

Закон единой цены в российском экономическом пространстве¹

Приняв в качестве критерия интегрированности рынка выполнение закона единой цены, автор анализирует пространственную структуру интеграции российского рынка на основе временных рядов цен потребительских товаров по регионам страны. Предпринята попытка объяснить полученную картину, идентифицируя факторы, обуславливающие межрегиональные различия цен.

Ключевые слова: интеграция рынков, препятствия интеграции, российские регионы, пороговая авторегрессия.

1. Введение

Обобщив особенности динамики цен в странах с переходной экономикой, В. Коэн и П. де Маззи [Koen, de Masi (1997)] обнаружили, что либерализация цен, как правило, сопровождалась нарастанием их межрегиональных различий, причем спустя некоторое время цены на потребительские товары в разных регионах начинали сближаться. И действительно, в работе [Gluschenko (2003)] выявлено, что вторая половина 1994 г. явилась поворотным пунктом от процесса нарастания различий цен между регионами России к процессу усиления интеграции национального рынка. Очевидно, что интеграция российского рынка пространственно неоднородна: так, одни регионы могут быть интегрированы с рынком страны, а другие — нет (например, труднодоступные регионы вносят заметный вклад в сегментацию рынка страны). Однако использование пространственных рядов (cross sections) цен в указанной работе не позволило детально выявить пространственную структуру интеграции, поскольку оно давало усредненную картину по всем регионам.

Анализ этой структуры и является целью настоящей статьи. Исследование опирается на эконометрический анализ временных рядов цен в 75 регионах России за 1994–2000 гг. (результаты дополнительных направлений статистического анализа содержатся в предварительном варианте данной статьи [Gluschenko (2004)]). Рассматривается интеграция рынка каждого региона с национальным рынком.

В качестве критерия интегрированности принято выполнение закона единой цены, согласно которому при отсутствии любых препятствий движению товара между географическими сегментами пространственно разделенного рынка (в нашем случае, регионами) на всех них должна установиться одна и та же цена товара (имеются в виду мобильные товары, т. е. способные обращаться между сегментами такого рынка) [Кругман, Обстфельд (1997), с. 400].

¹ Работа выполнена при финансовой поддержке Консорциума экономических исследований и образования (EERC), проект № 02–0961.

2. Методика анализа

Совершенная интеграция пространственно рассредоточенного рынка товаров означает отсутствие препятствий движению товаров между его пространственными сегментами — регионами страны. А отсутствие препятствий межрегиональному товарообмену и является условием выполнения закона единой цены, характеризующего пространственное равновесие, механизмом поддержания которого может являться товарный арбитраж.

Таким образом, закон единой цены можно использовать в качестве теоретической точки отсчета при эмпирическом анализе интеграции внутреннего рынка.

Введем следующие обозначения:

r, s — индексы регионов;

t — время ($t = 0, \dots, T$);

p_{rt} — цена товара в регионе;

$P_{rt} = \ln p_{rt}$, $P_{rst} = P_{rt} - P_{st} = \ln(p_{rt}/p_{st})$ — процентный дифференциал цен.

Тогда закон единой цены выражается соотношением:

$$P_{rst} = 0.$$

В действительности же из-за случайных возмущений ν_{rst} будет наблюдаться соотношение:

$$P_{rst} = \nu_{rst},$$

Это соотношение позволяет свести задачу проверки выполнения закона единой цены к тестированию стационарности P_{rst} (т.е. к вопросу о том, действительно ли ν_{rst} является временным отклонением от равновесия) или, что эквивалентно, к проверке того, являются ли временные ряды $\{P_{rt}\}_{t=0, \dots, T}$ и $\{P_{st}\}_{t=0, \dots, T}$ коинтегрированными рядами с заданным коинтегрирующим вектором $(1, -1)$.

