

МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ АГРАРНОЙ СФЕРЫ В РЕГИОНАХ

© 2016 Чистякова Марина Константиновна

кандидат экономических наук, доцент

Орловский государственный аграрный университет

302019, г. Орел, ул. Генерала Родина, д. 69

E-mail: chmk162@yandex.ru

Рассмотрена динамика индекса цен продукции сельского хозяйства регионов Центрального федерального округа в период 2000-2014 гг. Показано, что временные ряды объема производства продукции в текущих ценах могут быть аппроксимированы экспоненциальными моделями. С точки зрения исключения влияния неконтролируемых факторов предложено в анализе региональных показателей использовать МНК-оценки параметров моделей - расчетные значения объема продукции в 2014 г. и коэффициент прироста показателя. Обосновано, что динамика индекса цен производителей продукции сельского хозяйства в регионах ЦФО в этот период также может быть аппроксимирована экспоненциальными моделями, получены МНК-оценки их параметров. Представлен вывод, что индекс цен производителей продукции сельского хозяйства может служить индикатором уровня хозяйствования в регионах.

Ключевые слова: продукция сельского хозяйства, объем производства, временной ряд, текущие цены, экспоненциальные модели, МНК-оценки, индекс цен.

Статистический анализ панельных данных представляет особый интерес, так как при этом, помимо оценки темпов развития процессов производства продукции в регионах, появляется возможность их сравнения по уровню производства. Но здесь мы сталкиваемся с проблемой наглядного представления информации: табличная форма панельных данных не является наглядной, это же относится к их графическому представлению в виде семейства графиков временных рядов показателей. Кроме того, при графическом представлении наглядность снижается вследствие наложения на тренд динамики флуктуаций из-за воздействия неконтролируемых факторов.

Для устранения указанного недостатка в работе¹ нами предложена технология анализа региональных панельных данных аналитическими и графическими средствами пакета статистических программ *SPSS Base*. Суть предлагаемой технологии - в аппроксимации временных рядов региональных показателей однотипными двухпараметрическими моделями тренда - линейными, экспоненциальными, гиперболическими и др. В условиях наложения на закономерную составляющую динамики показателей случайной составляющей происходит "сглаживание" временных рядов трендовыми моделями, при этом исключаются ошибки, обусловленные влиянием неконтролируемых факторов. В последующем же ана-

лизе участвуют уже не модели временных рядов, а МНК-оценки их параметров.

Имеется еще одно затруднение в анализе динамики региональных финансовых показателей: финансовые показатели, как правило, выражаются в текущих ценах, и это требует учета влияния инфляции. Но инфляционные процессы в регионах проявляют себя по-разному, и их учет - самостоятельная проблема. По этой причине аналитики обычно используют показатели, выраженные в действовавших ценах, а инфляцию учитывают на заключительном этапе исследования.

Данная публикация посвящена статистическому анализу динамики основного финансового показателя производства продукции сельского хозяйства в регионах Центральной России в период 2000-2014 гг. - объема производства, выраженного в текущих ценах. Эмпирической базой являлись данные статистических ежегодников² по регионам Центрального федерального округа за период 2000-2014 гг., инструментарием анализа служил пакет статистических программ *SPSS Base 8.0* для *Windows*³, предоставляющий исследователю богатый набор аналитических и графических процедур⁴.

Приведенные оценки среднегодовых темпов прироста объема производства продукции сельского хозяйства, выраженного в текущих ценах, включают в себя инфляционный компонент, не-

обходимо сравнить их по величине с показателями инфляции, которые заметно различаются по регионам. Так, в работах⁵, посвященных анализу инфляционных процессов в Центральной России, выявлена достаточно высокая вариабельность индексов составляющих инфляции по регионам: коэффициент вариации для продовольственной составляющей равен 4,7 %, для непродовольственной составляющей - 9,0 % и для тарифной составляющей - 13,4 % при коэффициенте вариации для итогового показателя 5,0 %.

