К вопросу о статистическом отражении долгосрочного роста производства продукции сельского хозяйства

Денис Сергеевич Терновский, Василий Якимович Узун

Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, г. Москва, Россия

В статье приводятся результаты исследования, целью которого является доказательство наличия систематической ошибки в традиционных расчетах долгосрочных темпов роста сельскохозяйственного производства на основе цепных индексов производства продукции сельского хозяйства и более точная, по мнению авторов, оценка его динамики, учитывающая структуру взаимосвязи между ценами и объемом производства сельскохозяйственной продукции.

Описана теоретическая модель, являющаяся методологической основой исследования и объясняющая расхождение в оценках динамики сельскохозяйственного производства с использованием цепных индексов и индексов в постоянных ценах. Она позволяет установить различия в соотношениях индексов Ласпейреса, Пааше и Лоу для продукции растениеводства и животноводства, обусловленные факторами формирования спроса и сложной структурой связей между уровнем цен и объемом производства. Доказана адекватность теоретической модели с использованием агрегированных данных, элиминирующих влияние неполноты исходной информации.

В результате было установлено, что производство продукции животноводства характеризуется распределенными во времени изменениями цен и количества продукции, что делает возможным оценку его динамики как с использованием цепных индексов, так и на основе симметричных индексов. Доказано, что динамика производства в растениеводстве не может быть адекватно охарактеризована с использованием цепных индексов, поскольку положительная корреляция цен предыдущего периода и объемов производства текущего периода обусловливает завышение индекса в сопоставимых ценах предыдущего года.

На основе расчетов в рамках предложенной агрегированной модели доказано, что использование в качестве весов индекса Лоу постоянных цен, обновляемых с периодичностью один раз в пять лет, является приемлемой аппроксимацией симметричного индекса Фишера. Применение указанной методики расчета индекса к данным о сельскохозяйственном производстве в России в разрезе основных видов продукции в 1990-2018 гг. позволило установить завышение динамики сельскохозяйственного производства на 11,9%. В основном расхождения в оценках касаются продукции растениеводства (+19,6%), в то время как для животноводства они незначительны (-0,7%).

Ключевые слова: статистика сельского хозяйства, продукция сельского хозяйства, экономические индексы, индекс физического объема, динамика производства, экономический рост.

JEL: C43, Q11, Q18. *doi*: https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-5-36-47.

Для цитирования: Терновский Д.С., Узун В.Я. К вопросу о статистическом отражении долгосрочного роста производства продукции сельского хозяйства. Вопросы статистики. 2020;27(5): 36-47.

On the Statistical Reflection of Long-Term Growth in Agricultural Production

Denis S. Ternovsky, Vasiliy Ya. Uzun

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow, Russia

The article presents the results of a study aimed at proving the existence of systematic error in traditional calculations of long-term growth rates of agricultural production based on chain indices of agricultural production. According to the authors, the article also introduces a more accurate assessment of its dynamics with the account to the structure of the relationship between prices and the volume of agricultural production.

The paper describes a theoretical model that is a methodological basis for the study and explains the discrepancy in assessing the dynamics of agricultural production using chain indices and indexes at constant prices. It allows establishing differences in the ratios of the Laspeyres, Paasche, and Lowe indices for crop and livestock production, due to factors in the formation of demand and the complex structure of the

relationship between the price level and the volume of production. The adequacy of the constructed theoretical model is proved based on aggregated data that eliminated the influence of incompleteness of the initial information.

As a result, it was established that livestock production is characterized by time-distributed changes in prices and quantity of products, which makes it possible to assess its dynamics using both chain indices and symmetric indices. It is proved that the dynamics of crop production cannot be adequately described using chain indices, since a positive correlation of prices of the previous period and production volumes of the current period causes an overstatement of the index in comparable prices of the previous year.

Based on calculations within the proposed aggregated model, it is proved that the use of constant prices as the Lowe index weights, updated every five years, is an acceptable approximation of the Fisher symmetric index. Application of the indicated methodology for calculating the index to the data on Russian agricultural production by main types of products in 1990-2018 allowed to establish an overstatement of dynamics by 11.9%. The main difference falls on crop production (+ 19.6%), while for livestock - the differences are insignificant (-0.7%).

Keywords: agricultural statistics, agricultural products, economic indices, volume index, production dynamics, economic growth. *JEL*: C43, Q11, Q18.

doi: https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-5-36-47.

For citation: Ternovsky D.S., Uzun V.Ya. On the Statistical Reflection of Long-Term Growth in Agricultural Production. Voprosy Statistiki. 2020;27(5):36-47. (In Russ.)

Введение

Рассматривая индексы динамики сельскохозяйственного производства за 1990-2018 гг., частично скорректированные после подведения итогов Всероссийской сельскохозяйственной переписи 2016 г. (ВСХП-2016), и пытаясь определить источники их пересмотра в разрезе отдельных сельскохозяйственных продуктов и культур, мы обратили внимание на один статистический феномен. Оказалось, что рассчитанный нами индекс физического объема валовой продукции сельского хозяйства в постоянных ценах 2018 г. (86,6%) значительно отличается от результата, полученного путем перемножения цепных индексов производства продукции сельского хозяйства в сопоставимых ценах предыдущего года, опубликованных Росстатом (97,7%).