Считая случайные возмущения ν_{rst} авторегрессионным процессом первого порядка

$$\nu_{rst} = (\lambda_{rs} + 1)\nu_{rs,t-1} + \epsilon_{rst},$$

где ϵ_{rst} — белый шум, приходим к эконометрической версии теоретического соотношения $P_{rst} = 0$, которая является известной моделью AP (1):

$$P_{rst} = \rho_{rs}P_{rs,t-1} + \epsilon_{rst}.$$

Анализируемый ряд стационарен, если $|\rho_{rs}| < 1$. При этом эффект случайных возмущений (преобразованных в белый шум) затухает во времени, т.е. величина P_{rst} постоянно стремится вернуться к пространственному равновесию $P_{rst} = 0$. Это означает, что закон единой цены выполняется (статистически), и, следовательно, регионы r и s интегрированы друг с другом. Если же рассматриваемый ряд имеет единичный корень, $|\rho_{rs}| = 1$, он нестационарен, и тогда возмущения оказывают необратимое воздействие, уводя цены все дальше от пространственного равновесия.

Далее для удобства будем использовать модель AP (1), преобразованную в эквивалентный вид:

$$\Delta P_{rst} = \lambda_{rs}P_{rs,t-1} + \epsilon_{rst} \quad (t = 1, \dots, T; r \text{ и } s \text{ фиксированы}), \quad (1)$$

где Δ — оператор первой разности ($\Delta P_{rst} \equiv P_{rst} - P_{rs,t-1}$); $\lambda_{rs} = \rho_{rs} - 1$. Тогда ряд стационарен при $-2 < \lambda_{rs} < 0$ и нестационарен при $\lambda_{rs} = 0$ или $\lambda_{rs} = -2$.

Для тестирования временных рядов на единичный корень, т.е. проверки гипотезы

$$H_0: \lambda_{rs} = 0 \text{ или } \lambda_{rs} = -2 \text{ (против } -2 < \lambda_{rs} < 0),$$

использован тест Филлипса—Перрона с 3 лагами (данная величина определена с помощью предложенного в [Newey, West (1994)] метода для временного ряда с 83 наблюдениями). Ряд считается стационарным, если гипотеза H_0 отклоняется на уровне значимости 10%. Оценка λ_{rs} интерпретируется как скорость возврата к пространственному равновесию, т.е. скорость затухания отклонений от закона единой цены. Рассчитывается также более наглядная производная характеристика — «время полузатухания» отклонений:

$$\theta_{rs} \equiv \theta(\lambda_{rs}) = \ln(0,5) / \ln(1 + \lambda_{rs}). \quad (2)$$

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

Строгий закон единой цены $P_{rst} = 0$ слишком жестким. Согласно этому закону принимается, что товарный арбитраж сводит межрегиональные различия цен точно к нулю. Более реалистично предположить, что существуют трансакционные издержки арбитража, препятствующие такому точному выравниванию цен. Когда различие цен становится меньше этих издержек («порога арбитража»), арбитраж оказывается невыгодным и перестает действовать. Исходя из этих соображений, приходим к слабому варианту закона единой цены:

$$C_{(-)rs} \leq P_{rst} \leq C_{(+)rs},$$

где

$$C_{(-)rs} = \ln(1 - c_{rs}), \quad C_{(+)rs} = \ln(1 + c_{rs});$$

c_{rs} — трансакционные издержки арбитража, выраженные в процентах к цене (отметим, что $C_{(-)rs} < 0, C_{(+)rs} > 0$).

Слабый закон единой цены допускает, что цены в регионах r и s могут постоянно различаться на величину, заключенную в интервале $[C_{(-)rs}, C_{(+)rs}]$; пространственным равновесием является весь этот интервал. Как правило, принимается, что «пороги арбитража» симметричны: $C_{(-)rs} = -C_{(+)rs}$. Однако теоретические соображения приводят к необходимости использования асимметричных порогов. Эти соображения изложены в Приложении.

В качестве эконометрической модели слабого закона единой цены принята пороговая авторегрессионная модель (ПАР). В предположении, что динамика дифференциала цен является комбинацией двух составляющих — заведомо стационарного процесса вне интервала $[C_{(-)rs}, C_{(+)rs}]$ и произвольного внутри этого интервала, пороговая модель явно разделяет эти составляющие:

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

$$-2 < \lambda_{rs}^* < 0$$

($t = 1, \dots, T$; r и s фиксированы).