Данные оценки относятся к 2008-2011 гг., тогда как исследование динамики объема производства продукции сельского хозяйства в регионах Центрального федерального округа (ЦФО) охватывает период вплоть до 2014 г., и в этой связи нами выполнено моделирование динамики основного индикатора инфляции - индекса потребительских цен (ИПЦ) - в период 2000-2014 гг. При этом принята следующая этапность моделирования: вначале от цепных показателей инфляционных процессов (в процентах к декабрю предыдущего года) переходили к базисным - в процентах к декабрю базисного 1999 г., затем полученные временные ряды аппроксимировали однотипными моделями.

Анализ показал цикличность динамики региональных ИПЦ в период 2000-2014 гг. В качестве примера на рис. 1 представлены временные ряды цепных и базисных индексов потребительских цен для РФ в целом и одного из регионов ЦФО - Белгородской области. Видно, что графики динами-

ки цепных ИПЦ как для Белгородской области, так и для Российской Федерации в целом носят ярко выраженный циклический характер: в период 2000-2006 гг. инфляция снижается примерно на 10 %, затем происходит рост инфляции до локального максимума, приходящегося на 2008 г., после чего вплоть до 2011 г. инфляция снижается, а после периода стабилизации, охватывающего 2011-2013 гг., наблюдается очередной цикл роста инфляции.

Характер графиков временных рядов базисных индексов потребительских цен (см. рис. 1б) более "плавный", смена циклов динамики на них проявляет себя в изменении скорости трансформации показателей (на графиках рис. 1 годы смены циклов отмечены пунктирными линиями). С учетом наблюдаемого характера динамики базисных ИПЦ для моделирования принимаем временной интервал 2010-2014 гг.

В процессе моделирования в программной среде процедуры *Curve Estimation* пакета *SPSS* выявлено, что динамика базисных ИПЦ в 2010-2014 гг. может быть с высокой точностью описана экспоненциальными моделями: коэффициент детерминации составил значения 0,981...1,000, статистическая значимость критерия Фишера (*p*-уровень) всех моделей не хуже 0,0005 (кроме модели для Воронежской области, для которой $p=0,001$).

Результаты аппроксимации базисных индексов потребительских цен в регионах Центральной России, а также в Российской Федерации в

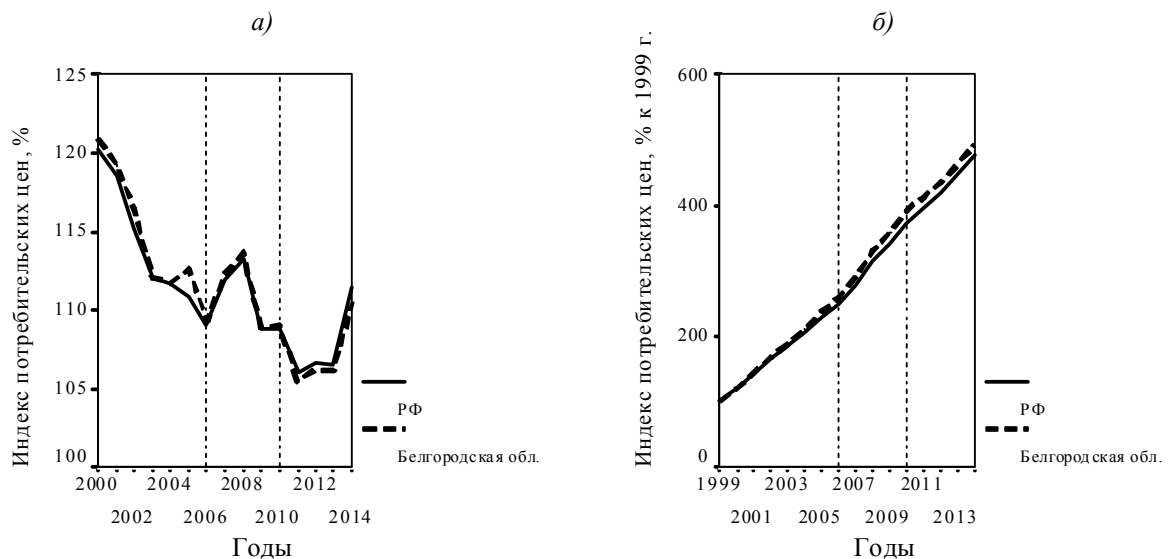


Рис. 1. Динамика индекса потребительских цен в 2000-2014 гг.: а) в Российской Федерации, б) в Белгородской области

