Прикладная эконометрика, 2017, т. 48, с. 5–21.
Applied Econometrics, 2017, v. 48, pp. 5–21.

К. П. Глущенко[1]

Рынок Москвы в экономическом пространстве страны

В работе изучается интеграция московского рынка конечных товаров с рынками всех других регионов России. Рассматривается агрегированный рынок, представленный минимальным набором продуктов питания. Критерием интеграции рынков служит закон единой цены, исходя из которого строятся модели временных рядов различия стоимости набора в регионах страны и Москве за 2001–2015 гг. Региональные рынки разбиваются на четыре группы: интегрированные с московским рынком, условно интегрированные с ним, не интегрированные, но движущиеся к интеграции с рынком Москвы, а также не интегрированные и не движущиеся к интеграции. Для описания движения к интеграции (конвергенции цен) используются нелинейные модели с асимптотически затухающими трендами.

Ключевые слова: интеграция рынков; закон единой цены; конвергенция цен; нелинейный тренд; регионы России.

JEL classification: C32; L81; P22; R15.

1. Введение

Вопрос о единстве экономического пространства России до сих пор не потерял своей актуальности. Как показал Бияков (2004), в научной литературе нет консенсуса о том, что такое экономическое пространство, и, тем более, по поводу его единства. При всех различиях в трактовке понятия «единое экономическое пространство» очевидно, что оно должно обязательно подразумевать отсутствие барьеров (за исключением «естественных», обусловленных географическими факторами) на пути межрегионального товарообмена, иначе говоря, пространственную интеграцию рынка товаров. Можно сказать, что она является стержнем единого экономического пространства.

Рынок Москвы в системе региональных рынков стоит особняком. Как известно, розничные цены в Москве существенно выше, чем в соседних регионах, даже в Московской области[2]. Казалось бы, это дает прекрасную возможность для извлечения прибыли путем закупки товаров в тех регионах, где они дешевле, и продажи их в Москве. Товарный арбитраж является механизмом установления и поддержания пространственного равновесия, проявляющегося в выполнении закона единой цены. В своей строгой форме, когда можно

[1] **Глущенко Константин Павлович** — Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН, Новосибирский государственный университет; Новосибирск; glu@nsu.ru.

[2] Отметим, что Росстат регистрирует цены только в обычных магазинах и на рынках, а не в «бутиках» и прочих «элитных» торговых заведениях.

пренебречь транспортными затратами (например, если в расчете на единицу товара они невелики по сравнению с его ценой, или средние транспортные затраты включены в цену товара), он гласит, что при отсутствии препятствий для межрегиональной торговли цена мобильного товара во всех регионах должна быть одинаковой. Под мобильными товарами (tradable goods) понимаются товары, которые могут участвовать в межрегиональном товарообмене. Слабая форма закона допускает наличие «естественных» барьеров, в этом случае цена товара в двух регионах должна различаться не более чем на величину транспортных издержек (в расчете на единицу товара). Но раз цены в Москве не выравниваются с ценами даже в соседних регионах, это означает, что на рынке Москвы имеются значительные препятствия для товарного арбитража[3].

В этой связи интересно выяснить, как выглядит рынок Москвы в экономическом пространстве России, т. е. проанализировать его интеграцию с рынками всех других регионов страны. В данной статье рассматривается рынок агрегированного товара — минимального набора продуктов питания — и анализируются временные ряды различия стоимости набора в Москве и других регионах за 2001–2015 гг. Критерием интеграции рынков служит закон единой цены. Региональные рынки разбиваются на четыре группы. Первая — рынки, интегрированные с рынком Москвы, т. е. такие, где выполняется закон единой цены в строгой форме. Вторая группа — рынки, условно интегрированные с московским, где выполняется слабая форма закона единой цены (почему в этом случае интеграция считается условной, будет объяснено в следующем разделе). В третью группу входят рынки, не интегрированные с рынком Москвы, но движущиеся к интеграции с ним, т. е. такие, где наблюдается сближение цен в Москве и данном регионе. Для описания движения к интеграции (конвергенции цен) используются нелинейные модели временных рядов с асимптотически затухающими трендами. И, наконец, четвертая группа включает рынки, не интегрированные и не движущиеся к интеграции с московским рынком.

Пространственной интеграции российского рынка товаров посвящен ряд исследований, рассматривающих различные товары, пространственные выборки и периоды. В работе (Gardner, Brooks, 1994) охвачен период 1992–1993 гг., при этом использованы данные о ценах шести продовольственных товаров в 14 городах Поволжского экономического района. Временные ряды различий цен во всех парах городов объединены в панели (по каждому товару). Это позволило включить в анализ независящие от времени переменные, такие как расстояние, степень регулирования цен и т. д., однако дало результаты, усредненные по всем городам, т. е. чрезмерно агрегированную картину интеграции (в которой пространство, по сути, отсутствует). Работа (Berkowitz et al., 1998) анализирует временные ряды цен на пять продовольственных товаров в городах европейской части России за 1992–1995 гг. В ней вопрос интеграции рынков непосредственно не затрагивается, центром интереса является связь динамики цен одних и тех же товаров в разных городах, что дает косвенные свидетельства об интеграции. В (Goodwin et al., 1999) рассматриваются цены четырех товаров в пяти городах России в 1993–1994 гг. При этом анализируется связь цен в каждой паре городов с использованием аппарата коинтеграции, причинности по Грэнджеру и функций

[3] В средствах массовой информации можно найти множество примеров таких препятствий: дискриминационная политика торговых сетей, политика московского правительства в сфере розничной торговли, деятельность организованной преступности и др. Однако это частные и разрозненные примеры, систематического исследования особенностей московского рынка потребительских товаров в литературе обнаружить не удалось.

импульсного отклика. Авторы интерпретируют наличие связи цен как свидетельство в пользу интеграции рынков. В (Gluschenko, 2011) используется стоимость набора 25 основных продуктов питания за 1994–2000 гг. в большинстве регионов России (представленных их административными центрами) относительно стоимости в регионе, выбранном в качестве базы для сравнения. В результате анализа регионы разбиваются на три группы: интегрированные с базовым регионом, движущиеся к интеграции с ним и не интегрированные и не движущиеся к интеграции. Работа (Akhmedjonov, Lau, 2012) рассматривает цены на четыре вида энергоносителей во всех российских регионах относительно средней по стране за 2003–2010 гг. Для проверки выполнения слабого закона единой цены применена пороговая авторегрессионная модель с плавным переключением. Схожий подход использован в (Lau, Akhmedjonov, 2012), где изучается динамика агрегированных относительных цен на верхнюю одежду в 44 регионах России в 2002–2009 гг.

