

УДК 311.2:633

АНАЛИЗ СИНХРОННОСТИ И УСТОЙЧИВОСТИ В КОЛЕБАНИЯХ УРОЖАЙНОСТИ ЗЕРНОВЫХ В РЕСПУБЛИКЕ КАЗАХСТАН

А.П. Авров

Казахский экономический университет им. Т. Рыскулова

E-mail: andreyavrov@mail.ru

В статье рассматривается влияние изменений в структуре посевных площадей на изменение урожайности в разрезе урожайных и неурожайных лет, анализируются различия между этими индексами; предлагается преобразование критерия Дарбина–Уотсона для сравнений их значений с коэффициентом корреляции первого порядка в отношении их изменчивости во времени при характеристике взаимосвязей между цепными абсолютными приростами урожайности; предлагается вариант разложения коэффициента корреляции, характеризующий взаимосвязи между цепными абсолютными прироста урожайности между областями, на отдельные составляющие, связанные с тенденцией и колебаниями из-за погодных условий; анализируется синхронность в колебаниях урожайности в связи с погодными условиями, динамика лет с очень низкой урожайностью; изучается зависимость между урожайностью и себестоимостью.

Ключевые слова: урожайность, структурные изменения, синхронность, устойчивость.

ANALYSIS OF SIMULTANEITY AND STABILITY IN OSCILLATIONS OF CROPS YIELD IN THE REPUBLIC OF KAZAKHSTAN

A.P. Avrov

Khazakh Economics University named after Ryskulov

E-mail: andreyavrov@mail.ru

The article considers impacts of changes in structure of crop area on yield change in the context of fruitful and unfruitful years, difference between these indices is analyzed; conversion of Durbin-Watts criterion for comparison of their values with correlation coefficient of the first order in relation to their time-to-time variability at characteristic of interrelation between chain absolute yield increment is offered; variant of expansion of correlation coefficient, characterizing interrelations between chain absolute yield increment between regions, by separate components related to trend and weather fluctuations, is offered; simultaneity in yield fluctuations in relation to weather conditions and dynamics of the most unfruitful years are analyzed; relationship between yield and net cost is examined.

Key words: yield, structural changes, simultaneity, stability.

Развитие зернового хозяйства в Республике Казахстан после 1991 г. сопровождалось снижением площадей, занятых под зерновыми культурами, с 22,8 до 13,2 в 2001 г., повышением до 17,2 в 2008 г., затем с повторным снижением до 16,2 млн га к 2011 г. Снижение размера посевных площадей произошло за счет менее урожайных, об этом свидетельствуют значения индексов структуры динамики средней урожайности в двух вариантах: в первом

по данным урожайного года, а во втором по данным неурожайного. Это позволило выяснить влияния этих изменений по отношению к урожайным и неурожайным годам [1, 2, 4].

Структурные изменения изучались с 1991 по 2001 г. и с 2001 по 2011 г., соответственно рассчитывались индексы

$$I_{1_стр} = \sum y_{91} d_{П01} / \sum y_{91} d_{П91} \quad \text{и} \quad I_{2_стр} = \sum y_{90} d_{П01} / \sum y_{90} d_{П91}, \quad (1)$$

где y_{91} и y_{90} – соответственно 1991 г. с низкой урожайностью и урожайный 1990 г.; $d_{П01}$ и $d_{П91}$ – доли отдельных областей в общем размере посевных площадей Республики Казахстан соответственно в 2001 и 1991 гг.

За счет повышения доли областей с более высокой урожайностью в общем размере посевных площадей средняя урожайность в неурожайные годы имела возможность увеличиться в 1,097, а в урожайные в 1,065 раза. Причины различий в значениях этих индексов лучше выявить, сравнивая темпы прироста:

$$\begin{aligned} & (I_{1_стр} - 1) / (I_{2_стр} - 1) = \\ & = (r_{y_{91}d_{П01}/d_{П91}} \times V_{y_{91}} \times V_{d_{П01}/d_{П91}}) / (r_{y_{91}d_{П01}/d_{П91}} / d_{П91} \times V_{y_{90}} \times V_{d_{П01}/d_{П91}}) = \\ & = (r_{y_{91}d_{П01}/d_{П91}} / r_{y_{01}d_{П01}/d_{П91}}) \times (V_{y_{91}} / V_{y_{90}}). \end{aligned} \quad (2)$$

Следовательно, различия между этими темпами прироста в результате структурных сдвигов связаны с различиями в значениях коэффициентов корреляции и коэффициентов вариации значений урожайности за 1990 и 1991 гг.

Соотношение темпов прироста, связанных с структурными сдвигами, $(9,7/6,5 = 1,49)$, соотношение коэффициентов вариации $(V_{y_{91}}/V_{y_{90}})$ равно 2,12, следовательно, соотношение коэффициентов корреляции составит порядка 0,70.

После 2001 г. рост урожайности в результате структурных сдвигов был значительно меньше, так индекс структуры для года с очень низкой урожайностью:

$$I_{1_стр} = \sum y_{04} d_{П11} / \sum y_{04} d_{П01} = 0,981,$$

для 2011 г. высокоурожайного года:

$$I_{1_стр} = \sum y_{11} d_{П11} / \sum y_{11} d_{П01} = 1,022.$$

Рассчитанные индексы отражают только часть структурных сдвигов, связанные с изменениями долей областей в общем размере посевных площадей; рост или снижение урожайности может происходить за счет повышения доли отдельных участков в общей посевной площади хозяйства, за счет изменения долей отдельных хозяйств в пределах района, изменения доли отдельных районов в пределах области и долей отдельных областей в пределах республики.

