. В новых обстоятельствах параметры уже имеющейся модели не всегда оказываются достаточно адекватными и, следовательно, надежными при попытках спрогнозировать новые значения результативной переменной.

Данное свойство приобретает критическую значимость при попытках спрогнозировать новые значения результативной переменной. Очевидно, имеет место противоречие, состоящее в том, что предсказания, т.е. новые значения результативного признака, рассчитываются по уравнению, построенному на основе старых данных.

Представляется, что корректность или некорректность применения регрессионной модели для прогнозирования может быть оценена применением следующего методического приема: исходное множество данных разбивается на два подмножества – одно для оценки искомых параметров уравнения, другое – для его валидации [8]. Вначале оцениваем уравнение по первому подмножеству. Затем подставляем данные по факторным переменным из второго подмножества в уравнение и получаем прогнозные

Рынок продовольственной продукции

значения результативной переменной. И наконец, сравниваем прогнозные значения с соответствующими известными значениями результативного признака из второго подмножества. Если согласие между ними оказывается на приемлемом уровне, то имеется основание считать, что уравнение будет давать вполне заслуживающие внимания прогнозы по новым данным.

В нашем случае, имеющийся ряд месячных данных по цене на молоко, реализованное сельскохозяйственными формированиями Костанайской области в 2010-2018 гг., разбиваем на две группы: данные за период с 2010 по 2014 г. и с 2015 по 2018 год.

На основе данных из первой группы была построена модель цепных индексов цены на сельскохозяйственную продукцию. В таблице 5 отражены параметры полученной модели и их статистические характеристики.

Коэффициент детерминации равен 0,424, что свидетельствует о приемлемой

прогнозирующей способности модели. Соответственно, коэффициент корреляции оказывается равным 0,651; связь достаточно между фактическими и расчетными рядами индексов достаточно сильная. На уровне 0,05 уравнение в целом является значимым. По коэффициентам при переменных справедливы те же соображения, которые приводились при анализе всего ряда цепных индексов. Оценка согласия между фактическими и расчетными ценами по второй группе данных, которая показывает существенную связь между рассматриваемыми рядами, несмотря на некоторое снижение коэффициента до 0,516.

Затем на основе модели цепных индексов были рассчитаны цены по обоим подмножествам. При этом коэффициенты корреляции фактических и расчетных цен в рассматриваемый отрезок времени по первому и второму подмножествам оказались практически равными: 0,987 и 0,984 соответственно. Степень отклонения расчетных цен от фактических также не превышает 3%.

Таблица 5 – Параметры модели и их характеристики

Переменные	Коэффициент	t -тест
Свободный параметр	1,033	137,28
Тренд	-0,00021	1,12
Февраль	-	-
Март	-	-
Апрель	-0,033	2,66*
Май	-0,051	4,13*
Июнь	-0,037	2,97*
Июль	-0,032	2,60*
Август	-0,024	1,97**
Сентябрь	-0,015	1,19
Октябрь	-	-
Ноябрь	-	-
Декабрь	0,018	1,46
R^2	0,424	-
F-тест	4,689	-

*- значим на уровне 0,05; ** - значим на уровне 0,1

Указанные обстоятельства позволяют нам утверждать, что модель цепных индексов цен (2) является весьма надежным инструментом для прогнозирования цен на товарное молоко в условиях Костанайской области.

Выводы

1. В динамике цен на молоко, реализуемое сельскохозяйственными предпринимателями Костанайской области, имеет место сезонность, которая объясняется соответственно сезонностью производства и поставок на рынок продукции.

2. Относительно низкие цены наблюдаются в период «большого молока» с апреля по август-сентябрь. В свою очередь, сезон большого молока следует с лагом 2-3 месяца за периодом массовых отелов (зима-первая половина весны) в хозяйствах, особенно в личных подворьях.

3. На сезонность производства и цен на рассматриваемую продукцию решающее влияние оказывает тот факт, что подавляющую долю в общем объеме поставок молока на рынок все еще занимают личные подсобные хозяйства и мелкие коммерческие предприятия (до 80% и бо-

лее). Такое положение сохранится до тех пор, пока в экономике отрасли будут доминировать индивидуальный сектор, мелко-товарное производство. И лишь с развитием интенсивного животноводства следует ожидать выравнивание рынка продукции.

