

УДК 330.43+332.1+338.57

## КОНВЕРГЕНЦИЯ ЦЕН НА РЫНКЕ ЗЕРНА: ИСТОРИЧЕСКИЙ АСПЕКТ

**В.И. Иванова**

*Иванова Вера Ивановна* – кандидат физико-математических наук, доцент, научный сотрудник лаборатории теории рынков и пространственной экономики. Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Союза Печатников, 16, Санкт-Петербург, Россия, 190068. E-mail: verunina@gmail.com.

На основе исторических данных исследуется влияние пространственных связей между регионами на изменчивость цен на рожь. Используя эконометрический инструментарий, автор на ежегодных данных о закупочных и розничных ценах на рожь в губернских городах Российской империи за период с 1861 по 1915 г. показывает, что за исследуемый период наблюдалась конвергенция цен. Анализ динамики коэффициента пространственной автокорреляции относительных цен выявил необходимость учета пространственной составляющей в исследовании конвергенции цен. При помощи пространственных регрессионных моделей оценивается роль географического расстояния между губернскими городами в сокращении ценового разрыва. Результаты оценок эконометрической модели конвергенции цен показывают, что уменьшение роста относительных цен на рожь было в значительной степени обусловлено изменением этого показателя в близко расположенных губерниях.

*Конвергенция цен, цены на зерно, пространственная авторегрессионная модель, Российская империя.*

DOI: 10.14530/se.2015.3.034-056

### ВВЕДЕНИЕ

В последние годы в прикладной эконометрической литературе по региональной экономике наблюдается растущий интерес к изучению региональной конвергенции цен на зерно на основе исторических данных. Так, в работе Андраби Т. и Кюльвайна М. [11] проведен анализ влияния железнодорожного строительства на конвергенцию цен на зерно в Британской Индии. Вильямсон Дж. и О’Рурк К. [21] исследовали конвергенцию хлебных цен в Баварии и Пруссии в период с 1854 по 1904 г., Добадо Р. и Марреро Г. [14] исследовали интеграцию сельскохозяйственных рынков Мексики за период 1885–1908 гг.

---

© Иванова В.И., 2015

Данное исследование выполнено при финансовой поддержке Правительства РФ в рамках гранта № 11.G34.31.0059.

В чем причина такого интереса? Дело в том, что работа с историческими данными о ценах на зерно открывает широкие возможности исследования современных пространственно распределенных условно совершенных рынков. Также это позволяет проводить анализ конвергенции цен, которая является ключевой характеристикой степени интеграции для пространственно распределенных рынков (см., например, работы Парсли Д. и Вей С. [22], Голдберг П. и Вербовена Ф. [15], Чеккетти С. и др. [12]). Наконец, следует отметить, что пространственная структура производства зерна и география транспортных потоков для Европейской России не слишком сильно изменилась в течение последнего столетия: плодородные регионы были плодородными и в прошлом, города-порты времен Российской империи по-прежнему являются портами в современной России, то же можно сказать и о наиболее важных железнодорожных узлах. Исходя из этого, можно утверждать, что изучение цен на зерно и их пространственной конвергенции в Российской империи могут быть полезны для более глубокого понимания особенностей функционирования распределенных в пространстве рынков современной России, для выяснения взаимосвязей между географическим и экономическим положением ее городов и регионов.

Насколько известно автору, до настоящего времени не проводилось эконометрических исследований подобного рода по России. Цель статьи – заполнить этот пробел. Научная проблема, вклад в решение которой вносит статья, – это проблема влияния пространственной структуры экономики на конвергенцию цен в регионах России. В качестве эмпирической базы исследования используются исторические данные о ценах на зерно в Российской империи за период 1861–1915 гг. Преимущества использования исторических данных по сравнению с использованием данных по современной России состоят в следующем. Во-первых, данные начального постсоветского периода соответствуют переходной экономике, поэтому, согласно Бессонову В.А. [2], их использование в анализе динамики региональных рынков проблематично. Во-вторых, у ряда исследователей имеются претензии к качеству сбора и обработки региональных данных российскими статистическими органами (см., например, Бессонов В.А. [1], Зубаревич Н.В. [4]). В-третьих, исторические данные дают возможность работать с более длительным периодом наблюдений рыночной экономики с устоявшейся структурой.

В работе тестируются две гипотезы: (i) – за период 1861–1915 гг. наблюдалась конвергенция цен; (ii) – взаимное пространственное расположение губерний оказывало существенное влияние на процесс конвергенции.

Данные гипотезы тестируются эконометрическими методами, а именно: проверяется стационарность временного ряда, оцениваются регрессионные модели конвергенции цен.

Основной результат исследования заключается в том, что описанные выше гипотезы (i) и (ii) находят подтверждение на основе имеющихся данных. Этот результат может быть интерпретирован следующим образом: пространственная структура российской экономики того периода была способна обеспечить высокую степень интеграции и сбалансированного развития рынков однородных товаров (на примере рынка зерна). Данный вывод позволяет наметить направление дальнейших исследований – обнаружение и оценку степени подобия характеристик рынка периода 1861–1915 гг. и современного. При обнаружении такого подобия возможно будет ставить задачу распространения интерпретаций.

В статье исследуются не номинальные, а относительные цены, лишенные возможного влияния эффекта масштаба денежной единицы. Кроме того, показано, что наблюдается конвергенция цен не только на основе анализа динамики показателя вариации, но и на основе полученных оценок регрессионных моделей. Наконец, значимость роли пространственной компоненты в сходимости хлебных цен подтверждена оценками пространственных регрессионных моделей конвергенции цен.

Статья имеет следующую структуру. Вначале приводится обзор литературы, описание и предварительный анализ данных. Далее выдвигается гипотеза (i) – о конвергенции относительных цен на рожь. В целях повышения достоверности выводов данная гипотеза тестируется тремя различными методами: 1) с помощью анализа динамики коэффициента среднего квадратического отклонения; 2) на основе оценок уравнения бета-конвергенции; 3) с помощью теста о стационарности ряда; все три метода подтверждают гипотезу о конвергенции, что позволяет считать результат робастным к выбору метода. Затем выдвигается гипотеза (ii) – о значимой пространственной компоненте, положительно влияющей на конвергенцию цен. Оценки пространственной авторегрессии показывают, что взаимное территориальное расположение губерний играло существенную роль в конвергенции цен в течение исследуемого периода. В заключении приводятся полученные выводы и возможное направление дальнейшего исследования.

## АНАЛИЗ ИЗМЕНЕНИЯ ХЛЕБНЫХ ЦЕН В РОССИЙСКОЙ ИМПЕРИИ

### Обзор литературы

Большое количество работ, посвященных ценам на зерно в Российской империи, из-за специфики предмета исследования носит, в основном, описательно-исторический характер и избегает использования эконометрического анализа<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Обзор исследований хлебных цен в Российской империи представлен в работе Мирнова Б.Н. [9].

Наиболее значительной работой по данной тематике, в которой используются методы статистической обработки исторических данных, является монография Миронова Б.Н. [9]. В ней представлены систематизированные региональные данные о ценах на зерно по губерниям и районам Российской империи за 208 лет, проведен детальный анализ архивных источников исторических данных о ценах на зерно в Российской империи, описана их эволюция, определены факторы хлебных цен и количественно оценено их влияние на динамику и географию цен. Автор монографии отмечает, что за исследуемый период происходило сближение хлебных цен<sup>1</sup> на различных уровнях агрегации территориального деления страны (уезды, губернии, районы). Миронов Б.Н. выделяет несколько факторов, влиявших на изменчивость цен на зерно: издержки производства, спрос и предложение хлеба, соотношение спроса и предложения, конъюнктура рынка, денежное обращение и издержки транспортировки хлеба. Все факторы, кроме производственных и транспортных расходов, которые пришлось исключить из анализа ввиду отсутствия данных, были изучены с помощью корреляционного анализа. Роль исключенных факторов в волатильности цен на зерно была оценена косвенно, с помощью индекса цен на товары и покупательской способности денег, а также с помощью доли не объясненной имеющимися факторами вариации цен на зерно. Автор приходит к выводу, что главными детерминантами динамики хлебных цен за два исследуемых столетия являлись: денежная масса, объемы экспорта хлеба, международные и экспортные цены. Автор отмечает, что влияние этих факторов на хлебные цены было выше, чем роль урожая и издержек производства.