Таблица 1

**Параметры и критерии качества экспоненциальных моделей динамики базисных индексов
потребительских цен в период 2010-2014 гг.**

Регион	МНК-оценки параметров		Критерии качества		
	Расчетный уровень в 2014 г., %	Коэф. прироста	Коэф. детерминации R^2	Критерий Фишера F	Уровень значимости (p -уровень)
Белгородская обл.	489,7	0,0568	0,999	3166,8	0,000
Брянская обл.	527,3	0,0638	0,996	839,9	0,000
Владимирская обл.	504,5	0,0616	0,996	810,3	0,000
Воронежская обл.	477,5	0,0549	0,981	151,5	0,001
Ивановская обл.	524,3	0,0659	0,999	2717,6	0,000
Калужская обл.	542,9	0,0695	0,999	3719,1	0,000
Костромская обл.	507,6	0,0637	0,995	649,5	0,000
Курская обл.	548,4	0,0551	1,000	11 199,3	0,000
Липецкая обл.	482,4	0,0544	0,994	468,9	0,000
Московская обл.	505,9	0,0588	0,997	1138,0	0,000
Орловская обл.	453,6	0,0622	0,997	995,0	0,000
Рязанская обл.	497,0	0,0641	0,995	551,7	0,000
Смоленская обл.	543,4	0,0619	1,000	68 482,9	0,000
Тамбовская обл.	462,9	0,0610	0,996	688,4	0,000
Тверская обл.	479,6	0,0592	0,995	582,9	0,000
Тульская обл.	543,3	0,0628	0,996	803,1	0,000
Ярославская обл.	531,8	0,0652	0,997	1059,8	0,000
г. Москва	488,5	0,0642	0,999	5444,6	0,000
ЦФО	485,2	0,0621	0,999	2985,8	0,000
РФ	475,2	0,0614	1,000	9191,2	0,000

целом экспоненциальными моделями приведены в табл. 1.

Из табл. 1 следует, что все экспоненциальные модели динамики показателя адекватны, объясняют от 98,1 % до 100,0 % общей дисперсии. Это позволяет интерпретировать параметр моделей b_0 как расчетное значение уровня потребительских цен в 2014 г. (в процентах к декабрю

1999 г.), а величину $100b_1$ - как среднегодовой уровень инфляции.

На рис. 2а и б представлены диаграммы Парето, иллюстрирующие ранжирование регионов ЦФО по уровню инфляции в 2010-2014 гг. и индексу потребительских цен в 2014 г. относительно базисного 1999 г., из которых следует их довольно высокая вариабельность: уровень инфля-

