

что стоимость нематериальных активов в результате амортизации возмещается в полном объеме и в составе выручки поступает в организацию. Вложения в человеческий капитал используются полностью в результате производственного и непроизводственного потребления, за исключением случаев, когда они включаются в состав затрат согласно действующему законодательству либо возмещаются сотрудником по трудовому соглашению. Положительная динамика этих активов способствует росту производительности и эффективности труда, что особенно важно при осуществлении тех видов деятельности, для которых процесс производства требует высококвалифицированных трудовых и интеллектуальных ресурсов.

Рассмотренные методики бухгалтерского учета вложений в воспроизводство человеческого капитала с использованием отдельного синтетического счета 06 являются типовыми и могут использоваться при осуществлении различных видов деятельности в сфере производства услуг. С развитием экономических отношений и расширением рынка услуг они будут уточняться и совершенствоваться.

ЛИТЕРАТУРА:

1. Воробьев, С. Страховой полис конкурирует с заработной платой / С. Воробьев // Директор. – 2008. – № 10. – С. 38–39.
2. Добрынин, А.И. Человеческий капитал в транзитивной экономике / А.И. Добрынин, С.А. Дятлов, Е.Д. Цыренова. – М.: Наука, 2002. – 309 с.
3. Куликов, А.А. Человеческие ресурсы как учетная категория / А.А. Куликов // Вестник КГФЭИ. – 2007. – № 1. – С. 64–67.
4. Лесневская, Н.А. Раздельный учет имущества и обязательств в негосударственных пенсионных фондах / Н.А. Лесневская, В.В. Николаевский // Национальный бухгалтерский учет. – 2004. – № 6. – С. 17–30.
5. Международные стандарты финансовой отчетности 2005. – М.: Аскери-ACCA, 2005. – 1064 с.
6. О подоходном налоге с физических лиц: Закон Респ. Беларусь, 2 дек. 1991 г., № 1327-XII // Консультант Плюс: Беларусь. Технология 3000 [Электронный ресурс] / ООО «ЮрСпектр», Нац. центр правовой информ. Респ. Беларусь. – Минск, 2009.
7. О страховых взносах, включаемых в затраты по производству и реализации продукции, товаров (работ, услуг), и порядке создания государственными страховыми организациями фондов предупредительных (превентивных) мероприятий за счет отчислений от страховых взносов по договорам добровольного страхования жизни, дополнительной пенсии и медицинских расходов: Указ Президента Респ. Беларусь, 12 мая 2005 г., № 219 // Консультант Плюс: Беларусь. Технология 3000 [Электронный ресурс] / ООО «ЮрСпектр», Нац. центр правовой информ. Респ. Беларусь. – Минск, 2009.
8. Основные положения по составу затрат, включаемых в себестоимость продукции (работ, услуг): утв. постановлением М-ва экономики Респ. Беларусь, М-ва финансов Респ. Беларусь и М-ва труда и соц. Защиты Респ. Беларусь от 30 октяб. 2008 г. № 210/161/151 // Консультант Плюс: Беларусь. Технология 3000 [Электронный ресурс] / ООО «ЮрСпектр», Нац. центр правовой информ. Респ. Беларусь. – Минск, 2009.
9. Палий, В.Ф. Теория бухгалтерского учета: современные проблемы / В.Ф. Палий. – М.: «Бухгалтерский учет», 2007. – 88 с.
10. Палий, В.Ф. Учет нематериального капитала в постиндустриальной экономике / В.Ф. Палий // Бухгалтерский учет. – 2009. – № 7. – С. 5–8.
11. Соколов, Я.В. Теория учета на страницах журнала / Я.В. Соколов // Бух. учет. – 2007. – № 23. – С. 13–16.
12. Dess, G.D. Beyond productivity: how leading companies achieve superior performance by leveraging their human capital / G.D. Dess, J.C. Picken. – New York: American Management Association, 1999. – 390 p.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ УСТОЙЧИВОСТИ РАЗВИТИЯ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА

И.Н. ТЕРЛИЖЕНКО, канд. экон. наук, доцент БГУЭ

Устойчивость производства является неперенным условием эффективного развития любой отрасли народного хозяйства. Но особенно велико значение этого фактора для сельского хозяйства. Это вызвано многими причинами. Во-первых, сельское хозяйство является главным источником жизнедеятельности людей, и поэтому любые перебои в его производстве ощутимо скажутся на уровне жизни народа. Во-вторых, сельское хозяйство (растениеводство – непосредственно, а животноводство – посредством кормопроизводства) ведется в Республике Беларусь практически в зоне рискованного земледелия. И, наконец, в-третьих, одной из особенностей сельского хозяйства является то, что экономический процесс производства в нем тесно переплетается с биологическими процессами роста и развития живых организмов.