Роль царской России на мировом рынке пшеницы исследовали Гудвин Б. и Греннес Т. [16]. Они обнаружили, что мировые цены на зерно довольно значительно влияли на российские цены. Авторы оценили эконометрическую модель экспорта российского зерна и обнаружили, что рост российского экспорта сильно зависел от развития отечественной железнодорожной системы (уровень развития железных дорог был оценен протяженностью рельсового пути), поскольку качество охвата железнодорожной сети способствует транспортировке зерна к портам для дальнейшего его экспорта в Западную Европу.

Влияние пространственной структуры, выражаемой в виде связей между основными губернскими городами по существующим железным дорогам Российской империи, на сокращение разрыва цен на хлеб рассматривается в статье Метцера Я. [20]. Автор приходит к выводу, что сокращение транспортных издержек было связано с развитием строительства железных дорог, что оказало значительное влияние на качество межрегиональной торговли.

---

<sup>1</sup> Степень нивелирования местных цен измеряется с помощью коэффициента вариации.

Вследствие этого наблюдалась конвергенция губернских хлебных цен. Однако Метцер Я. учитывает пространственную структуру связей лишь для основных пар крупных городов, связанных железными дорогами, тогда как торговые отношения могли существовать и при отсутствии железнодорожного сообщения.

### Описание и предварительный анализ данных

Основное внимание в данной статье уделяется ценам на рожь в Российской империи в период 1861–1915 гг. В течение рассматриваемого периода рожь имела наибольший удельный вес в объеме производства зерна в Российской империи (рис. 1).

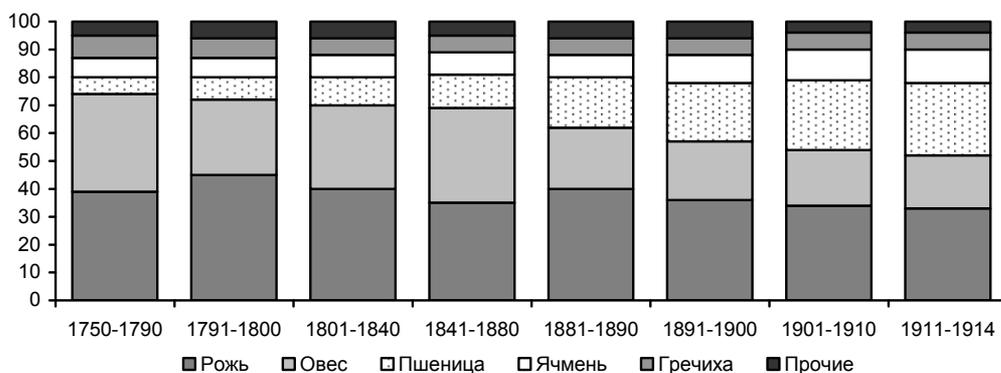


Рис. 1. Структура хлебного производства в России, 1750–1914 гг.

Источник: рассчитано на основе [9, с. 44, табл. 4].

Основным источником данных является упомянутая выше богатая систематизированными историческими данными работа Миронова Б.Н. [9], где исходные ценовые таблицы охватывают 55 губерний<sup>1</sup>. Данные за период 1861–1880 гг. представляют собой розничные цены за пуд ржи в копейках (информация по некоторым губерниям за отдельные года отсутствует), за период 1881–1915 гг. – закупочные.

<sup>1</sup> Перечень губерний и районов Российской империи: *Северный район* – Архангельская, Олонекская, Вологодская, Петербургская, Новгородская, Псковская; *Восточный район* – Вятская, Пермская, Уфимская, Оренбургская, Самарская; *Юго-Восточный район* – Астраханская, Донская; *Волжский район* – Нижегородская, Казанская, Симбирская; *Центрально-Черноземный район* – Пензенская, Саратовская, Тамбовская, Воронежская, Харьковская, Курская, Орловская, Тульская, Рязанская; *Центрально-Нечерноземный район* – Владимирская, Костромская, Ярославская, Тверская, Московская, Калужская, Смоленская; *Прибалтийский район* – Курляндская, Лифляндская, Эстляндская; *Западный район* – Витебская, Могилевская, Минская, Виленская, Ковенская, Гродненская; *Украинский район* – Полтавская, Черниговская; *Юго-Западный район* – Волынская, Киевская, Подольская; *Степной район* – Екатеринославская, Таврическая, Херсонская, Бессарабская; *Западная Сибирь* – Тобольская, Томская; *Восточная Сибирь* – Енисейская, Иркутская, Якутская.

Высокие цены на рожь традиционно фиксировались в губернских городах Прибалтийского и Северного районов страны. Два основных морских порта, Петербург и Архангельск, специализировались на экспорте ржи, овса и ячменя в Западную Европу. Самые низкие цены на зерно были характерны для центральной части страны, Центрального Черноземья и губерний Центрально-Нечерноземного района, в которых климатические условия и качество почвы благоприятны для производства зерна. Детальный анализ уровня цен с указанием причин их колебаний приведен Мироновым Б.Н. [9].

При сравнении цен на зерно за различные временные периоды следует исключить эффект масштаба денег, поэтому в данной работе вместо номинальных цен используются относительные. Относительные цены получены путем деления цены в конкретной губернии на цену в «базовой» губернии за рассматриваемый год. Ввиду недостаточности данных сибирские губернии были исключены из анализа. В качестве «базовой» губернии рассматривается Саратовская – как губерния с высокими урожаями ржи и большими посевными площадями, отведенными под эту культуру. Динамика относительных цен (в логарифмах) на рожь для 49 губерний приведена на рисунке 2.

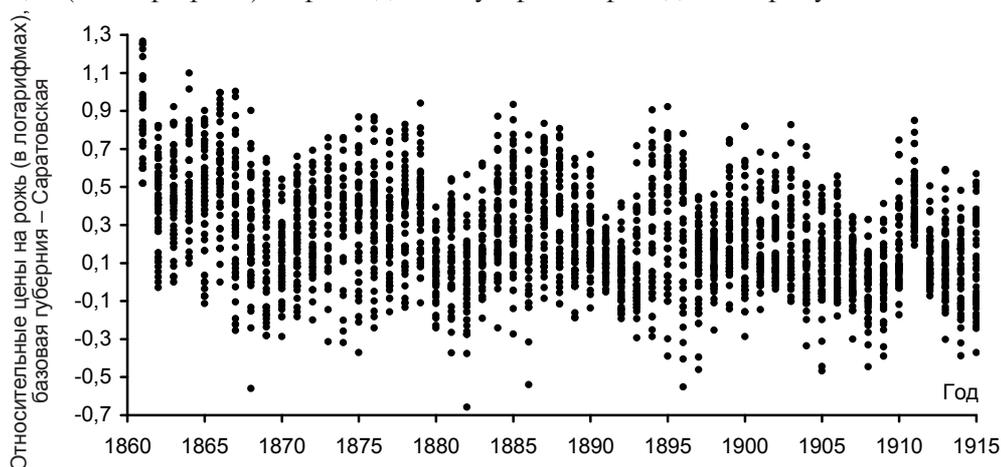


Рис. 2. Динамика относительных цен (в логарифмах) на рожь в 49 губерниях Российской империи, 1861–1915 гг. База для расчета относительных цен – Саратовская губерния

Источник: расчеты автора.