В данной работе впервые анализируется интеграция рынка Москвы с рынками остальных регионов страны (заметим, что в региональных исследованиях Москва, наряду с несколькими другими регионами, нередко исключается из пространственной выборки как «выброс»). Основные результаты анализа состоят в следующем:

- рынок Москвы весьма слабо интегрирован с рынками других регионов — чуть более чем с пятой частью регионов страны;
- в то же время наблюдается тенденция к усилению интеграции — цены примерно в 15% регионов страны сближаются с московскими.

2. Методика анализа

Пусть p_{rt}, p_{st} — цены мобильного товара в момент времени t в регионах r и s соответственно. Закон единой цены имеет вид $p_{rt}/p_{st}=1$ для всех $t=0,\ldots,T$ и пары регионов (r, s). Назовем величину $P_{rst}=\ln\left(p_{rt}/p_{st}\right)$ диспаритетом цен[4] (исходя из того, что $P_{rst}\approx p_{rt}/p_{st}-1$), тогда закон единой цены принимает вид $P_{rst}=0$. В действительности, если закон выполняется, цены в регионах r и s будут совпадать с точностью до случайных возмущений ν_t (здесь и далее, чтобы не загромождать обозначения, индексы регионов у возмущений и параметров моделей будут опускаться). Естественно предположить, что цены, а значит и их диспаритет, зависят от предшествующих значений, т. е. автокоррелированы. Тогда эконометрическая модель закона единой цены представляет собой авторегрессионную модель AR(1): $P_{rst}=\nu_t$, $\nu_t=(\lambda+1)\nu_{t-1}+\varepsilon_t$, где $\lambda+1=\rho$ — авторегрессионный коэффициент, ε_t — гауссовский белый шум. Подставив второе уравнение в первое и обозначив $P_{rst}-P_{rs,t-1}=\Delta P_{rst}$, получаем канонический вид модели AR(1) без константы (здесь и далее $t=1,\ldots,T$):

$$\Delta P_{rst}=\lambda P_{rs,t-1}+\varepsilon_t. \tag{1}$$

Закон единой цены выполняется, если временной ряд P_{rst} стационарен (не содержит единичный корень). В этом случае рынки регионов r и s считаются совершенно интегрированными друг с другом. Следует отметить, что интегрированность пространственно разделенных рынков не обязательно означает наличие потоков товаров между ними, важна *потенциальная* возможность беспрепятственного товарообмена между этими рынками.

[4] Ее называют также дифференциалом цен (price differential).

Наличие транспортных издержек в ценах товаров может привести к постоянному во времени диспаритету цен, что описывается законом единой цены в слабой форме в виде $P_{rst} = C_{rs}$ (возможны другие варианты, например, $C_{(-)rs} \le P_{rst} \le C_{(+)rs}$, приводящие к пороговой авторегрессионной модели). Исходя из тех же соображений, что и выше, получаем обычную модель AR(1) с константой $\gamma = -\lambda C_{rs}$:

$$\Delta P_{rst} = \gamma + \lambda P_{rs,t-1} + \varepsilon_t . \tag{2}$$

Слабый закон единой цены выполняется, если временной ряд P_{rst} стационарен относительно ненулевой (статистически значимой) константы, в этом случае рынки регионов *r* и *s* считаются условно интегрированными друг с другом. Диспаритет C_{rs} квантифицирует транзакционные издержки арбитража. Однако в рамках анализа временных рядов невозможно установить их природу. Они могут, действительно, отражать только транспортные издержки, но могут включать и эффекты, обусловленные «искусственными» или устранимыми (в принципе) препятствиями интеграции. К первым можно отнести региональный протекционизм, местное регулирование цен, деятельность организованной преступности[5] и т. д. Ко вторым — особенности сопряженных локальных рынков, определяющих «немобильную составляющую» розничных цен. Поэтому интеграция здесь названа условной: рынки регионов *r* и *s* можно было бы признать интегрированными при условии, что диспаритет цен обязан *только* транспортным издержкам.

О «немобильной составляющей» цен следует сказать подробнее. Речь идет об издержках обращения, т. е. расходах на реализацию товаров, львиную долю которых образуют затраты на немобильные услуги. Наиболее существенная их часть — труд в торговле и аренда торговых и складских помещений. Расчеты по данным (Росстат, 2015, сс. 109, 116) показывают, что в 2014 г. в среднем по стране и по всем видам потребительских товаров доля этих затрат в издержках обращения составляет 57% (35.8% — оплата труда с отчислениями из фонда зарплаты, 21.2% — аренда), а в розничных ценах — 13.7% (поскольку в них издержки обращения составляют 24.1%). Иначе говоря, затраты на труд в торговле и аренду увеличивают розничные цены на 18.6%. Таким образом, цены на локальных рынках труда и недвижимости существенно влияют на розничные цены товаров в регионе.

Если ограничиться только моделями (1) и (2), получим значительно обедненную картину, игнорирующую наличие переходных процессов. Несмотря на то что в рассматриваемом периоде рынки регионов *r* и *s* не интегрированы друг с другом, совершенно или условно, диспаритет цен может со временем уменьшаться (т. е. происходит конвергенция цен). Такой процесс можно описать асимптотически затухающим трендом диспаритета цен: $P_{rst} = C_{rs}(t)$, $C_{rs}(t) \to 0$ при $t \to \infty$, $\mathrm{sgn}(C_{rs}(0)) dC_{rs}(t)/dt < 0$. С учетом автокорреляции, получаем модель AR(1) с трендом:

$$\Delta P_{rst} = C(t) - (\lambda + 1)C(t-1) + \lambda P_{rs,t-1} + \varepsilon_t . \tag{3}$$

В данной работе использованы два вида трендов: экспоненциальный $C(t) = \gamma e^{\delta t}$, $\delta < 0$, и дробный $C(t) = \gamma/(1+\delta t)$, $\delta > 0$.

[5] О механизмах влияния организованной преступности на цены потребительских товаров см. (Глущенко, 2007).

