
ИНТЕГРАЦИЯ РОССИЙСКОГО ПРОДОВОЛЬСТВЕННОГО РЫНКА

К.П. Глущенко, А.Ю. Конева

Данная статья примыкает к ранее опубликованной в этом журнале работе [1], в которой анализировалась интеграция российского рынка продовольственных товаров (а также рынка промышленных товаров). Анализ интегрированности пространственно распределенного рынка основывается на законе единой цены, гласящем, что при отсутствии препятствий движению товара между географическими сегментами этого рынка (в частности, регионами) на всех них должна установиться одна и та же цена. При использовании временных рядов цен это означает, что любые два региона интегрированы, если траектории изменения цен в них совпадают с точностью до случайных возмущений, и анализ заключается в проверке этого для каждой пары регионов.

Эмпирическим материалом в работе [1] послужили региональные уровни цен продовольственных товаров, построенные на основе месячного индекса цен продовольственных товаров по регионам России. Это ограничило возможности уверенной интерпретации полученных результатов.

Во-первых, официальные региональные индексы потребительских цен (ИПЦ) имеются с января 1992 г. Вероятно, к тому моменту уровни цен в регионах уже заметно разнились друг с другом (да и в прежние годы точного равенства между ними не было из-за применения поясных цен). И когда мы наблюдаем некоторое постоянное различие уровней цен (рассчитанных по динамическим индексам) между двумя регионами, невозможно сказать, является ли оно реальным или же обусловлено тем, что не учтено исходное неравенство этих уровней, которое нам неизвестно. К тому же веса цен товаров, с которыми они входят в ИПЦ, в каждом регионе свои, так что даже если сами цены товаров в двух регионах совпадают, уровни цен окажутся разными. Поэтому вместо абсолютного паритета (равенства) уровней цен приходится рассматривать относительный, т.е. анализировать расхождения не между уровнями цен, а между изменениями уровней. Другими словами, приходится считать региональные рынки интегрированными, если траектории цен в них параллельны друг другу (опять же с точностью до случайных возмущений).

Во-вторых, неустранимым (даже теоретически) свойством цепных индексов является зависимость от траектории. Из-за этого при ценах, совпадающих в двух регионах в некоторый начальный и конечный моменты времени, но при разной динамике цен на промежутке между ними региональные уровни цен в конечный момент окажутся разными, даже если веса в ИПЦ одинаковы. Но они не только разные, а еще и по-разному изменяются в регионах каждый год. В результате возникает нарастающее в большинстве случаев расхождение между неизвестными "истинными" региональными уровнями цен, т.е. территориальными индексами цен, и рассчитанными по динамическим индексам цен (оценки таких расхождений проведены одним из авторов данной статьи [2, 3]).

В ряде работ (в частности, [4]) предлагается считать, что это приводит к появлению тренда в траектории цен. Тогда региональные рынки следует полагать интегрированными, если траектории цен в них становятся параллельными друг другу после удаления детерминированных трендов. Однако неизвестно, насколько хорошее приближение дает такая корректировка. Кроме того, что самое главное, нельзя сказать, является ли наличие тренда исключительно артефактом, обусловленным измерением цен с помощью индексов, или же соотношение цен между регионами действительно изменяется во времени некоторым детерминированным образом.

Цель настоящей работы состоит в том, чтобы верифицировать результаты, полученные ранее [1], используя абсолютные цены продовольственных товаров вместо их индексов. Если известны сами цены (а не только их изменения), то можно проверять соблюдение закона единой цены непосредственно и быть уверенным в том, что постоянные различия между уровнями цен в регионах и (или) тренды, если таковые будут обнаружены, присущи реальной динамике цен.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ И МЕТОДИКА АНАЛИЗА

В качестве измерителя уровня цен продовольственных товаров принята стоимость набора из 25 основных продуктов питания (его состав и структура опубликованы Госкомстатом России [5]). Этот набор охватывает примерно треть наименований продовольственных товаров, включенных в ИПЦ, а доля весов входящих в него товаров в индексе цен продовольственных товаров по России составляет – по структуре 1993 г. – 56,7% (рассчитано по данным, опубликованным

П. де Мази и В. Коэном [6, р. 31, 32]¹). Как и в работах [1, 2], региональные данные агрегированы по экономическим районам, при этом Калининградская область включена в Северо-Западный район.

Временные ряды охватывают период с января 1994 г. по декабрь 2000 г. (в 2000 г. Госкомстат России ввел новый набор основных продуктов питания, перестав с января 2001 г. рассчитывать стоимость прежнего). В работе [1] ряды заканчивались сентябрем 2001 г., поэтому для сопоставимости прежние результаты были пересчитаны для периода с января 1994 г. по декабрь 2000 г. При этом картина интеграции в качественном отношении изменилась незначительно, возникшие отличия отмечены далее.

Используются два типа сравнений траекторий цен: между экономическим районом и Россией в целом и попарно между всеми районами (всего таких пар – 55). В первом случае устанавливается, интегрирован ли данный район с национальным рынком в целом. Во втором мы получаем более детальную картину, показывающую, какие экономические районы интегрированы между собой, а какие – нет.