Приведенный на рисунке 2 график позволяет заметить порой значительные по размаху колебания цен за отдельные временные интервалы. Согласно Миронову Б.Н. [9], к неурожайным можно отнести следующие годы: 1861, 1867, 1872, 1880, 1891, 1897, 1906, 1911, поэтому вполне естественно наблюдать высокие цены на зерно спустя один или два года после неурожайного. Такая циклическая волатильность, вызванная неурожайными годами, отмечена как одна из главных причин нестабильности цен на зерно [9].

Еще одним источником изменчивости цен на зерно, кроме неурожайных годов, была роль губернии на внутреннем рынке зерна. Следует подчеркнуть, что распространение ржи не во всех губерниях страны было одинаковым. Как отмечал Ливрон В., рожь сеялась только с  $63^{\circ}$  северной широты и составляла «господствующий, а местами исключительный посев в озимом поле почти всей северной половины России до  $51-52^{\circ}$  с. ш.» [7]. Поэтому некоторые губернии могли быть четко классифицированы как «экспортеры» и «импортеры» зерна. Цены на зерно в ввозивших регионах были менее подвержены значительным изменениям, чем в производивших регионах, т. к. «импортеры» потребляли зерно, получаемое из разных регионов-«экспортеров» по сложившимся торговым традициям, тогда как в случае неурожайного года губерния-производитель не могла в достаточном объеме удовлетворить спрос, поскольку для этого требовалось устанавливать новые торговые связи с другими регионами.

Саратовская губерния была одним из основных производителей ржи, поэтому после неурожайных годов внутренние цены на зерно в этой губернии значительно увеличивались, что хорошо демонстрирует рисунок 2.

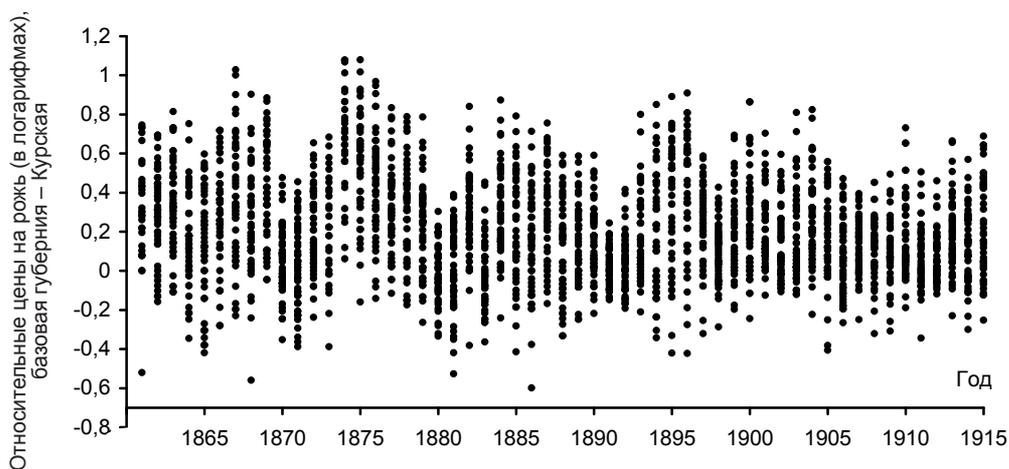


Рис. 3. Динамика относительных цен (в логарифмах) на рожь в 49 губерниях Российской империи, 1861–1915 гг. База для расчета относительных цен – Курская губерния

Источник: расчеты автора.

Чтобы проверить устойчивость выводов в зависимости от выбора базовой губернии, также были рассчитаны относительные цены с использованием Курской губернии в качестве базовой, динамика относительных цен для этого случая приведена на рисунке 3. Действительно, динамика относительных цен при выборе Саратовской губернии в качестве базовой подвержена большим колебаниям по сравнению с соответствующим графиком для относительных

цен с базовой Курской губернией. Вместе с тем, легко видеть, что рисунки 2 и 3 не содержат каких-либо существенных различий с точки зрения представляемой на них общей качественной картины динамики цен.

## НАБЛЮДАЛАСЬ ЛИ КОНВЕРГЕНЦИЯ ЦЕН?

Из обоих графиков, отражающих динамику относительных цен, можно заметить, что разброс относительных цен в губерниях с течением времени, хотя визуально и незначительно, но уменьшается (*рис. 2 и рис. 3*). Это позволяет выдвинуть следующую гипотезу (i): *за исследуемый период наблюдалась конвергенция цен.*

Для тестирования этой гипотезы будут использованы следующие методы:

- 1) анализ динамики показателя вариации относительных цен;
- 2) регрессионная модель конвергенции относительных цен;
- 3) тест о стационарности временного ряда относительных цен.

Чтобы количественно оценить, снижается ли вариация относительных цен, вычислим средние квадратические отклонения относительных цен. Динамика стандартного отклонения относительных цен на зерно с тремя различными базами для расчета относительных цен: цены Саратовской губернии, цены Курской губернии, а также среднее арифметическое значение цен по 50 губерниям показаны на рисунке 4. Можно заметить, что характер динамики среднего квадратического отклонения логарифмов относительных цен от выбора различных баз практически не меняется.

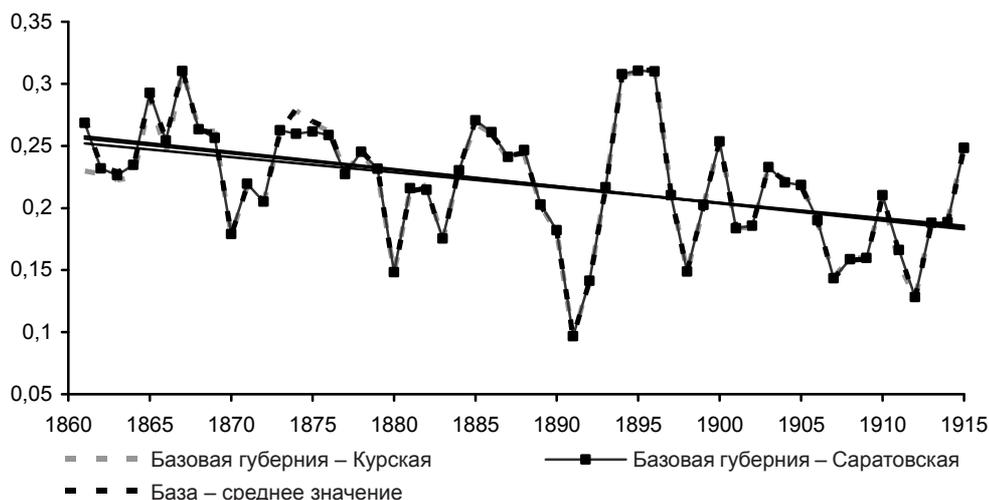


Рис. 4. Динамика среднего квадратического отклонения относительных цен (в логарифмах) на рожь в губерниях Российской империи, 1861–1915 гг.

Источник: расчеты автора.

Также на рисунке 4 приведены графики линейных трендов<sup>1</sup>  $s = a + bt$ , где  $s$  — среднее квадратическое отклонение,  $t$  — год. Коэффициенты  $a$  и  $b$ , оцененные методом наименьших квадратов (МНК), а также соответствующие коэффициенты детерминации  $R^2$  и  $F$ -статистики Фишера, приведены в таблице 1.

