

УДК 338.486.5:633/635 (045)

АВТОРЕГРЕССИОННЫЕ ПРОЦЕССЫ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ УРОЖАЙНОСТИ ЗЕРНОВЫХ В СЕВЕРНОМ КАЗАХСТАНЕ

Т. А. Кусаинов, доктор экономических наук, профессор

А. А. Булашева, кандидат экономических наук

Ж. О. Жакупова, экономист-исследователь

Казахский агротехнический университет им. С. Сейфуллина

E-mail: kta2006@bk.ru

Ключевые слова: урожайность зерновых, временной ряд, стохастические характеристики, дисперсия, корреляция, автокорреляция, авторегрессия, прогнозирование.

Реферат. Модели временных рядов являются одним из наиболее часто используемых инструментов прогнозирования в экономике сельского хозяйства. При этом часто будущие значения рассматриваемой переменной являются функцией прошлых значений этой же переменной. Иначе говоря, имеют место авторегрессионные процессы. Динамика урожайности зерновых культур в Северо-Казахстанской и Костанайской областях Казахстана демонстрирует весьма схожие статистические свойства. В обоих случаях имеет место положительный линейный тренд, отчетливо прослеживается циклическое развитие процесса. Серьезного внимания заслуживает также наличие цикла в динамике уровня дисперсии урожайности культур. Указанные стохастические особенности показателя необходимо учитывать в сельскохозяйственном прогнозировании.

AUTOREGRESSIVE PROCESSES AND GRAIN YIELD FORECASTING IN THE NORTHERN KAZAKHSTAN

T.A. Kussaiynov, Doctor of economic sciences, Professor

A.A. Bulasheva, candidate of economic sciences

Zh. O. Zhakupova, economist-researcher

JSC «S. Seifullin Kazakh Agrotechnical University», Astana

Key words: grain yield, time series, stochastic characteristics, dispersion, correlation, autocorrelation, autoregression, forecasting.

Abstract. Time series models are one of the most commonly used forecasting tools in the agricultural economy. In this case, the future values of the variable are function of the past values of the same variable. In other words, there are autoregressive processes. The dynamic of grain yields in the North-Kazakhstan and Kostanay regions of Kazakhstan demonstrate very similar statistical properties. In both cases, there is a positive linear trend, the cyclical development of the process is clearly discernible. Serious attention should also be given to the existence of a cycle in the dynamics of the dispersion level of crop yields. These stochastic features of the indicator should be taken into account in agricultural forecasting.

Ценность прогноза в большей степени определяется его точностью, которая зависит от степени схожести будущего значения процесса с оценкой этого значения, сделанного заранее. Поскольку наблюдение за реальным процессом происходит в условиях различных помех, а протекание самих процессов подвержено влиянию различных факторов, то уверенность в точности прогноза будущего значения процесса не может быть абсолютной.

Практика разработки прогнозов опирается на систему методов, среди которых статистические методы прогнозирования занимают особое место. При статистическом подходе к прогнозированию решающую роль играет выбор соответствующей модели. Располагая различными моделями, можно получить варианты прогноза, отвечающие определенным условиям и гипотезам [1–4].

Динамические процессы, происходящие в экономических системах, обычно представляются в виде ряда значений некоторого экономического показателя, расположенных в хронологическом порядке. В прогнозировании экономических процессов одним из наиболее часто используемых инструментов анализа являются модели временных рядов. Данные типы временных рядов широко распространены в самых разных областях человеческой деятельности. Предсказание будущих значений на основе прошлых наблюдений, а также управление процессом, порождающим временной ряд, представляет собой содержание анализа временных рядов. При построении модели того или иного ряда во многих случаях исходят из того, что будущие значения рассматриваемой переменной являются функцией прошлых значений этой же переменной. Иначе говоря, предполагается, что тот или иной уровень ряда находится в линейной зависимости от его предыдущих значений.