В целом изменение урожайности с учетом всех перечисленных структурных сдвигов отразит следующий индекс:

$$\begin{aligned} I_{стр} = & \left(\sum d_{побл}^1 \times \sum d_{пр}^1 \times \sum d_{пхоз}^1 \times \sum y_{пуч} d_{пуч}^1 \right) / \\ & / \left(\sum d_{побл}^0 \times \sum d_{пр}^0 \times \sum d_{пхоз}^0 \times \sum y_{пуч} d_{пуч}^0 \right), \end{aligned} \quad (3)$$

где $y_{уч}$ – урожайность на отдельных участках в пределах хозяйств; $d_{пуч}$, $d_{пхоз}$, $d_{пр}$, $d_{поб}$ – соответственно доли посевной площади отдельных участков в пределах хозяйств, доли посевных площадей отдельных хозяйств в пределах района, доли посевных площадей отдельных районов в пределах области и доли отдельных областей в общей посевной площади республики.

По нашему мнению, рост урожайности в 2000-х годах во многом связан с структурными факторами.

Эти структурные изменения не отменили континентальный климат на территории республики и связанные с ним колебания урожайности.

Колебания урожайности зерновых в Казахстане в виде цепных абсолютных приростов связаны с погодными условиями, а также с тенденцией развития. Для характеристики связей между такими колебаниями предлагается использовать или коэффициенты корреляции определенного порядка, или критерий Дарбина–Уотсона [8, 11–14].

Формула соответственно коэффициента корреляции первого порядка, характеризующая взаимосвязи между соседними цепными абсолютными приростами:

$$r_{d_i d_{i+1}} = \left(\sum x_i x_{i+1} / (n-1) - \sum x_i / (n-1) \times \sum x_{i+1} / (n-1) \right) / \sigma_i \sigma_{i+1}, \quad (4)$$

где x_i и x_{i+1} – смежные цепные абсолютные приросты урожайности зерновых; σ_i и σ_{i+1} – среднеквадратические отклонения значений x_i и x_{i+1} .

Критерий Дарбина–Уотсона

$$DY = \sum (x_i - x_{i+1})^2 / \sum x_i^2. \quad (5)$$

Для лучшей сопоставимости критерий Дарбина–Уотсона преобразовался, так как при отсутствии зависимости его значение равно 2, при положительной автокорреляции он лежит в пределах от 0 до < 2, а при отрицательной от двух до 4, то преобразованное значение бралось в виде $C = (2 - DY)/2$. Тем самым достигалась сопоставимость по знаку и по максимальному и минимальному значению.

Расчеты коэффициента первого порядка и преобразованного критерия Дарбина–Уотсона проводились в разрезе отдельных пятилетий, десятилетий, пятнадцатилетий, а также за весь тридцатилетний период с 1981 по 2010 г.

Цель расчетов – выяснение их изменений в отдельные периоды, совпадение их по знакам, различия по абсолютным значениям; в скольких областях встречаются их положительные или отрицательные значения.

В табл. 1 приводится пример расчета этих показателей в разрезе отдельных областей.

Из 12 рассчитанных показателей r и $(2 - DY)/2$ только в двух областях (Акмолинской и Кызылординской) их значения не совпадают по знаку; по абсолютной величине в 10 областях значение коэффициента первого порядка превышает преобразованное значение критерия Дарбина–Уотсона, более высокое значение по абсолютной величине критерия Дарбина–Уотсона наблюдалось в Восточно-Казахстанской и Западно-Казахстанской области. Общая сумма значений $|r| - |C/2|$ составила 1,75. В большинстве областях, в 8 из 12, коэффициенты корреляции первого порядка имеют от-

Таблица 1

Значения коэффициента корреляции первого порядка и критерия Дарбина–Уотсона за 1981–1985 гг. в Казахстане в разрезе отдельных областей

Показатели	Номера областей											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$r_{d,d_{i+1}}$	–0,24	–0,68	–0,74	0,44	–0,79	–0,54	–0,99	–0,34	0,15	0,92	0,51	–0,93
DY	1,61	2,85	2,91	0,57	3,42	3,10	3,06	1,38	1,81	0,99	1,71	3,57
$2 - DY$	0,39	–0,85	–0,91	1,43	–1,42	–1,1	–1,06	0,62	0,19	1,01	0,29	–1,57
$(2 - Y)/2 = C$	0,19	–0,43	–0,46	0,72	–0,71	–0,55	–0,53	0,31	0,10	0,50	0,14	–0,79
$ r_{d,d_{i+1}} - C $	0,05	0,25	0,28	–0,28	0,08	–0,01	0,46	0,03	0,05	0,42	0,37	0,18

Примечание. Здесь и в табл. 3: 1 – Акмолинская; 2 – Актюбинская; 3 – Алматинская; 4 – Восточно-Казахстанская; 5 – Жамбылская; 6 – Западно-Казахстанская; 7 – Карагандинская; 8 – Кызылординская; 9 – Костанайская; 10 – Павлодарская; 11 – Северо-Казахстанская; 12 – Южно-Казахстанская область.

рицательные значения, отрицательные значения критерия Дарбина–Уотсона наблюдались только в шести областях.

Колебания, связанные с погодными условиями, должны быть близко к маятниковым, автокорреляция должна быть отрицательной, но обычно эти процессы сочетаются с тенденцией, поэтому не ясно, какие значения они будут принимать [3, 5, 7, 9, 10].

Не ясно так же, как влияет продолжительность периодов, за которые они рассчитываются, чем длиннее период, тем больше вероятность того, что в нем будут встречаться примерно одинаковое количество урожайных и неурожайных лет, но с другой – больше вероятность наличия разных тенденций развития в пределах отдельного, большого периода. Интересно, как реагируют на эти обстоятельства рассматриваемые показатели.

Данные в разрезе этих периодов приводятся в табл. 2.

Количество областей, у которых не совпадают по знаку значения коэффициента корреляции и преобразованного значения критерия Дарбина–Уотсона, значительно различаются по отдельным пятилетиям, при этом эти несовпадения встречаются чаще в тех пятилетиях, в которых имела место тенденция роста или снижения урожайности: 1986–1990 гг. – рост урожайности по сравнению с предыдущим 1981–1985 гг. с 10,8 до 12,7; 1991–1995 гг. – снижение урожайности с 12,7 до 9,3; 2001–2005 гг. рост урожайности с 10,2 до 13,4 ц/га.