Таблица 1

Коэффициент	База		
	Саратовская губерния	Курская губерния	Среднее по 50 губерниям
$b$	-0,0013*** (0,0004)	-0,0012*** (0,0004)	-0,0014*** (0,0004)
$a$	2,725*** (0,707)	2,535*** (0,721)	2,832*** (0,717)
$R^2$	0,192	0,163	0,200
$F(1;53)$	12,557	10,305	13,272

*Примечание.* Коэффициенты, помеченные \*\*\*, статистически значимы на уровне значимости менее 0,01. В скобках приведены стандартные отклонения.

*Источник:* расчеты автора.

Уравнения всех линий трендов, соответствующих ежегодному изменению среднего квадратического отклонения относительных цен, содержат статистически значимый отрицательный коэффициент при номере года, что подтверждает гипотезу (i). Следовательно, с течением времени вариация цен на рожь убывала, и согласно оценкам линейных трендов, приведенным в таблице 1, среднее квадратическое отклонение ежегодно уменьшалось в среднем на 0,0013.

### Уравнение конвергенции

Рассмотрим простую модель изменения цен, в которой рост цен зависит от уровня цен в том же регионе в предыдущем году:

$$\Delta p_{i,t} = \alpha + \beta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t},$$

где  $p_{i,t}$  — цена (в логарифмах) в регионе  $i$  в год  $t$ ,  $\Delta p_{i,t} = p_{i,t} - p_{i,t-1}$  — годовой относительный прирост цены,  $\varepsilon_{i,t}$  — независимые одинаково распределенные центрированные случайные величины с конечной дисперсией. В качестве цен используются относительные цены (в логарифмах) на рожь в губернских городах. Если коэффициент  $\beta$  значим и отрицателен, то говорят, что наблюдается  $\beta$ -конвергенция.

<sup>1</sup> Как было отмечено выше, данные до 1880 г. включительно представляют собой розничные цены, с 1881 г. — заготовительные. Линейные тренды были оценены (табл. 1) при допущении, что относительные розничные и относительные закупочные цены являются выборками из одной и той же генеральной совокупности.

Оценим следующую панельную регрессию:

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_i + \tau_t + \beta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

где  $\alpha_i$  – индивидуальные фиксированные эффекты, соответствующие губерниям,  $\tau_t$  – фиксированные эффекты годов. В регрессии (1) учтены фиксированные эффекты обоих типов. Включение индивидуальных эффектов губерний  $\alpha_i$  позволяет контролировать как отклонение относительных цен от выбранной базы за определенный год, так и возможную гетерогенность, вызванную исключительно особенностями региона. Включение в регрессию фиксированных эффектов  $\tau_t$ , соответствующих годам  $t$ , позволяет учесть влияние макроэкономических шоков, которые могли повлиять на цены на зерно.

Для сравнения результатов  $\beta$ -конвергенции используется полупериод сходимости, обозначаемый через *HL* (от англоязычного названия показателя – «*half-life*») и вычисляемый по формуле:

$$HL = -\frac{\ln 2}{\ln(1 + \beta)}.$$

Полупериод сходимости показывает время, необходимое для преодоления половины существующей относительной разницы в ценах.

Для временного периода 1881–1915 гг., охватываемого выборкой, на которой оценивается регрессия (1), известны относительные закупочные цены<sup>1</sup>. Результаты оценивания (1) с помощью МНК приведены в таблице 2.

Таблица 2

МНК-оценки уравнения конвергенции

Коэффициент	База		
	Саратовская губерния	Курская губерния	Среднее по 50 губерниям
$\beta$	-0,536*** (-23,73)	-0,540*** (-23,83)	-0,541*** (-24,12)
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0,620	0,601	0,238
<i>N</i>	1617	1617	1650
<i>HL</i> , лет	0,903	0,893	0,890

*Примечание.* Коэффициенты, помеченные \*\*\*, статистически значимы на уровне значимости менее 0,01. В скобках приведены статистики Стьюдента.

*Источник:* расчеты автора.

Оценки коэффициента  $\beta$  уравнения (1) в таблице 2 отрицательны и статистически значимы, следовательно, наблюдается  $\beta$ -конвергенция относитель-

<sup>1</sup> Данные о розничных ценах, т. е. часть выборки, соответствующая периоду 1861–1880 гг., содержит пропущенные значения за отдельные годы, поэтому здесь и далее они были исключены при оценивании панельных регрессий.

ных цен на рожь. Полупериод сходимости, согласно полученным оценкам, составляет около 0,9 года. Полученные результаты на основе оценок модели (1) подтверждают гипотезу (i).

### Тест о стационарности временного ряда

В уравнении (1) учитывается, что рост цен может быть обусловлен уровнем цен предыдущего года. Однако рост цен также может зависеть от соответствующего роста, например, прошлого года, поэтому оценки коэффициента  $\beta$  уравнения (1), представленные в таблице 2, могут быть смещенными.

Рассмотрим следующую модель:

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_i + \tau_t + \beta_i p_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \gamma_{ij} \Delta p_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

где  $\alpha_i$  – индивидуальные фиксированные эффекты, соответствующие губерниям,  $\tau_t$  – фиксированные эффекты годов,  $k_i$  – порядок лага роста цен. Проверим следующую статистическую гипотезу:  $H_0 : \beta_i = 0$  для всех  $i$ , она означает, что временной ряд  $p_{i,t}$  относительных цен является нестационарным (ряды цен, соответствующие разным регионам, содержат стохастические тренды, соответственно, имеет место дивергенция). Альтернативная гипотеза:  $H_1 : \beta_i = \beta < 0$ , временной ряд стационарен (в долгосрочной перспективе уровни цен в разных регионах сходятся к равновесному значению). Если ряды цен нестационарны, то единовременный макроэкономический шок будет иметь долгосрочные последствия. Если же временной ряд стационарен, то последствия шока будут нивелироваться с течением времени. Подобные изменения являются важнейшими индикаторами поведения цен на рынке.

Для тестирования статистической гипотезы используется процедура Левина А., Лина С. и Чу С. [19], далее – LLC. Результаты теста LLC, приведенные в таблице 3, означают, что статистическая гипотеза  $H_0$  отклоняется на уровне значимости менее 0,01. Следовательно, уровни относительных цен являются стационарными рядами, их вариация постоянна, и наблюдается конвергенция цен.

Таблица 3

Результаты теста LLC

Коэффициент	База		
	Саратовская губерния	Курская губерния	Среднее по 50 губерниям
$\beta$	-0,672*** (-27,62)	-0,673*** (-27,01)	-0,673*** (-27,85)
$N$	1617	1617	1650
$HL$ , лет	0,622	0,622	0,620

*Примечание.* Коэффициенты, помеченные \*\*\*, статистически значимы на уровне значимости менее 0,01. В скобках приведены  $t$ -статистики.

*Источник:* расчеты автора.

Полупериоды сходимости, представленные в таблице 3, почти в полтора раза ниже по сравнению со значениями из таблицы 2 для модели (1), в которой не учитывается авторегрессионная составляющая. Низкие значения полупериодов сходимости ( $HL \approx 0,62$  года) означают, что относительный разрыв цен на рожь за рассматриваемый период сокращался в среднем вдвое за каждые семь с половиной месяцев. Такое значение показателя свидетельствует о высокой скорости конвергенции.

В работе Солакоглу Е. и Гудвина Б. [23] приведены значения полупериодов сходимости  $HL$  ежегодных цен на зерно с 1866 по 1907 г. в США, рассчитанные по аналогичной (2) модели с помощью процедуры LLC, они находятся в диапазоне от 0,31 до 0,80 года, в зависимости от вида зерна и выбранного временного периода. Столь высокие значения полупериода сходимости авторы объясняют устоявшимся характером исследуемого рынка. Оценки полупериода сходимости, полученные в таблице 3, вполне соответствуют значениям, представленным Солакоглу Е. и Гудвином Б.