Основная гипотеза в исследовании состоит в том, что динамика урожайности зерновых Северного региона Казахстана представляет собой авторегрессионный процесс, особенности которого необходимо учитывать при прогнозировании уровня урожайности.

Объектом исследования выступает динамика урожайности зерновых в Костанайской и Северо-Казахстанской областях Северного зерносеющего региона Казахстана. Материалы – данные об урожайности культур за 1970–2017 гг. – взяты из официальных источников. В качестве метода исследования использованы приемы и процедуры статистического анализа, в частности корреляционно-регрессионные методы, авторегрессия.

При анализе временных рядов принято выделять 4 компонента: 1) тренд – плавно изменяющаяся компонента, описывающая чистое влияние долговременных факторов; 2) циклическая компонента – плавно изменяющаяся компонента, описывающая длительные периоды относительного подъема и спада. Состоит из циклов, меняющихся по амплитуде и протяженности (в экономике бывает связана со взаимодействием спроса и предложения, ростом и истощением ресурсов, изменением в финансовой и налоговой политике и т.п.); 3) сезонная компонента, состоящая из последовательности почти повторяющихся циклов (объемы производства молока, цены на овощи по периодам года); 4) случайная компонента – остающаяся после полного вычленения закономерных компонент.

Волатильность является неотъемлемым свойством результативных показателей в любой сфере экономики, тем более в сельском хозяйстве и его важнейшей отрасли – растениеводстве. При тестировании гипотез теорий и моделей тех или иных экономических процессов и их использовании для прогнозирования исследователи обычно используют данные в виде временных рядов, т.е. хронологических последовательностей результатов наблюдений.

В экономике сельского хозяйства в силу особенностей отрасли волатильность результатов экономической деятельности во времени весьма значительна. Динамика урожайности сельскохозяйственных культур демонстрирует периоды существенных всплесков, за которыми следуют более спокойные периоды с меньшей турбулентностью (см., например, рис. 1. График построен на основе данных из [5]). И эта особенность в динамике экономических переменных неслучайна. Например, вполне справедливо утверждать, что в годы большой урожайности из почвы выносятся питательные элементы в значительных объемах, и если при этом процесс восстановления продуктивных свойств почвы затягивается, то при прочих равных условиях урожайность в последующие годы объективно будет ниже [6–8]. Переход уровня цен на ресурсы и продукцию из экстремального в равновесное состояние также происходит не моментально, а с течением времени. Другими словами, сама волатильность может быть непостоянной и характеризоваться определенными закономерностями в своем поведении. В статистике такую особенность временных рядов принято называть гетероскедастичностью.

Несмотря на непостоянный, подверженный изменению во времени характер волатильности, исследователи в области сельского хозяйства все еще используют методы статистического моделирования, которые предполагают постоянство характера изменчивости временного ряда. Данное обстоятельство не может не приводить к недостаточно корректным выводам и ненадежным прогнозам. Более точные и надежные прогнозы можно получить, если удастся воспользоваться методами и моделями, позволяющими уловить и учесть в расчетах закономерности в развитии волатильности временных рядов (в этом направлении особенно продвинулись исследователи финансовых рынков, см., например, [9–12]). Следовательно, модели стохастических процессов в растениеводстве должны учитывать возмож-

ность присутствия гетероскедастичности урожайности возделываемых культур, т.е. непостоянства ее дисперсии.