Во всех рассматриваемых пятилетиях число областей, где значения коэффициента корреляции имеют отрицательное значение, больше областей с положительным его значением; отрицательные значения преобразованного критерия Дарбина–Уотсона встречаются реже, но не меньше чем у половины всех областей.

По абсолютной величине значения коэффициента корреляции чаще больше, чем преобразованное значение критерия Дарбина–Уотсона, соответственно во всех временных промежутках сумма абсолютных значений коэффициента корреляции больше суммы абсолютных значений преобразованного критерия.

Таблица 2

Характеристики показателей, коэффициента корреляции первого порядка и критерия Дарбина–Уотсона в разрезе отдельных периодов

Периоды	Количество совпадений по знаку r и C	Отрицательные значения		$\sum r - \sum C/2 $	Количество областей, в которых $\sum r > \sum C $
		r	C		
1981–1985 гг.	10/6*	8	6	1,76	10
1986–1990 гг.	8/7	11	7	2,06	9
1991–1995 гг.	7/6	11	6	3,11	10
1996–2000 гг.	11/8	9	8	1,42	10
2001–2005 гг.	6/4	8	6	1,51	7
2006–2010 гг.	11/8	9	8	1,97	9
Итого 1981–2010 гг.	53/39	56	41	11,87	55
В среднем	8,8/6,5	9,3	6,9	2,0	9,2
1981–1990 гг.	10/8	11	11	–0,14	5
1991–2000 гг.	11/10	10	10	–0,06	10
2001–2010 гг.	11/10	10	9	1,49	10
Итого 1981–2010 гг.	32/28	31	30	1,29	25
В среднем	2,8/2,3	10,33	10	0,43	8,33
1981–1995 гг.	11/10	11	10	0,19	10
1996–2000 гг.	12/11	11	11	1,07	11
Итого 1981–2010 гг.	23/21	22	21	1,26	21
В среднем	1,9/1,8	11	10,5	0,58	10,5
1981–2010	12/11	11	11	0,71	12

* В знаменателе совпадения с отрицательными значениями.

С увеличением продолжительности периодов число несовпадений по знаку резко снижается, уменьшается и разница между абсолютными значениями $\sum|r| - \sum|C|$. Это связано с тем, что когда период более длинный, урожайные и неурожайные годы примерно встречаются одинаково часто, что приводит к наличию маятниковой колеблемости и соответственно увеличению значений показателей отрицательной авторегрессии и отрицательных значений преобразованного критерия. Кроме того, рассматриваемые десятилетия имеют одну общую особенность, во втором пятилетии имеет место смена тенденции, понижающая сменяется на повышающую или наоборот. Совпадения по отрицательному знаку у рассматриваемых показателей встречаются значительно чаще, чем при положительных их значениях. Чаще встречаются несовпадения по знаку, когда коэффициенты корреляции имеют отрицательные значения, а критерии положительные. Очень редко встречаются сочетания, когда коэффициент имеет положительное значение, а критерий отрицательное. Так, в шести пятилетних интервалах такое сочетание встречается только 2 раза, в трех десятилетних – тоже только 2 раза, в двух пятнадцатилетних ни разу.

Проанализируем устойчивость по знаку рассматриваемых показателей при переходе от одного временного отрезка к последующему. Сравнивать будем пятилетние, десятилетние и пятнадцатилетние временные отрезки: 1986–1990 гг. с 1981–1985 гг., 1991–1995 гг. с 1986–1990 гг., 1996–2000 гг. с

1991–1995 гг, 2001–2005 гг. с 1996–2000 гг, 2006–2010 гг. с 2001–2005 гг.; 1991–2000 гг. с 1981–1990 гг, 2001–2010 гг. с 1991–2000 гг.; 1981–199 гг. с 1996–2010 гг.

В табл. 3 приводятся данные о том, сколько раз в среднем показатели меняют знак в расчете на один временный переход.

Таблица 3

Данные о смене знака в значениях коэффициента корреляции первого порядка $r_{d,d_{i+1}}$ и преобразованного критерия Дарбина–Уотсона в разрезе областей (в среднем на один переход)

	Номера областей												Итого
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
В среднем по пяти пятилетним переходам													
D	0,2	0,2	0,4	0,6	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	1	0,4	0,8	5,2
$r_{d,d_{i+1}}$	0	0,2	0,4	0,6	0,4	0,4	0,6	0,2	0,2	0,2	0,2	–	3,8
В среднем по двум десятилетним переходам													
D	0,5	0	0	0	0	0	0	0,5	1	0	1	0	3
$r_{d,d_{i+1}}$	0	0	0	0,5	0	0	0	0,5	0	0	0	0	1
По одному пятнадцатилетнему переходу													
D	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0	0	3
$r_{d,d_{i+1}}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

С увеличением продолжительности сравниваемых периодов устойчивость (особенно коэффициента корреляции) возрастает, десятилетние периоды в этом отношении являются оптимальными. Дальнейший анализ в разрезе групп областей будет проводиться на основе коэффициентов корреляции с целью выявления повышения или снижения отрицательной авторегрессии (табл. 4). Выделены следующие группы: Западные (Западно-Казахстанская и Актюбинская); Целинные (Акмолинская, Костанайская и Северо-Казахстанская); Восточные (Карагандинская, Павлодарская, Восточно-Казахстанская); Южные (Алматинская, Жамбылская, Южно-Казахстанская, Кызылординская).