## РОЛЬ ПРОСТРАНСТВА В КОНВЕРГЕНЦИИ ЦЕН

При анализе изменения пространственно распределенных показателей оценки регрессии, в которых не учитывается пространственная компонента, могут быть смещенными. Так, в работе Чеккетти С. и др. [12] получены оценки полупериода сходимости при исследовании конвергенции потребительских цен в городах США в период 1918–1995 гг. с помощью процедуры LLC. Эти оценки варьируются от 8 до 52 лет. Столь медленную конвергенцию авторы объясняют, в том числе, не учтенными в модели (и ненаблюдаемыми) транспортными издержками, в качестве приближенной меры которых может быть использовано расстояние.

Приведенный пример иллюстрирует причины необходимости исследовать роль пространства, а именно – проверить гипотезу (ii): взаимное расположение регионов (их географическая близость) оказывала положительное влияние на конвергенцию цен.

Эта гипотеза будет протестирована с помощью пространственной эконометрической модели.

### **Пространственная автокорреляция цен на рожь**

В оцененных выше уравнениях (1) и (2) отсутствуют компоненты, учитывающие пространственные взаимосвязи, которые могут влиять на изменение цен. Однако вполне очевидно, что пространственное распределение цен на товары не является случайным. Перед тем как перейти к пространственной эконометрической модели, необходимо исследовать, являются ли исходные

показатели пространственно взаимозависимыми, и какова их структура взаимосвязей.

Для измерения тесноты пространственной взаимозависимости показателя используют различные индексы пространственной автокорреляции, общий принцип построения которых заключается в измерении тесноты связи между исходным показателем и пространственно взвешенным. Выбор взвешивающей пространственной матрицы является одним из ключевых шагов пространственной эконометрики.

В частности, для моделирования пространственного взаимовлияния различных региональных данных современной России в эмпирической литературе встречается использование матриц различных видов, которые можно разделить на следующие типы по идее их составления:

1) взаимное расположение территорий регионов без информации о расстоянии: смежности (например, в работах Зверева Д.В., Коломак Е.А. [3], Лугового О. и др. [8], Семериковой Е.В., Демидовой О.А. [10]), модифицированной матрицы смежности в работе автора [5];

2) учитывающие существующую транспортную сеть: матрицы обратных автомобильных расстояний между региональными центрами в работе Зверева Д.В., Коломак Е.А. [3], обратных железнодорожных расстояний между региональными центрами с порогом отсутствия взаимодействия, в зависимости от заданного количества ближайших регионов в статье Вакуленко Е.С. [24], времени в пути по автомобильным дорогам в работе Лугового О. и др. [8];

3) матрица обратных геодезических расстояний с различными значениями порога отсутствия взаимодействия в работе автора [5], квадраты обратных геодезических расстояний в статье Холодилина К.А. и др. [17];

4) матрицы потенциалов региона, для составления которых используется не только расстояние, но и экономический показатель: матрица граничных потенциалов, матрица рыночных потенциалов в статье Зверева Д.В., Коломак Е.А. [3].

Ввиду большой территории страны в различных ее частях роль пространственных связей на исследуемый показатель может отличаться. Так, Демидова О.А. [13] проводит сравнение пространственных эффектов для восточной и западной частей страны по результатам оценивания регрессионных моделей, использующих матрицы смежности и обратных автомобильных расстояний.

Автору не удалось найти исследований, использующих пространственные матрицы для анализа исторических показателей Российской империи. Для губерний рассматриваемого временного периода использование единой матрицы смежности не представляется возможным, т. к. административно-территориальное деление страны менялось несколько раз. Ввиду трудоемкости сбора данных о существовавших в исследуемый период транспортных путях в настоящей

статье для составления пространственной матрицы использованы географические координаты городов — административных центров губерний. Необходимость использования географической компоненты обусловлена спецификой товара — сельскохозяйственной культуры. Элементы  $w_{ij}$  матрицы  $W$  пространственного взаимодействия губерний составлены из обратных геодезических расстояний  $d_{ij}$  (в км) между административными центрами губерний, причем матрица стандартизирована по строкам (сумма элементов строк равна 1):

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{d_{ij}^{-1}}{\sum_{j=1}^n d_{ij}^{-1}}, & \text{если } i \neq j \\ 0, & \text{если } i = j \end{cases},$$

где  $d_{ij}$  — геодезические расстояния (в км) между губернскими городами, вычисляются по формуле:

$$d_{ij} = 6371 \cdot \arccos (\sin Lat_i \sin Lat_j + \cos Lat_i \cos Lat_j \cos (Lon_i - Lon_j)),$$

где  $Lon$  и  $Lat$  — соответственно географические долгота и широта, выраженные в десятичных градусах.

В качестве показателя тесноты пространственной зависимости относительных цен на рожь в данной работе используется коэффициент пространственной автокорреляции, вычисляемый как коэффициент корреляции между логарифмами относительных цен и их пространственно взвешенными лагами. Пространственные веса, использованные для расчета, — обратные геодезические расстояния между административными центрами губерний.

На рисунке 5 приведена диаграмма рассеяния пространственной автокорреляции губернских цен на рожь в 1897 г., базовая губерния — Саратовская, где:  $p_{st}$  — стандартизированные (с нулевой средней и единичной дисперсией) логарифмы относительных цен,  $Wp_{st}$  — пространственно взвешенные и стандартизированные  $p_{st}$ .

Губернии первой координатной четверти — регионы с высокими ценами на рожь, окруженные регионами с высокими ценами, их количество 21. Среди регионов первой четверти преобладают губернии-потребители, а также губернии, имеющие выход к морю и граничащие с иностранными государствами. В третьей четверти также 21 губерния, это регионы с дешевой рожью, окруженные регионами с низкими ценами, среди них преобладают губернии-производители, расположенные преимущественно в центральноевропейской части страны. Цены на рожь в остальных семи губерниях близки к средней цене, соответствующие им точки находятся во второй и четвертой четвертях. Коэффициент пространственной автокорреляции относительных цен на рожь в 1897 г. достаточно высок: 0,835, он положителен и статистиче-

ски значим на уровне значимости менее 0,05, и это свидетельствует об интенсивном пространственном взаимодействии губерний с точки зрения изменения цен на зерно.

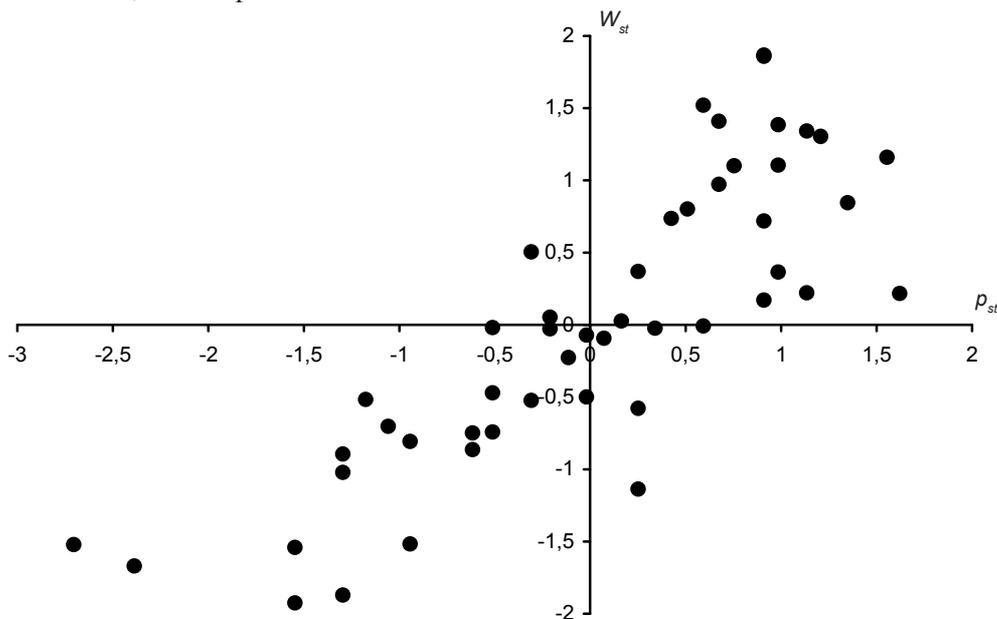


Рис. 5. Пространственная автокорреляция логарифмов относительных цен на рожь в губерниях, 1897 г.