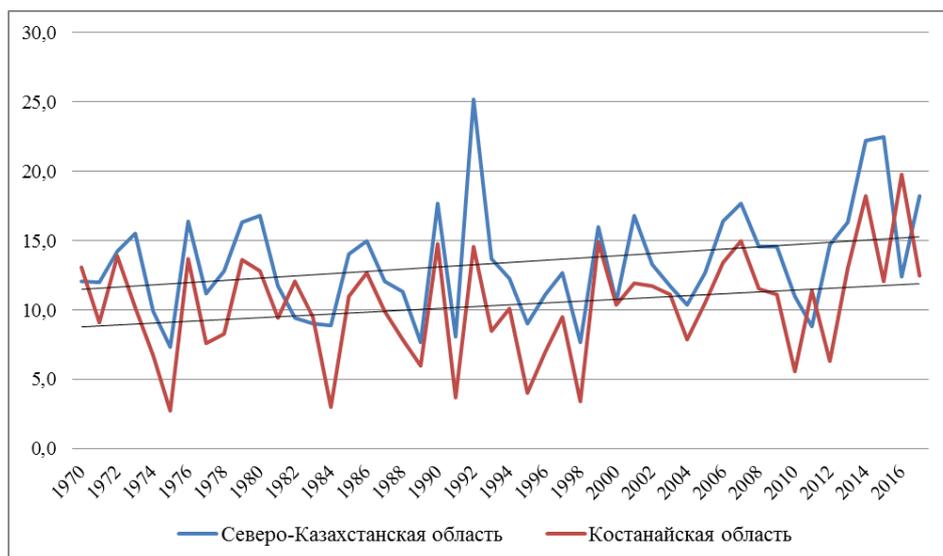


Рис. 1. Урожайность зерновых культур в Северо-Казахстанской и Костанайской областях в 1970–2017 гг.

Для того чтобы измерить силу связи между текущими и предыдущими значениями изучаемого ряда, необходимо рассчитать коэффициенты автокорреляции, которые в совокупности образуют автокорреляционную функцию. Коэффициент автокорреляции первого порядка рассчитывается с лагом в один период, а коэффициент автокорреляции второго порядка показывает тесноту связи между значениями, отстоящими на два временных момента, и т.д. Рассчитываются коэффициенты автокорреляции всех порядков и далее проводится оценка значимости каждого из них. В модели оставляются только те лаги, которые являются статистически значимыми. Необходимо иметь в виду, что с увеличением лага k на единицу число пар значений, по которым рассчитывается коэффициент автокорреляции, уменьшается на единицу. На основе расчета нескольких коэффициентов автокорреляции определяем лаг k , при котором автокорреляция наиболее высокая. Это позволяет выявить структуру временного ряда.

Для правильной оценки ковариативных свойств временного ряда требуется выполнение условия его стационарности. Напомним, что стационарным называется временной ряд, обладающий постоянной средней и дисперсией, а ковариация внутри ряда может быть обусловлена лишь временным интервалом между отдельными наблюдениями. Говоря более строгим языком, переменная является ковариационно стационарной, если $E(X_t)$, и $\sigma^2(X_t)$ – конечные константы для всех значений t , коэффициент корреляции между X_t и X_{t-n} является неизменным для всех t , и, следовательно, ковариация двух наблюдений X обусловлена только временем между наблюдениями.

В сельском хозяйстве немногие временные ряды являются стационарными, поскольку имеются тренды в изменении продуктивности, цены на ресурсы и продукцию имеют свойство расти со временем. К тому же моделирование на основе нестационарных рядов оказывается проблематичным, поскольку приводит к ложной корреляции. Например, графики изменения урожайности зерновых культур в Северо-Казахстанской и Костанайской областях в период с 1970 по 2017 г. позволяют предположить, что имеет место определенная синхронность в скачкообразном изменении показателя в рассматриваемых областях, вызванная влиянием случайных факторов. Однако также очевидно, что присутствует положительный тренд в обоих случаях, причиной которого является воздействие неслучайных управляемых факторов. Между тем в стохастическом анализе имеют значение случайные, неконтролируемые изменения.

Для анализа стохастических свойств временного ряда необходимо изучать колебания значений ряда относительно тренда. На рис. 2 иллюстрируется динамика отклонений урожайности зерновых по Северо-Казахстанской и Костанайской областям в 1970–2017 гг. (по данным из [5]).