Таблица 4

Динамика средних значений коэффициентов корреляции первого порядка и средних значений урожайности зерновых (ц/га) в Казахстане

	Области				В целом по Казахстану
	Западные	Целинные	Южные	Восточные	
1981–1990 гг.					
Коэффициент корреляции	–0,41	–0,044	–0,476	–0,053	–0,251
Средняя урожайность	6,8	10,2	18,8	7,2	11,8
1991–2000 гг.					
Коэффициент корреляции	–0,523	–0,756	–0,131	–0,352	–0,408
Средняя урожайность	9,0	10,4	14,1	6,8	10,5
2001–2010 гг.					
Коэффициент корреляции	–0,131	–0,329	–0,171	–0,613	–0,314
Средняя урожайность	6,8	10,8	21,6	10,1	14,6

Проявляется закономерность – с увеличением урожайности увеличиваются по абсолютной величине отрицательные значения коэффициента корреляции.

Для характеристики синхронности изменений урожайности между областями рассчитывались коэффициенты корреляции в разрезе отдельных десятилетий (табл. 5).

Таблица 5

Динамика коэффициентов корреляции между цепными абсолютными приростами урожайности зерновых в Казахстане

Периоды	Области											
	Западные			Целинные			Южные			Восточные		
	max	Me	Min	max	Me	min	max	Me	min	max	Me	min
<i>Западные</i>												
1		0,43		0,27	–0,2	–0,32	0,42	0,13	–0,47	0,69	0,05	–0,48
2		0,66		0,92	0,74	0,35	0,75	0,51	0,22	0,72	0,40	0,01
3		0,54		0,37	0,16	–0,24	0,03	–0,37	–0,56	0,19	0,10	–0,69
<i>Целинные</i>												
1	0,27	–0,2	–0,32	0,73	0,69	0,68	0,60	0,29	0,13	0,57	–0,0	–0,74
2	0,92	0,74	0,35	0,99	0,94	0,93	0,73	0,49	–0,07	0,74	0,52	0,05
3	0,37	0,16	–0,24	0,90	0,78	0,77	0,64	0,32	–0,59	0,79	0,68	–0,35
<i>Южные</i>												
1	0,42	0,13	–0,47	0,60	0,29	0,13	0,85	0,5	0,26	0,80	0,09	–0,18
2	0,75	0,51	0,22	0,73	0,49	–0,07	0,92	0,46	0,21	0,81	0,46	–0,04
3	0,03	–0,37	–0,56	0,64	0,32	–0,59	0,94	0,53	0,08	0,89	0,71	–0,26
<i>Восточные</i>												
1	0,69	0,05	–0,48	0,57	–0,06	–0,74	0,80	0,09	–0,18	0,27	–0,48	–0,54
2	0,72	0,40	0,01	0,74	0,52	0,05	0,81	0,46	–0,04	0,79	0,63	0,49
3	0,19	0,10	–0,69	0,79	0,68	–0,35	0,89	0,71	–0,26	0,91	0,83	0,70

Примечание. 1-й период – 1891–1900 гг.; 2-й период – 1901–2000 гг.; 3-й период – 2001–2010 гг. Вместо среднего значения бралась медиана, она, на наш взгляд, дает более правильное представление о характере распределения значений коэффициентов корреляции [1, 6].

В группу Западных областей входят только Актюбинская и Западно-Казахстанская, поэтому коэффициент корреляции представлен в единственном числе. Высокая синхронность между цепными абсолютными приростами урожайности наблюдается между областями, входящими в одну группу, особенно в этом отношении выделяются Целинные области; в Южных между областями имеет место как высокая, так и слабая синхронность. В Восточных областях наблюдается тенденция увеличения синхронности в последние десятилетия. Между областями, входящими в разные группы, наблюдается как высокая синхронность в изменениях урожайности, так и антисинхронность, т.е. рост в одной области сопровождается снижением в другой; при переходе от одного десятилетия к последующему может меняться не только значение, но и знак. Абсолютные цепные приросты урожайности состоят из двух составляющих, приросты связанные с колебаниями урожайности из-за погодных условий, и приросты, связанные

с тенденцией развития. Приросты, связанные с тенденцией, рассчитываются на основе уравнения регрессии, приросты, связанные с колебаниями погоды, отражаются в приростах отклонений между фактической и расчетной урожайностью. Предлагается методика разложения коэффициента корреляции на отдельные составляющие, отражающие роль отдельных факторов в формировании синхронности в колебаниях урожайности между областями.

Преобразованная формула коэффициента корреляции

$$\begin{aligned}
 r_{x_1 y_1} &= \left(\frac{\sum x_1 y_1}{n} - \frac{\sum x_1}{n} \times \frac{\sum y_1}{n} \right) / \sigma_{x_1} \sigma_{y_1} = \\
 &= \left(\frac{\sum (x_2 + x_3)(y_2 + y_3)}{n} - \frac{\sum (x_2 + x_3)}{n} \times \frac{\sum (y_2 + y_3)}{n} \right) / \sigma_{x_1} \sigma_{y_1} = \\
 &= \frac{\frac{\sum x_2 y_2}{n} + \frac{\sum x_3 y_3}{n} + \frac{\sum x_2 y_2}{n} + \frac{\sum x_2 y_3}{n} - \frac{\sum x_2}{n} \times \frac{\sum y_2}{n} - \frac{\sum x_2}{n} \times \frac{\sum y_3}{n} - \frac{\sum x_3}{n} \times \frac{\sum y_2}{n}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}} = \\
 &= r_{x_2 y_2} \frac{\sigma_{x_2} \sigma_{y_2}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}} + r_{x_3 y_3} \frac{\sigma_{x_3} \sigma_{y_3}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}} + r_{x_3 y_2} \frac{\sigma_{x_3} \sigma_{y_2}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}} + r_{x_2 y_3} \frac{\sigma_{x_2} \sigma_{y_3}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}}, \quad (6)
 \end{aligned}$$

где x_1 и y_1 – фактические цепные абсолютные приросты в отдельные годы в сравниваемых областях; x_2 и y_2 – абсолютные цепные приросты между отклонениями фактических значений урожайности от расчетных выравненных; x_3 и y_3 – абсолютные цепные приросты между отдельными расчетными значениями, связанные с тенденцией изменения урожайности.