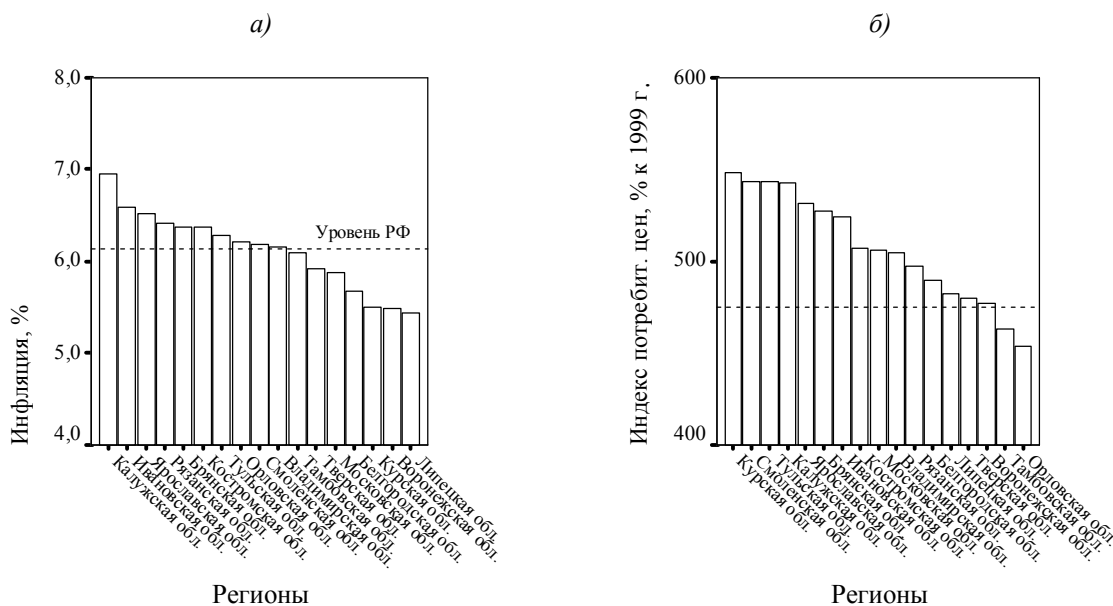


Рис. 2. Ранжирование регионов ЦФО по расчетным значениям инфляции в 2010-2014 гг. (а) и ИПЦ в 2014 г. к базисному 1999 г. (б). Пунктир - уровень РФ

ции варьировал от минимального значения 5,44 % в Липецкой области до максимального 6,95 % в Калужской области, а индекс потребительских цен - от минимального значения 453,6 % в Орловской области до максимального 548,4 % в Курской области

Полученные результаты показывают, что с учетом инфляции их ранжирование по темпам прироста продукции изменилось несильно - при сохранении состава лидеров и аутсайдеров некоторая смена рангов произошла только в середине ранжированного перечня регионов.

Сравнение ранжирования регионов ЦФО по среднегодовым темпам прироста продукции сельского хозяйства и по уровню инфляции показывает существование отрицательной коррелированности ранжировок - с ростом инфляции темпы прироста продукции снижаются. Эту тенденцию наглядно иллюстрирует рис. 3б: между показателями наблюдается статистически значимая корреляция с коэффициентом корреляции Пирсона $R=0,642$.

В работах⁶ на примере регионов ЦФО показано, что территориальные индексы потребительских цен в первую очередь определяются продовольственной составляющей, на втором месте по влиянию на территориальные ИПЦ - рост цен на непродовольственные товары и на третьем - рост тарифов на услуги. Инфляция по продовольствен-

ным товарам определяется также и ценами производителей сельскохозяйственной продукции, в этой связи важным является анализ динамики индекса цен производителей продукции сельского хозяйства в регионах ЦФО.

Такой анализ выполнен нами для временного периода 2000-2014 гг. по той же методике - вначале рассчитывали базисные индексы цен производителей сельскохозяйственной продукции по регионам, затем проводили аппроксимацию полученных временных рядов в программной среде процедуры *Curve Estimation* пакета *SPSS*.

На рис. 4 представлены временные ряды базисных индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции в Российской Федерации и ряде регионов Центрального федерального округа в период 2000-2014 гг.

Из графиков рис. 4 следует, что и для Российской Федерации в целом, и для ее регионов динамика базисных индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции в 2000-2014 гг. может быть аппроксимирована экспоненциальными моделями. В табл. 2 приведены параметры и характеристики качества этих моделей.