Статистический анализ проводится с помощью двух эконометрических моделей. Пусть p_r и p_s – цена товара в экономических районах r и s ($s=0$ соответствует России в целом) в момент времени t , тогда $P_{rst} \equiv \ln(p_r/p_s)$ характеризует процентный разрыв между ценами в r и s . Закон единой цены выполняется, если $P_{rst} = 0$, т.е. имеет место пространственное равновесие. В действительности, однако, будет наблюдаться равенство $P_{rst} = v_{rst}$, где v_{rst} – некоторая случайная величина. При этом закон единой цены будет выполняться статистически, если эффект случайного возмущения затухает со временем, т.е. если временной ряд ценовых разрывов стационарен (в противном случае возмущения оказывают необратимое воздействие, уводя цены все дальше и дальше от пространственного равновесия, – ряд P_{rst} называется нестационарным).

Полагая v_{rst} авторегрессионным процессом первого порядка, т.е. $v_{rst} = (\lambda_{rs} + 1) v_{rs,t-1} + \epsilon_{rst}$ (ϵ_{rst} – белый шум), приходим к стандартной авторегрессионной модели

$$\Delta P_{rst} = \lambda_{rs} P_{rst,t-1} + \epsilon_{rst} \quad (t = 2, \dots, T), \quad (1)$$

¹ Удивительно, что сведения о весах в российском ИПЦ приходится черпать из зарубежного источника. Они – “страшная тайна” Госкомстата, тогда как статистические органы других стран не делают секрета из весов, используемых в национальных ИПЦ, широко публикуя такие данные.

где $\Delta P_{rst} = P_{rst} - P_{rs,t-1}$, а λ_{rs} – оцениваемый параметр. Анализируемый ряд стационарен, если $\lambda_{rs} < 0$ (и $\lambda_{rs} > -2$). Для проверки стационарности использован тест Филлипса – Перрона [7]; ряд считается стационарным, если гипотеза $\lambda_{rs} = 0$ отклоняется на уровне значимости 10%. Параметр λ_{rs} интерпретируется как скорость возврата к равновесию. Более наглядно ее характеризует время, за которое величина отклонения от равновесия, вызванного единичным возмущением, затухает вдвое (“время полураспада ценового разрыва”):

$$\theta_{rs} = \frac{\ln 0,5}{\ln |1 + \lambda_{rs}|}. \quad (2)$$

Как видно, при $\lambda_{rs} = 0$ (или $\lambda_{rs} = -2$) время полураспада бесконечно, что и говорит о необратимом характере воздействия возмущений.

Вторая модель использована дополнительно к первой для анализа выполнения закона единой цены в слабой форме: $|P_{rst}| \leq C_{rs}$, где $C_{rs} = \ln(1 + c_{rs})$, а c_{rs} – удельные издержки товарного арбитража, выраженные в процентах к цене товара. Это означает, что теперь равновесием является не точка $P_{rst} = 0$, а интервал $P_{rst} \in [-C_{rs}, C_{rs}]$. Величину c_{rs} или C_{rs} (“порог арбитража”) можно рассматривать как интегральный эффект всех факторов, препятствующих товарообмену между r и s . Принята пороговая авторегрессионная модель, предложенная М. Обстфельдом и А.М.Тэйлором [4], в которой динамика ценового разрыва разделена на две составляющие: процесс вне интервала отсутствия арбитража $[-C_{rs}, C_{rs}]$, сходящийся к внешним границам этого интервала, и процесс внутри $[-C_{rs}, C_{rs}]$, который может быть произвольным, в том числе нестационарным:

$$\Delta P_{rst} = \begin{cases} \lambda_{rs}^* (P_{rs,t-1} - C_{rs}) + \varepsilon_{rst}, & \text{если } P_{rs,t-1} > C_{rs} \\ \lambda_{rs}^0 P_{rs,t-1} + \varepsilon_{rst}, & \text{если } C_{rs} \geq P_{rs,t-1} \geq -C_{rs} \\ \lambda_{rs}^* (P_{rs,t-1} + C_{rs}) + \varepsilon_{rst}, & \text{если } P_{rs,t-1} < -C_{rs} \end{cases}. \quad (3)$$

В этой модели $t = 2, \dots, T$; оцениваемыми параметрами являются скорость сходимости λ_{rs}^* (соответствующее время полураспада, рассчитываемое по формуле (2), будет обозначаться как θ_{rs}^*) и порог арбитража C_{rs} (а также λ_{rs}^0 , но эта оценка интереса для нас не представляет и не приводится). Тестируется гипотеза, что процесс описывается уравнением (1), против альтернативы, что его адекватным

описанием является уравнение (3). Тестовой статистикой служит логарифм отношения функций правдоподобия моделей (1) и (3), ее значимость оценивается с помощью метода Монте-Карло. Если нулевая гипотеза отклоняется на уровне значимости 10%, пороговая модель принимается в качестве описания процесса P_{rst} .

В работе [1] в авторегрессионной и пороговой моделях вместо P_{rst} использовались ряды Q_{rst} , “очищенные” от среднего и тренда, т.е. оценки остатков Q_{rst} в регрессии $P_{rst} = a_{rt} + b_{rt}t + Q_{rst}$ ($t = 2, \dots, T$). По сути это значит, что модель (1) имела вид

$$\Delta P_{rst} = \alpha_{rst} + \lambda_{rs} P_{rs,t-1} + \beta_{rt}t + \varepsilon_{rst} \quad (t = 1, \dots, T) \quad (1')$$

и тестировалась стационарность ряда P_{rst} относительно детерминированного тренда.