Вопрос повышения устойчивости сельскохозяйственного производства актуален и в том отношении, что на него оказывают сильное воздействие неуправляемые человеком метеорологические условия, а это приводит к значительным колебаниям как урожайности, так и других экономических показателей отрасли. В связи с этим важной задачей сельскохозяйственной науки является разработка такой технологии производства, таких сортов возделывания сельскохозяйственных культур, которые обеспечили бы максимальную независимость отрасли от капризов природы. Под устойчивостью следует понимать относительно равномерный, с учетом общего роста, вы-

пуск продукции, стабильное увеличение урожайности сельскохозяйственных культур, повышение эффективности животноводства и других направлений экономической деятельности в пределах различных периодов времени.

Перед статистикой стоит задача разработать систему показателей и методов исследования оценки уровня и динамики устойчивости развития, определить роль отдельных факторов, снижающих устойчивость, и наметить пути ее повышения. В связи с тем, что более высокая колеблемость любого явления означает и более низкую его устойчивость, то для характеристики устойчивости могут быть использованы различные показатели колеблемости (среднее линейное и среднее квадратическое отклонения). Отличие состоит в том, что при изучении вариации учитывается разнообразие уровней по элементам совокупности в пределах определенных территориальных границ, а при изучении колеблемости – во времени.

Статистические характеристики колеблемости, исчисленные в целом по ряду динамики, не дают возможности исследовать динамику направленности самой колеблемости, так как они количественно выражаются одним числом. Для преодоления подобного противоречия следует разработать такую методику анализа, где была бы учтена колеблемость явления по всем промежуткам (датам) временного ряда. До вычисления показателей колеблемости на всем промежутке ряда динамики необходимо прежде всего исключить влияние трендовой (временной) составляющей, с тем чтобы изменения в динамике за счет тенденции развития не искажали реальную картину колеблемости (устойчивости) изучаемого явления.

Отмеченный выше недостаток в определенной степени преодолевается в результате выравнивания (сглаживания) показателей колеблемости ряда динамики по различным методикам их обработки: по способу скользящего, с использованием метода наименьших квадратов (МНК), комбинацией первого и второго приемов выявления тенденций.

При сглаживании показателей *по способу скользящего* продолжительность скользящих периодов выбирается с таким условием, чтобы влияние случайной составляющей было бы взаимопогашено (элиминировано). Если колеблемость изучается по многолетней динамике, что характерно для задач исследования сельскохозяйственного производства, то наиболее обоснованным следует признать величину пятилетних скользящих периодов. Такой подход является общепринятым в процессе выявления закономерностей динамики колеблемости.

В теории статистики скользящие показатели колеблемости для каждого скользящего периода исчисляются с помощью формулы среднего квадратического отклонения (σ). Однако среднеквадратические (стандартные) отклонения можно использовать для сравнительной оценки размеров колеблемости различных явлений *только* тогда, когда эти явления сопоставимы, т.е. имеют одни и те же единицы измерения. Дать же сравнительную характеристику колеблемости на основе стандартных отклонений в случае разноименных единиц измерения не представляется возможным. Для преодоления этой проблемы необходимо использовать систему относительных статистических показателей: коэффициент вариации (V), коэффициент устойчивости ($K_{уст}$) и ряд других специфических показателей.

Методология статистического измерения устойчивости колеблемости по способу скользящего заключается в следующем:

1) выбирается такой период обобщения, чтобы влияние случайной компоненты было бы устранено (абстрагировано); применительно к изучению сельскохозяйственного производства по достаточно продолжительному ряду динамики признано целесообразным избрать, как уже отмечалось выше, пятилетний промежуток времени;

2) показатели ряда динамики (средние значения уровней ряда, средние квадратические отклонения, коэффициенты вариации и коэффициенты устойчивости), рассчитанные по избранному периоду скользящего, начиная с начального, проставляются на его середину (при нечетном числе членов в избранном периоде скользящего);

3) если же сглаживание осуществляется по четному числу элементов в периоде скользящего, то в этом случае производится процедура центрирования показателей, полученных на первом этапе выравнивания (техника расчета центрированных показателей колеблемости рассматривается в литературе по теории статистики);

4) последующие показатели сглаживания по установленному периоду скользящего вычисляются в результате последовательного сдвига уровней на один шаг вниз.