Из табл. 2 следует, что все экспоненциальные модели динамики показателя адекватны (значения критерия Фишера статистически значимы на p -уровне не хуже 0,0005), объясняют от 94,4 % до 98,6 % общей дисперсии. Это позволяет ин-

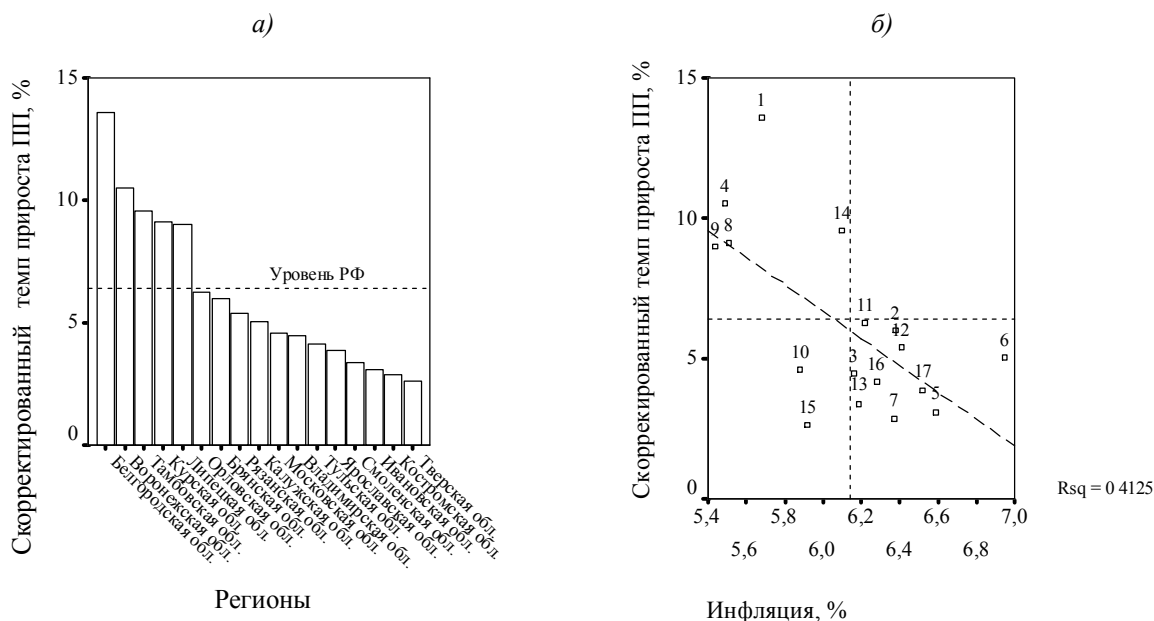


Рис. 3. Ранжирование регионов ЦФО по скорректированным темпам прироста продукции сельского хозяйства

в 2000-2014 гг. (а) и корреляция показателя с уровнем инфляции в 2010-2014 гг. (б). Пунктир - уровень РФ. Числа над метками соответствуют алфавитному порядку регионов