ИНТЕГРАЦИЯ С НАЦИОНАЛЬНЫМ РЫНКОМ

Результаты статистического анализа поведения разрывов между ценами в экономических районах и среднероссийской ценой, характеризующего интеграцию каждого из районов со всем национальным рынком, приведены в табл. 1. В ней, как и в табл. 2, $p(\lambda=0)$ обозначает значимость гипотезы $\lambda_{rs} = 0$, приводится p -значение статистики Филлипса – Перрона при автоматическом выборе числа лагов согласно работе [8]; $p(\text{AR})$ обозначает значимость гипотезы, что процесс описывается стандартной авторегрессионной моделью; c – величины порогов, для удобства переведенные из логарифмов в проценты: $c_{rs} = (\exp(C_{rs}) - 1) \cdot 100$; величины времени полураспада θ и θ^* даны в месяцах. Значимости, превышающие критический уровень 10%, выделены полужирным шрифтом.

В графе “Сравнение” проводится качественное сопоставление поведения стоимостей 25-продуктового набора (слева от косой черты) и уровней цен, построенных на основе индексов цен продовольственных товаров (справа от черты), согласно работе [1]. СТ означает, что соответствующий временной ряд стационарен относительно тренда, С – что ряд стационарен без тренда, прочерк – что ряд нестационарен. Для проведения такого сопоставления ряды стоимостей 25-продуктового набора были дополнительно проанализированы с помощью модели (1'), а ряды индексов цен – с помощью модели (1) с добавленной в ее правую часть константой.

Таблица 1

**Интеграция рынков экономических районов
с национальным рынком**

Район	Авторегрессионная модель				Пороговая модель			
	$p(\lambda=0)$	λ	θ	Сравнение	$p(AR)$	λ^*	$\bar{\theta}^*$	с. °о
С	0,151	-0.028	24,4	СТ / СТ	0,001	-0.107	6,1	10,0
СЗ	0,002	-0.232	2,6	С / С	0,000	-0.457	1,1	3,2
Ц	0,135	-0.055	12,2	- / С	0,039	-0.117	5,6	3,1
ВВ	0,405	-0.011	60,7	СТ / -	0,015	-0.272	2,2	16,1
ЦЧ	0,125	-0.028	24,8	СТ / -	0,015	-0.102	6,4	16,1
П	0,120	-0.041	16,5	СТ / С	0,023	0.272	2,2	13,3
СК	0,177	-0.053	12,8	СТ / СТ	0,004	-0.163	3,9	7,6
У	0,002	-0.198	3,1	С / СТ	0,006	-1.678	1,8	7,1
ЗС	0,000	-0.253	2,4	С / СТ	0,131	-0.642	0,7	3,3
ВС	0,135	-0.056	11,9	- / -	0,261	-0.822	0,4	19,8
ДВ	0,252	-0.007	96,8	- / -	0,000	-0.319	1,8	59,7

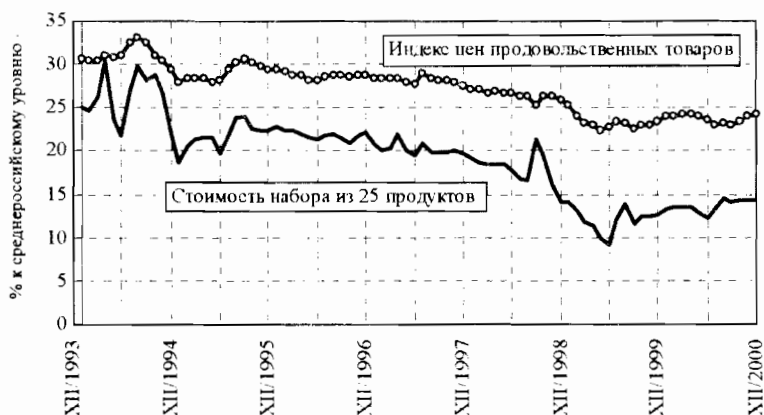
Примечание. В этой и последующих таблицах используются сокращенные наименования районов: С – Северный, СЗ – Северо-Западный, Ц – Центральный, ВВ – Волго-Вятский, ЦЧ – Центрально-Черноземный, П – Поволжский, СК – Северо-Кавказский, У – Уральский, ЗС – Западно-Сибирский, ВС – Восточно-Сибирский, ДВ – Дальневосточный.

Гипотеза нестационарности отклоняется лишь для трех из 11 экономических районов. Таким образом, только 27% районов интегрированы с остальной частью страны на временном промежутке 1994–2000 гг. Среднее по всем районам значение λ составляет $-0,087$ (от $-0,007$ до $-0,253$), а времени полураспада отклонений от равновесия – 7,6 мес.; θ колеблется по районам в пределах от 2,4 до 96,8 мес (здесь и далее средние величины времени полураспада получаются не усреднением, а по формуле (2) как $\bar{\theta} = \theta(\bar{\lambda})$, $\bar{\theta}^* = \theta(\bar{\lambda}^*)$).