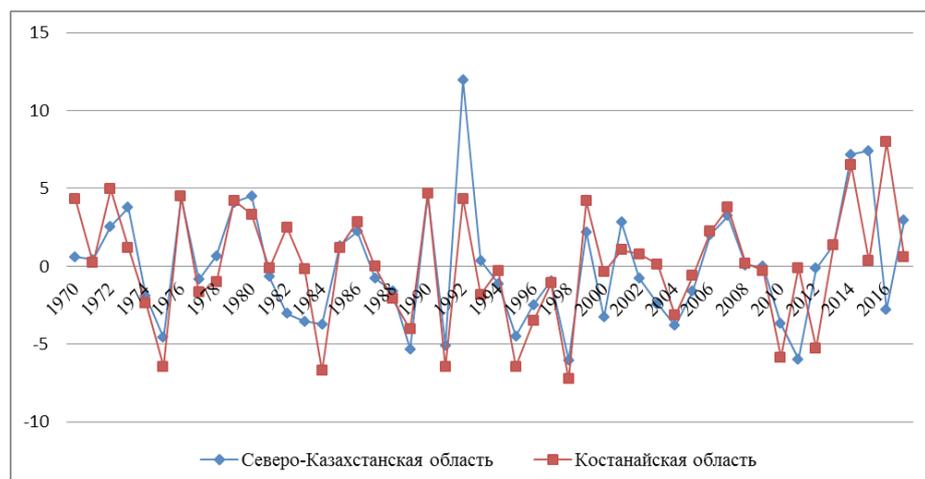


Рис. 2. Динамика отклонений урожайности зерновых культур относительно тренда в Северо-Казахстанской и Костанайской областях в 1970–2017 гг.

Коэффициент корреляции между временными рядами составил 0,68. Наличие или отсутствие циклической составляющей ряда можно проверить на основе анализа коэффициентов автокорреляции при разных лагах. Графическое отображение коэффициентов автокорреляции при разных лагах называют коррелограммой. На рис. 3 и 4 приведены коррелограммы, построенные по первым 12 коэффициентам автокорреляции урожайности зерновых культур соответственно Северо-Казахстанской и Костанайской областей.

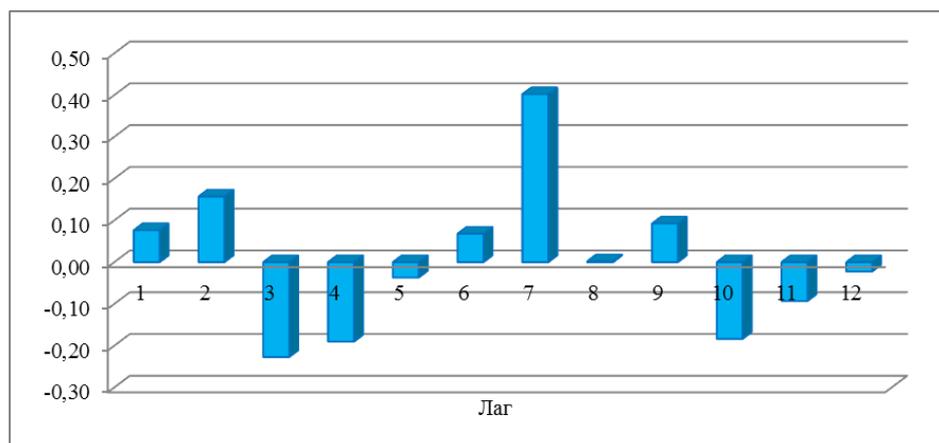


Рис. 3. Коэффициенты автокорреляции урожайности зерновых культур в Северо-Казахстанской области

Приведенные графики позволяют выдвинуть гипотезу о том, что в динамике урожайности зерновых в рассматриваемых областях имеется цикл продолжительностью 7 лет. Коэффициент автокорреляции по динамике урожайности зерновых в Северо-Казахстанской области при лаге 7 составляет 0,40, что превышает величину удвоенной стандартной ошибки (0,31). Следовательно, полученный коэффициент является статистически значимым на уровне доверия $\alpha=0,05$. Иначе говоря, гипотеза о циклическом развитии урожайности в области вполне жизнеспособна.