Соответствующие нелинейные модели имеют вид:

$$\Delta P_{rst} = \gamma e^{\delta t} - (\lambda + 1)\gamma e^{\delta(t-1)} + \lambda P_{rs,t-1} + \varepsilon_t, \tag{3a}$$

$$\Delta P_{rst} = \frac{\gamma}{1+\delta t} - (\lambda + 1)\frac{\gamma}{1+\delta(t-1)} + \lambda P_{rs,t-1} + \varepsilon_t. \tag{3b}$$

Конвергенция цен имеет место, если временной ряд P_{rst} стационарен относительно тренда (одного или обоих), γ и δ статистически значимы и параметр δ имеет «правильный» знак. В этом случае рынки регионов r и s считаются движущимися к интеграции друг с другом. «Неверный» знак δ говорит о дивергенции цен, тогда соответствующая пара регионов считается не интегрированной (и расходящейся). Скорость сходимости к интеграции (строгому закону единой цены) можно охарактеризовать величиной θ — временем уменьшения различия цен $p_{rt}/p_{st} - 1$ вдвое. Для экспоненциального тренда она равна

$$\theta = \frac{1}{\delta}\ln\left(\frac{\ln(0.5(e^{\gamma}+1))}{\gamma}\right),$$

для дробного тренда

$$\theta = \frac{1}{\delta}\left(\frac{\gamma}{\ln(0.5(e^{\gamma}+1))} - 1\right).$$

В работе (Gluschenko, 2011) использовался логарифмически-экспоненциальный тренд вида $C(t) = \ln(1+\gamma e^{\delta t})$, $\delta < 0$. Его преимущество — в простоте интерпретации: γ непосредственно является исходным (при $t = 0$) различием цен, а время его уменьшения вдвое зависит только от δ, причем весьма просто: $\theta = \ln(0.5)/\delta$. Однако логарифмически-экспоненциальный тренд обладает существенным недостатком: отсутствием свойства симметрии по отношению к перестановке индексов регионов. Регрессии P_{rst} и P_{srt} с таким трендом дают различающиеся по абсолютной величине оценки всех параметров (λ, γ и δ), хотя $P_{srt} = -P_{rst}$. В результате может оказаться, что модель AR(1) с трендом принимается для P_{rst}, но отвергается для P_{srt} (или наоборот), что не согласуется со здравым смыслом (в данной работе это имело бы место для пары Москва–Санкт-Петербург). В отличие от этого, в моделях (3a) и (3b) при перестановке индексов регионов меняется только знак γ, а значения λ и δ (а также всех статистик регрессии) остаются прежними.

Если ни одна из представленных выше моделей не описывает поведение цен в паре регионов (r, s), рынки этих регионы считаются не интегрированными и не движущимися к интеграции. Далее для краткости они будут называться просто неинтегрированными.

Индекс s в дальнейшем фиксирован и соответствует Москве, принятой за базу для сравнения. Регрессии (1), (2), (3a) и (3b) оцениваются отдельно для каждого региона r. Критический уровень значимости для всех параметров и тестов на единичный корень принят равным 10%. Если обе модели (3a) и (3b) оказываются значимыми, выбирается та из них, которая обеспечивает лучшее качество подгонки (меньшую сумму квадратов остатков регрессии).

Наиболее важным в данных регрессиях является тестирование стационарности временного ряда, т. е. проверка гипотезы наличия единичного корня: $\lambda = 0$ (против $\lambda < 0$). Ее отклонение говорит о том, что временной ряд стационарен, флуктуируя вокруг своей долгосрочной траектории. Содержательно это означает, что когда случайное возмущение отклоняет

диспаритет цен от долгосрочной траектории, рыночные силы возвращают его (за некоторое время) назад. В противном случае, когда ряд нестационарен, возврата не происходит. В модели (1) долгосрочной траекторией является паритет цен $P^* = 0$, в модели (2) — постоянная во времени константа $P^* = C_{rs}$. В случае модели (3) долгосрочной траекторией является тренд $C(t)$.

Для тестирования на единичный корень используются расширенный тест Дики–Фуллера (ADF) и тест Филлипса–Перрона, учитывающие возможность автокорреляции иной формы, чем AR(1). Гипотеза единичного корня отвергалась, если ее отвергали оба теста. Возможны разные варианты использования этих тестов. В данной работе были применены следующие.

При выборе оптимального количества лагов во вспомогательной регрессии теста ADF число лагов меняется от 0 до $K_{\max} = [12/(T/100)^{0.25}]$ (где $[x]$ — целая часть x), тогда как число наблюдений остается постоянным и равным $T - 1 - K_{\max}$ согласно (Ng, Perron, 2005). Оптимальное количество лагов выбирается с помощью модифицированного байесовского информационного критерия, предложенного в (Ng, Perron, 2001), чтобы избежать искажений значимости теста, к которым может привести применение «обычных» информационных критериев (зачастую дающих слишком малое число лагов). Затем вспомогательная регрессия заново оценивается с оптимальным количеством лагов и фактическим числом наблюдений, что дает скорректированное значение λ и, соответственно, тестовой статистики $\tau = \lambda / \sigma_\lambda$. Заметим, что роль вспомогательной регрессии — чисто техническая, только для корректировки величины τ, а оценки λ и других параметров берутся из исходной модели.

В отличие от теста ADF, в тесте Филлипса–Перрона корректируется значение σ_λ, а не λ. Известно, что этот тест страдает искажением значимости. Оно устраняется при использовании авторегрессионной оценки спектральной плотности вместо оценки, основанной на каком-либо ядре (Perron, Ng, 1996). Поэтому в данной работе для расчета спектральной плотности (на нулевой частоте) применяется ОМНК-оценка авторегрессии (без устранения тренда). Количество лагов при этом выбиралось так же, как описано выше для теста ADF.

Рассмотренные методы реализуются выбором соответствующих вариантов тестов ADF и Филлипса–Перрона в пакете *EViews*, эти стандартные средства были использованы для тестирования линейных моделей (1) и (2). Для моделей (3a) и (3b) были разработаны нелинейные версии тестов ADF и Филлипса–Перрона с аналогичными процедурами тестирования. Для получения распределений тестовых статистик в нелинейных моделях τ-статистики были оценены на выборке из 1 млн случайных блужданий. В таблице 1 приведены некоторые критические значения τ-статистик в сравнении с распределениями Дики–Фуллера для уравнений с линейным и квадратичным трендами (MacKinnon, 1996).