При анализе динамики индекса цен картина была гораздо оптимистичнее: степень интеграции составила 64% (семь районов; на “укороченных” до конца 2000 г: рядах Центрально-Черноземный район, отнесенный в работе [1] к интегрированным, таковым не оказался). При этом среднее значение λ равно $-0,187$, что дает время полураспада, равное 3,8 мес; максимум θ составляет 5,8 мес. Однако стационарность без тренда (но все же при допущении константы) присуща только трем рядам, как и в случае 25-продуктового набора. С другой стороны, пять рядов стоимости набора стационарны относительно тренда, и если считать соответствующие районы интегри-

рованными, то всего их оказалось бы даже больше, чем в случае индекса цен, – восемь вместо семи. Но здесь, в отличие от индексов цен, можно уверенно сказать, что тренды присущи реальной динамике, а не появились из-за особенностей методики измерения цен.

При том, что число интегрированных районов при принятии одних и тех же критериев интегрированности для обоих измерителей уровня цен практически совпадает, совокупности районов, которые признаются интегрированными, заметно различаются. Да и сопоставление графиков динамики индекса цен и стоимости 25-продуктового набора (см. рисунок) показывает, что эти измерители дают очень разную картину поведения уровней цен продовольственных товаров. Поскольку такие графики, составленные по экономическим районам, весьма громоздки, на рисунке приведена обобщенная картина – поведение разброса уровней цен по стране, измеренного стандартным отклонением уровней от среднероссийского, принятого за 100%.



Разброс уровней цен продовольственных товаров

Как видно, если судить по индексу цен продовольственных товаров, изменения на рынке происходили гораздо медленнее, чем это показывает стоимость 25-продуктового набора. Скорее всего, индекс цен сглаживает динамику цен по сравнению с реальной (это подтверждается тем, что поведение цен отдельных продовольственных товаров гораздо более сходно с поведением стоимости 25-продуктового набора, чем с поведением индекса цен). Из рисунка также видно, что

индекс цен завышает межрегиональные различия. Довольно быстрое уменьшение разброса стоимостей 25-продуктового набора обязано тому, что тренды, как правило, направлены в сторону паритета цен. В случае индекса цен на такие тренды, вероятно, накладываются тренды противоположного направления, обусловленные отмеченными выше свойствами самого индекса, в результате чего создается впечатление о более медленном уменьшении разброса цен по регионам (экономическим районам).

Гипотеза о том, что имеется некоторый равновесный разрыв в ценах, т.е. что динамика цен описывается пороговой моделью (3), отклоняется в двух случаях – для Западно-Сибирского и Восточно-Сибирского районов. В первом случае это можно интерпретировать как отсутствие препятствий (в том числе и в виде транспортных издержек) для товарообмена между данным районом и остальной частью страны, во втором случае (поскольку авторегрессионная модель свидетельствует о нестационарности ряда) это говорит о том, что закон единой цены не выполняется даже с точностью до издержек арбитража. Относительно других районов следует полагать, что арбитраж выравнивает уровни цен продовольственных товаров в них со среднероссийским уровнем лишь до некоторого предела.

При учете издержек арбитража скорость затухания возмущений значительно возрастает: средняя величина λ^* по тем девяти районам, для которых пороговая модель не отвергается, равна $-0,387$ (при среднем по этим же районам значении λ , составляющем $-0,074$), т.е. θ^* в сравнении с θ оказывается впятеро меньше: 1,4 против 7,6 мес при диапазоне θ^* от 1,1 до 6,4 мес. Величины порогов c колеблются в пределах 2,9–59,7% при среднем значении 15,1%. Как и следовало ожидать, по величине порога на первом месте находится Дальневосточный экономический район, включающий такие труднодоступные регионы, как Якутия, Магаданская область, Камчатка и Сахалин.

Индекс цен, естественно, демонстрировал лучшую ситуацию. Для временных рядов за 1994–2000 гг. среднее значение λ^* составило $-0,414$. Это дает среднее значение θ^* равное 1,3 мес при диапазоне 0,2–3,9 мес (в отличие от расчетов, проведенных в работе [1], в которых пороговая спецификация была отвергнута для Северо-Кавказского района, на “укороченных” рядах она принимается для всех районов). Величина порога – от 0,2 до 3,6% при среднем значении 1,4%. Что удивительно, Дальневосточный район уступал по величине порога Волго-Вятскому и Уральскому районам, да и сами величины порогов представляются нереалистично низкими. Но если не удалять тренды,

т.е. использовать при оценке модели (3) P_{rst} , а не Q_{rst} , то среднее (по девяти районам, для которых принимается пороговая спецификация) время полураспада окажется равным 6,9 мес, а средний порог – равным 22,4%. Максимальный порог при этом отмечается для Восточно-Сибирского района (62,5%), а Дальневосточный район снова оказывается на третьем месте после, как ни странно, Северо-Кавказского.

ИНТЕГРАЦИЯ РЫНКОВ ЭКОНОМИЧЕСКИХ РАЙОНОВ

Рассмотрим теперь более детальную картину, которую дает анализ поведения разрывов между уровнями цен в каждой паре экономических районов. Его результаты приведены в табл. 2 (поскольку $P_{rst} = -P_{rst}$, в ней представлена только одна из таких пар).