Источник: расчеты автора.

Однако исследования пространственной взаимосвязи хлебных цен лишь одного года недостаточно для того, чтобы сделать вывод о взаимовлиянии губернских цен по всему рассматриваемому периоду. Динамика коэффициента пространственной автокорреляции  $r_{spat} = \text{corr}(p_{st}; Wp_{st})$  логарифмов относительных цен на рожь, базовая губерния – Саратовская, приведена на рисунке 6. Коэффициент пространственной автокорреляции увеличивается с течением времени (линейный тренд  $r_{spat} = 0,0046 t - 8,0096$ , коэффициент детерминации  $R^2 = 0,4396$ ), пространственная зависимость губернских цен становится сильнее, и различия цен на зерно между близко расположенными регионами становятся ниже.

Близость расположения регионов сама по себе не может влиять на уменьшение ценовых различий, если не возникают инфраструктурные изменения, связанные, например, с улучшением пропускной способности транспортной системы, появлением новых транспортных решений и др.

В исследуемый период в Российской империи происходило интенсивное строительство железных дорог. Динамика индекса протяженности

железных дорог (*Rail*) в Российской империи, вычисленного по формуле  $Rail = 0,1 \cdot \ln(Length)$ , где *Length* – общая протяженность (в км) железных дорог, рассчитанна автором по данным о вводе в эксплуатацию железных дорог в России [6]. Коэффициент 0,1 был выбран для удобства представления динамики развития железных дорог в той же системе координат, что и динамика пространственной автокорреляции цен (рис. 6).

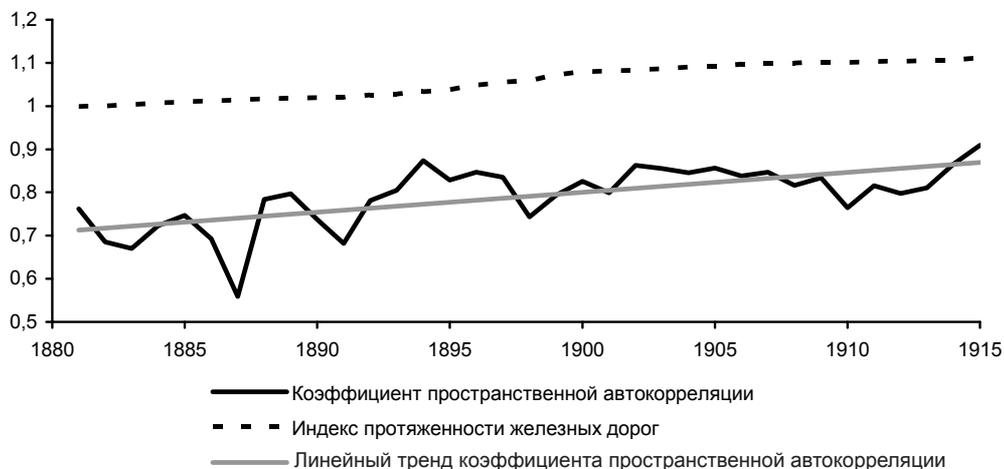


Рис. 6. Динамика коэффициента пространственной автокорреляции относительных цен на рожь (базовая губерния – Саратовская) и индекса протяженности железных дорог в Российской империи, 1881–1915 гг.

Источник: расчеты автора.

### О роли пространственных связей регионов в конвергенции цен на зерно

Выявленные тенденции позволяют выдвинуть предположение о том, что уменьшение разрыва цен на рожь могло быть вызвано уровнем развития железнодорожной инфраструктуры страны (рис. 6).

Существуют работы, в которых проверяются подобные гипотезы на исторических данных разных стран. Так, Андраби Т. и Кюльвайн М. [11] обнаружили, что коэффициент вариации цен на пшеницу и рис в Британской Индии между началом 1860-х гг. и началом 1900-х гг. снизился более чем в два раза, в то время как число регионов, имеющих доступ к железным дорогам, увеличилось с 20 до 180 за тот же период времени. Авторы оценивали влияние железных дорог на изменчивость цен, используя разницу в цене для пары районов в качестве зависимой переменной в уравнении регрессии, а дамми-переменную о наличии железнодорожного сообщения между соответствующей парой регионов – в качестве независимой переменной. Андраби Т. и Кюльвайн М. [11] использовали в качестве контрольных переменных

данные, не связанные с уровнем развития железных дорог, и пытались найти устойчивый, хотя и количественно невысокий, результат влияния железнодорожных соединений на цены. Эффект близости железных дорог на сходимость цен также оказался не очень сильным. Одно из возможных объяснений тому, предлагаемое авторами, таково, что железнодорожная сеть в Британской Индии была наложена на уже существующую транспортную систему и, следовательно, не смогла в то время создать свой собственный, значительный (по объему перевозок) трафик зерна.

Солакоглу Е. и Гудвин Б. [23] исследовали роль развития железных дорог на сходимость цен на зерно в США в период 1866–1906 гг. Используя модель структурного разрыва, авторы показали конвергенцию цен на кукурузу и пшеницу. Согласно их расчетам, скорость сходимости цен на зерно увеличивалась вследствие строительства и ввода в эксплуатацию железных дорог.

В упомянутой выше статье Метцера Я. [20] исследованы развитие железных дорог и интеграция страны в международный рынок зерна на примере Российской империи. Используя данные о ценах на рожь и пшеницу за 1893–1913 гг., автор оценивал линейные тренды разностей цен между парами городов, соединенных основными железными дорогами. Метцер Я. приходит к выводу, что отрицательные и значимые коэффициенты в уравнении тренда разностей цен, соответствующих периоду интенсивного строительства железных дорог в Российской империи, свидетельствуют о сокращении ценового разрыва именно за счет развития железнодорожной сети. Автор также оценивал линейные тренды дисперсий региональных цен на зерно и получил статистически значимые отрицательные коэффициенты по данным о ценах на рожь. Метцер Я. не включал в регрессии пространственные данные, поэтому его выводы о влиянии транспортной системы на снижение ценового разрыва следует считать косвенными.

### Пространственная регрессионная модель

Для того чтобы количественно оценить роль взаимного расположения губерний в конвергенции цен (проверить гипотезу (ii)), введем в регрессионную модель пространственную компоненту, учитывающую зависимость роста цен не только от их исходного уровня, но и от средневзвешенного роста

цен того же года в других регионах  $\sum_{j=1}^n w_{i,j} \Delta p_{i,t}$  :

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_i + \tau_t + \beta p_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \Delta p_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

где  $w_{i,j}$  — пространственные веса, равные обратным геодезическим расстояниям (в км) между административными центрами губерний ( $w_{i,j} = 0$ ),  $\rho$  — параметр авторегрессии.

Оценки пространственной авторегрессии (3), полученные методом максимального правдоподобия, приведены в таблице 4.