Таблица 1. Критические значения статистик теста на единичный корень для моделей с нелинейными трендами ($T = 180$)

Уровень значимости	Экспоненциальный тренд (3a)	Дробный тренд (3b)
0.1%	–4.463	–6.616
1%	–3.865	–5.162
5%	–3.279	–3.825
10%	–2.974	–3.302
20%	–2.614	–2.796

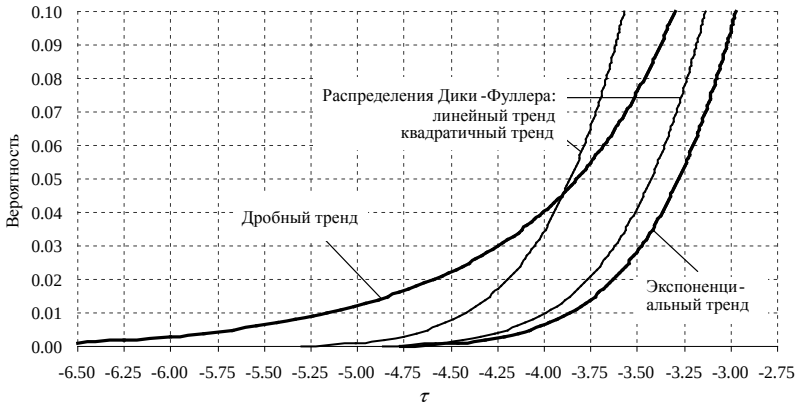

Рис. 1. Распределения τ-статистик для моделей с нелинейными трендами ($T = 180$)

Нередко оказывается, что анализируемый ряд описывается более чем одной моделью, и возникает проблема выбора из них. С формальной точки зрения в этом случае следовало бы идти «сверху вниз», т. е. от более общей модели (3) к (2), а затем к (1), и принять ту модель, которая в этой последовательности первой окажется значимой. Однако с содержательной точки зрения более разумным представляется обратная последовательность — «снизу вверх», от частных моделей к общей. Действительно, если ряд описывается моделями (1) и (2), то резонно предположить, что хотя константа в модели (2) и значима, она невелика и обусловлена скорее случайными обстоятельствами (представляя собой статистический артефакт), чем свойствами самого процесса, и, следовательно, логично принять модель (1). Аналогично, если не отвергается модель (3a) или/и (3b), а также модель (2) и/или (1), то причиной может быть очень слабый тренд, случайно проявившийся в данных, и следует принять модель без тренда. Исходя из этих соображений, в работе используется подход «снизу вверх».

3. Данные

Под регионами в работе понимаются субъекты Российской Федерации (в том числе федеральные города Москва и Санкт-Петербург). Однако при этом составные субъекты (т. е. имевшие или имеющие в своем составе автономные округа — Архангельская, Тюменская и Иркутская области, Пермский, Красноярский, Забайкальский и Камчатский края) рассматриваются как единое целое, вместе с автономными округами. Пространственная выборка охватывает 79 регионов — все российские регионы, за исключением Чеченской Республики (а также Республики Крым и Севастополя), где отсутствуют данные за весь рассматриваемый период.

Рассматривается рынок агрегированного товара — минимального набора продуктов питания (далее просто набор), который используется Росстатом с 2000 г. Он включает 33 наименования продовольственных товаров, объемы товаров в наборе одинаковы для всех регионов и постоянны во времени. Состав набора содержится в документе (Росстат, 2005, с. 161). Временные ряды стоимости набора имеют месячную периодичность и охватывают 2001–2015 гг. (всего 180 наблюдений по каждому региону). Источник данных — Единая

межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС), https://www.fedstat.ru/indicator/31481.do.

Рисунок 2 показывает динамику стоимости набора в Москве по отношению к средней по России (которая рассчитывается как средневзвешенное по регионам с использованием в качестве весов долей населения регионов в населении страны).

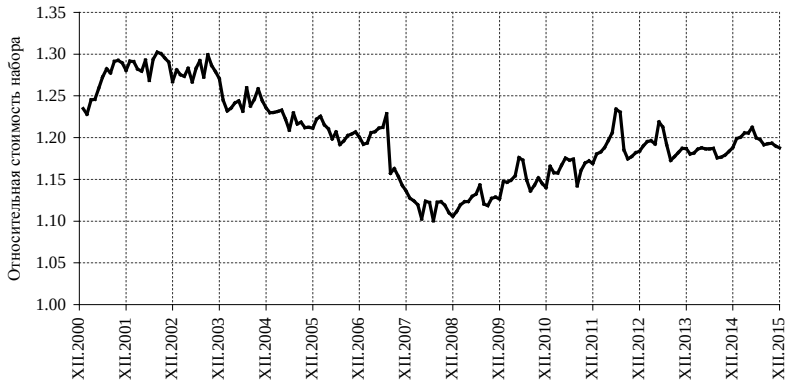

Рис. 2. Стоимость минимального набора продуктов питания в Москве по отношению к среднероссийской

В первые три года рассматриваемого периода относительная стоимость набора в Москве превышала среднероссийскую почти на 30% (ее среднегодовые значения составляли 1.27–1.29). Затем она начала быстро снижаться, достигнув в 2008 г. среднегодовой величины 1.12. Иными словами, в Москве стоимость набора в 2003–2008 гг. росла медленней, чем во всей стране. В последующие три года она вновь увеличивалась, хотя сравнительно медленно, и с 2012 г. стабилизировалась на уровне примерно 1.2 (среднегодовые значения в 2012–2015 гг. составляли 1.18–1.20)[6]. Таким образом, в динамике относительной стоимости набора за рассматриваемый период не наблюдается однозначной тенденции: конвергенция московских цен со среднероссийскими сменяется дивергенцией, а затем стабилизацией.

Рисунок 3 характеризует описательные статистики данных. Он демонстрирует динамику среднего по всем регионам диспаритета цен $\overline{P_t}$ и его стандартного отклонения $\sigma(P_t)$. График $\overline{P_t}$ показывает, как менялась средняя величина диспаритета цен по отношению к московским. Он приводит к тому же выводу, что и рассмотрение динамики отношения среднероссийской стоимости набора к московской на рис. 2. Дело в том, что этот показатель и $\overline{P_t}$ довольно похожи по смыслу. Если привести их значения к одному масштабу, взяв при этом $\overline{P_t}$ с обратным знаком, их графики оказываются очень близкими друг к другу.

Стандартные отклонения диспаритета цен, по сути, дают представление о разбросе стоимости набора в стране, исключая Москву. Динамика разброса цен говорит об отсутствии как конвергенции, так и дивергенции цен между остальными регионами: статистическое тестирование не обнаружило какого-либо тренда в $\sigma(P_t)$. Величина стандартного отклонения колеблется вокруг значения 0.194. Однако его волатильность довольно высока, флуктуации составляют от –22 до +15%. Вероятно, это можно объяснить

[6] Отметим, что и в 2016 г. существенных изменений не произошло, среднегодовая относительная стоимость набора увеличилась по отношению к предыдущему году на один процентный пункт.