На первый взгляд, указанный феномен вполне можно объяснить как различиями в формулах используемых индексов, так и особенностями формирования информационной базы для их расчета. Однако дальнейший анализ данных показал, что описанные выше факторы не составляют исчерпывающий перечень причин расхождений между расчетными данными и информацией официальной статистики. Мы произвели расчет динамики производства продукции сельского хозяйства в 2000-2018 гг. в постоянных ценах 2000, 2010 и 2018 гг. и сравнили полученные результаты с индексами, опубликованными Росстатом (см. рис. 1).

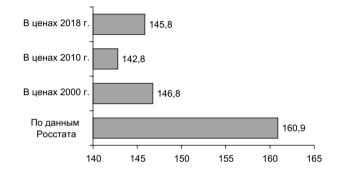


Рис. 1. Индексы производства продукции сельского хозяйства в Российской Федерации в 2018 г. (в постоянных ценах и сопоставимых ценах предыдущего года; в процентах; $2000 \, \Gamma$. = 100%)

Источник: расчеты авторов и данные Росстата. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/business/sx/prod_sx rf.xls.

Данные показывают, что выбор в качестве весов индекса производства цен на начало или конец периода не может служить объяснением анализируемому расхождению: индекс, рассчитываемый по данным Росстата, значительно выходит за границы, определяемые индексами с весами, относящимися к 2000 и 2018 гг.

Таким образом, мы подошли к пониманию (оставляя пока за скобками вопрос полноты информационной базы), что причиной различия в значениях индексов может являться не столько выбранный период весов в формуле общего агрегатного индекса, сколько способ сцепления периодов - выбор между произведением цепных индексов в сопоставимых ценах предыдущего года

(используемым Росстатом¹) и индексом с произвольно выбранным периодом постоянных цен.

На наш взгляд, показательна трансформация методических и практических подходов к возможности оценки долгосрочных темпов роста развития сельского хозяйства на основе цепных индексов с переменными весами.

Статистика отечественного сельского хозяйства в период существования СССР оценивала выпуск сельскохозяйственной продукции в сопоставимых неизменных ценах²: до 1950 г. - в ценах 1926/1927 г.; с 1951 по 1956 г. - в ценах 1951 г.; с 1956 по 1958 г. - в ценах 1956 г.; с 1958 по 1965 г. - в ценах 1958 г.; с 1965 по 1975 г. - в ценах 1965 г.; с 1975 по 1985 г. - в ценах 1973 г.; с 1986 г. - в ценах 1983 г. Целью использования сопоставимых цен указывалась необходимость определения динамики развития производства, оценки структурных соотношений, отраслевых и территориальных пропорций³.

Расчет показателя объема продукции сельского хозяйства в сопоставимых ценах - ценах произвольного года, принятого за базисный, предусматривался первыми методологическими положениями, используемыми российской статистикой в постсоветский период⁴, однако уже с 2000 г. в официальных документах применительно к объему сельскохозяйственного производства говорится о сопоставимых ценах предыдущего года⁵. Жесткая привязка сопоставимых цен к ценам предыдущего года подтверждается и в последующих редакциях методических указаний 2011 и 2018 гг.⁶.

Научное сообщество экономистов-аграрников в целом не оценило важность произошедших методологических изменений. Отдельные авторы указывали на неясность в определении базисного периода; не допуская возможности использования переменных весов [1], рассматривали рассчитываемые Росстатом базисные индексы валовой

продукции в сопоставимых ценах как индексы с постоянными весами [2]; указывали на особенности существующего подхода, но не считали это значимым фактором точности оценки динамики производства [3] или вообще не отмечали наличие данной проблемы [4 и 5].

Вопросы точности оценки динамики сельскохозяйственного производства выходят за узкие рамки научных дискуссий и становятся фактором экономической политики. Общественный интерес к этой теме обусловлен близостью достижения значимого уровня - объема производства сельскохозяйственной продукции 1990 г. Завышение темпов роста аграрного производства в период между всероссийскими сельскохозяйственными переписями 2006 и 2016 гг. сделало возможным высказывания о достижении уровня 1990 г. еще в 2017 г. 7 [6]. Публикация пересчитанных с учетом итогов ВСХП-2016 динамических рядов сельскохозяйственного производства скорректировала сделанные выводы, но не смогла изменить сам подход к расчету базисного темпа роста, который, как показывают приведенные выше расчеты, является дискуссионным.

Цели настоящей работы - доказательство наличия систематической ошибки в традиционных расчетах долгосрочных темпов роста сельскохозяйственного производства на основе цепных индексов производства продукции сельского хозяйства и расчет более точной оценки его динамики, учитывающей структуру взаимосвязи между ценами и объемом производства сельскохозяйственной продукции.

Для достижения поставленных целей авторами были решены следующие задачи:

- описана теоретическая модель, объясняющая расхождение в оценках динамики сельскохозяйственного производства с использованием цепных индексов и индексов в постоянных ценах;

¹ URL: https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/met_sx_prod(1).htm.

² Сельское хозяйство СССР: ст. сб. М.: Финансы и статистика, 1988.

³ Типовая инструкция к составлению отчетов промышленных предприятий (объединений) по продукции (утв. Госкомстатом СССР 23.09.1987 № 17-04/0371).

⁴ Методологические положения по статистике. Вып. 1, 1996. URL: https://gks.ru/bgd/free/B99_10/IssWWW.exe/Stg/d000/i000770r.htm.