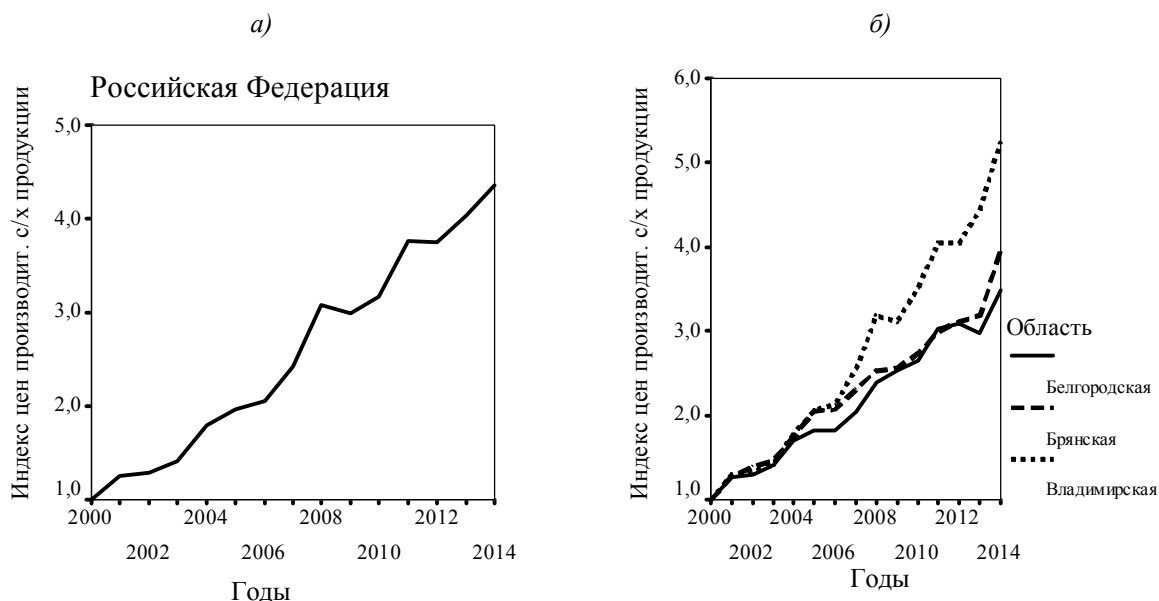


Рис. 4. Динамика базисных индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции: а) в Российской Федерации, б) в Белгородской, Брянской и Владимирской областях

Таблица 2

Параметры и критерии качества экспоненциальных моделей динамики базисных индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции в период 2000-2014 гг.

Регион	МНК-оценки параметров		Критерии качества		
	Расчетный уровень в 2014 г.	Кэф. прироста	Кэф. детерминации R^2	Критерий Фишера F	Уровень значимости (p -уровень)
Белгородская обл.	3,66	0,0841	0,972	447,1	0,000
Брянская обл.	3,90	0,0856	0,963	338,3	0,000
Владимирская обл.	5,44	0,1146	0,982	726,3	0,000
Воронежская обл.	5,20	0,1089	0,952	260,0	0,000
Ивановская обл.	4,80	0,1039	0,975	513,3	0,000
Калужская обл.	4,90	0,1064	0,980	625,8	0,000
Костромская обл.	4,37	0,0949	0,968	389,7	0,000
Курская обл.	5,37	0,1138	0,959	303,1	0,000
Липецкая обл.	3,75	0,0877	0,962	332,5	0,000
Московская обл.	4,57	0,0970	0,968	389,3	0,000
Орловская обл.	5,80	0,1241	0,971	428,6	0,000
Рязанская обл.	4,94	0,1117	0,979	593,7	0,000
Смоленская обл.	5,84	0,1213	0,986	909,3	0,000
Тамбовская обл.	3,58	0,0846	0,944	218,7	0,000
Тверская обл.	4,69	0,1042	0,974	481,7	0,000
Тульская обл.	4,46	0,1012	0,955	273,7	0,000
Ярославская обл.	4,14	0,0928	0,970	426,8	0,000
РФ	4,84	0,1056	0,974	479,0	0,000