К совершенно аналогичному выводу мы приходим при анализе временного ряда по Костанайской области. Здесь мы также наблюдаем цикл с периодичностью 7 лет (коэффициент автокорреляции при соответствующем лаге наибольший и составляет 0,37, в то время как его удвоенная стандартная ошибка оказывается равной лишь 0,31; другими словами, мы можем утверждать о значимости полученного коэффициента автокорреляции). Указанные свойства свидетельствуют о том, что урожайность в каждом последующем году в существенной мере предопределяется ее величиной, имевшей место 7 лет назад.

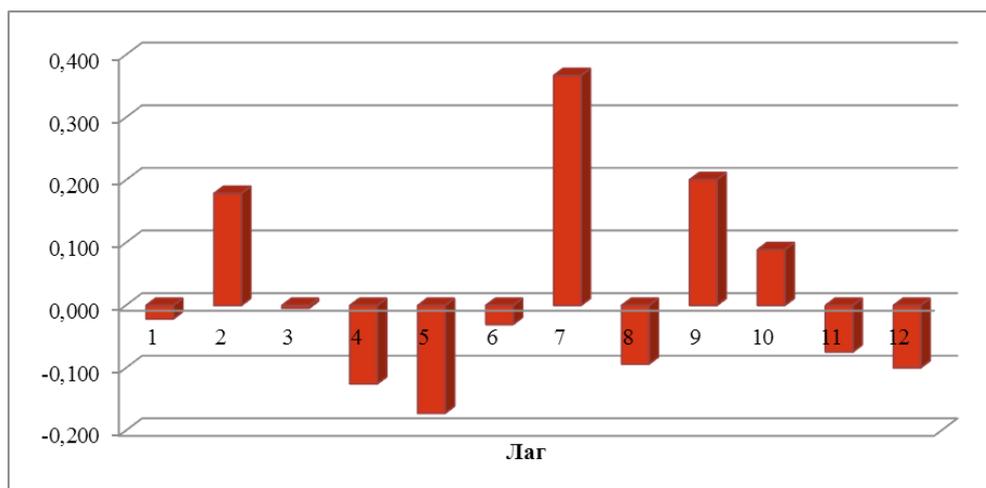


Рис. 4. Коэффициенты автокорреляции урожайности зерновых культур в Костанайской области

Приведенная особенность в поведении урожайности зерновых может играть одну из ключевых ролей в прогнозировании ее уровня. Идея состоит в том, чтобы построить регрессионную модель, в которой в качестве факторной переменной служит урожайность тех же зерновых, взятых с лагом 7. В табл. 1 приведены данные наблюдений по урожайности зерновых в Северо-Казахстанской и Костанайской областях за период с 1970 по 2017 г.

Таблица 1

Урожайность зерновых по Северо-Казахстанской и Костанайской областям за 1970–2017 гг., ц/га

№ п/п	Год	Северо-Казахстанская область	Костанайская область	№ п/п	Год	Северо-Казахстанская область	Костанайская область
1	1970	12,1	13,1	25	1994	12,3	10,1
2	1971	12,0	9,1	26	1995	9	4
3	1972	14,2	13,9	27	1996	11,1	7
4	1973	15,5	10,2	28	1997	12,7	9,5
5	1974	9,9	6,7	29	1998	7,7	3,4
6	1975	7,3	2,7	30	1999	16	14,9
7	1976	16,4	13,7	31	2000	10,6	10,4
8	1977	11,2	7,6	32	2001	16,8	11,9
9	1978	12,8	8,3	33	2002	13,3	11,7
10	1979	16,3	13,6	34	2003	11,7	11,1
11	1980	16,8	12,8	35	2004	10,4	7,9
12	1981	11,7	9,4	36	2005	12,7	10,5
13	1982	9,4	12,1	37	2006	16,4	13,4
14	1983	9,0	9,5	38	2007	17,7	15
15	1984	8,9	3	39	2008	14,6	11,5
16	1985	14,0	11	40	2009	14,6	11,1
17	1986	15,0	12,7	41	2010	11	5,6
18	1987	12,1	9,9	42	2011	8,8	11,4
19	1988	11,3	7,9	43	2012	14,7	6,3
20	1989	7,7	6	44	2013	16,3	13
21	1990	17,7	14,8	45	2014	22,2	18,2
22	1991	8,1	3,7	46	2015	22,5	12,1
23	1992	25,2	14,6	47	2016	12,4	19,8
24	1993	13,7	8,5	48	2017	18,2	12,5