При выравнивании по прямой разницы между расчетными значениями в отдельные годы будут одинаковыми, следовательно, $r_{x_2 y_2}, r_{x_3 y_3}, r_{x_3 y_2}, r_{x_2 y_3}$ будут равны нулю. Поэтому выравнивание проводилось по параболе. Соответственно каждое слагаемое характеризует вклад в значение коэффициента $r_{x_1 y_1}$:

первое – вклад, связанный с зависимостью между приростами отклонений фактической от расчетной урожайности;

второе – вклад, связанный с зависимостью между приростами у расчетных значений;

третье – вклад, связанный с зависимостью между приростами отклонений расчетных от фактических у одной из областей, и приростами, связанными с тенденцией у другой;

четвертое – вклад, подобный как и в третьем слагаемом, но меняются показатели у областей.

Возможен расчет вклада в процентах, он рассчитывается как соотношение соответствующего вклада к значению $r_{x_1 y_1}$. Выравнивание, выявление тенденции проводилось на основе уравнений параболы второй степени, $Y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$. Параметр a_0 во всех уравнениях имеет положительное значение, данные о других параметрах приводятся в табл. 6.

Особенностью десятилетних периодов (1981–1990 гг. и 1991–2000 гг.) было то, что в первые пятилетия и в том и другом десятилетии имело место снижение урожайности, а во вторых, ее рост. В значениях параметров

Таблица 6

Параметры уравнений, отражающих тенденцию изменений урожайности зерновых в Республики Казахстан

	a_1				a_2				R			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
<i>Западные области</i>												
1981–1990 гг.	–1,64	0,149	–	–	0,14	–0,00	–	–	0,62	0,17	–	–
1991–2000 гг.	–1,43	–1,73	–	–	0,109	0,122	–	–	0,293	0,433	–	–
2001–2010 гг.	–0,232	–0,065	–	–	–0,00	–0,012	–	–	0,373	0,256	–	–
<i>Целинные области</i>												
1981–1990 гг.	–0,918	–1,09	–1,57	–	0,084	0,096	0,121	–	0,393	0,428	0,328	–
1991–2000 гг.	–2,1	–2,5	–1,65	–	0,15	0,200	0,09	–	0,469	0,462	0,424	–
2001–2010 гг.	0,533	0,965	0,843	–	–0,052	–0,085	–0,054	–	0,299	0,373	0,364	–
<i>Южные области</i>												
1981–1990 гг.	0,488	1,39	–1,54	–1,16	–0,007	–0,030	0,086	0,135	0,519	0,685	0,831	0,523
1991–2000 гг.	–2,31	–2,31	–6,31	–3,00	0,211	0,161	0,49	0,229	0,629	0,649	0,778	0,449
2001–2010 гг.	1,25	0,388	0,092	0,563	–0,061	–0,026	0,060	–0,059	0,538	0,073	0,861	0,203
<i>Восточные области</i>												
1981–1990 гг.	2,40	–0,143	0,476	–	–0,171	0,039	0,039	–	0,913	0,514	0,213	–
1991–2000 гг.	–1,81	–1,71	–0,42	–	0,18	0,14	0,038	–	0,691	0,509	0,446	–
2001–2010 гг.	–1,88	–0,487	–0,666	–	0,115	0,018	0,048	–	0,562	0,521	0,167	–

Примечание. Западные: 1 – Актыбинская, 2 – Западно-Казахстанская; Целинные: 1 – Акмолинская, 2 – Кустанайская, 3 – Северо-Казахстанская; Южные: 1 – Алматинская, 2 – Жамбылская, 3 – Кызылординская, 4 – Южно-Казахстанская; Восточные: 1 – Восточно-Казахстанская, 2 – Карагандинская, 3 – Павлодарская.

a_1 и a_2 это отразилось следующим образом: положительным значениям первого соответствуют отрицательные значения второго, наоборот отрицательным значениям a_1 положительные a_2 . Отрицательные ценные абсолютные приросты при наличии положительного ускорения уменьшались по абсолютной величине, а затем могли становиться положительными. Наоборот положительные абсолютные цепные приросты при отрицательном ускорении, уменьшаясь по абсолютной величине, и в последующем могли становиться отрицательными. В последнем десятилетии (2001–2010 гг.) во втором пятилетии средняя урожайность была немного ниже, чем в первом, отмеченная выше закономерность в отношении знаков параметров a_1 и a_2 не всегда соблюдалась: в Западно-Казахстанской, Жамбылской и в Южно-Казахстанской знаки у a_1 и a_2 совпадают.

После расчетов параметров уравнений регрессий, отражающих тенденции изменения урожайности зерновых, производился расчет показателей, определяющих значения коэффициента корреляции $r_{x_1y_1}$ (3). Данные на примере двух областей приводятся в табл. 7.

Рассмотренный вариант является типичным, чаще всего слагаемое, связанное с зависимостью между приростами отклонений фактических значений от расчетных в величине коэффициента корреляции $r_{x_1y_1}$, занимает наибольший удельный вес. Типичным является и изменение этих показателей со временем.

Таблица 7

Система показателей, детализирующая взаимосвязи абсолютных приростов урожайности зерновых между Акмолинской и Актюбинской областями

$r_{x_1y_1}$	$\sigma_{x_1}\sigma_{y_1}$	$\sigma_{x_2}\sigma_{y_2}$	$r_{x_3y_3}$	$\sigma_{x_3}\sigma_{y_3}$	$r_{x_3y_2}$	$\sigma_{x_3}\sigma_{y_2}$	$r_{x_2y_3}$	$\sigma_{x_2}\sigma_{y_3}$	$r_{x_1y_1}$
1981–1990 гг.									
0,232	26,83	25,26	1*	0,601	–0,020	4,02	0,264	3,78	0,275
	79,5**			8,1		–1,1		13,5	100
1991–2000 гг.									
0,818	37,87	37,29	1	0,589	0,006	5,61	–0,01	3,92	0,820
	98,2			1,9		0,10		–0,2	100
2001–2010 гг.									
0,152	15,49	14,92	1	0,117	0,067	1,62	0,231	0,251	0,183
	83,3			4,1		3,8		8,8	100

* Коэффициенты корреляции $r_{x_3y_3}$ принимают два значения: –1 и +1.
** Характеризуют вклад в %.