Для выявления общей тенденции устойчивости колеблемости необходимо рассчитать по выше предложенной методике как средние значения самих уровней ряда динамики, так и показателей средних квадратических отклонений, коэффициентов вариации и устойчивости. Средние квадратические отклонения по методу скользящего (для случая сдвигов по пятилетнему периоду) вычисляются по формуле:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum (y_t - \bar{y}_t)^2}{5}} \quad (1)$$

где y_t – исходные уровни ряда динамики; $\bar{y}_t$ – средние уровни, рассчитанные по пятилетнему периоду скользящего.

Соответствующие значения коэффициентов вариации по предлагаемой методике сглаживания рассчитываются:

$$V_t = \frac{\sigma_t}{\bar{y}_t} 100, \quad (2)$$

Статистическая характеристика устойчивости для каждого периода (даты) ряда динамики выражается показателями (коэффициентами) устойчивости:

$$K_{уст} = 100 - V_t, \quad (3)$$

т.е. коэффициенты устойчивости определяются величиной разности между 100 и коэффициентами вариации, выраженными в процентах.

Отметим, что измерение устойчивости по методу скользящего имеет определенные недостатки:

- 1) вновь вычисленных (сглаженных) показателей меньше исходных уровней ряда динамики на $K - 1$ числа элементов в периоде скользящего, т.е. первоначальный ряд динамики укорачивается в начале и его конце;
- 2) на основе метода скользящего устанавливается лишь общая тенденция устойчивости исследуемых показателей и не представляется возможным количественно измерить интенсивность развития изучаемых явлений;
- 3) сглаживание показателей по методу скользящего не позволяет в полной мере устранить влияние случайных колебаний, так как характеристики устойчивости в этом случае во многом зависят от длины избранного периода обобщения.

Более универсальным методом измерения устойчивости колеблемости является предварительное изучение тенденции, выражение ее в форме соответствующего тренда. Выбор уравнения тренда, наиболее близко отражающим тенденцию развития, может быть осуществлен на основе перебора различных кривых. Предпочтение по адекватности оценки уравнений тренда отдается тому из них, где выше коэффициент детерминации (R^2).

Схема статистического измерения устойчивости в данном случае такова:

- 1) при измерении колеблемости изучаемого показателя прежде всего необходимо вычислить с использованием МНК выравненные его значения по избранному уравнению тренда ($\hat{y}_t$), а затем рассчитать показатели стандартных (среднеквадратических) отклонений в результате скользящего по принятому ранее пятилетнему периоду обобщения, используя формулу:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n - p}}, \quad (4)$$

где y_t – исходные уровни показателя отдельных лет; $\hat{y}_t$ – выравненные уровни по избранному уравнению тренда; p – число параметров в уравнении тренда, включая и свободный его член;

- 2) следующий этап, углубляющий статистическое изучение колеблемости и устойчивости показателей, – определение устойчивости в динамике, т.е. здесь производится повторное сглаживание уже ранее исчисленных показателей колеблемости (средних квадратических отклонений), коэффициентов вариации и устойчивости;

- 3) значения коэффициентов вариации и устойчивости рассчитываются с учетом особенностей рассматриваемой схемы анализа по формулам:

$$\hat{V}_t = \frac{\hat{\sigma}_t}{\hat{y}_t} 100; \quad (5)$$

$$\hat{K}_{уст.} = 100 - \hat{V}_t. \quad (6)$$

В предложенной схеме статистического анализа показателей устойчивости сочетаются два способа исследования: во-первых, метод наименьших квадратов (МНК) при определении параметров уравнений тренда и, во-вторых, – метод сглаживания показателей колеблемости и на их основе непосредственный расчет самих показателей устойчивости.

Такой подход в исследовании позволяет получить более стабильные характеристики колеблемости, а на их основе и сами непосредственные показатели устойчивости по данным уровней рядов динамики. Покажем схему проведения анализа устойчивости сельскохозяйственного производства по обоим направлениям.

На основе данных сельскохозяйственных предприятий Минской области за 1990–2007 гг. произведено сглаживание показателя урожайности зерновых культур по пятилетнему скользящему периоду. В таблице 1 рассчитаны скользящие статистические характеристики: средних уровней урожайности, средних квадратических отклонений, коэффициентов вариации и устойчивости.

Таблица 1. Средние значения, коэффициенты вариации и коэффициенты устойчивости урожайности зерновых культур в сельскохозяйственных предприятиях Минской области, рассчитанных по пятилетнему периоду скользящего по данным за 1990-2007 гг.