При построении уравнения регрессии следует также учесть возможное наличие тренда в динамике урожайности культур. Графики на рис. 1 и 2 отчетливо свидетельствуют о присутствии линейного тренда в изменении урожайности зерновых в Северо-Казахстанской и Костанайской областях. Поэтому уравнение регрессии в общем виде записывается следующим образом:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-7}. \quad (1)$$

В уравнении (1) текущая урожайность Y_t представляет собой функцию от времени t и ее уровня семилетней давности, т.е. Y_{t-7} . В нашем случае урожайность 2017 г. в существенной мере предопределена урожайностью 2010 г., 2016 г. – урожайностью 2009 г. и т.д. Уравнение по существу является авторегрессионным.

Уравнение регрессии относительно урожайности зерновых в Северо-Казахстанской области принимает следующий вид:

$$Y_t = 6,17 + 0,09t + 0,43Y_{t-7}. \quad (2)$$

По динамике урожайности зерновых в Костанайской области уравнение регрессии приняло вид:

$$Y_t = 4,74 + 0,09t + 0,38Y_{t-7}. \quad (3)$$

Оба уравнения: и (2), и (3) – оказываются значимыми на уровне доверия 0,05. В обоих случаях коэффициент при основной переменной Y_{t-7} также показал свою значимость на уровне 0,05, в то время как коэффициент при переменной t оказался значимым лишь на уровне 0,1. Использование уравнений (2) и (3) дает прогнозы, приведенные в табл. 2.

Таблица 2

Ожидаемая урожайность зерновых по Северо-Казахстанской и Костанайской областям в 2018–2024 гг., ц/га

№ п/п	Год	Северо-Казахстанская область	Костанайская область
1	2018	13,6	12,9
2	2019	16,3	11,1
3	2020	17,0	13,7
4	2021	19,6	15,8
5	2022	19,9	13,6
6	2023	15,6	16,6
7	2024	18,2	13,9

Анализ стохастических свойств временного ряда предполагает также оценку особенностей поведения его дисперсии. На рис. 5 приведены графики изменения дисперсии урожайности зерновых культур в Северо-Казахстанской и Костанайской областях. Ряды дисперсии построены на основе скользящих отрезков данных по урожайности зерновых (длина отрезков условно взята равной 10), т.е. были рассчитаны дисперсии урожайности за 1970–1979; 1971–1980; 1972–1981 ... 2008–2017 гг. На рис. 5 первое значение дисперсии соответствует дисперсии за 1970–1979 гг., второе – 1971–1980, третье – 1972–1981 гг. и т.д.

Графики на рис. 5 свидетельствуют о том, что имеет место определенная особенность в динамике дисперсии урожайности рассматриваемых культур: с цикличностью примерно 10 лет дисперсия находится выше и ниже своего среднего уровня. Данное обстоятельство может иметь существенное значение при интервальном прогнозировании урожайности зерновых в Северо-Казахстанской и Костанайской областях.