⁵ Постановление Государственного комитета Российской Федерации по статистике от 27.06.2000 № 55 «Об утверждении Методических указаний по расчету выпуска, промежуточного потребления и валовой добавленной стоимости сельского хозяйства в фактических и сопоставимых ценах».

⁶ Приказ Росстата от 06.09.2011 № 385 «Об утверждении Методических указаний по расчету объема и индекса производства продукции сельского хозяйства»; Приказ Росстата от 31.01.2018 № 42 «Об утверждении Методических указаний по расчету объема и индекса производства продукции сельского хозяйства».

⁷ «В 2017 году завершился этап восстановительного роста в сельском хозяйстве: валовая продукция впервые за постреформенный период превысила уровень 1990 года (на 2,1%)». Цит. по [6].

- доказана адекватность построенной теоретической модели на основе сокращенного набора данных, элиминировавших влияние неполноты исходной информации;
- определена методика расчета индекса, приемлемым образом отражающая динамику производства на сокращенном наборе данных, и применена к официальным данным;
- получена уточненная оценка темпов роста сельскохозяйственного производства.

Методологическое обоснование

Наиболее распространенными видами общих агрегатных индексов являются индексы Ласпейреса (I^L) [7] и Пааше (I^P) [8]. Далее под индексами Ласпейреса и Пааше в соответствии с целью работы мы будем понимать общие индексы физического объема (q), учитывая их связанность с общими агрегатными индексами цен (p) через общий индекс стоимости продукции (pq):

$$I_q^L = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0},\tag{1}$$

$$I_{q}^{P} = \frac{\sum p_{1}q_{1}}{\sum p_{1}q_{0}},$$
(2)

$$I_{pq} = I_q^L \times I_p^P. \tag{3}$$

Исходя из аксиоматического и экономического подходов к построению индексов мы будем использовать индекс Фишера [9], равный среднему геометрическому из индексов Ласпейреса и Пааше, как наилучшую аппроксимацию динамики, удовлетворяющую критериям обратимости во времени и обратимости факторов, а также учитывающую эффекты замещения (максимизацию функции полезности потребителей и функции производственной возможности производителей).

В случае, если периоды весов не связаны с периодами индексируемой величины, мы будем говорить об индексе физического объема Лоу [10], который может рассматриваться как частный случай индекса Ласпейреса (если период весов b совпадает с базисным периодом индекса) и индекса Пааше (если период весов b совпадает с отчетным периодом индекса):

$$I_q^{Low} = \frac{\sum p_b q_1}{\sum p_b q_0}.$$
 (4)

Цепной индекс за ряд последовательных лет мы будем определять как произведение соответствующих цепных индексов. Несмотря на нарушение критерия циркулярности, использование цепных индексов позволяет снизить систематическую ошибку в индексе Ласпейреса, связанную с эффектом замещения, как со стороны потребления, так и со стороны производства, и сблизить значения индексов Ласпейреса и Пааше.

При этом применение цепных индексов рекомендуется для измерения динамики про- изводства, однако существуют и ограничения их использования - высокая колеблемость цен и объемов в течение анализируемого периода. В этом случае индексы с постоянными весами покажут лучший результат⁸.

Мы выделяем две причины, по которым с методологической точки зрения индексы с постоянными весами обладают преимуществом в точности измерения динамики сельскохозяйственного производства перед цепными индексами.

Во-первых, выполнение критерия циркулярности критически важно для экономического обоснования и общественного обсуждения динамики сельскохозяйственного производства. Учитывая его цикличность, можно предположить наличие двух отстоящих друг от друга периодов, для которых количество произведенной продукции будет совпадать. При несоблюдении критерия общий индекс физического объема будет отличен от 100%, что понятно экономистам, принимающим во внимание эффект замещения, но затрудняет публичную оценку динамики развития отрасли. С позиций методологии, подобная ситуация полностью соотносится с тестом на циркулярность Уолша [11].

Во-вторых, мы выдвигаем гипотезу, что различия между цепными индексами производства продукции сельского хозяйства и индексами с постоянными весами имеют систематическую компоненту, связанную не только с долговременным эффектом замещения, но и с оперативным характером принятия экономических решений производителями продукции.

⁸ Европейская комиссия, МВФ, ОЭСР, ООН, Всемирный банк. Система национальных счетов 2008. Нью-Йорк, 2012. С. 352.

⁹ Руководство по индексу потребительских цен: теория и практика. Вашингтон: МВФ, 2007. С. 368.

Для обоснования нашей гипотезы рассмотрим следующие соотношения 10 между индексом Лоу с периодом весов b, индексами Ласпейреса и Пааше между отчетным (1) и базисным периодом (0):

$$I_{b}^{q} = I_{L}^{q} + \frac{\sum (i_{q} - \overline{i_{q}})(i_{pb} - \overline{i_{pb}})s_{0}}{\overline{i_{pb}}},$$
 (5)

$$I_{b}^{q} = I_{L}^{q} + \frac{\sum (i_{q} - \overline{i_{q}})(i_{p} - \overline{i_{p}})s_{0}}{\overline{i_{p}}},$$
 (6)

где
$$i_q = \frac{q_1}{q_0}$$
, $\overline{i_q} = \sum i_q s_0$, $s_0 = \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0}$, $i_p = \frac{p_1}{p_0}$, $\overline{i_p} = \sum i_p s_0$, $i_{pb} = \frac{p_b}{p_0}$, $\overline{i_{pb}} = \sum i_{pb} s_0$.