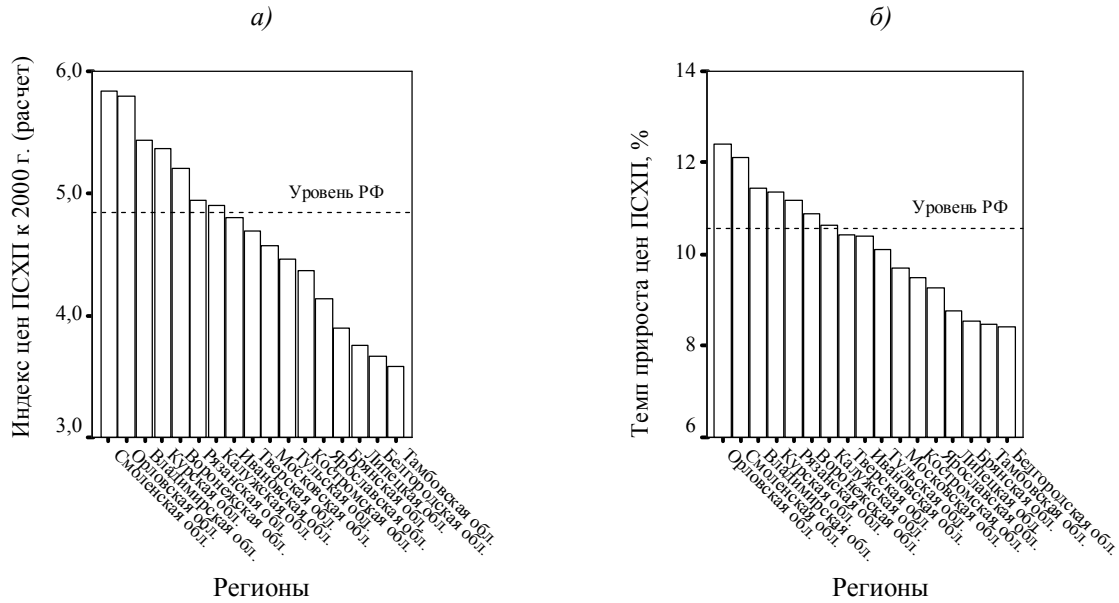


Рис. 5. Ранжирование регионов ЦФО по расчетным значениям базисных индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции в 2014 г. к уровню 2000 г. (а) и среднегодового темпа прироста индекса (б). Пунктир - уровень РФ

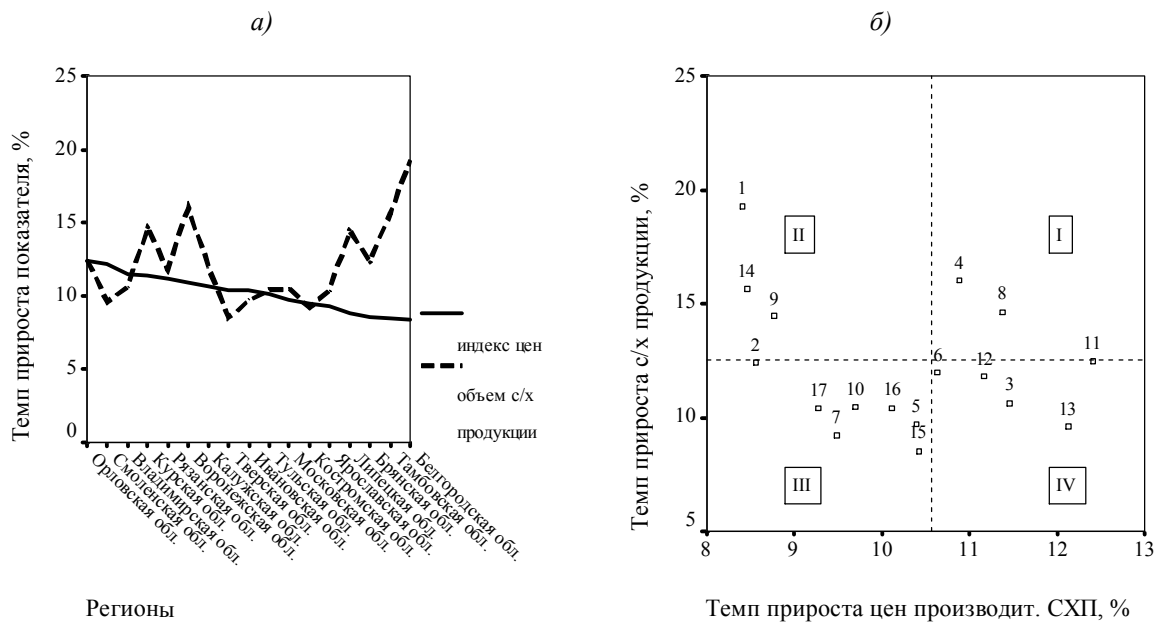


Рис. 6. Взаимосвязь между темпами прироста индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции и объемами производства в регионах ЦФО:
 а) последовательности показателей; б) диаграмма рассеяния. Числа над метками соответствуют алфавитному порядку регионов. Пунктир - уровень РФ

терпретировать параметр моделей b_0 как расчетное значение базисных индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции в 2014 г. к уровню 2000 г., а величину $100b_1$ - как среднегодовой темп прироста индекса.