Год	Урожайность зерновых культур, ц/га y_t	Пятилетние скользящие суммы, ц/га $\sum y_t$	Скользящие пятилетние средние, ц/га $\bar{y}_t$	Скользящие средние квадратические отклонения по пятилетнему периоду, ц/га	Скользящие коэффициенты вариации, % $v_{y(t)} = \frac{\sigma_{y(t)}}{\bar{y}_t} 100$	Скользящие коэффициенты устойчивости, % $K_{y(t)} = 100 - v_{y(t)}$
1990	26,9	—	—	—	—	—
1991	27,0	—	—	—	—	—
1992	27,0	134,0	26,80	1,62604	6,07	93,93
1993	29,1	129,0	25,80	2,53850	9,84	90,16
1994	24,0	125,1	25,02	2,64681	10,58	89,42
1995	21,9	121,2	24,24	2,52000	10,40	89,60
1996	23,1	109,5	21,90	2,34691	10,72	89,28
1997	23,1	98,9	19,78	3,81859	19,31	80,69
1998	17,4	96,5	19,30	3,66988	19,01	80,99
1999	13,4	92,5	18,50	3,15405	17,05	82,95
2000	19,5	92,5	18,50	3,15405	17,05	82,95
2001	19,1	96,0	19,20	3,21994	16,77	83,23
2002	23,1	110,8	22,16	3,32842	15,02	84,98
2003	20,9	119,5	23,90	3,73256	15,62	84,38
2004	28,2	123,9	24,78	2,92944	11,82	88,18
2005	28,2	129,0	25,80	3,05221	11,83	88,17
2006	23,5	—	—	—	—	—
2007	28,2	—	—	—	—	—

Несмотря на пестроту колеблемости уровней урожайности зерновых культур в сельскохозяйственных организациях Минской области за изучаемый период времени, заметна определенная тенденция в оценке их устойчивости. С начала периода и по 1996 г. включительно коэффициенты устойчивости сильно не разнятся (варьируют в пределах от 89 до 93%); с 1997 по 2000 гг. – они снизились до 80%; а начиная с 2001 г. коэффициенты устойчивости урожайности зерновых культур постепенно возрастают и достигают к концу периода 88%. Тем не менее по числовому значению коэффициенты устойчивости в конце изучаемого периода не достигают их размеров на начальном отрезке ряда динамики, что является подтверждением о нелинейном характере развития явления.

Подобным образом рассчитаны показатели коэффициентов устойчивости по размерам посевов и валовых сборов зерновых культур в пределах сравниваемого круга объектов исследования. Окончательные результаты расчетов представлены в табл. 2.

Таблица 2. Коэффициенты устойчивости размеров посевов и валовых сборов зерновых культур в сельскохозяйственных предприятиях Минской области, рассчитанных по пятилетнему периоду скользящего по данным за 1990-2007 гг.

Год	Площадь посевов зерновых культур		Валовой сбор зерна	
	тыс. га Π_t	Коэффициент устойчивости, % K_{Π}	тыс. ц. BC_t	Коэффициент устойчивости, % K_{BC}
1990	545,3	—	14450,7	—
1991	530,7	—	14328,9	—
1992	525,6	98,2	14191,2	92,9
1993	532,0	98,2	15481,2	88,5
1994	515,1	97,5	12362,4	87,1
1995	507,4	97,0	11112,1	86,8
1996	496,0	97,2	11457,6	87,3
1997	487,3	96,7	11256,6	78,3
1998	475,5	93,4	8273,7	78,5
1999	460,6	92,8	6172,0	79,8
2000	556,1	90,8	10844,0	74,6
2001	534,4	92,1	10183,2	76,8
2002	588,4	96,8	13592,6	83,6
2003	545,0	95,9	11381,0	84,4
2004	556,1	94,3	15681,8	89,6
2005	522,4	92,7	14732,0	85,9
2006	613,6	—	14443,1	—
2007	631,5	—	17813,9	—

Сравнительная характеристика коэффициентов устойчивости урожайности, размеров посевов и валовых сборов зерновых культур в сельскохозяйственных организациях Минской области представлена на рисунке 1.