Гипотеза нестационарности динамики цен отклоняется для 24 пар районов (правда, в ряде случаев p -значение теста Филлипса – Перрона незначительно превышает 10%, так что в этих случаях принятие гипотезы, возможно, обязано низкой мощности теста). Из их числа нужно исключить пару Поволжский район – Дальневосточный район, для которой отклонение гипотезы объясняется случайными причинами². Таким образом, имеется 23 пары интегрированных районов (из всех 55 пар), что дает степень интеграции, равную 42%. Эта величина заметно больше полученной при анализе интеграции экономических районов с национальным рынком в целом (27%).

Диапазон λ составляет от $-0,005$ до $-0,546$ при среднем (по всем парам районов) значении $-0,079$. В терминах времени полураспада отклонений от равновесия θ скорость сходимости характеризуется средней величиной 8,4 мес и диапазоном 0,9–142,2 мес. Наибольшие значения – от 47 мес и выше – θ принимает в парах, в которые входит Дальневосточный район. Единственное исключение составляет пара Центральный район – Волго-Вятский район, где время полураспада достигает 92 мес.

² Дело в том, что полученная для этой пары оценка $\lambda = -0,011$ имеет стандартную ошибку σ_λ , равную 0,010, и отклонение гипотезы $\lambda = 0$ обязано лишь тому, что отношение λ/σ_λ корректируется в тестовой статистике с учетом автокорреляции вплоть до 82-го порядка, т.е. на всем протяжении ряда (иначе говоря, при допущении, что соотношение цен в этих двух районах в 2000 г. испытывает влияние цен 1994 г.). К тому же другие тесты (в частности, расширенный тест Дикки – Фуллера) не подтверждают результат теста Филлипса – Перрона для данного временного ряда.

**Интеграция рынков экономических районов
друг с другом**

Пара районов	Авторегрессионная модель				Пороговая модель			
	$\rho(\lambda=0)$	λ	θ	Сравнение	$P(AR)$	λ	θ	с, %
1	2	3	4	5	6	7	8	9
С-СЗ	0,110	-0,033	20,6	-/-	0,043	-0,404	1,3	20,3
С-Ц	0,035	-0,035	19,3	С/-	0,000	-0,215	2,9	20,3
С-ВВ	0,171	-0,016	44,1	СТ/-	0,002	-0,283	2,1	33,2
С-ЦЧ	0,087	-0,023	29,2	С/СТ	0,001	-0,081	8,2	27,0
С-П	0,107	-0,028	24,6	СТ/СТ	0,016	-0,139	4,6	24,4
С-СК	0,190	-0,030	23,1	СТ/СТ	0,057	-0,118	5,5	19,6
С-У	0,155	-0,043	15,9	СТ/СТ	0,000	-0,459	1,1	18,6
С-ЗС	0,333	-0,032	21,6	СТ/С	0,054	-0,198	3,1	12,2
С-ВС	0,003	-0,223	2,8	С/С	0,064	-0,320	1,8	2,5
С-ДВ	0,523	-0,006	109,2	-/-	0,026	-0,526	0,9	35,9
СЗ-Ц	0,003	-0,237	2,6	С/С	0,001	-0,470	1,1	2,8
СЗ-ВВ	0,395	-0,030	22,5	СТ/СТ	0,002	-0,635	0,7	22,9
СЗ-ЦЧ	0,230	-0,044	15,4	-/С	0,000	-0,150	4,3	13,2
СЗ-П	0,104	-0,060	11,3	СТ/С	0,000	-0,397	1,4	14,8
СЗ-СК	0,109	-0,089	7,5	СТ/С	0,000	-0,314	1,8	10,5
СЗ-У	0,001	-0,258	2,3	С/С	0,054	-0,744	0,5	8,3
СЗ-ЗС	0,001	-0,227	2,7	С/С	0,000	-0,586	0,8	6,2
СЗ-ВС	0,057	-0,095	7,0	С/С	0,004	-0,328	1,7	21,8
СЗ-ДВ	0,203	-0,012	58,4	-/СТ	0,078	-0,514	1,0	65,9
Ц-ВВ	0,645	-0,008	91,2	СТ/С	0,232	-0,040	17,1	13,3
Ц-ЦЧ	0,393	-0,022	30,7	СТ/С	0,004	-0,125	5,2	14,6
Ц-П	0,275	-0,035	19,3	СТ/С	0,010	-0,659	0,6	20,8
Ц-СК	0,123	-0,046	14,9	СТ/СТ	0,001	-0,591	0,8	17,2
Ц-У	0,026	-0,115	5,7	С/С	0,032	-0,221	2,8	4,3
Ц-ЗС	0,033	-0,093	7,1	С/С	0,097	-0,292	2,0	8,5
Ц-ВС	0,071	-0,067	10,0	С/-	0,201	-1,042	0,2	21,8
Ц-ДВ	0,155	-0,012	59,2	-/-	0,000	-0,243	2,5	64,9
ВВ-ЦЧ	0,063	-0,091	7,2	С/-	0,011	-0,101	6,5	1,2
ВВ-П	0,006	-0,190	3,3	С/-	0,036	-0,809	0,4	8,0
ВВ-СК	0,002	-0,238	2,5	С/-	0,242	-0,982	0,2	8,9
ВВ-У	0,182	-0,039	17,4	СТ/С	0,001	-0,331	1,7	10,7
ВВ-ЗС	0,107	-0,039	17,4	СТ/-	0,001	-0,448	1,2	16,5
ВВ-ВС	0,289	-0,022	31,7	-/-	0,057	-0,068	9,8	15,7
ВВ-ДВ	0,279	-0,007	101,0	-/-	0,000	-0,844	0,4	92,3
ЦЧ-П	0,032	-0,136	4,7	С/С	0,030	-1,783	2,8	13,0
ЦЧ-СК	0,017	-0,165	3,9	С/-	0,018	-1,374	0,7	14,2
ЦЧ-У	0,078	-0,052	13,0	С/-	0,000	-0,077	8,7	5,3
ЦЧ-ЗС	0,031	-0,045	15,0	С/СТ	0,148	-0,313	1,8	24,9
ЦЧ-ВС	0,140	-0,025	27,5	СТ/СТ	0,032	-0,116	5,6	28,4
ЦЧ-ДВ	0,113	-0,011	63,3	СТ/-	0,000	-0,362	1,5	109,6