Следует отметить, что числители дробей, указанные в соотношениях индексов, представляют собой взвешенные ковариации между относительными ценами базисного периода и динамикой производства в отчетном периоде (5) и относительными ценами отчетного периода и динамикой производства в отчетном периоде (6).

Экономическое содержание процессов производства и потребления продукции сельского хозяйства позволяет нам выделить ряд сценариев динамики, эмпирическая проверка которых сформирует доказательство выдвинутой нами гипотезы (см. таблицу 1).

Таблица 1

Сценарии динамики производства продукции сельского хозяйства и соответствующая им характеристика индексов физического объема

Описание сценария	Расхождение между индексами Лоу и Ласпейреса	Расхождение между индексами Ласпейреса и Пааше	
1. Производство продукции определяется максимизацией полезности потребителей	Незначительное, поскольку прошлая цена не влияет на решения потребителей. Индекс Ласпейреса приблизительно удовлетворяет критерию циркулярности	Значительное, поскольку потребители замещают продукцию в соответствии с относительными ценами текущего периода. Индекс Ласпейреса превышает индекс Пааше. Лучшей оценкой динамики является индекс Фишера	
2. Производство продукции определяется максимизацией дохода производителей в краткосрочной перспективе	Значительное, поскольку производитель принимает решение о производстве в будущем году на основе цен текущего года. Индекс Ласпейреса не удовлетворяет критерию циркулярности и имеет систематическую положительную ошибку	Незначительное, поскольку производитель не имеет возможности скорректировать структуру производства. Лучшей оценкой динамики является индекс Ласпейреса в силу простоты интерпретации	
3. Производство продукции определяется максимизацией дохода производителей в долгосрочной перспективе	Незначительное, поскольку производители принимают решения на основе долгосрочной динамики цен. Индекс Ласпейреса приблизительно удовлетворяет критерию циркулярности	Значительное, на основе замещения дешевею- щей продукции, дорожающей в структуре про- изводства. Индекс Пааше превышает индекс Ласпейреса. Лучшей оценкой динамики явля- ется индекс Фишера, в краткосрочном периоде допустимо использование индекса Ласпейреса	

Описание используемых данных

Информационной базой исследования послужили данные, опубликованные на сайте Федеральной службы государственной статистики:

- индексы производства продукции сельского хозяйства по категориям хозяйств за $1990-2018 \text{ гг.}^{11}$;
- валовые сборы сельскохозяйственных культур по категориям хозяйств за 1990-2018 гг. ¹²;
- производство основных продуктов животноводства по категориям хозяйств за $1990-2018 \text{ rr.}^{13}$:
- средние цены производителей сельскохозяйственной продукции за $1998-2018 \text{ rr.}^{14}$.

Исходной исследовательской гипотезой явилось предположение о том, что существует набор данных, представленный основными видами продукции, для которого динамика производства сопоставима с данными госу-

¹⁰ Авторская запись на основе: Руководство по индексу потребительских цен: теория и практика. С. 369.

¹¹ URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/business/sx/ind_sx_rf.xls.

¹² URL: https://gks.ru/storage/mediabank/val_1.xls.

¹³ URL: https://gks.ru/storage/mediabank/jiv-grl.xls

¹⁴ URL: https://gks.ru/storage/mediabank/tab9-cen.xls.

дарственной статистики о динамике производства продукции сельского хозяйства в целом и который может быть использован в качестве модели данных при проверке выдвинутых гипотез в отношении различий между значениями индексов.

Мы признаем, что подход к оценке динамики сельскохозяйственного производства на основе умножения количества произведенной продукции на некоторые средние цены является упрощенным и неточным [12], не учитывает дифференциацию производителей и целей потребления продукции сельского хозяйства. Вместе с тем такой подход может быть использован для исследования качественного содержания факторов, определяющих различия в оценках долгосрочной динамики производства сельскохозяйственной продукции, а также определения уровня расхождений в оценках, полученных с применением различных методик расчета.

К видам продукции сельского хозяйства, включаемым в сформированный набор, мы предъявляли следующие требования: их доля в структуре сельскохозяйственного производства составляет

не менее 3%; структура продукции однородна и значимо не влияет на среднюю цену; данные об объеме их производства и ценах доступны начиная с 2000 г. Выделенным требованиям отвечают: пшеница, семена подсолнечника, картофель, мясо крупного рогатого скота, свинина, мясо птицы, молоко, яйца.

Выбор 2000 г. в качестве базисного связан с его характеристикой как точки отсчета устойчивого роста сельского хозяйства и стабилизации цен после девальвации 1998-1999 гг. Цены в наборе данных определялись как средние цены производителей сельскохозяйственной продукции, публикуемые Росстатом. В качестве оценок объемов производства использовались данные о производстве продукции растениеводства и животноводства, опубликованные Росстатом после пересчета в соответствии с итогами ВСХП-2016.

Соответствие показателей, полученных на основе разработанной нами модели, данным государственной статистики, характеризующим динамику сельскохозяйственного производства, представлены в таблице 2.

Таблица 2 Сравнение показателей, полученных на основе авторской модели, и данных государственной статистики, характеризующих динамику сельскохозяйственного производства в Российской Федерации в 2000-2018 гг.