Более подробные данные в разрезе отдельных групп областей приводятся в табл. 8.

Как уже отмечалась ранее, в Западную группу входят две области, поэтому возможен расчет только по одному варианту показателей, которые в сумме равны коэффициенту корреляции $r_{x_1y_1}$, характеризующему зависимость между цепными абсолютными приростами урожайности этих областей. На долю первой составляющей, связанной с зависимостью между отклонениями расчетных значений от фактических, приходится подавляющая часть в общем значении коэффициента $r_{x_1y_1}$, доля трех других слагаемых чаще меньше. Доли отдельных составляющих в значениях $r_{x_1y_1}$ у других областей, входящих в одну группу, несильно отличаются от Западных.

Даже, у тех Южных областей, у которых первая составляющая по сравнению с другими областями в этой группе минимальна, все равно на нее приходится больше половины в величине рассматриваемого коэффициента корреляции. Что касается связей между областями, входящими в разные группы, то первая составляющая не всегда занимает высокий удельный вес в значениях коэффициента $r_{x_1y_1}$, бывают случаи, когда она принимает отрицательные значения. Например, (–156) между Акмолинской и Актюбинской в 1981–1990 гг.; (–253) между Актюбинской и Восточно-Казахстанской (1991–2000 гг.); (–561) между Кызылординской и Павлодарской областями. Общей особенностью этих всех случаев является близкое к нулю значение коэффициента корреляции, соответственно – 0,012; 0,098; 0,019. В десятилетии (2001–2010 гг.) только в одном случае первая составляющая имела отрицательное значение (–16,8) Кызылординская и Восточно-Казахстанская область, коэффициент корреляции $r_{x_1y_1}$ тоже близок к нулю – 0,03. Встречаются и положительные значения первой составляющей, в несколько раз превышающие $r_{x_1y_1}$, и в этих случаях значения коэффициентов тоже близки к нулю. В 1991–2000 гг. доля первой составляющей (Акмолинская и Кызылординская) в значениях коэффициента $r_{x_1y_1}$, характеризующего зависимость между их цепными абсолютными приростами, равна 190,9 %, а само

Таблица 8

Доля отдельных составляющих в значениях коэффициентов корреляции $r_{x_i y_1}$ в разрезе отдельных групп областей, %

Периоды	Доля отдельных составляющих											
	$r_{x_2 y_2} \frac{\sigma_{x_2} \sigma_{y_2}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}}$			$r_{x_3 y_3} \frac{\sigma_{x_3} \sigma_{y_3}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}}$			$r_{x_3 y_2} \frac{\sigma_{x_3} \sigma_{y_2}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}}$			$r_{x_2 y_3} \frac{\sigma_{x_2} \sigma_{y_3}}{\sigma_{x_1} \sigma_{y_1}}$		
	max	Me	min	max	Me	min	max	Me	min	max	Me	min
Западные–Западные												
1		100			–3			4			–1	
2		96			2			2			0	
		99			0			0			1	
Западные–Целинные												
1	101	97	–156	188	0	–4	0	0	–90	158	0	–3
2	98	96	91	6	3	2	4	–1	0	3	1	–1
3	124	93	70	3	1	–2	5	0	–6	29	5	–16
Западные–Южные												
1	101	96	65	40	0	–3	8	0	–65	33	1	–1
2	98	93	70	31	8	3	23	–1	–9	14	0	–2
3	197	96	87	1	0	–1	1	0	0	19	0	–96
Западные–Восточные												
1	101	99	84	5	0	–1	6	0	–1	5	0	–1
2	96	93	–263	288	9	4	59	1	–2	16	2	0
3	105	97	79	1	0	0	0	0	–5	21	3	–16
Целинные–Целинные												
1	86	84	83	5	4	4	7	7	6	5	5	3
2	99	98	91	3	1	1	0	0	0	0	0	0
3	94	93	90	3	3	1	6	3	2	5	2	2
Целинные–Южные												
1	100	90	64	21	28	–74	12	0	–3	18	4	–2
2	191	95	16	114	8	–144	42	–1	–19	12	0	–2
3	97	89	77	9	3	0	8	4	0	10	4	1
Целинные–Восточные												
1	118	95	65	40	–1	–17	17	4	–65	33	0	–15
2	98	94	43	117	6	3	8	0	–9	24	0	–3
3	107	99	95	0	–2	–8	9	–1	–6	9	2	–4
Южные–Южные												
1	100	99	92	6	0	–1	6	0	–5	3	1	–4
2	96	89	64	54	25	10	–3	–9	–16	0	–3	–12
3	138	96	70	0	–3	–13	1	–3	–15	1	–4	–22
Южные–Восточные												
1	136	100	90	21	0	–46	17	–1	–36	75	0	–48
2	325	91	–561	600	11	–383	232	1	–140	65	0	–173
3	197	91	–17	83	1	–5	97	1	–5	22	0	–64
Восточные–Восточные												
1	105	100	99	21	1	–1	1	0	–2	4	0	–2
2	93	85	83	16	9	5	4	2	–2	3	8	–1
3	104	103	102	1	1	0	–1	–4	–4	–1	–1	–2

Примечание. 1-й период –1981–1990 гг.; 2-й период – 1991–2000 гг.; 3-й период – 2001–2010 гг.