Таким образом, по результатам анализа статистических свойств динамики урожайности зерновых в Северо-Казахстанской и Костанайской областях в период с 1970 по 2017 гг. можно сделать следующие выводы:

- 1) в Северо-Казахстанской и Костанайской областях имела место четко выраженная синхронность в изменении урожайности зерновых, вызванная влиянием неконтролируемых факторов;
- 2) в обеих рассматриваемых областях имеет место положительный линейный тренд в урожайности зерновых;

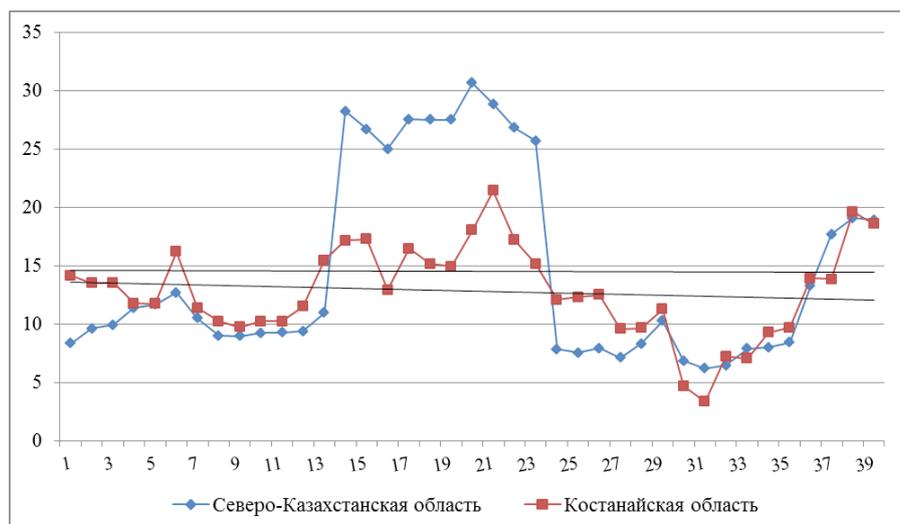


Рис. 5. Изменение дисперсии урожайности зерновых культур в Северо-Казахстанской и Костанайской областях

3) динамика урожайности зерновых в исследуемых регионах демонстрирует циклические колебания с периодичностью 7 лет;

4) дисперсия урожайности зерновых также подвержена циклическим колебаниям: на протяжении приблизительно каждых 10 последовательных лет дисперсия находится выше или ниже своего среднего уровня;

5) указанные свойства урожайности зерновых культур в Северо-Казахстанской и Костанайской областях следует учитывать при разработке сельскохозяйственных прогнозов. При этом авторегрессионные уравнения могут служить инструментом, позволяющим существенно повысить точность и обоснованность прогнозов урожайности сельскохозяйственных культур.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Анализ данных, прогнозирование и оптимизация решений: учеб. пособие / сост. Т. А. Куцаинов. – Астана, 2011. – 229 с.
2. Дрейнер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ: в 2 кн. – М.: Финансы и статистика, 1986. – Кн. 1.
3. Дрейнер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ: в 2 кн. – М.: Финансы и статистика, 1986. – Кн. 2.
4. Афанасьев В. Н., Юзбашев М. М. Анализ временных рядов и прогнозирование. – М.: Финансы и статистика, 2001. – 228 с.
5. Официальная статистическая информация (по отраслям) [Электрон. ресурс] // Официальный интернет-ресурс Комитета по статистике Министерства национальной экономики Республики Казахстан – Режим доступа: <http://www.stat.gov.kz>. – (Дата обращения: 18.04.2018).
6. Сулейменов М. К. Основы ресурсосберегающей системы земледелия в Северном Казахстане – плодосмен и нулевая или минимальная обработка почвы // Диверсификация растениеводства и No-Till как основа бережливого земледелия и продовольственной безопасности: сб. материалов междунар. конф. – Астана-Шортанды, – 2011. – С. 16–26.
7. Опыт диверсификации растениеводства и No-till технологии на уровне хозяйств: результаты, проблемы /К. Акшалов, М. Сагимбаев, Н. Носачева, Ю. Эйхвальд // Диверсификация растениеводства и No-Till как основа бережливого земледелия и продовольственной безопасности: сб. материалов междунар. конф. – Астана-Шортанды, – 2011. – С. 108–114.
8. Кияс А. Зернобобовые культуры в плодосменных севооборотах в условиях Северного Казахстана // Диверсификация растениеводства и No-Till как основа бережливого земледелия и продовольственной безопасности: сб. материалов междунар. конф. – Астана-Шортанды, 2011. – С. 119–122.