Вид продукции	Среднегодовой индекс производства продукции сельского хозяйства в сопоставимых ценах за 2001-2018 гг., в процентах		Расхождение, процентного пункта (п. п.)
	по данным Росстата	по предложенной модели данных	
Продукция сельского хозяйства в целом	102,7	102,7	0,0
Продукция растениеводства	103,0	102,9	- 0,1
Продукция животноводства	102,1	102,5	0,4

В целом предлагаемая нами модель данных адекватно отражает динамику сельскохозяйственного производства, не имея значимых расхождений с данными официальной статистики.

Результаты исследования

Проведенные расчеты показали, что индексы динамики сельскохозяйственного производства, рассчитанные как индексы Лоу с весами 2000 и 2018 гг. соответственно, различаются между собой на 6,4 п. п. (4,5%) (см. рис. 2). При этом значение

цепного индекса Ласпейреса выходит за границы, определяемые индексами Лоу, и на 14,2 п. п. (9,7%) превышает значение индекса Фишера. Таким образом, мы констатируем в нашей модели данных наличие противоречия, служащего предметом исследования.

Адекватность первого сценария, в соответствии с которым производство продукции определяется максимизацией полезности потребителей, мы предлагаем проверить на данных, характеризующих производство продукции животноводства (см. рис. 3). Основанием для этого служит

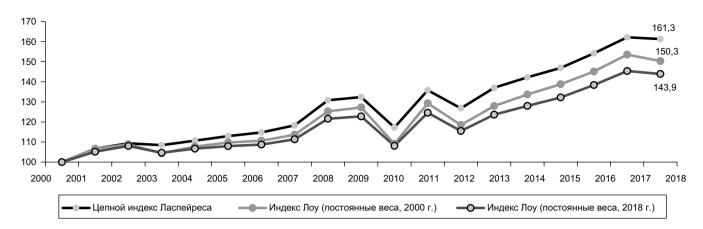


Рис. 2. Индексы физического объема производства сельскохозяйственной продукции по авторской модели данных за 2000-2018 гг. (в процентах; $2000 \, \mathrm{r.} = 100\%$)

Источник: расчеты авторов.

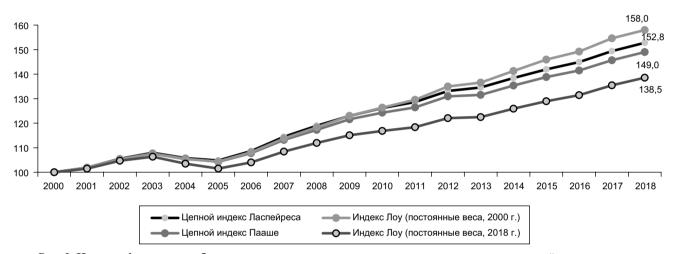


Рис. 3. Индексы физического объема производства продукции животноводства на основе авторской модели данных за 2000-2018 гг. (в процентах; $2000 \, \mathrm{r.} = 100\%$)

Источник: расчеты авторов.

ориентация животноводства на внутренний рынок, длительность инвестиционного и производственного процессов, высокая эластичность спроса по цене.

Представленные на рис. 3 данные подтверждают сделанные нами методологические предположения о характеристиках индексов при реализации первого сценария. Так, цепные индексы Ласпейреса и Пааше, как и соответствующие им индексы Лоу, в ценах 2000 и 2018 гг. значительно различаются, при очевидно большем различии между индексами Лоу за счет более

протяженного во времени эффекта замещения. Индекс Ласпейреса превышает индекс Пааше вследствие отрицательной ценовой эластичности спроса/производства продукции животноводства. Различие в индексах Фишера, рассчитанных по цепным весам и в постоянных ценах 2000 и 2018 гг., составляют 2,9 п. п. (2%).

Второй и третий из описанных сценариев динамики производства продукции сельского хозяйства мы предлагаем верифицировать с использованием данных, характеризующих растениеводство (см. рис. 4).



Рис. 4. Индексы физического объема производства продукции растениеводства по авторской модели данных за 2000-2018 гг. (в процентах; 2000 r. = 100%)

Источник: расчеты авторов.

Приведенные данные подтверждают сделанное нами методологическое предположение о значительном расхождении между цепными индексами производства и индексами, исчисленными в постоянных ценах. Различие в индексах Фишера, рассчитанных по цепным весам и в постоянных ценах 2000 и 2018 гг., составляет 14,4 п. п. (9,8%).

Как было указано в методологической части работы, это расхождение объясняется отличной от нуля ковариацией индивидуальных индексов количества и уровней цен относительно периода базисных весов. В силу того, что значения цепных индексов превышают значения индексов с постоянными весами, указанная ковариация имеет отрицательный знак (при определении относительных цен как отношения цен в базисном и предыдущем периоде), что соответствует положительной связи между уровнем цен в предыдущем периоде и производством в текущем. За 17 лет (2002-2018 гг.), для которых доступен расчет, отрицательный коэффициент корреляции (>0,5 по модулю) наблюдался в течение 12 лет. Предполагаемая связь не установлена в 2004, 2007, 2009, 2014 и 2017 гг. Причины подобных отклонений требуют отдельных исследований.

Экономическая интерпретация установленной закономерности состоит в том, что производители продукции растениеводства принимают решения о производстве продукции в будущем сельскохозяйственном сезоне на основе цен, сложившихся в текущем сезоне. В целом числитель цепного

индекса производства $\sum p_0 q_1$ можно рассматривать как фактическую реализацию ожиданий производителей, отличающуюся от планируемой под влиянием случайных факторов (главным образом погодных условий).