4. Инструментарий для прогнозирования цен на основе цепных индексов лишен многих недостатков, присущих способам, использующих собственно цены на продукцию, и отличается высокой степенью точности. Методика позволяет достаточно легко, без излишней траты времени и других ресурсов, корректировать цены на продукцию, основываясь на последних данных об их уровне. Иначе говоря, использование цепных индексов для прогнозирования движения цены соответствует байесовским принципам принятия решений, набирающих все большую популярность в анализе экономических процессов [9].

Список литературы

- 1 Bergmann D., Declan O'Connor, Andreas Thümmel. Seasonal and cyclical behaviour of farm gate milk prices // British Food Journal. – 2015. – Vol. 117. – PP. 2899-2913.
- 2 Nicholson Charles F., Mark W. Stephenson. "Milk price cycles in the US dairy supply chain and their management implications // Agribusiness: An International Journal. – 2015. – Vol. 31, Issue 4. – PP. 507-520.
- 3 Hardacker J.B., Lien G., Anderson J.R., Huirne R. Coping with risk in Agriculture: Applied Decision Analysis. - 3rd Edition. – Wallingford: CAB International, 2015. – 291 p.
- 4 Marcel Dettling. Applied Time Series Analysis. – Zurich: Zurich University of Applied Sciences, 2016. – 190 p.
- 5 Статистика сельского, лесного, охотничьего и рыбного хозяйства. Архив бюллетеней Комитет по статистике МЭН РК [Электронный ресурс]. – 2010-2018. – URL: <http://stat.gov.kz> (дата обращения: 18.06.2019).
- 6 Willenborg L. Chain indices and path independence. - Gaara: Central Bureau of Statistics (Netherlands), 2011. – 30 p.

7 Belouafa S. Statistical tools and approaches to validate analytical methods: methodology and practical // International Journal of Metrology and Quality Engineering. – 2017. – Vol. 8. – 10p.

8 Albright S.C. Data Analysis and Decision Making. – 4th ed. – South-Western College Pub, 2010. – 1062 p.

9 Smith J.Q. Bayesian Decision Analysis: Principles and Practice. – Cambridge: Cambridge University Press, 2010. – 348 p.

Spisok literatury

- 1 Bergmann D., Declan O'Connor, Andreas Thümmel. Seasonal and cyclical behaviour of farm gate milk prices // British Food Journal. – 2015. – Vol. 117. – PP. 2899-2913.
- 2 Nicholson Charles F., Mark W. Stephenson. "Milk price cycles in the US dairy supply chain and their management implications // Agribusiness: An International Journal. – 2015. – Vol. 31, Issue 4. – PP. 507-520.
- 3 Hardacker J.B., Lien G., Anderson J.R., Huirne R. Coping with risk in Agriculture: Applied Decision Analysis. - 3rd Edition. – Wallingford: CAB International, 2015. – 291 p.
- 4 Marcel Dettling. Applied Time Series Analysis. – Zurich: Zurich University of Applied Sciences, 2016. – 190 p.
- 5 Statistika sel'skogo, lesnogo, ohotnich'ego i rybnogo hozjajstva. Arhiv bjulletenej Komitet po statistike MJeN RK [Jelektronnyj resurs]. – 2010 – 2018. – URL: <http://stat.gov.kz> (data obrashhenija: 18.06.2019).
- 6 Willenborg L. Chain indices and path independence. - Gaaga: Central Bureau of Statistics (Netherlands), 2011. – 30 p.
- 7 Belouafa S. Statistical tools and approaches to validate analytical methods: methodology and practical // International Journal of Metrology and Quality Engineering. – 2017. – Vol. 8. – 10p.
- 8 Albright S.C. Data Analysis and Decision Making. – 4th ed. – South-Western College Pub, 2010. – 1062 p.
- 9 Smith J.Q. Bayesian Decision Analysis: Principles and Practice. – Cambridge: Cambridge University Press, 2010. – 348 p.