1	2	3	4	5	6	7	8	9
П-СК	0,000	-0,546	0,9	С / СТ	0,003	-0,952	0,2	3,0
П-У	0,031	-0,063	10,7	С -	0,000	-0,222	2,8	13,9
П-ЗС	0,025	-0,073	9,1	С / С	0,001	-0,192	3,2	9,2
П-ВС	0,145	-0,035	19,6	СТ / СТ	0,029	-0,094	7,0	14,8
П-ДВ	0,035?	-0,011	60,5	СТ / -	0,000	-0,313	1,8	88,7
СК-У	0,030	-0,118	5,5	С / -	0,000	-0,213	2,9	5,4
СК-ЗС	0,041	-0,076	8,7	С / С	0,000	-0,136	4,7	5,2
СК-ВС	0,202	-0,036	18,8	СТ / -	0,003	-0,191	3,3	20,8
СК-ДВ	0,203	-0,010	69,1	СТ / СТ	0,093	-0,255	2,4	79,5
У-ЗС	0,001	-0,275	2,2	С / -	0,000	-1,704	2,0	8,4
У-ВС	0,144	-0,060	11,1	- / -	0,000	-0,213	2,9	18,0
У-ДВ	0,345	-0,009	77,7	СТ / СТ	0,001	-1,029	0,2	66,7
ЗС-ВС	0,296	-0,036	18,7	СТ / С	0,012	-0,454	1,1	15,6
ЗС-ДВ	0,486	-0,005	142,2	СТ / СТ	0,000	-0,340	1,7	61,8
ВС-ДВ	0,378	-0,015	46,9	СТ / -	0,000	-0,272	2,2	41,1

Когда использовался индекс цен продовольственных товаров и тестировалась стационарность относительно тренда, интегрированными оказались 33 пары экономических районов, или 60% от общего числа пар (при пересчете на рядах за 1994–2000 гг. к 16 неинтегрированным парам, выявленным в работе [1], добавилось еще шесть: пары Северо-Кавказского района с Волго-Вятским, Центрально-Черноземным, Уральским, Восточно-Сибирским и пары Дальневосточного района с Северным и Центрально-Черноземным). Среднее значение λ при этом составило $-0,202$, что дает время полураспада, равное 3,1 мес (θ заключено в интервале 1,1–9,3 мес). Однако если не допускать наличие тренда, то интегрированными были бы только 18 пар районов. И наоборот, когда за критерий интегрированности принимается стационарность относительно тренда в рядах стоимостей 25-продуктового набора, получаем 43 пары интегрированных районов.

Гипотеза о наличии порога арбитража при использовании модели (3) отвергается в четырех случаях. При этом в одном случае (Центральный район – Волго-Вятский район) – в пользу нестационарного процесса, т.е. закон единой цены там не выполняется даже с точностью до издержек арбитража. В оставшихся трех случаях это означает, что издержки арбитража не играют роли в товарообмене между входящими в соответствующую пару районами, т.е. препятствия для арбитража здесь отсутствуют. Среднее по остальной 51 паре районов значение λ^* составляет $-0,429$ против $-0,078$ при усреднении λ по тем же парам. Среднее

время полураспада уменьшается с 8,4 до 1,2 мес, а диапазон сужается до 0,2–17,1 мес. Средний порог s составляет 25,1%, колеблясь по парам районов от 1,2 до 109,6%. Максимальные пороги – от 35,9 до 109,6% – имеют пары, включающие Дальневосточный район.

Когда анализировался индекс цен продовольственных товаров на рядах за 1994–2000 гг., пороговая спецификация была отвергнута в 12 случаях (в работе [1] – в 14 случаях). Среднее значение λ^* составило –0,473 (среднее θ^* равнялось 1,1 мес). Величины порогов были заключены в диапазоне 0,2–7,8% (максимум – у пары Восточно-Сибирский район – Дальневосточный район) при средней величине 2,8%. Если же не удалять тренды, то среднее время полураспада оказывается равным 2,5 мес, а средний порог – 36,4%.

Общая картина интеграции рынков экономических районов друг с другом дана в табл. 3, представляющей собой матрицу, строки и столбцы которой соответствуют районам r, s , а элементы – парам районов (r, s) . Знак “+” означает, что рынки районов r и s интегрированы между собой, а знак “–” – что они не интегрированы.