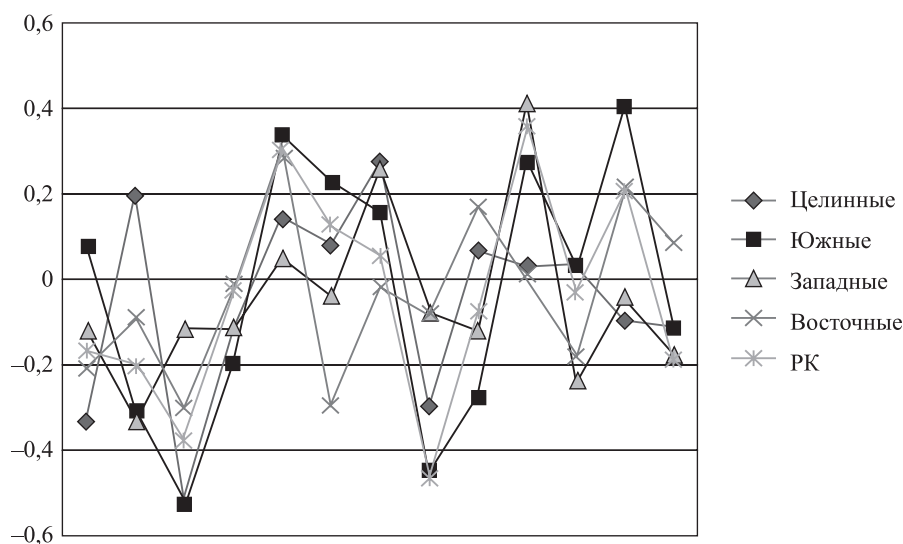
значение коэффициента 0,104; при доле, равной 325 % в те же годы (Карагандинская и Кызылординская области) коэффициент корреляции равен 0,038.

В 2001–2010 гг. доля первой составляющей (Актюбинская и Алматинская) в значениях коэффициента r_{x,y_1} , характеризующего зависимость между их цепными абсолютными приростами, равна 196,5 %, а само значение коэффициента 0,032.

В 1981–1990 гг. таких больших отклонений не наблюдалось. Интересны данные о динамике лет с очень низкой урожайностью, к таким годам относили те, когда урожайность была ниже 50 % от среднегодовой по области. В 1980–1985 гг. такими годами были: 1980 г. – Восточно-Казахстанская; 1981 г. – Павлодарская; 1984 г. – Карагандинская; 1985 г. – Актюбинская и Кустанайская. В 1991–2000 гг.: 1991 г. – Актюбинская и Кустанайская; 1994 г. – Западно-Казахстанская; 1996 г. – Актюбинская, Восточно-Казахстанская и Западно-Казахстанская; 1998 г. – Актюбинская и Западно-Казахстанская. В последнем пятилетии: 2006 г. – Актюбинская; 2008 г. – Восточно-Казахстанская.

Четко проявляется тенденция уменьшения числа таких неурожайных лет. Что это не связано с погодой или не совсем связано, свидетельствует сокращение посевных площадей почти на 45 % по этим областям, тогда как в целом по республике они сократились на 39 %. Еще больше сократились (почти в пять раз) в Актюбинской, чемпион по числу неурожайных лет, протянувшиеся от Оренбургской области на севере до Аральского моря на юге.

Для характеристики типа колебаний урожайности, связанных с погодными условиями, использовались лаговые коэффициенты корреляции отдельных порядков, которые рассчитывались на основе средних значений отклонений расчетных значений урожайности (см. табл. 6) по областям от фактических значений. Кроме расчетов в целом по республике проводились расчеты в разрезе отдельных групп областей, использовались средние групповые значения отклонений. Результаты расчетов представлены на рисунке.



Коэффициенты корреляции отдельных порядков

Наблюдается много общего в значениях коэффициентов как в целом по Республике Казахстан, так и для отдельных групп областей: наличие противоположных фаз через 2–3 года; совпадающих фаз тоже примерно через такие же промежутки. Максимальные значения коэффициентов по абсолютной величине близки к нулю, это означает наличие значительной случайной колеблемости в сочетании с циклической. Проявляется тенденция увеличения максимальных значений коэффициентов по абсолютной величине с ростом их порядковых номеров. Уравнения, характеризующие эти тенденции (y_x – расчетные значения коэффициентов; x – их порядковые номера), представлены в табл. 9.

Таблица 9

Уравнения трендов

Области	Модель	Коэффициент корреляции
Республика Казахстан	$y_x = -0,315 + 0,080x - 0,005x^2$	$R = 0,357$
Целинные	$y_x = -0,342 + 0,097x - 0,006x^2$	$R = 0,399$
Южные	$y_x = -0,206 + 0,030x - 0,0005x^2$	$R = 0,289$
Западные	$y_x = -0,371 + 0,109x - 0,007x^2$	$R = 0,504$
Восточные	$y_x = -0,213 + 0,034x - 0,0009x^2$	$R = 0,431$

Отличаются Южные и Восточные области меньшими значениями параметров a_1 и по модулю a_2 .

Колебание урожайности приводит к колебанию себестоимости. Зависимость себестоимости от урожайности можно выявить, сравнивая урожайные и неурожайные годы, так как в пределах отдельного года высокой урожайности в области может соответствовать высокая себестоимость, например, Южные области. Поэтому использовались данные о приростах урожайности и себестоимости (2001 г. – урожайный, 2004 г. – неурожайный) для расчета параметров уравнения регрессии:

$$\Delta y = -119,5 - 61,1\Delta x - 266,5u,$$

где Δy и Δx – приросты себестоимости и урожайности; u – структурная переменная, принимающая значение 1 для областей, у которых имело место снижение урожайности и себестоимости, и 0 для остальных областей.