Таблица 4

Оценки пространственной авторегрессионной модели

Коэффициент	База		
	Саратовская губерния	Курская губерния	Среднее по 50 губерниям
$\beta$	-0,484*** (-23,98)	-0,486*** (-24,07)	-0,488*** (-24,37)
$\rho$	0,809*** (25,61)	0,810*** (25,86)	0,812*** (26,18)
$S_{\varepsilon}^2$	0,008*** (28,00)	0,008*** (28,00)	0,008*** (28,29)
<i>Прямой эффект</i>	-0,525*** (-23,71)	-0,528*** (-24,88)	-0,529*** (-25,01)
<i>Косвенный эффект</i>	-2,113*** (-4,02)	-2,151*** (-4,67)	-2,175*** (-4,63)
<i>Общий эффект</i>	-2,638*** (-4,89)	-2,679*** (-5,65)	-2,705*** (-5,59)
$N$	1617	1617	1650
<i>Log-likelihood</i>	1536,86	1539,11	1571,93
<i>HL, лет</i>	1,048	1,041	1,035

*Примечание.* Коэффициенты, помеченные \*\*\*, статистически значимы на уровне значимости менее 0,01. В скобках приведены *t*-статистики Стьюдента.

*Источник:* расчеты автора.

Параметр  $\rho$  пространственной авторегрессии положителен и статистически значим, следовательно, рост цен на зерно в губерниях действительно был обусловлен изменением цены в других регионах при контроле на цену в исходном регионе. Однако величину этого параметра нельзя использовать для непосредственной оценки пространственного эффекта. Для этих целей рассчитываются показатели среднего прямого, среднего косвенного и среднего общего эффекта (см., например, ЛеСейдж Д., Фишер М. [18]). В данном случае средний прямой эффект – это усредненный по  $n$  губерниям показатель влияния изменений роста цены в  $i$ -й губернии. Прямой эффект позволяет оценить эффекты, возникающие при изменении переменной  $\Delta p_{i,t+1}$  в  $i$ -й губернии в системе пространственно взаимозависимых губерний. Величина общего эффекта показывает, каково будет среднее суммарное влияние на рост цены в  $i$ -й губернии, если переменная  $\Delta p_{j,t+1}$  во всех других губерниях изменится. Косвенный эффект, равный разности общего и прямого эффектов, может служить мерой влияния соседних регионов на экономическое развитие данного региона.

Все пространственные эффекты являются отрицательными и статистически значимыми на уровне значимости менее 0,01, причем влияние выбора базы для расчета относительных цен незначительное. Кроме того, косвенный эффект во всех трех случаях превосходит прямой эффект почти в 4 раза. Таким образом, в таблице 4 приводятся убедительные свидетельства того, что конвергенция цен на рожь в губерниях Российской империи происходила при взаимовлиянии роста цен в соседних регионах.

Коэффициенты  $\beta$  (табл. 4) меньше соответствующих коэффициентов  $\beta$  (табл. 2) по абсолютной величине, и полупериод сходимости в случае пространственной регрессии более года. Это объясняется тем, что при введении пространственной компоненты в регрессионную модель часть эффекта конвергенции, основанной на зависимости от исходного уровня цен, переходит к пространственно обусловленному лагу роста цен. Конвергенция между пространственно удаленными губерниями становится слабее.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье проведен анализ пространственного распределения цен на рожь в губернских городах Российской империи за период 1861–1915 гг. В исследовании использованы не номинальные, а относительные цены, лишенные возможного смещения вследствие инфляционных процессов.

Показано, что за исследуемый временной интервал наблюдалось убывание среднего квадратического отклонения относительных хлебных цен. Проведенный статистический анализ показал, что ряды относительных цен на рожь в губернских городах являются стационарными, то есть их вариация постоянна во времени. Также была оценена модель конвергенции цен, оценки которой свидетельствуют о бета-конвергенции цен. По различным регрессионным оценкам рассчитаны полупериоды сходимости, значения которых свидетельствуют о том, что хлебный рынок изучаемого периода носил устойчивый характер. Полученные выводы согласуются с аналогичными заключениями, проведенными Солакоглу Е. и Гудвином К. на исторических данных рынка зерна в США сопоставимого периода. Таким образом, подтверждена гипотеза о конвергенции хлебных цен за период 1861–1915 гг.

Также нашла подтверждение гипотеза о том, что близость территориального расположения губерний влияла на уменьшение ценовых различий в регионах. Данная гипотеза проверялась с помощью оценивания авторегрессионной модели с пространственной составляющей. Оценки авторегрессионной модели с пространственной составляющей подтверждают значимость роли взаимного расположения губерний в конвергенции хлебных цен, географическая близость региональных центров сыграла положительную роль в

сходимости цен на рожь, вследствие, возможно, появления новых торговых потоков между губернскими городами и/или удешевления стоимости перевозок зерна.

Установлено, что полученные выводы остаются справедливыми вне зависимости от выбора губернии, используемой в качестве базовой при расчете относительных цен.

В качестве возможного направления дальнейшего развития темы можно указать исследование влияния транспортных издержек на конвергенцию цен на сельскохозяйственную продукцию, например, на основе подхода Андраби Т. и Кюльвайна М. [11], дополнив имеющуюся выборку цен на зерно историческими данными о межрегиональных губернских железнодорожных сообщениях.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.
2. Бессонов В.А. Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: ИЭПП, 2005. 244 с.
3. Зверев Д.В., Коломак Е.А. Субфедеральная фискальная политика в России: межрегиональные различия и связи. Серия «Научные доклады: независимый экономический анализ», № 214. М.: Московский общественный научный фонд; Сибирский центр прикладных экономических исследований, 2010. 160 с.
4. Зубаревич Н.В. Города как центры модернизации экономики и человеческого капитала // Общественные науки и современность. 2010. № 5. С. 5–19.
5. Иванова В.И. Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2014. № 4. С. 100–119. DOI: 10.14530/se.2014.4.100-119.
6. История железнодорожного транспорта России. Т. 1. 1836–1917. СПб., 1994. 336 с.
7. Ливрон В. Статистическое обозрение Российской империи. СПб.: Общественная польза, 1874. 428 с.
8. Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И. и др. Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах / Консорциум по вопр. приклад. экон. исслед., Канадское агентство по междунар. развитию. М.: ИЭПП, 2007. 164 с.
9. Миронов Б.Н. Хлебные цены в России за два столетия (XVIII–XIX вв.). Л.: Наука, 1985. 301 с.
10. Семерикова Е.В., Демидова О.А. Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // Пространственная экономика. 2015. № 2. С. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085.
11. Andrabi T., Kuehlwein M. Railways and Price Convergence in British India // The Journal of Economic History, 2010. 70 (02). Pp. 351–377. DOI: 10.1017/S0022050710000318.
12. Cecchetti S.G., Mark N.C., Sonora R.J. Price Index Convergence Among United States Cities // International Economic Review, 2002. Vol. 43. No. 4. Pp. 1081–1099. DOI: 10.1111/1468-2354.t01-1-00049.