Таблица 3

Матрица интегрированности экономических районов

$r \backslash s$	С	СЗ	Ц	ВВ	ЦЧ	П	СК	У	ЗС	ВС	ДВ
С	–	–	+	–	+	–	–	–	–	+	–
СЗ	–	–	+	–	–	–	–	+	+	+	–
Ц	+	+	–	–	–	–	–	+	+	+	–
ВВ	–	–	–	–	+	+	+	–	–	–	–
ЦЧ	+	–	–	+	–	+	+	+	+	–	–
П	–	–	–	+	+	–	+	+	+	–	–
СК	–	–	–	+	+	+	–	+	+	–	–
У	–	+	+	–	+	+	+	–	+	–	–
ЗС	–	+	+	–	+	+	+	+	–	–	–
ВС	+	+	+	–	–	–	–	–	–	–	–
ДВ	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–

Хотя степень интегрированности невелика, имеется только один экономический район, который не интегрирован ни с одним из остальных, – Дальневосточный. Наряду с этим не обнаруживается клубов сходимости – групп районов, интегрированных между собой, но не интегрированных с районами, не входящими в группу. Это легко увидеть, если построить граф интеграции, вершины которого представ-

ляют районы, а наличие или отсутствие соединяющего их ребра определяется соответствующим элементом матрицы в табл. 3. Клубы сходимости имеют место, если такой граф распадается на изолированные подграфы (в данном случае имеем только изолированную вершину – Дальневосточный район). Любопытно в полученной картине то, что район может быть не интегрирован с соседними, но интегрирован с весьма отдаленными от него. Например, Восточно-Сибирский район не интегрирован с Западно-Сибирским, тогда как с Северным – интегрирован.

Рассмотрим теперь “сводные” величины, характеризующие интеграцию продовольственного рынка в целом (табл. 4). Они представляют собой средние величины оценок параметров моделей. Оценки, полученные при анализе интеграции рынков отдельных районов с остальной частью страны (из табл. 1), усреднены по всем районам, а полученные при анализе интеграции районов друг с другом (из табл. 2) – по всем парам районов. Степень интеграции представляет собой долю экономических районов (пар районов), для которых в модели (1) отклоняется гипотеза нестационарности.

Таблица 4

Обобщенные характеристики интеграции

Вид интеграции	$\bar{\lambda}$	$\bar{\theta}$	$\bar{\lambda}^*$	$\bar{\theta}^*$	\bar{c}	Степень интеграции. %
С национальным рынком	-0,087	7,6	-0,387	1,4	15,1	27
Между районами	-0,078	8,4	-0,429	1,2	25,1	42

Как видно из табл. 4, анализ интеграции экономических районов и с остальной частью страны, и между собой дает близкие результаты, за исключением величин порогов \bar{c} . Однако оценки степени интеграции существенно – в 1,5 раза – расходятся. Но и в том, и в другом случае исходя из принятой меры интегрированности можно заключить, что российский продовольственный рынок интегрирован слабо. Скорость возврата к “идеальному” пространственному равновесию (точному равенству уровней цен) в среднем характеризуется временем полураспада отклонений от равновесия, равным примерно 8 мес.

Если принять во внимание “неидеальность” равновесия (допустив наличие неустраняемого ценового разрыва, обусловленного пре-

пятствиями товарообмену), то скорость возврата к такому равновесию оказывается гораздо большей, немного превышающей 1 мес. Общий эффект препятствий товарообмену между экономическими районами характеризуется величиной, составляющей 25% от уровня цен продовольственных товаров. При более агрегированном представлении рынка, когда ценовой разрыв берется относительно среднероссийского уровня цен, она составляет 15%. Обе величины довольно значительны и свидетельствуют о серьезных препятствиях межрегиональному товарообмену. При анализе индекса цен продовольственных товаров в расчетах, приведенных в работе [1], средние пороги составили 1,5–2,7% (примерно такой же результат получен на “укороченных” временных рядах). Такие значения представляются нереалистично низкими. Скорее всего, занижены они из-за того, что вместе с трендом из ценовых разрывов было исключено и среднее, в определенной мере заключающее в себе эффект порогов.

Можно было бы ожидать, что низкая скорость возврата к равновесию связана с наличием значительных препятствий арбитражу. Тогда чем больше значение θ_{ii} в авторегрессионной модели (1), тем больше должна быть величина c_{ii} в пороговой модели (3). И действительно, коэффициент корреляции между ними составляет 0,89 для оценок, приведенных в табл. 1, и 0,74 для оценок, приведенных в табл. 2 (в расчетах, представленных в работе [1], такая связь проявлялась гораздо слабее, коэффициенты корреляции равнялись 0,47–0,54). Если в транзакционных издержках арбитража основную долю составляют транспортные затраты, то величина c_{ii} должна быть тем больше, чем больше расстояние между экономическими районами r и s . Однако такая зависимость не наблюдается. Так, порог между соседними Западно-Сибирским и Восточно-Сибирским районами составляет 15,6%, тогда как между Северным и Восточно-Сибирским – лишь 2,5%. Отсюда следует, что пороги обязаны не столько удаленности районов, сколько искусственным препятствиям межрегиональной торговле – региональному протекционизму, местному регулированию цен, действиям преступных группировок и т.д.