Таблица 10

Динамика средней себестоимости 1 ц, урожайности зерновых и расчетная себестоимость в разрезе групп областей Казахстана

Области	Себестоимость, тенге		Урожайность, ц/га		Расчетная себестоимость, тенге
	2001 г.	2004 г.	2001 г.	2004 г.	2004 г.
Западные	695	1100	8,4	9,5	758
Целинные	691	1009	12,4	7,7	766
Южные	1177	1124	18,3	22,9	1176
Восточные	657	942	11,6	8,1	722

Коэффициент корреляции равен 0,901. На основании полученных значений Δy рассчитывались расчетные значения себестоимости

$$y_{\text{расч}} = y_{\text{факт}} + \Delta y. \quad (7)$$

Коэффициент аппроксимации, характеризующий различия между фактическими и расчетными значениями, 0,10. Данные в разрезе групп областей приводятся в табл. 10.

Коэффициент аппроксимации между суммарными и фактическими значениями себестоимости в разрезе отдельных групп областей равен 0,04.

Литература

1. Авров А.П. Детализированный корреляционный анализ взаимосвязей между абсолютными приростами урожайности зерновых в Республике Казахстан // «Статистика как средство международных коммуникаций»: Материалы междунар. науч.-практ. конф. (Санкт-Петербург, 25–29 января 2014 г.). Санкт-Петербург, 2014. С. 157–159.
2. Авров А.П. К оценке устойчивости двухфакторных зависимостей // Вестник НГУЭУ. 2010. № 1. С. 156–170.
3. Афанасьев В.Н. Статистическое обеспечение проблемы устойчивости сельскохозяйственного производства. М.: Финансы и Статистика, 1996. 320 с.
4. Афанасьев В.Н. Развитие системы методов статистического исследования временных рядов // Вестник НГУЭУ. 2012. № 1. С. 10–24.
5. Глинский В.В. Типология экономического развития современной России на основе методов периодизации макроэкономических процессов // Вестник Томского государственного университета. 2009. № 318. С. 160–165.
6. Глинский В.В. К вопросу об оценке перспектив развития демографической ситуации в России // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2008. № 12. С. 17–21.
7. Глинский В.В., Серга Л.К. О государственном регулировании малого предпринимательства в России // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2011. № 19. С. 2–8.
8. Глинский В.В., Ионин В.Г. Статистический анализ: учеб. пособие / 3-е изд., перераб. и доп. М.: ИНФРА-М; Новосибирск: Сибирское соглашение, 2002. 241 с.
9. Глинский В.В. Опыт применения портфельного анализа // Финансы и бизнес. 2008. № 4. С. 105–110.
10. Глинский В.В., Макаридина Е.В. О модели жизненного цикла высшего профессионального образования России // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2011. № 3. С. 12–18.
11. Елисеева И.И., Юзбашев М.М. Общая теория статистики. М.: Финансы и Статистика, 2004. 480 с.
12. Мостелер М., Тьюки Дж. Анализ данных и регрессия. Вып. 2. М.: Финансы и Статистика, 1982.
13. Мересте У. Очерки по индексной теории / Труды Таллинского политехнического института. Сер. Б. 1969. № 29.
14. Пуарье Д. Эконометрия структурных изменений. М.: Финансы и Статистика, 1981.

Bibliography

1. Avrov A.P. Detalizirovannyj korreljacionnyj analiz vzaimosvjazej mezhdu absoljutnymi prirostami urozhajnosti zernovyh v Respublike Kazahstan // «Statistika kak sredstvo mezhdunarodnyh kommunikacij»: Materialy mezhdunar. nauch.-prakt. konf. (Sankt-Peterburg, 25–29 janvarja 2014 g.). Sankt-Peterburg, 2014. P. 157–159.

2. *Avrov A.P.* K ocenke ustojchivosti dvuhfaktornyh zavisimostej // *Vestnik NGUJeU.* 2010. № 1. P. 156–170.
3. *Afanas'ev V.N.* Statisticheskoe obespechenie problemy ustojchivosti sel'skhozjajstvennogo proizvodstva. M.: Finansy i Statistika, 1996. 320 p.
4. *Afanas'ev V.N.* Razvitie sistemy metodov statisticheskogo issledovanija vremennyh rjadov // *Vestnik NGUJeU.* 2012. № 1. P. 10–24.
5. *Glinskij V.V.* Tipologija jekonomicheskogo razvitija sovremennoj Rossii na osnove metodov periodizacii makroekonomicheskikh processov // *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta.* 2009. № 318. P. 160–165.
6. *Glinskij V.V.* K voprosu ob ocenke perspektiv razvitija demograficheskoy situacii v Rossii // *Nacional'nye interesy: priority i bezopasnost'.* 2008. № 12. P. 17–21.
7. *Glinskij V.V., Serga L.K.* O gosudarstvennom regulirovanii malogo predprinimatel'stva v Rossii // *Nacional'nye interesy: priority i bezopasnost'.* 2011. № 19. P. 2–8.
8. *Glinskij V.V., Ionin V.G.* Statisticheskij analiz: ucheb. posobie / 3-e izd., pererab. i dop. M.: INFRA-M; Novosibirsk: Sibirskoe soglasenie, 2002. 241 p.
9. *Glinskij V.V.* Opyt primeneniya portfel'nogo analiza // *Finansy i biznes.* 2008. № 4. P. 105–110.
10. *Glinskij V.V., Makaridina E.V.* O modeli zhiznennogo cikla vysshego professional'nogo obrazovanija Rossii // *Nacional'nye interesy: priority i bezopasnost'.* 2011. № 3. P. 12–18.
11. *Eliseeva I.I., Juzbashev M.M.* Obshhaja teorija statistiki. M.: Finansy i Statistika, 2004. 480 p.
12. *Mosteler M., T'juki Dzh.* Analiz dannyh i regressija. Vyp. 2. M.: Finansy i Statistika, 1982.
13. *Mereste U.* Ocherki po indeksnoj teorii / Trudy Tallinskogo politehnicheskogo instituta. Ser. B. 1969. № 29.
14. *Puar'e D.* Jekonometrija strukturnyh izmenenij. M.: Finansy i Statistika, 1981.