9. Уотшем Т. Дж., Паррамор К. Количественные методы в финансах. – М.: Финансы; ЮНИТИ, 1999. – 527 с.
10. Engle R.F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. // *Econometrica*. – 1982. – Vol. 50. P. 987–1008.
11. Nelson D.B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach// *Econometrica*. – 1991. Vol. 2. P. 347–70.
12. Engle R.F., Rothchild M. ARCH models in finance// *Supplement to the Journal of Econometrics*. – 1992. – Vol. 19. – P. 13–29.

REFERENCES

1. Analiz dannyih, prognozirovaniye i optimizatsiya resheniy: ucheb. posobie / sost. T.A. Kusainov. – Astana, 2011. – 229 s.
2. Dreyper N., Smit G. Prikladnoy regressionnyiy analiz: v 2-h kn. – М.: Finansyi i statistika, 1986. – Kn. 1.
3. Dreyper N., Smit G. Prikladnoy regressionnyiy analiz: V 2-h kn. – М.: Finansyi i statistika, 1986. – Kn. 2.
4. Afanasev V.N., Yuzbashev M.M. Analiz vremennyih ryadov i prognozirovaniye. – М.: Finansyi i statistika, 2001. – 228 s.
5. Ofitsialnaya statisticheskaya informatsiya (po otraslyam) [Elektron. resurs] // Ofitsialnyiy internet-resurs Komiteta po statistike Ministerstva natsionalnoy ekonomiki Respubliki Kazahstan – Rezhim dostupa: <http://www.stat.gov.kz>. – (Data obrascheniya: 18.04.2018).
6. Suleymenov M.K. Osnovnyy resursosberegayushey sistemy zemledeliya v Severnom Kazahstane – plodosmen i nulevaya ili minimalnaya obrabotka pochvyi// Diversifikatsiya rastenievodstva i No-Till kak osnova sberegayushego zemledeliya i prodovolstvennoy bezopasnosti: sb. materialov mezhdunar. konf. – Astana-Shortandyi, – 2011. – S. 16–26.
7. Opyit diversifikatsii rastenievodstva i No-till tehnologii na urovne hozyaystv: rezultaty, problemy / K. Akshalov, M. Sagimbaev, N. Nosacheva, Yu. Eyhvald // Diversifikatsiya rastenievodstva i No-Till kak osnova sberegayushego zemledeliya i prodovolstvennoy bezopasnosti: sb. materialov mezhdunar. konf. – Astana-Shortandyi, – 2011. – S. 108–114.
8. Kiyas A. Zernobobovyye kulturyi v plodosmennyih sevooborotah v usloviyah Severnogo Kazahstana// Diversifikatsiya rastenievodstva i No-Till kak osnova sberegayushego zemledeliya i prodovolstvennoy bezopasnosti: sb. materialov mezhdunar. konf. – Astana-Shortandyi, – 2011. – S. 119–122.
9. Uotshem T. Dzh., Parramor K. Kolichestvennyie metodyi v finansah. – М.: Finansyi, YuNITI, 1999. – 527 s.
10. Engle R.F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. // *Econometrica*. – 1982. – Vol. 50. P. 987–1008.
11. Nelson D.B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach// *Econometrica*. – 1991. Vol. 2. P. 347–70.
12. Engle R.F., Rothchild M. ARCH models in finance// *Supplement to the Journal of Econometrics*. – 1992. – Vol. 19. – P. 13–29.