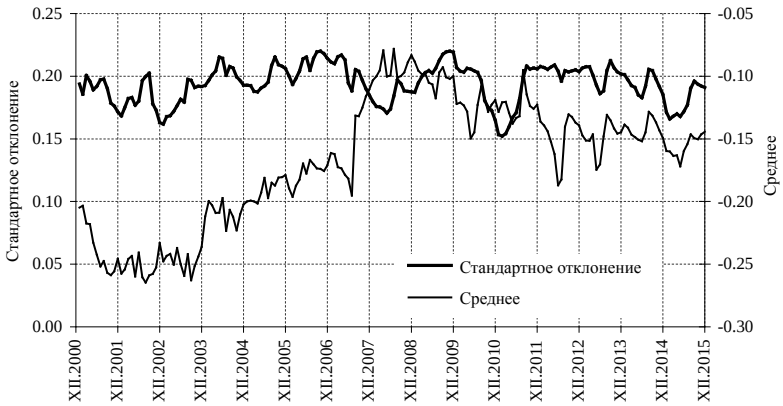

Рис. 3. Описательные статистики диспаритетов цен

неравномерной во времени и несинхронной по регионам инфляцией. В среднем месячная инфляция за 2001–2015 гг. составляла 0.85% (10.7% в год), варьируясь по регионам от 0.71 до 0.96% (от 8.9 до 12.1% в год).

4. Результаты

Результаты эконометрического анализа приведены в табл. 2. Она содержит оценки только значимых моделей (в которых все параметры значимы и оба теста отвергают единичный корень), отобранных с использованием подхода «снизу вверх». Полный набор оценок всех четырех моделей дан в препринте (Gluschenko, 2017, 20–26).

Как показывает таблица, интеграция рынка Москвы с остальной частью страны весьма слаба. Он интегрирован с рынками 16 регионов (с восемью совершенно и с восемью условно) из 78, что составляет лишь около пятой их части (20.6%). Вместе с тем имеется тенденция к усилению интеграции: цены в 12 регионах страны (15.4%) сближаются с московскими. Конечно, конвергенция цен в каком-то регионе и Москве не обязательно означает, что цены в них в итоге выровняются. Этот процесс, скорее всего, приведет (за пределами рассматриваемого периода) к стабилизации диспаритета цен на каком-то ненулевом уровне, т. е. к условной интеграции. Скорость сближения цен весьма сильно варьируется по регионам — время сокращения разрыва с московскими ценами вдвое составляет от 1.3 до 29.8 лет. Всего же интеграция (совершенная и условная) с московским рынком и сближение с ценами на нем наблюдается в 28 регионах, т. е. в 35.9%. Таким образом, почти две трети региональных рынков (64.1%) не интегрированы с московским и не движутся к интеграции с ним. При этом в одном случае имеет место дивергенция цен: поведение диспаритета цен между Москвой и Магаданской областью описывается моделью с экспоненциальным трендом (3а) с положительным показателем экспоненты.

Использование подхода «сверху вниз» полученную картину практически не изменило. В этом случае, как и следовало ожидать, число совершенно интегрированных рынков уменьшается (до пяти) в пользу условно интегрированных, а количество последних, в свою очередь, снижается (также до пяти) в пользу движущихся к интеграции, которых становится 17.

Таблица 2. Оценки моделей и результаты тестов на единичный корень

Регион	Модель	λ	*P*-значение тестов на единичный корень (PP/ADF)	γ	δ	*T*, лет
1. Республика Карелия	(1)	−0.020 (0.012)	0.100/0.100			
2. Республика Коми	(1)	−0.031 (0.015)	0.035/0.035			
3. Архангельская область	(1)	−0.020 (0.011)	0.069/0.069			
5. Мурманская область	(1)	−0.046 (0.023)	0.079/0.091			
7. Ленинградская область	(1)	−0.016 (0.009)	0.080/0.080			
9. Псковская область	(3a)	−0.135 (0.035)	0.018/0.050	−0.398*** (0.028)	−0.0098*** (0.0010)	6.8
13. Ивановская область	(3a)	−0.164 (0.041)	0.020/0.052	−0.369*** (0.019)	−0.0042*** (0.0006)	15.6
14. Калужская область	(2)	−0.073 (0.028)	0.091/0.091	−0.018*** (0.007)		
35. Республика Татарстан	(3a)	−0.218 (0.047)	0.016/0.100	−0.411*** (0.014)	−0.0023*** (0.0004)	29.3
39. Самарская область	(2)	−0.107 (0.034)	0.042/0.057	−0.017*** (0.006)		
40. Саратовская область	(2)	−0.063 (0.024)	0.092/0.092	−0.021*** (0.008)		
41. Ульяновская область	(2)	−0.076 (0.029)	0.086/0.086	−0.024*** (0.009)		
44. Республика Ингушетия	(2)	−0.120 (0.035	0.012/0.012	−0.021*** (0.006)		
48. Краснодарский край	(1)	−0.012 (0.008)	0.003/0.037			
51. Республика Башкортостан	(3b)	−0.144 (0.037)	0.060/0.067	−0.372*** (0.026)	0.0034*** (0.0010)	29.8
52. Удмуртская Республика	(2)	−0.143 (0.039)	0.023/0.059	−0.041*** (0.011)		
53. Курганская область	(3b)	−0.172 (0.039)	0.037/0.050	−0.397*** (0.028)	0.0055*** (0.0013)	18.6
54. Оренбургская область	(2)	−0.133 (0.036)	0.006/0.006	−0.042*** (0.011)		
56. Свердловская область	(3b)	−0.094 (0.017)	0.004/0.022	−1.050*** (0.259)	0.0925*** (0.0285)	1.5
57. Челябинская область	(3b)	−0.134 (0.036)	0.080/0.081	−0.282*** (0.036)	0.0046** (0.0021)	20.7
58. Республика Алтай	(3a)	−0.274 (0.047)	0.000/0.000	−0.334*** (0.023)	−0.0088*** (0.0010)	7.4
60. Кемеровская область	(3b)	−0.183 (0.042)	0.058/0.097	−0.326*** (0.026)	0.0035*** (0.0012)	27.9

Окончание табл. 2

Регион	Модель	λ	*P*-значение тестов на единичный корень (PP/ADF)	γ	δ	*T*, лет
61. Новосибирская область	(3b)	−0.127 (0.018)	0.000/0.039	−1.333*** (0.287)	0.1233*** (0.0327)	1.3
69. Иркутская область	(3b)	−0.157 (0.038)	0.080/0.094	−0.227*** (0.061)	0.0160* (0.0091)	5.8
70. Забайкальский край	(3b)	−0.207 (0.044)	0.017/0.017	−0.254*** (0.054)	0.0213** (0.0092)	4.4
72. Еврейская автономная область	(1)	−0.033 (0.019)	0.070/0.070			
73. Чукотский АО	(2)	−0.090 (0.032)	0.060/0.060	0.074*** (0.027)		
76. Амурская область	(1)	−0.028 (0.015)	0.068/0.068			
78. Магаданская область	(3a)	−0.108 (0.033)	0.054/0.054	0.233*** (0.029)	0.0038*** (0.0010)	нет

Примечание. PP — тест Филлипса–Перрона, ADF — расширенный тест Дики–Фуллера; ***, **, * — статистическая значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки оценок.