Несоответствие результатов расчета индексов определенным нами сценарным условиям наблюдается относительно различий в индексах Пааше и Ласпейреса. Теоретическое предположение о незначительности различий не подтверждается отклонение составляет 10,3 п. п. (6,6%), что более чем в два раза превышает различия в индексах производства продукции животноводства. При этом индекс Ласпейреса превышает индекс Пааше, что не согласуется с результатами, полученными при использовании индексов с постоянными весами.

Мы связываем наличие этого эффекта с отрицательной корреляцией между ценами и объемом производства в течение одного периода, совпадающего с сельскохозяйственным сезоном. Триггером такой зависимости выступает не изменение относительных цен, обусловливающее эффект замещения, а изменение объемов производства их отклонение от планируемых (например, под влиянием погодных условий) и связанное с этим изменение цен. С точки зрения практики статистического анализа, это расхождение не имеет значительного влияния, поскольку оно наблюдается при сравнении индексов, уже содержащих систематическую ошибку (расхождение между цепными индексами и индексами с постоянными

весами), устранение которой решит и данную проблему. За анализируемый период отрицательный коэффициент корреляции (>0,5 по модулю) наблюдался в течение восьми лет; положительный (>0,5 по модулю) - в течение пяти лет.

Реалистичность сценария, в соответствии с которым производство продукции определяется максимизацией дохода производителей в долгосрочной перспективе, оценивалась нами на основе динамики производства продукции растениеводства с использованием трех подходов к устранению краткосрочного влияния цен:

- использование весов (цен) периода t-2, что позволяет применять регулярно обновляемые

веса, но при этом устранить отмеченную связь между ценами и объемом производства на протяжении текущего и предшествующего ему периодов;

- использование значений цен, сглаженных на основе постоянных темпов прироста;
- использование значений цен, относящихся к первому году пятилетнего периода (2000, 2005, 2010 и 2015 гг.).

Поскольку использование сдвига весов сокращает временной ряд, доступный для анализа, приведенные на рис. 5 расчеты характеризуют период 2001-2018 гг.

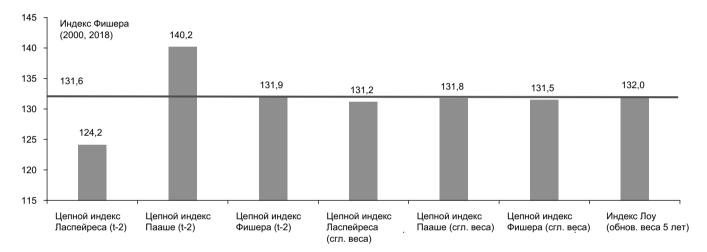


Рис. 5. Индексы физического объема продукции растениеводства в **2018** г., рассчитанные на основе подходов к устранению краткосрочного влияния цен (в процентах; 2001 г. = 100%)

Источник: расчеты авторов.

Полученные с учетом устранения краткосрочного влияния цен результаты подтверждают сделанные выше теоретические предположения.

Во-первых, мы отмечаем незначительное расхождение между цепными индексами и индексами с постоянными весами. Так, индекс Фишера с весами 2000 и 2018 гг. составляет 131,6%, тогда как цепной индекс Фишера со сдвигом весов - 131,9% (+0,3 п. п., +0,3%), цепной индекс Фишера, построенный по сглаженным весам - 131,5% (-0,1 п. п., -0,1%).

Очень высокая близость значений индекса Фишера, полученных цепным способом и при использовании постоянных весов, позволяет говорить о фактическом удовлетворении всех рассмотренных индексов критерию циркулярности.

Переход к сдвигу весов устанавливает значение индекса Ласпейреса на более низком уровне по

сравнению с индексом Пааше. Таким образом, устраняется эффект внутригодовой отрицательной корреляции между агрегатами и проявляется эффект замещения. Несмотря на то, что устранение эффекта замещения с использованием индекса Фишера показывает результат на уровне цепного индекса со сглаженными весами, значительное различие между индексами Ласпейреса и Пааше (обусловленное автокорреляцией в ценах) не позволяет рассматривать данный способ расчета как приоритетный.

Значение индекса Лоу с обновляемыми каждые пять лет весами достаточно точно аппроксимирует индекс Фишера с весами 2000 и 2018 гг. Расхождение между ними составляет +0,4 п. п. (+0,3%). Значение индекса Лоу является несколько завышенным, о чем свидетельствует его невхождение в границы, определяемые индексами Ласпейреса и

Пааше со сглаженными весами. Это обусловлено тем, что индексы Лоу, рассчитываемые для периодов (период веса +1), содержат описанное выше расхождение под влиянием отрицательной корреляции агрегатов. Сдвиг весов на один период назад устраняет указанную проблему и позволяет достичь равенства индекса Лоу с обновляемыми весами и индекса Фишера на уровне 0,0%.