13. *Demidova O.A.* Spatial Effects for the Eastern and Western Regions of Russia: A Comparative Analysis // International Journal of Economic Policy in Emerging Economies. 2015. Vol. 8. No. 2. Pp. 153–168.
14. *Dobado R., Marrero G.* Corn Market Integration in Porfirian Mexico // The Journal of Economic History. 2005. Vol. 65. No. 1. Pp. 103–128. DOI: 10.1017.S0022050705050047.
15. *Goldberg P.K., Verboven F.* Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market // Journal of International Economics. 2005. Vol. 65. No. 1. Pp. 49–73. DOI: 10.1016/j.jinteco.2003.12.002.
16. *Goodwin B.K., Grennes T.J.* Tsarist Russia and the World Wheat Market // Explorations in Economic History. 1998. Vol. 35. No. 4. Pp. 405–430. DOI: 10.1006/exeh.1998.0706.
17. *Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B.* The Russian Regional Convergence Process: Where is it Leading? // Eastern European Economics. 2012. Vol. 50. No. 3. Pp. 5–26. DOI: 10.2753/EEE0012-8775500301.
18. *LeSage J., Fischer M.M.* Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation // Spatial Economic Analysis. 2008. Vol. 3. No. 3. Pp. 275–304. DOI: 10.1080/17421770802353758.
19. *Levin A., Lin C.F., Chu C.S.J.* Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties // Journal of Econometrics. 2002. Vol. 108. No. 1. Pp. 1–24. DOI: 10.1016/S0304-4076(01)00098-7.
20. *Metzer J.* Railroad Development and Market Integration: The Case of Tsarist Russia // The Journal of Economic History. 1974. Vol. 34. No. 3. Pp. 529–550. DOI: 10.1017/S0022050700079791.
21. *O'Rourke K., Williamson J.* Globalization and History: The Evolution of a Nineteenth-Century Atlantic Economy. Cambridge, MA: MIT Press, 1999. 355 p.
22. *Parsley D.C., Wei S.J.* Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations // The Quarterly Journal of Economics. 1996. Vol. 111. No. 4. Pp. 1211–1236. DOI: 10.2307/2946713.
23. *Solakoglu E.G., Goodwin B.K.* The Effects of Railroad Development on Price Convergence Among the States of the USA from 1866 to 1906 // Applied Economics. 2005. Vol. 37. No. 15. Pp. 1747–1761. DOI: 10.1080/0003684052000344849.
24. *Vakulenko E.S.* Does Migration Lead to Regional Convergence in Russia? / NRU Higher School of Economics. Working Papers WP BRP 53/EC/2014.

## CONVERGENCE OF PRICES IN THE GRAIN MARKET: SPATIAL-HISTORICAL ASPECT

**V.I. Ivanova**

*Ivanova Vera Ivanovna* – PhD in Physics and Mathematics, Associate Professor, Research Fellow, Center for Market Studies and Spatial Economics. National Research University «Higher School of Economics», 16 Soyuzna Pechatnikov Street, Saint Petersburg, Russia, 190068. E-mail: verunina@gmail.com.

On the basis of historical data, the author investigates the influence of spatial relations between regions on the variability of rye prices. Using econometric tools and annual data on procurement and

---

The author is grateful to the Government of the Russian Federation for the financial support under the grant No. 11.G34.31.0059.

retail rye prices in provincial cities of the Russian Empire during the period from 1861 to 1915, the researcher shows that during the mentioned period there was convergence of prices. Dynamic analysis of the coefficient of the spatial autocorrelation coefficient in relative prices has revealed the necessity of taking into account the spatial component in the study of convergence of prices. Using spatial regression models the author evaluates the role of geographical distance between provincial cities in reducing the price gap. The results of econometric models of prices' convergence show that the growth reduction in relative rye prices was largely due to a change in this indicator in nearby provinces.

*Keywords:* convergence of prices, grain prices, spatial autoregressive model, Russian Empire.

## REFERENCES

1. Bessonov V.A. About Offsets at Estimates of Growth of the Russian Consumer Price. *Ekonomicheskij Zhurnal VSHE – HSE Economic Journal*, 1998, vol. 2, no. 1, pp. 31–66. (In Russian).
2. Bessonov V.A. *Problems of Analysis of Russia's Macroeconomic Dynamics in the Transitional Period*. Moscow: Institute for the Economy in Transition, 2005, 244 p. (In Russian).
3. Zverev D.V., Kolomak E.A. *Sub-Federal Fiscal Policy in Russia: Interregional Differences and Relation. Series of «Scientific Reports: Independent Economic Analysis»*, no. 214. Moscow: Moscow public science Foundation; Siberian Center for Applied Economic Research, 2010, 160 p. (In Russian).
4. Zubarevitch N.V. Cities as Centers of Modernization of Economy and Human Capital. *Obshchestvennye Nauki i Sovremennost' [Social Sciences and Modernity]*, 2010, no. 5, pp. 5–19. (In Russian).
5. Ivanova V.I. Regional Convergence of Income: Spatial Analysis. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2014, no. 4, pp. 100–119. DOI: 10.14530/se.2014.4.100-119. (In Russian).
6. *History of Rail Transport in Russia. Vol. 1. 1836–1917*. Saint-Petersburg, 1994, 336 p. (In Russian).
7. Livron V. *Statistical Review of the Russian Empire*. Saint-Petersburg, 1874, 428 p. (In Russian).
8. Lugovoy O., Dashkeev V., Mazaev I. *Analysis of Economic Growth in Regions: Geographical and Institutional Aspect*. Consortium on Applied Economic Research. The Canadian International Development Agency. Moscow: Institute for the Economy in Transition, 2007, 164 p. (In Russian).
9. Mironov B.N. *Grain Prices in Russia for Two Centuries (XVIII–XIX Centuries)*. Leningrad, 1985, 301 p. (In Russian).
10. Semerikova E.V., Demidova O.A. Analysis of Regional Unemployment in Russia and Germany: Spatial-Econometric Approach. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2015, no. 2, pp. 64–85. DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085. (In Russian).
11. Andrabi T., Kuehlwein M. Railways and Price Convergence in British India. *The Journal of Economic History*, 2010, 70(02), pp. 351–377. DOI: 10.1017/S0022050710000318.
12. Cecchetti S.G., Mark N.C., Sonora R.J. Price Index Convergence Among United States Cities. *International Economic Review*, 2002, vol. 43, no. 4, pp. 1081–1099. DOI: 10.1111/1468-2354.t01-1-00049.
13. Demidova O.A. Spatial Effects for the Eastern and Western Regions of Russia: A Comparative Analysis. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 2015, vol. 8, no. 2, pp. 153–168.
14. Dobado R., Marrero G. Corn Market Integration in Porfirian Mexico. *The Journal of Economic History*, 2005, vol. 65, no. 1, pp. 103–128. DOI: 10.1017.S0022050705050047.

15. Goldberg P.K., Verboven F. Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market // *Journal of International Economics*, 2005, vol. 65, no. 1, pp. 49–73. DOI: 10.1016/j.jinteco.2003.12.002.
16. Goodwin B.K., Grennes T.J. Tsarist Russia and the World Wheat Market. *Explorations in Economic History*, 1998, vol. 35, no. 4, pp. 405–430. DOI: 10.1006/exeh.1998.0706.
17. Kholodilin K.A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process: Where is it Leading? *Eastern European Economics*, 2012, vol. 50, no. 3, pp. 5–26. DOI: 10.2753/EEE0012-8775500301.
18. LeSage J., Fischer M.M. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 2008, vol. 3, no. 3, pp. 275–304. DOI: 10.1080/17421770802353758.
19. Levin A., Lin C.F., Chu C.S.J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 2002, vol. 108, no. 1, pp. 1–24. DOI: 10.1016/S0304-4076(01)00098-7.
20. Metzger J. Railroad Development and Market Integration: The Case of Tsarist Russia. *The Journal of Economic History*, 1974, vol. 34, no. 3, pp. 529–550. DOI: 10.1017/S0022050700079791.
21. O'Rourke K., Williamson J. *Globalization and History: The Evolution of a Nineteenth-Century Atlantic Economy*. Cambridge, MA: MIT Press, 1999, 355 p.
22. Parsley D.C., Wei S.J. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations // *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, vol. 111, no. 4, pp. 1211–1236. DOI: 10.2307/2946713.
23. Solakoglu E.G., Goodwin, B.K. The Effects of Railroad Development on Price Convergence Among the States of the USA from 1866 to 1906. *Applied Economics*, 2005, vol. 37, no. 15, pp. 1747–1761. DOI: 10.1080/0003684052000344849.
24. Vakulenko E.S. *Does Migration Lead to Regional Convergence in Russia?* NRU Higher School of Economics. Working Papers WP BRP 53/EC/2014.