В целом же число таких регионов уменьшается на единицу (за счет Саратовской области, где условная интеграция сменяется дивергенцией цен с очень слабым трендом).

Согласованность между результатами тестов ADF и Филлипса–Перрона довольно высока. Из всех 312 регрессий расхождения наблюдались только в 23 (7.4%). При этом в 20 регрессиях вида (3a) и (3b) и одной вида (2) гипотеза единичного корня отвергалась тестом Филлипса–Перрона и не отвергалась тестом ADF, а в двух регрессиях вида (1) эту гипотезу не отвергал тест Филлипса–Перрона и отвергал тест ADF. Можно высказать предположение о более низкой мощности теста ADF в регрессиях с нелинейным трендом, однако его проверка потребовала бы весьма трудоемкого сравнительного исследования мощности тестов ADF и Филлипса–Перрона в таких регрессиях. Если все же принять это предположение и ориентироваться только на тест Филлипса–Перрона, то регионами, движущимися к интеграции с московским рынком, дополнительно окажутся республики Калмыкия, Дагестан, Кабардино–Балкарская, Северная Осетия и Тыва, Алтайский и Красноярский края, Томская область, а число условно интегрированных регионов пополнит Тюменская область. Тогда общее число региональных рынков, интегрированных (совершенно или условно) с московским рынком и движущихся к интеграции с ним, выросло бы до 37, составив 47.4% от общего числа регионов.

Следует сказать, что использованные методы тестирования стационарности отвергают гипотезу единичного корня при более жестких условиях, чем обычно применяемые. Если использовать последние (с выбором количества лагов на основе байесовского критерия без корректировки на свойства выборки в тесте ADF и ядерной оценкой спектральной плотности в тесте Филлипса–Перрона), картина была бы гораздо оптимистичней. В то время как число регионов, совершенно интегрированных с Москвой, осталось бы тем же самым, число условно интегрированных увеличилось бы до 18, а движущихся к интеграции — до 19. Всего же число регионов, интегрированных с Москвой и движущихся к интеграции с ней,

достигло бы 45 (57.7% от общего числа регионов). Точно такую же величину дало бы и использование подхода «сверху вниз» (при ином распределении регионов по группам). Но, согласно (Perron, Ng, 1996; Ng, Perron, 2001), такое «улучшение» картины может быть обязано искажениям значимости тестов на единичный корень, т. е. их меньшей надежности.

Обратимся к пространственной картине интеграции рынка Москвы, показанной на рис. 4. С экономико-географической точки зрения она выглядит весьма странно. Московский рынок не интегрирован с рынками близлежащих регионов (кроме Калужской области, с которой он условно интегрирован, и Ивановской, где цены имеют тенденцию к сближению с московскими). Наибольшее удивление вызывает отсутствие интеграции с окружающей Московской областью. В то же время наблюдается совершенная интеграция с северными регионами европейской части страны (и Ленинградской областью), хотя в это число попадает и Краснодарский край[7]. Условная интеграция наблюдается, сверх Калужской области, лишь в небольшом кластере регионов к востоку и югу от Москвы (плюс в оторванной от него Ингушетии). Примыкает к нему другой, также небольшой, кластер регионов, где происходит конвергенция цен с московскими.

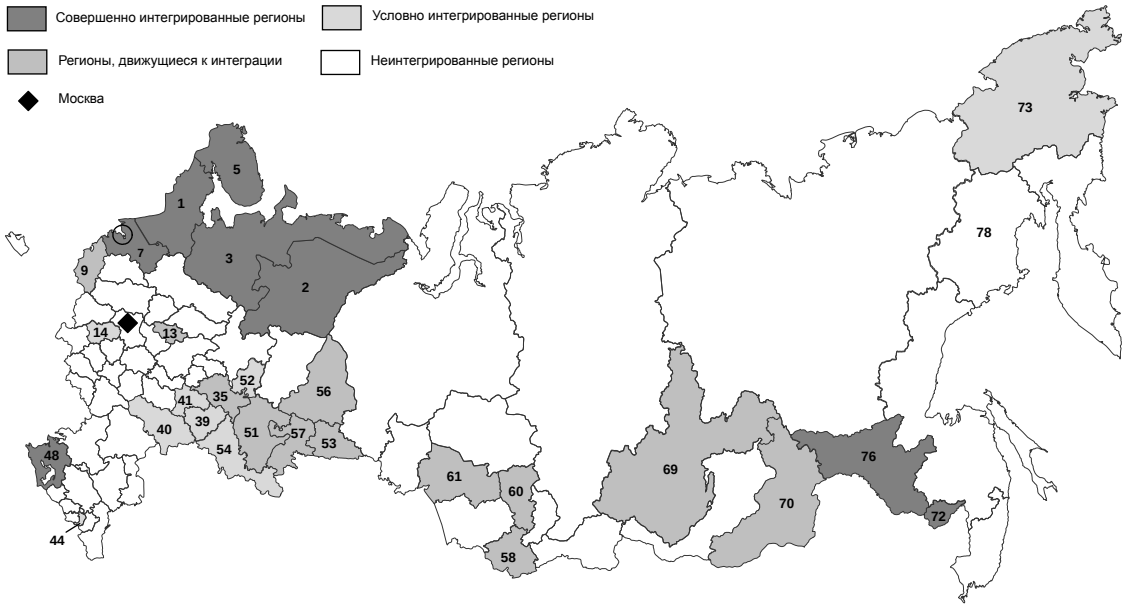

Рис. 4. Географическая картина интеграции рынка Москвы с рынками регионов России (номера регионов соответствуют номерам в табл. 2)

Что касается азиатской части России, то единственный условно интегрированный с московским рынком регион здесь — Чукотка (где в среднем за рассматриваемый период стоимость набора была выше московской на 28%). Рынки двух дальневосточных регионов

[7] Следует сказать, что ситуация с этим регионом довольно загадочна. При немалом диспаритете цен между Краснодарским краем и Москвой оба теста отвергают единичный корень в модели (1) на уровне меньше 5%. При этом используются 12 лагов, что вызывает подозрение в наличии сезонности. Однако ее устранение качественно не изменяло результаты тестирования на единичный корень.