Проведенные расчеты позволяют сделать следующие выводы, которые могут быть использованы при оценке динамики сельскохозяйственного производства:

- производство продукции животноводства характеризуется распределенными во времени изменениями цен и количества продукции, что делает возможным оценку его динамики как с использованием цепных индексов, так и на основе симметричных индексов. Используемый Росстатом индекс производства продукции в сопоставимых ценах незначительно завышает объем производства под влиянием внутригодового эффекта замещения в потреблении относительно дорожающей продукции относительно дешевеющей. Эффект замещения в явном виде обнаруживается при оценке динамики в постоянных ценах на протяжении длительного периода;

- динамика производства в растениеводстве не может быть адекватно охарактеризована на основе цепных индексов, используемых Росстатом. Положительная корреляция цен предыдущего периода и объемов производства текущего периода обусловливает завышение индекса в сопоставимых ценах предыдущего года;

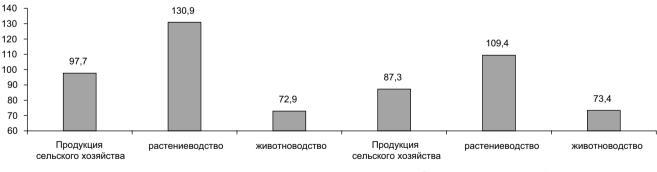
- использование в качестве весов постоянных цен, обновляемых с периодичностью один раз в пять лет, является приемлемой аппроксимацией симметричного индекса Фишера и позволяет, устранив эффект краткосрочных ценовых возмущений, отразить эффект замещения производителями относительно дешевеющей продукции относительно дорожающей.

Оценка динамики сельскохозяйственного производства в 1990-2018 годах

Представленное методологическое обоснование и его проверка на модельных данных позволяют продолжить дискуссию о значениях темпов роста сельскохозяйственного производства в России.

В силу того, что информация о ценах на сельско-хозяйственную продукцию в 1990-х годах не является качественной (как в связи с государственным регулированием цен в 1990-1991 гг., так и в связи с инфляционными процессами 1992-1998 гг.), мы считаем возможным использовать для оценки динамики производства в 1990-2000 гг. цепные индексы, публикуемые Росстатом. Для оценки динамики производства в 2000-2018 г. мы предлагаем использовать в качестве весов постоянные цены 2000, 2010 и 2018 гг., рассчитав индексы Фишера за периоды 2000-2010 гг. и 2010-2018 гг. и осуществив в дальнейшем их сцепление.

Результаты расчетов и сопоставление с данными, опубликованными Росстатом, представлены на рис. 6.



Сцепление годовых индексов по данным Росстата

Расчет по данным о валовой продукции в постоянных ценах 2000, 2010 и 2018 гг. (индексы Фишера)

Рис. 6. Результаты расчета индексов производства сельскохозяйственной продукции за 1990-2018 гг.

Источник: расчеты авторов, данные Росстата (URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/business/sx/prod_sx_rf.xls).

Проведенное исследование эмпирически подтвердило некорректность оценки долгосрочной динамики сельскохозяйственного производства на основе цепных индексов с переменными весами, публикуемых в официальных статистических данных и широко используемых в этих целях учеными и практиками. Различие в индексах составило 10,4 п. п. (+11,9%). Основная величина расхождений приходится на продукцию растениеводства (+21,5 п. п., +19,6%), в то время как для животноводства расхождения незначительны (-0,5 п. п., -0,7%).

Восстановительный рост в сельском хозяйстве в целом еще не завершен, уровень 1990 г. не достигнут. При этом объем производства пшеницы вырос в 1,5 раза, кукурузы - 4,7 раза, технических культур - в 2,7 раза. В то же время производство ржи и проса сократилось почти в десять раз, овса на 62%, ячменя - на 32%, кормовых культур почти в четыре раза. В животноводстве уровень 1990 г. достигнут в производстве свинины и в 2,6 раза превышен в производстве мяса птицы. В то же время производство говядины снизилось в 2,5 раза, молока на 45%; в целом отрасль животноводства еще достаточно далека от уровня 1990 г.

* *

Оценки динамики сельскохозяйственного производства, рассчитываемые по методике Росстата, являются систематически завышенными, при этом величина отклонения распределяется между видами продукции непропорционально объемам производства - основным источником расхождений выступает продукция растениеводства.

Выбор периода, к которому относятся веса в агрегатном индексе физического объема, оказывает существенное влияние на оценку динамики сельскохозяйственного производства. Выявленное влияние разнонаправлено для продукции растениеводства и животноводства. Выбор весов базисного периода увеличивает оценку динамики продукции животноводства и снижает - продукции растениеводства, притом что справедливо и обратное утверждение в отношении весов отчетного периода. Мы объясняем сделанное наблюдение рыночной ориентацией продукции сельского хозяйства - структурные изменения в растениеводстве, интегрированном в мировой рынок, направлены на удорожание поставок, а в животноводстве, обслуживающем потребности

внутреннего рынка, обусловлены удешевлением потребления продуктов питания населением.

Признавая, что сделанные нами выводы базируются на модели данных, которая, как и любая модель, упрощает действительность и, конечно, не может быть сопоставима по своей сложности и полноте охвата с данными государственной статистики, мы видим решение описанных методологических проблем и более точное определение индексов динамики сельскохозяйственного производства в совершенствовании статистической работы. По нашему мнению, органам государственной статистики целесообразно ежегодно, наряду с индексами производства продукции сельского хозяйства в сопоставимых ценах базисного периода, рассчитывать и публиковать индексы в постоянных ценах, в том числе и в региональном разрезе.