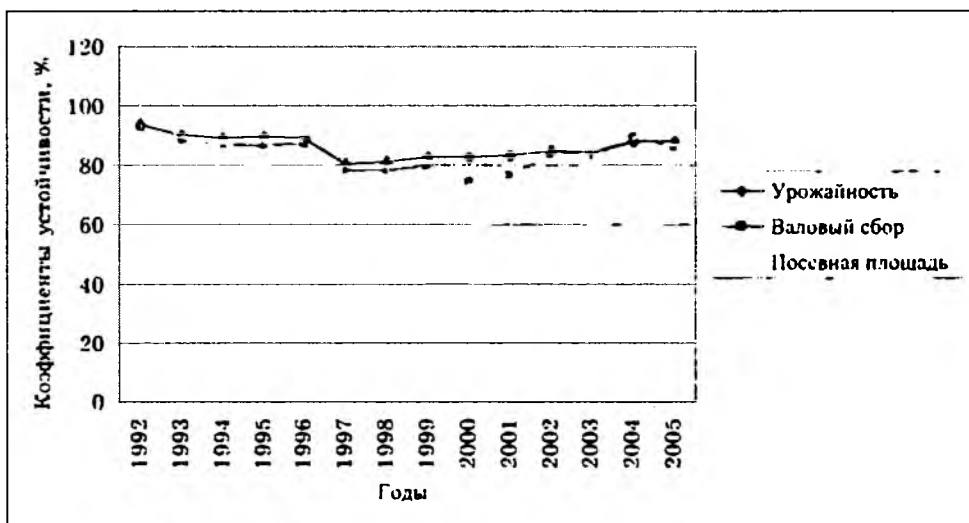


Рисунок 1. Коэффициенты устойчивости показателей зерновой отрасли в сельскохозяйственных организациях Минской области за 1992 – 2005 гг. по пятилетнему периоду скользящего

По графическому изображению данных подмечена достаточно интересная закономерность – коэффициенты устойчивости валовых сборов зерновых культур по величине и направлению колеблемости практически совпадают с подобными коэффициентами по урожайности, повторяя синхронно зигзаги на отдельных промежутках ряда динамики, т.е. устойчивость валовых сборов зерна в основном зависит от устойчивости урожайности. В то же время показатели устойчивости размеров посевов на всем протяжении исследуемого периода времени оказались достаточно высокими и стабильными: они варьируют в диапазоне от 93 до 98%. Совершенно очевидно, что размеры посевов зерновых культур в области были достаточно прогнозируемыми и в незначительной степени не зависят от природных и метеорологических факторов.

При изучении устойчивости урожайности, размеров посевов и валовых сборов зерновых культур по кругу сельскохозяйственных предприятий Минской области за 1990–2007 гг. по второму способу (назовем его *трендовым методом* измерения и выявления показателей устойчивости) необходимо:

- 1) выравнять исходные уровни ряда динамики по соответствующим уравнениям трендов;
- 2) рассчитать средние квадратические отклонения по избранному периоду скользящего, а затем произвести их повторное сглаживание;
- 3) на основе повторно выравненных значений средних квадратических отклонений вычислить коэффициенты вариации и устойчивости.

Преимущество этого метода исследования закономерностей устойчивости статистических показателей перед ранее рассмотренным состоит в том, что, во-первых, не теряется часть информации в начале и конце ряда динамики и, во-вторых, дается более устойчивая числовая характеристика показателей колеблемости. Такое суждение вытекает из того положения, что на основе трендовых исследований достигается большая вероятность элиминирования влияния случайной компоненты на конечные результаты измерения устойчивости сельскохозяйственного производства.

Существует несколько способов определения типа уравнений тренда. К числу наиболее распространенных относятся такие из них: качественный (содержательный) анализ изучаемых явлений; визуальное заключение по форме графика, отражающего зависимость уровней ряда динамики от фактора времени; перебор различных типов уравнения тренда. Для подбора функции тренда, наиболее близко соответствующей эмпирическому распределению значений изучаемого показателя, был использован пакет программ «MS Excel». Типы уравнений трендов, описывающих основную тенденцию динамики урожайности, размеров посевов и валовых сборов зерновых культур по сельскохозяйственным предприятиям Минской области, представлены в таблице 3.

Таблица 3. Уравнения трендов урожайности, размеров посевов и валовых сборов зерновых культур по сельскохозяйственным предприятиям Минской области, рассчитанные по данным за 1990–2007 гг.