(Еврейской автономной области и Амурской области) оказались совершенно интегрированными с московским. Кроме этого, в небольшом числе регионов южной Сибири и одном дальневосточном имеется тенденция к интеграции с рынком Москвы.

Все это сильно отличается от теоретически ожидаемой картины. На сложившемся рынке она выглядела бы, условно говоря, как систем концентрических «кругов» с центром в рассматриваемом регионе А. Первый «круг» — близлежащие регионы, где затраты на транспортировку товаров между ними и регионом А невелики, и поэтому наблюдается совершенная интеграция между рынками этих регионов и региона А. Следующий «круг» — более отдаленные регионы, интеграция с которыми описывается моделью (2) с константой, отображающей транспортные издержки. И, наконец, третий «круг» — значительно отдаленные от А регионы (если таковые имеются в данной стране[8]), интеграция с которыми может отсутствовать. В реальности картина, конечно, имеет те или иные отклонения, но в общих чертах обычно схожа (хотя и грубо) с описанной.

Согласуется с ней только та часть картины на рис. 4, которая относится к зауральским регионам, с учетом следующего замечания. Говоря о России, следует принять во внимание переходный характер ее экономики. В настоящее время российский рынок потребительских товаров можно считать вполне сложившимся, однако в начале 2000-х годов он все еще находился в процессе становления. Видимо, этим можно объяснить наличие существенного числа регионов, в которых происходит процесс конвергенции цен с московскими, т. е. приближение к пространственному равновесию. Возможно, в ряде этих регионов (может, даже во многих из них) конвергенция цен уже завершилась, однако по самой своей природе модель (3) характеризует динамику диспаритета цен только в целом за рассматриваемый период. Поскольку во всех регионах, движущихся к интеграции с рынком Москвы, стоимость минимального набора продуктов ниже московской ($\gamma < 0$), конвергенция цен означает, что в среднем за 2001–2015 гг. стоимость набора росла в этих регионах быстрее, чем в Москве.

Совершенная интеграция московского рынка с рынками ряда северных регионов может показаться странной. Но, как уже отмечалось, интеграция региональных рынков не обязательно подразумевает непосредственный товарообмен между ними — они могут взаимодействовать через цепочку (или, скорее, сеть) других регионов. Долгосрочную траекторию диспаритета цен с указанными регионами, соответствующую его нулевой величине согласно модели (1), можно объяснить различием структуры розничных цен в Москве и северных регионах. Очевидно, что в этих регионах доля транспортных издержек в ценах товаров гораздо более весома. Однако в Москве высока доля «немобильной составляющей» цен. Статистические данные об издержках обращения в розничной торговле в региональном разрезе отсутствуют, поэтому ее количественную оценку дать невозможно. Можно воспользоваться только косвенными данными. Так, в течение 2011–2015 гг. средняя заработная плата в Москве была в 1.8–1.9 раза выше среднероссийской (Росстат, 2016, с. 230). Вероятно, примерно таково же различие в заработных платах в торговле. Что касается аренды торговых и складских помещений, то по обрывочным данным можно судить, что в Москве она в 1.5–3 дороже, чем в среднем по стране. Вследствие этого оплата

[8] Например, в США — это Гавайи, некоторые районы Аляски, Виргинские острова; у нескольких европейских стран — «осколки» их бывших заморских владений.

труда в торговле и аренда дают в Москве прибавку к розничным ценам, значительно превосходящую среднероссийские 18.6%[9].

Что действительно странно, так это отсутствие интеграции рынка Москвы с рынками большинства регионов Центральной России, даже недалеких, которая из-за значительно более высокой доли «немобильной составляющей» в московских ценах должна была бы быть условной. На рисунке 5 показаны временные ряды среднего диспаритета цен в неинтегрированных регионах, кроме Магаданской области (в которой наблюдается дивергенция цен с московскими) и отдельно — в Московской области. Как видно, они не проявляют какой-либо регулярности. Средний по неинтегрированным регионам диспаритет цен близок к среднему по всем регионам на рис. 3, что вполне объяснимо: неинтегрированные регионы составляют две трети от их общего числа.

Рис. 5. Динамика диспаритетов цен в неинтегрированных регионах

Общепринятого определения пространственной интеграции рынков товаров нет, использованное здесь определение — лишь одно из возможных. Теоретически региональные рынки можно считать связанными (интегрированными в определенной степени), если шоки спроса и предложения, возникшие в одном регионе, в той или иной мере переносятся в другой регион, влияя на динамику цен в нем (Fackler, Goodwin, 2001). Судя по графикам на рис. 5, этого не происходит, вероятнее всего, динамика данных диспаритетов цен определяется в основном локальными процессами на рынке Москвы. В данной работе взаимодействие цен в Москве и других регионах выявлялось по наличию коинтеграции временных рядов $\ln(p_{rt})$ и $\ln(p_{st})$: модели (1)–(3), по сути, являются уравнениями коинтеграции с заданным коинтегрирующим вектором (1, –1). Использование других определений интеграции и соответствующих методов анализа (например, причинность по Грэнджеру, исследование функций импульсного отклика, оценка коинтегрирующих векторов и др.), возможно, позволит установить, что взаимовлияние цен в Москве и неинтегрированных регионах, хотя и слабое,

[9] По сути, это аналог эффекта Балашши–Самуэльсона, заключающегося в более высоком общем уровне цен в богатых страна из-за более дорогих (немобильных) услуг в них.

все же существует. Однако такой анализ выявит только формальные свойства ценовых взаимодействий. Для их содержательного объяснения необходимо «полевое» исследование процессов, происходивших на московском рынке потребительских товаров.

5. Заключение

В работе рассматривались региональные рынки агрегированного товара — минимального набора продуктов питания — стоимость которого выступала как представитель цен на данных рынках. Предметом анализа являлась интеграция рынка Москвы с рынками других регионов России. В качестве критерия интеграции было принято выполнение закона единой цены в строгой или слабой формах, а критерия движения к интеграции — долгосрочная сходимость к этому закону (конвергенция цен). Использованные данные охватывают период 2001–2015 гг.