* * *

Сопоставление результатов, полученных при анализе динамики индексов цен продовольственных товаров и стоимости набора из 25 продуктов питания, показывает, что индекс цен является довольно плохим представителем цен на рынке. Поскольку товары, входящие в 25-продуктовый набор, в большой мере определяют стоимость со-

вокушности продовольственных товаров, охваченных индексом цен, картины интеграции, полученные в работе [1] и в настоящей работе, должны в той или иной степени согласовываться друг с другом. Однако они оказались совершенно разными. Как обнаружено, тренды реально присутствуют в динамике цен. Но используя индекс цен, невозможно разделить реальный тренд и тренд фиктивный, обусловленный самими свойствами индекса цен. Поэтому в любом случае, оставляя ли тренды во временных рядах индекса цен или удаляя их, мы получим искаженное описание поведения цен, а следовательно, малодостоверную картину интеграции рынка.

Результаты анализа, основанного на использовании показателей стоимости 25-продуктового набора, говорят о слабой интегрированности российского рынка продовольственных товаров на интервале 1994–2000 гг. С одной стороны, мала сама степень интеграции рынка, а с другой – довольно высоки межрайонные барьеры. Но есть ряд обстоятельств, позволяющих заключить, что на самом деле картина не столь пессимистична.

Как оказалось, кризис 1998 г. вызвал во многих регионах скачкообразное изменение динамики цен (этот структурный скачок ясно виден на приведенном выше рисунке). А такой скачок будет восприниматься моделью (1) как тренд, что смещает тест в сторону принятия гипотезы нестационарности ряда. Чтобы устранить это, нужно включить в модель переменную, описывающую скачок, и тогда число пар интегрированных районов (а возможно, и районов, интегрированных с национальным рынком) увеличится.

Главное, однако, в другом. Хотя анализ основывается на временных рядах, он дает статическую картину, период 1994–2000 гг. в нем берется как целое. Но на протяжении этого периода на рынке продовольственных товаров происходили существенные изменения. Как упоминалось, тренды в парах неинтегрированных районов в большинстве случаев направлены в сторону паритета цен, другими словами, разрыв в ценах между этими районами со временем уменьшается. Отсюда можно предположить, что хотя районы и не интегрированы на рассматриваемом промежутке времени, они движутся к интеграции. И действительно, анализ динамики интеграции, проведенный на тех же данных в работе [9], показывает, что интеграция с течением времени усиливается. Однако линейный тренд вида (1') не является адекватной моделью сходимости цен: после достижения равенства цены в паре районов начнут расходиться, $P_{i,j}$ поменяет знак и будет расти по абсолютной величине. Нужен иной путь, т.е. в дополнение

к двум общепринятым классам временных рядов, стационарных и нестационарных, следует ввести класс нестационарных рядов, стремящихся к стационарности. Это и будет соответствовать неинтегрированным районам, движущимся к интеграции. Анализ таких рядов требует нелинейных эконометрических моделей (с затухающим трендом).

Закономерное изменение различия цен между районами означает, что пороги s не являются постоянными во времени. И тогда пороговая модель (3) дает чересчур грубое описание поведения цен. Не исключено, что ее можно модифицировать, сделав пороги динамическими (например, изменяющимися по какому-либо закону), но это представляется маловероятным из-за трудностей оценки такой модели.

Следует сказать, что вообще описанные в литературе модели, применяемые для анализа интеграции рынков, предполагают устоявшийся характер экономики (более узко – динамики цен) и дают ответ типа “все или ничего”: либо рынок интегрирован, либо нет. Инструментарий для промежуточного случая отсутствует. Но именно такой случай и является характерным для переходной экономики (собственно, это и есть один из аспектов “перехода”). Для нее важно не столько установить, интегрирован ли рынок, сколько определить, движется ли он в направлении интеграции.

Анализ интеграции с использованием инструментария, более адекватного как переходному характеру экономики (выявление тенденции к интеграции), так и особенностям динамики цен в России (учет структурного скачка, вызванного кризисом 1998 г.), составляет предмет наших дальнейших исследований.

Литература

1. Глущенко К.П. Эконометрический анализ интегрированности российского внутреннего рынка // Регион: экономика и социология. – 2002. – № 3.
2. Глущенко К.П. Потребительские цены в России в 1992–2000 гг.: пространственный аспект // Регион: экономика и социология. – 2001. – № 2.
3. Глущенко К.П. Индексы цен в западно-сибирских регионах // Вестн. Новосибирск. гос. ун-та. Сер.: Социально-экономические науки. – 2001. – Т. 1, вып. 2.
4. Obstfeld M., Taylor A.M. Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited // Journ. of the Japan. and Intern. Economies. – 1997. – V. 11.
5. Методологические положения по статистике. – М.: Госкомстат России, 1996. – Вып. 1.

6. **Masi P., de, Koen V.** Relative price convergence in Russia // IMF Working Paper. – 1995. – No. WP/95/54.
7. **Канторович Г.Г.** Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2002. – № 3.
8. **Newey W., West K.** Automatic lag selection in covariance matrix estimation // Review of Economic Studies. – 1994. – V. 61, No. 4.
9. **Gluschenko K.** Market integration in Russia during the transformation years // Economics of Transition. – 2003. – V. 11, No. 3.

© Глущенко К.П., Конева А.Ю., 2004