Ранжирование регионов ЦФО по параметрам экспоненциальных моделей динамики индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции (ПСХП) представлено на рис. 5.

Сравнение диаграмм рис. 5а и б показывает, что ранжировки регионов по обоим параметрам коррелируют положительно: в числе “лидеров” по индексу и темпам роста цен Белгородская, Тамбовская, Брянская, Липецкая и Ярославская области и, в противоположность им, рост цен существенно меньше в Орловской, Смоленской, Владимирской и Курской областях. Если же сравнить ранжировки регионов по росту цен производителей и по темпам прироста сельскохозяйственной продукции, то проявляется тенденция их отрицательной корреляции - чем меньше рост цен производителей сельскохозяйственной продукции, тем больше темп ее прироста. Рисунок 6 иллюстрирует эту тенденцию.

Корреляция между данными параметрами, однако, проявляется лишь как тенденция: величина выборочного коэффициента корреляции $R = -0,339$ значима на одностороннем p -уровне 0,092 (или 9,2%), и риск признать эту тенденцию статистически значимым фактом превышает пятипроцентный нормативный уровень. Поэтому продуктивнее по диаграмме рассеяния, представленной на рис. 6б, выполнить идентификацию регионов по параметрам моделей динамики финансовых показателей. Идентификацию регионов удобно выполнить сравнивая расположение меток регионов относительно уровня РФ в целом в квадрантах I, II, III и IV, разделяемых на рис. 6б пунктирными линиями среднероссийского уровня.

Так, в квадранте II находится метка 1 Белгородской области, лидирующей по объему и тем-

пам производства сельскохозяйственной продукции. Недалеко от метки 1 Белгородской области расположены метки 9 и 14, отвечающие Липецкой и Тамбовской областям, соответственно. В этих трех регионах темп прироста цен производителей минимальный, около 8,5%, а среднегодовой темп прироста производства сельскохозяйственной продукции от 15 до 20%. В диаметрально противоположном квадранте IV находится метка 13, отвечающая Смоленской области - лидеру по росту цен производителей сельскохозяйственной продукции и аутсайдеру - по приросту ее объема.

Подобную идентификацию регионов можно продолжить, но уже из этих примеров следует, что индекс цен производителей продукции сельского хозяйства может служить одним из индикаторов уровня хозяйствования в регионах.

¹ Ильина И.В., Сидоренко О.В. Региональные аспекты устойчивого развития аграрного сектора // Региональная экономика: теория и практика. 2011. № 19. С. 60-66.

² См.: Регионы России. Социально-экономические показатели. 2010 : стат. сб. / Росстат. Москва, 2010; Регионы России. Социально-экономические показатели. 2015 : стат. сб. / Росстат. Москва, 2015.

³ Сидоренко О.В., Ильина И.В. Издержки производства продукции и производственные ресурсы в регионе // Региональная экономика: теория и практика. 2008. № 36. С. 8-13.

⁴ Бююль А., Цёфель П. SPSS: Искусство обработки информации. Анализ статистических данных и восстановление скрытых закономерностей. Санкт-Петербург, 2002.

⁵ См.: Шуметов В.Г. Использование эконометрических моделей в анализе пространственно-временных данных // Математика и ее приложения. Экономическое прогнозирование: модели и методы : материалы Междунар. науч.-практ. конф. Воронеж, 2011. С.365-366; Сидоренко О.В., Ильина И.В. Влияние материальных ресурсов на доходность аграрных формирований // Аграрная Россия. 2013. № 3. С. 21-26.

⁶ Там же.

Поступила в редакцию 30.03.2016 г.