Проведенный анализ показал, что рынок Москвы весьма слабо интегрирован с рынками остальных регионов: лишь с 20.6% из них. Вместе с тем наблюдается тенденция к усилению интеграции: сходимость к закону единой цены выявлена в 15.4% регионов страны. Положительным моментом является также то, что дивергенция цен с московскими имеет место в единственном регионе — Магаданской области. Стоимость минимального набора продуктов там изначально была выше, чем в Москве, и в среднем за 2001–2015 гг. росла быстрее. Однако данная область отличается ограниченной транспортной доступностью. Это делает товарный арбитраж невозможным, вследствие чего динамика цен в Магаданской области определяется исключительно локальным спросом и предложением.

Пространственная картина интеграции рынка Москвы оказалась весьма далекой от теоретически ожидаемой, в особенности это касается отсутствия интеграции с близлежащими регионами. Объяснение данному феномену в рамках формального анализа найти невозможно. Содержательный же анализ особенностей функционирования московского рынка потребительских товаров, который позволил бы дать это объяснение, в литературе обнаружить не удалось.

Список литературы

Бияков О. А. (2004). *Теория экономического пространства: методологический и региональный аспекты*. Томск: Издательство Томского университета.

Глущенко К. П. (2007). Влияние организованной преступности на региональную дифференциацию цен. *Экономика и математические методы*, 43 (2), 12–24.

Росстат (2005). *Методологические положения по наблюдению за потребительскими ценами на товары и услуги и расчету индексов потребительских цен*. М.: Росстат.

Росстат (2015). *Торговля в России. 2015*. М.: Росстат.

Росстат (2016). *Регионы России. Социально-экономические показатели. 2016*. М.: Росстат.

Akhmedjonov A., Lau C. K. (2012). Do energy prices converge across Russian regions? *Economic Modelling*, 29 (5), 1623–1631.

Berkowitz D., DeJong D. N., Husted S. (1998). Quantifying price liberalization in Russia. *Journal of Comparative Economics*, 26 (4), 735–760.

Fackler P. L., Goodwin B. K. (2001). Spatial price analysis. In: *Handbook of Agricultural Economics*, B. Gardner and G. Rausser (eds.). Elsevier, Amsterdam, vol. 1B, 971–1024.

Gardner B., Brooks K. N. (1994). Food prices and market integration in Russia: 1992–93. *American Journal of Agricultural Economics*, 76 (3), 641–666.

Gluschenko K. (2011). Price convergence and market integration in Russia. *Regional Science and Urban Economics*, 41 (2), 160–172.

Gluschenko K. (2017). The Moscow market in country's economic space. *MPRA Paper* No. 80901.

Goodwin B. K., Grennes T. J., McCurdy C. (1999). Spatial price dynamics and integration in Russian food markets. *Policy Reform*, 3 (2), 157–193.

Lau C. K., Akhmedjonov A. (2012). Trade barriers and market integration in textile sector: Evidence from post-reform Russia. *Journal of the Textile Institute*, 103 (5), 532–540.

MacKinnon J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601–618.

Ng S., Perron P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69 (6), 1519–1554.

Ng S., Perron P. (2005). A note on the selection of time series models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67 (1), 115–134.

Perron P., Ng S. (1996). Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, 63 (3), 435–463.

Поступила в редакцию 23.08.2017;
принята в печать 30.10.2017.

Gluschenko K. P. The Moscow market in the country's economic space. *Applied Econometrics*, 2017, v. 48, pp. 5–21.

Konstantin Gluschenko
Institute of Economics and Industrial Engineering (Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences), and Novosibirsk State University; Novosibirsk, Russian Federation;
glu@nsu.ru

The Moscow market in the country's economic space

This paper studies integration of the Moscow market for final goods with markets of all other Russian regions. It considers an aggregated market represented by a minimum food basket. The law of one price serves as a criterion of market integration. It is a base for constructing time series models of the regional costs of the staples basket over 2001–2015 relative to its cost in Moscow. Regional markets are divided into four groups: integrated with the Moscow market, conditionally integrated with it, not integrated but tending towards integration with the Moscow market, and neither integrated nor tending towards integration. Nonlinear time series models with asymptotically decaying trends capture a movement towards integration (price convergence).

Keywords: market integration, law of one price; price convergence; nonlinear trend; Russian regions.

JEL classification: C32, L81, P22, R15.

References

Biyakov O. A. (2004). *Theory of economic space: methodological and regional aspects*. Tomsk: Tomsk University Publishing House (in Russian).

Gluschenko K. P. (2007). Impact of organized crime on regional price dispersion. *Economics and Mathematical Methods*, 43 (2), 12–24 (in Russian).

Rosstat (2005). *Methodological guidelines for monitoring of consumer prices for goods and services and calculation of the consumer price indices*. Moscow: Rosstat (in Russian).

Rosstat (2015). *Trade in Russia. 2015*. Moscow: Rosstat (in Russian).

Rosstat (2016). *Regions of Russia. Socio-economic Indicators. 2016*. Moscow: Rosstat (in Russian).

Akhmedjonov A., Lau C. K. (2012). Do energy prices converge across Russian regions? *Economic Modelling*, 29 (5), 1623–1631.

Berkowitz D., DeJong D. N., Husted S. (1998). Quantifying price liberalization in Russia. *Journal of Comparative Economics*, 26 (4), 735–760.

Fackler P. L., Goodwin B. K. (2001). Spatial price analysis. In: *Handbook of Agricultural Economics*, B. Gardner and G. Rausser (eds.). Elsevier, Amsterdam, vol. 1B, 971–1024.

Gardner B., Brooks K. N. (1994). Food prices and market integration in Russia: 1992–93. *American Journal of Agricultural Economics*, 76 (3), 641–666.

Gluschenko K. (2011). Price convergence and market integration in Russia. *Regional Science and Urban Economics*, 41 (2), 160–172.

Gluschenko K. (2017). The Moscow market in country's economic space. *MPRA Paper* No. 80901.

Goodwin B. K., Grennes T. J., McCurdy C. (1999). Spatial price dynamics and integration in Russian food markets. *Policy Reform*, 3 (2), 157–193.

Lau C. K., Akhmedjonov A. (2012). Trade barriers and market integration in textile sector: Evidence from post-reform Russia. *Journal of the Textile Institute*, 103 (5), 532–540.

MacKinnon J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601–618.

Ng S., Perron P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69 (6), 1519–1554.

Ng S., Perron P. (2005). A note on the selection of time series models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67 (1), 115–134.

Perron P., Ng S. (1996). Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, 63 (3), 435–463.

Received 23.08.2017; accepted 30.10.2017.