Для оценки и тестирования модели (3) применен несколько модифицированный алгоритм, предложенный в [Obstfeld, Taylor (1997)], который основан на методе максимального правдоподобия. Его суть состоит в полном переборе возможных значений порога с использованием логарифма отношения функций правдоподобия (*LLR*) пороговой и авторегрессионной моделей в качестве критерия. Допустимые значения порога устанавливаются так, чтобы множества $\{P_{rst}\} \in [C_{(-)rs}, C_{(+)rs}]$ и $\{P_{rst}\} \notin [C_{(-)rs}, C_{(+)rs}]$ содержали не менее 15% наблюдений. Тест на пороговый эффект является по сути тестом спецификации (3) против (1). Поскольку модель (3) подразумевает, что отклонения от слабого закона единой цены сходятся к внешним границам интервала отсутствия арбитража $[C_{(-)rs}, C_{(+)rs}]$, а не к нулю, то при отсутствии стационарного процесса вне этого интервала спецификация ПАР отвергается в пользу АР (1) с единичным корнем. В качестве тестовой статистики также используется *LLR*. Для оценки ее значимости (*p*-значения) применена процедура модельно-ориентированного бутстрепа с 1000 повторениями. Далее этот тест, основанный на статистике *LLR*, будем называть *LLR*-тестом.

Результатами являются оценки λ_{rs}^* и порога $C_{(+)rs}$ или $C_{(-)rs}$, что одно и то же, так как верхний и нижний пороги функционально зависимы (см. Приложение). Время полужатухания отклонений для пороговой модели рассчитывается по формуле (2) с λ_{rs}^* вместо λ_{rs} :

$$\theta_{rs}^* = \theta(\lambda_{rs}^*).$$

Для удобства интерпретации оцененные пороги из логарифмической формы преобразуются в относительную следующим образом:

$$c_{rs} \equiv c(C_{(-)rs}) = 1 - \exp(C_{(-)rs}) = \exp(C_{(+)rs}) - 1. \tag{4}$$

Порог представляет собой общий эффект всех помех торговле между регионами *r* и *s*. Но, согласно определению в начале данного раздела, интегрированному рынку присуще именно отсутствие таких помех. Следовательно, в общем случае, если пороговый эффект не отвергается, это не свидетельствует об интеграции между регионами *r* и *s*. Поэтому основная цель данного направления анализа состоит именно в оценке общего эффекта факторов, препятствующих интеграции регионов.

Здесь нужна оговорка. Конечно, совершенная интеграция в действительности не наблюдается (во всяком случае не как обычный случай). Например, в ряде работ обнаружено, что разброс цен между городами США сильно зависит от расстояния. Поэтому для большей реалистичности критерий интегрированности рынка следовало бы ослабить, допустив наличие «естественных», неустранимых помех межрегиональному товарообмену, таких как физические расстояния и труднодоступность ряда регионов. Но это требует знания причин возникновения трансакционных издержек арбитража в конкретной паре регионов: когда пороговый эффект не отвергается, регионы *r* и *s* можно было бы считать интегрированными только если c_{rs} есть не что иное, как стоимость транспортировки товара между *r* и *s* (и/или эффект труднодоступности региона). К сожалению, для отдельного региона (как и для отдельной пары регионов) установить это невозможно.

3. Исходные данные

В качестве показателя, представляющего цены на рынке, использована стоимость набора из 25 основных продуктов питания (принятого Госкомстатом России в качестве стандартного в период с января 1997 г. по июнь 2000 г.). Этот набор охватывает примерно треть продовольственных товаров, учитываемых в российском индексе потребительских цен (ИПЦ), но, в отличие от ИПЦ, веса в нем постоянны во времени и по регионам. Состав и структура набора приведены в [Методологические положения по статистике (1996)]. Стоимости набора были получены непосредственно в Госкомстате России (значения до 1997 г. рассчитаны по запросу автора, что же касается периода с июля по декабрь 2000 г., то Госкомстат продолжал определять этот показатель, хотя уже и не публиковал его).

Цены товаров, входящих в набор, регистрировались в административных центрах регионов, поэтому пространственная выборка не включает Московскую и Ленинградскую области, так как их центры одновременно являются отдельными субъектами Российской Федерации. Кроме того, отсутствуют полные данные по всем десяти автономным округам, Чеченской Республике и Республике Ингушетии.