Тип тренда	Урожайность	
	Уравнение	R ²
Линейный	$\hat{y}_t = -0,0815 \cdot t + 24,308$	0,0101
Логарифмический	$\hat{y}_t = -1,5168 \cdot \ln(t) + 26,6$	0,0790
Парабола второго порядка	$\hat{y}_t = 0,127 \cdot t^2 - 2,4951 \cdot t + 32,353$	0,5341
Степенной	$\hat{y}_t = 26,558 \cdot t^{0,0688}$	0,0738
Экспоненциальный	$\hat{y}_t = 23,953 \cdot e^{0,038 t}$	0,0098
Тип тренда	Посевные площади	
	Уравнение	R ²
Линейный	$\hat{\Pi}_t = 4,2848 \cdot t + 493,91$	0,2636
Логарифмический	$\hat{\Pi}_t = 15,952 \cdot \ln(t) + 502,36$	0,0824
Парабола второго порядка	$\hat{\Pi}_t = 1,1104 \cdot t^2 - 16,812 \cdot t + 564,23$	0,6413
Степенной	$\hat{\Pi}_t = 504,26 \cdot t^{0,0273}$	0,0711
Экспоненциальный	$\hat{\Pi}_t = 495,79 \cdot e^{0,0076 t}$	0,2437
Тип тренда	Валовой сбор	
	Уравнение	R ²
Линейный	$\hat{BC}_t = 68,086 \cdot t + 11997$	0,0167
Логарифмический	$\hat{BC}_t = -339,11 \cdot \ln(t) + 13339$	0,0091
Парабола второго порядка	$\hat{BC}_t = 92,47 \cdot t^2 - 1687,8 \cdot t + 178,53$	0,6542
Степенной	$\hat{BC}_t = 13305 \cdot t^{-0,0387}$	0,0149
Экспоненциальный	$\hat{BC}_t = 11834 \cdot e^{-0,0041 t}$	0,0074

Из пяти видов уравнений трендов по всем анализируемым показателям наибольший коэффициент детерминации (R²) соответствует параболе второго порядка. Этот тип уравнения и взят в качестве рабочей гипотезы при исследовании закономерностей устойчивости. Данный тип развития соответствует реальной действительности: с 1993 по 2000 гг. урожайность и валовой сбор зерновых культур в основном снижались, а начиная с 2001 г. – наметилась тенденция постепенного роста. Подобная картина имеет место и в отношении размеров посевов зерновых культур.

По уравнениям тренда второго порядка вычислены выравненные значения ($\hat{y}_t$) показателей зерновой отрасли Минской области, которые и послужили исходной основой для расчета средних квадратических отклонений по пятилетнему периоду сглаживания. Для того, чтобы продолжить изучение устойчивости самой колеблемости, необходимо выравнять полученные на первом этапе средние квадратические отклонения. Поскольку показатели урожайности, размера посевов и валового сбора зерновых выравнивались по параболе второго порядка, то и для выравнивания средних квадратических отклонений следует принять этот же тип уравнения тренда, т.е.

$$\hat{\sigma}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2. \quad (7)$$

Исходные данные и порядок расчета коэффициентов устойчивости и порядок расчета коэффициентов устойчивости по трендовому методу, используя информацию об урожайности зерновых культур в хозяйствах Минской области за 1990–2007 гг., представлены в таблице 4.

По данным табл. 4 рассчитаем параметры уравнения параболы второго порядка для средних квадратических отклонений урожайности, исходя из условия, что $\sum t' = 0$:

$$a_1 = \frac{\sum \sigma_t t'}{\sum t'^2} = \frac{37,473}{910} = 0,0412;$$

параметры a_0 и a_2 вычислим из системы уравнений:

$$\begin{cases} na_0 + a_2 \sum t'^2 = \sum \sigma_t; \\ a_0 \sum t'^2 + a_2 \sum t'^4 = \sum \sigma_t t'^2. \end{cases} \quad \begin{cases} 18a_0 + 910a_2 = 63,99; \\ 910a_0 + 105742a_2 = 3886,097. \end{cases}$$

В результате вычислений по приведенной системе уравнений получим:

$$a_0 = 3,0046; \quad a_2 = 0,0109.$$

Таблица 4. Коэффициенты устойчивости урожайности зерновых культур в сельскохозяйственных предприятиях Минской области, рассчитанные по данным за 1990-2007 гг.