Литература

- 1. **Ханин Г.И.**, **Фомин Д.А.** Динамика производства продукции сельского хозяйства России в 1990-2003 гг.: альтернативная оценка // Вопросы статистики. 2005. № 10. С. 9-18.
- 2. Зинченко А.П. Динамика и структура производства продукции сельского хозяйства в России в ходе реализации государственных программ // Вопросы статистики. 2014. № 9. С. 56-62.
- 3. **Суровцев М.Е.** Диспаритет цен и тенденции развития сельского хозяйства России // Вестник АПК Верхневолжья. 2014. № 2(26). С. 3-8.
- 4. **Шарипов Ш.И.** Структурные тенденции в сельском хозяйстве и проблемы развития сельских территорий // Никоновские чтения. 2019. № 24. С. 119-124.
- 5. Эпштейн Д.Б. Почему производство в сельском хозяйстве растет быстрее промышленности и экономики в целом? // АПК: Экономика, управление. 2019. № 8. С. 4-15. doi: https://doi.org/10.33305/198-4.
- 6. **Петриков А.В.** Экономический рост в сельском хозяйстве России: факторы и проблемы // Научные труды Вольного экономического общества России. 2018. Т. 214. № 6. С. 450-469.
- 7. **Laspeyres E.** Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung // Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. 1871. Vol. 16. P. 296-314.
- 8. **Paasche H.** Ueber die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Börsennotirungen // Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. 1874. Vol. 23. No. 2/4. P. 168-178.
- 9. **Fisher I.** The Making of Index Numbers. Boston, MA: Houghton-Mifflin, 1922.
- 10. **Lowe J.** The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade, and Finance; With a Comparison of the Prospects of England and France. Second Edition, with various additions and emendations. London: Printed

for Longman, Hurst, Rees, Orme, and Brown [and 2 others]; 1823.

11. **Walsh C.M.** The Measurement of General Exchange Value. New York: Macmillan and Co., 1901.

12. О методологии расчетов показателей выпуска и промежуточного потребления в счете производства для сельского хозяйства // Вопросы статистики. 2017. № 8. С. 14-60.

Информация об авторах

Терновский Денис Сергеевич - д-р экон. наук, ведущий научный сотрудник Центра агропродовольственной политики Института прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации. 119571, г. Москва, пр-т Вернадского, д. 82, стр. 1. E-mail: ternovskiy-ds@ranepa.ru. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-0878-962X.

Узун Василий Якимович - д-р экон. наук, главный научный сотрудник Центра агропродовольственной политики Института прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации. 119571, г. Москва, пр-т Вернадского, д. 82, стр. 1. E-mail: uzun@ranepa.ru. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-9523-0188.

References

- 1. **Khanin G.I., Fomin D.A.** Dynamic of Agricultural Production Output in 1990-2003: Alternative Estimate. *Voprosy Statistiki*. 2005;(10):9-18. (In Russ.)
- 2. **Zinchenko A.** Time Series and Structure of Agricultural Production in Russia During Implementation of State-Run Programs. *Voprosy Statistiki*. 2014;(9):56-62. (In Russ.)
- 3. **Surovtsev M.E.** Disparity of the Prices and a Tendency of Development of Agricultural Industry of Russia. *Herald of Agroindustrial Complex of Upper Volga Region*. 2014;2(26):3-8. (In Russ.)
- 4. **Sharipov Sh.I.** Structural Trends in Agriculture and Problems of Rural Development. *Nikonov's Readings*. 2019;(24):119-124. (In Russ.)
- 5. **Epstein D.B.** Why Is Agricultural Production Growing Faster Than Industry and the Economy as a Whole? *AIC: Economics, Management.* 2019;(8):4-15. (In Russ.) Available from: https://doi.org/10.33305/198-4.
- 6. **Petrikov A.V.** Economic Growth in Russian Agriculture: Factors and Problems. *Scientific Works of the*

Free Economic Society of Russia. 2018;214(6):450-469. (In Russ.)

- 7. **Laspeyres E.** Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*. 1871;(16):296-314.
- 8. **Paasche H.** Ueber die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Börsennotirungen. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*. 1874;23(2/4):168-178.
- 9. **Fisher I.** *The Making of Index Numbers*. Boston, MA: Houghton Mifflin; 1922.
- 10. **Lowe J.** The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade and Finance; With a Comparison of the Prospects of England and France. Second Edition, with Various Additions and Emendations. London: Printed for Longman, Hurst, Rees, Orme, and Brown [and 2 others]; 1823
- 11. **Walsh C.M.** *The Measurement of General Exchange Value*. New York: Macmillan and Co.; 1901.
- 12. On the Methodology of Calculation of Output and Intermediate Consumption in the Account of Production for Agriculture. *Voprosy Statistiki*. 2017;(8):14-60. (In Russ.)

About the authors

Denis S. Ternovsky - Dr. Sci. (Econ.), Leading Researcher, Center for Agricultural and Food Policy, Institute of Applied Economic Research, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA). 84, Prospect Vernadskogo, Bldg. 2, Moscow, 119571, Russia. E-mail: ternovskiy-ds@ranepa.ru. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-0878-962X.

Vasiliy Ya. Uzun - Dr. Sci. (Econ.), Principal Researcher, Center for Agricultural and Food Policy, Institute of Applied Economic Research, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA). 84, Prospect Vernadskogo, Bldg. 2, Moscow, 119571, Russia. E-mail: uzun@ranepa.ru. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-9523-0188.