Год	Фактические значения урожайности, ц/га Y_t	Выровненные значения урожайности, ц/га $\bar{Y}_t$	$\sigma_{y(t)}$, ц/га	t'	t'^2	t'^3	t'^4	$\sigma_{y(t)} \cdot t'$	$\sigma_{y(t)} \cdot t'^2$	$\hat{\sigma}_{y(t)}$, ц/га	$\rho_{y(t)}$, %	Коэффициент устойчивости $\bar{R}_y$, %
1990	26,9	29,98	–	-17	–	–	–	–	–	5,454	18,193	81,807
1991	27,0	27,87	–	-15	–	–	–	–	–	4,839	17,363	82,637
1992	27,0	26,01	4,14	-13	169	-2197	28561	-53756	698,832	4,311	16,575	83,425
1993	29,1	24,40	3,51	-11	121	-1331	14641	-38,645	425,092	3,870	15,862	84,138
1994	24,0	23,05	3,73	-9	81	-729	6561	-33,606	302,452	3,517	15,257	84,743
1995	21,9	21,95	4,10	-7	49	-343	2401	-28,675	200,726	3,250	14,808	85,192
1996	23,1	21,11	3,10	-5	25	-125	625	-15,519	77,593	3,071	14,548	85,452
1997	23,1	20,52	5,63	-3	9	-27	81	-16,876	50,627	2,979	14,518	85,482
1998	17,4	20,18	5,65	-1	1	-1	1	-5,652	5,652	2,974	14,739	85,261
1999	13,4	20,10	5,59	1	1	1	1	5,589	5,589	3,057	15,207	84,793
2000	19,5	20,27	5,42	3	9	27	81	16,265	48,794	3,226	15,917	84,083
2001	19,1	20,70	5,15	5	25	125	625	25,747	128,735	3,483	16,827	83,173
2002	23,1	21,38	3,89	7	49	343	2401	27,197	190,382	3,827	17,900	82,100
2003	20,9	22,31	4,48	9	81	729	6561	40,349	363,140	4,258	19,087	80,913
2004	28,2	23,50	4,87	11	121	1331	14641	53,604	589,645	4,777	20,326	79,674
2005	28,2	24,94	4,73	13	169	2197	28561	61,449	798,838	5,382	21,581	78,419
2006	23,5	26,64	–	15	–	–	–	–	–	6,075	22,804	77,196
2007	28,2	28,59	–	17	–	–	–	–	–	6,855	23,977	76,023
Итого	423,6	423,53	63,99	–	910	–	105742	37,473	3886,097	–	–	–

Уравнение средних квадратических отклонений урожайности зерновых культур примет вид:

$$\hat{\sigma}_{t(y)} = 3,0046 + 0,0412t' + 0,0109t'^2,$$

что означает увеличение колеблемости урожайности на 0,0412 среднеквадратического отклонения с возрастанием колеблемости в каждый последующий год на 0,0109 среднеквадратического отклонения. Если бы коэффициенты регрессии в уравнении тренда были со знаком минус, то это означало бы уменьшение (ослабление) колеблемости.

Подобным способом вычислены параметры уравнений тренда среднеквадратических отклонений валовых сборов и размеров посевов зерновых культур:

$$\hat{\sigma}_{t(BC)} = 1826,7706 + 9,8276t' + 4,5201t'^2,$$

$$\hat{\sigma}_{t(\Pi)} = 28,5073 + 1,8918t' + 0,0404t'^2.$$

Выравненные значения средних квадратических отклонений по валовому сбору ($\hat{\sigma}_{t(BC)}$) и по размерам посевов зерновых культур ($\hat{\sigma}_{t(\Pi)}$) позволили вычислить сглаженные значения коэффициентов устойчивости этих показателей, ($\bar{K}$) которые приведены в таблице 5.

Таблица 5. Коэффициенты устойчивости размеров посевов и валовых сборов зерновых культур в сельскохозяйственных предприятиях Минской области, рассчитанные по данным за 1990–200 гг.

Год	Площадь посевов зерновых культур			Валовой сбор зерна		
	Фактические значения посевов, тыс. га Π_t	Выравненные значения посевов, тыс. га Π_e	Коэффициент устойчивости, % $\bar{K}_t$	Фактический валовой сбор зерна, тыс. ц BC_t	Выравненные значения валовых сборов зерна, тыс. ц BC_e	Коэффициент устойчивости, % $\bar{K}_{BC}$
1990	545,3	54,53	98,537	14450,7	16257,67	81,756
1991	530,7	535,05	98,277	14328,9	14847,28	81,839
1992	525,6	523,79	97,949	14191,2	13621,83	81,919
1993	532,0	614,75	97,555	15481,2	12581,32	81,992
1994	515,1	507,93	97,095	12362,4	11725,75	82,053
1995	507,4	503,33	96,574	11112,1	11055,12	82,095
1996	496,0	500,96	95,996	11457,6	10569,43	82,112
1997	487,3	500,80	95,368	11256,6	10268,68	82,101
1998	475,5	502,86	94,699	8273,7	10152,87	82,060
1999	460,6	507,15	93,998	6172,0	10222,00	81,989
2000	556,1	513,66	93,274	10844,0	10476,07	81,893
2001	534,4	522,38	92,539	10183,2	10915,08	81,778
2002	588,4	533,33	91,801	13592,6	11539,03	81,653
2003	545,0	546,50	91,069	11381,0	12347,92	81,524
2004	556,1	561,89	90,353	15681,8	13341,75	81,398
2005	522,4	579,50	89,659	14732,0	14520,52	81,279
2006	613,6	599,33	88,992	14443,1	15884,23	81,169
2007	631,5	62,38	88,358	17813,9	17432,88	81,069

На основе данных табл. 5 следует вывод об ослаблении устойчивости показателей размеров валовых сборов зерновых культур в хозяйствах Минской области. Если с 1990 по 1995 гг. коэффициенты устойчивости достаточно высокие: по размерам посевов они варьируют в пределах от 95 до 98%, а по валовому сбору зерновых – от 80 до 82%, то в конце ряда динамики (с 2001 по 2007 гг.) значения коэффициентов устойчивости рассматриваемых показателей снижаются и оказываются ниже их уровней в начале исследуемого ряда динамики.

Общая закономерность устойчивости показателей зерновой отрасли в хозяйствах Минской области четко прослеживается на графике (рисунок 2).

Проведенное исследование закономерностей устойчивости сельскохозяйственного производства на примере зерновой отрасли в сельскохозяйственных предприятиях Минской области позволяет констатировать лишь общую картину в этом направлении. В дальнейшем важно изучить воздействие факторов, определяющих устойчивость сельскохозяйственного производства. Эта задача решается с привлечением уже других методов статистической обработки данных, в частности, многофакторного корреляционно-регрессионного анализа по данным временных рядов. Методология анализа устойчивости в этом направлении требует разработки новых приемов корректного обоснования процессов, происходящих в сельском хозяйстве.

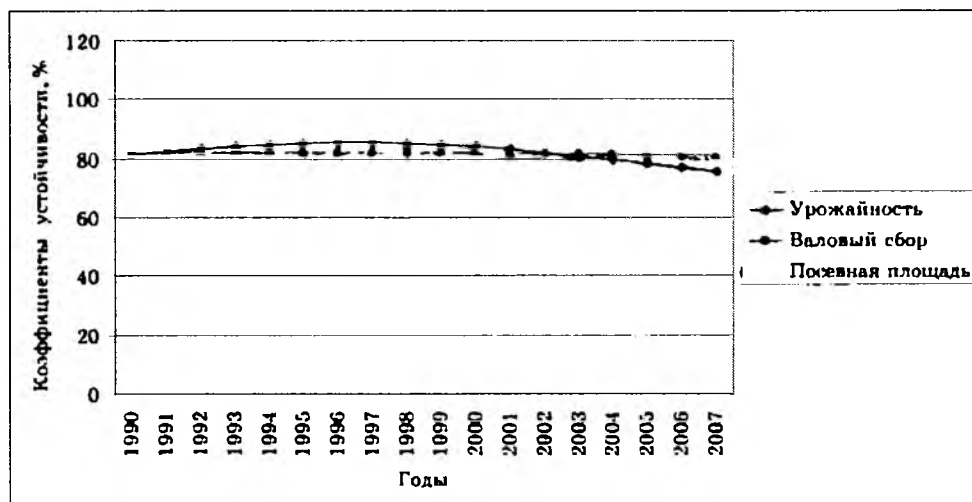


Рисунок 2. Динамика выравненных по параболе второго порядка коэффициентов устойчивости показателей зерновой отрасли в сельскохозяйственных организациях Минской области за 1990 – 2007 гг.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Афанасьев В.А., Юзбашев М.М. Анализ временных рядов и прогнозирование. – М.: Финансы и статистика, 2001.
2. Бондаренко Н.Н., Циклические колебания в экономике: методология исследования. – Мн.: Мисанта, 2008.
3. Национальная стратегия устойчивого социально-экономического развития Республики Беларусь на период до 2020 года. Национальная комиссия по устойчивому развитию Республики Беларусь: редкол.: Я.М. Александрович [и др.]. – Мн.: Юнипак, 2004.
4. Новиков М.М. Макроэкономические закономерности циклообразования, стабилизации и равновесного развития рыночных процессов. – М.: БГЭУ, 2000.
5. Хацкевич Г.А. Эконометрическое моделирование и анализ неустойчивых экономических процессов. – М.: НИУ и П, 2000.
6. Шпак А.П., Цолбан Т.Н. Математико-статистический анализ устойчивости молочного скотоводства по фактору кормовой базы // Вестник Белорусской государственной сельскохозяйственной академии. – № 4 – 2006.
7. Юзбашев М.М. О правильном измерении тренда при наличии сезонных колебаний // Вопросы статистики. – № 3 – 2003.