Таким образом, пространственная выборка включает 75 из 89 регионов страны. Данные имеют месячную периодичность и охватывают период с января 1994 г. по декабрь 2000 г., т.е. временная выборка включает 84 наблюдения ($T = 83$, начиная с $t = 0$).

В использованных временных рядах имеются пропуски. Для того чтобы заполнить их, отсутствующие цены интерполировались с помощью региональных месячных индексов цен продовольственные товары. Интерполированная величина цены $p_r(t)$ представляет собой среднее арифметическое ближайшей предшествующей цены, инфлированной до нужного момента t , и ближайшей следующей цены, дефлированной до t . Пусть известны цены в моменты времени $t - m$, $t + n$ и

$$\pi_r(\tau) = \bar{p}_r(\tau) / \bar{p}_r(\tau - 1)$$

— индекс цен продовольственных товаров в месяце τ в регионе r (где $\bar{p}_r(\cdot)$ — общий уровень цен продовольственных товаров).

Тогда интерполированная цена рассчитывается как

$$p_r(t) = \frac{1}{2} \left(p_r(t - m) \cdot \pi_r(t - m + 1) \cdot \dots \cdot \pi_r(t) + \frac{p_r(t + n)}{\pi_r(t + n) \cdot \pi_r(t + n - 1) \cdot \dots \cdot \pi_r(t + 1)} \right).$$

Например, если пропущено наблюдение за один месяц, его восстановленное значение имеет вид

$$p_r(t) = (p_r(t - 1) \cdot \pi_r(t) + p_r(t + 1) / \pi_r(t + 1)) / 2.$$

Из 75 регионов можно составить 2775 их пар. Чтобы сделать результаты обозримыми, в качестве «точки отсчета» взята Россия в целом. Таким образом, в дальнейшем рассматривается интеграция каждого региона с национальным рынком в целом, и используются только пары «регион—Россия» вместо всех пар регионов, т.е. индекс s в приведенных выше соотношениях (1)–(4) фиксирован и принят равным нулю. При этом P_{0t} обозначает цены по России в целом, тогда $P_{rt} = P_{rt} - P_{0t}$ — отклонение цены в регионе от средней по стране или же цена в регионе относительно среднероссийской.

4. Результаты анализа

В таблице 1 приведены оценки, характеризующие интеграцию каждого отдельного региона с национальным рынком в целом, которые получены с помощью авторегрессионной и пороговой моделей. В скобках указаны стандартные отклонения оценок, $p(\lambda = 0)$ и $p(AR)$ — p -значения теста Филлипса-Перрона и LLR -теста соответственно; p -значения, превосходящие 10-процентный уровень значимости, выделены полужирным шрифтом. Регионы упорядочены по убыванию $|\lambda_{10}|$.

Таблица 1

Проверка выполнения строгого и слабого вариантов закона единой цены

Регион	Авторегрессионная модель (1)			Пороговая модель (3)			
	$p(\lambda = 0)$	λ	θ , месяцев	$p(AR)$	λ^*	θ^* , месяцев	c , %
Челябинская обл.	0,000	-0,698 (0,105)	0,6	0,000	-1,902 (0,402)	6,7	6,1
Новгородская обл.	0,000	-0,469 (0,092)	1,1	0,040	-0,637 (0,140)	0,7	1,8
Респ. Алтай	0,000	-0,401 (0,088)	1,4	0,003	-1,430 (0,418)	0,8	8,5
Самарская обл.	0,000	-0,376 (0,087)	1,5	0,332	-0,825 (0,146)	0,4	4,7
Респ. Бурятия	0,001	-0,276 (0,075)	2,1	0,000	-0,798 (0,238)	0,4	10,8
Томская обл.	0,001	-0,252 (0,071)	2,4	0,062	-0,675 (0,145)	0,6	6,1
Кемеровская обл.	0,000	-0,237 (0,058)	2,6	0,161	-0,418 (0,091)	1,3	3,6
Новосибирская обл.	0,000	-0,234 (0,059)	2,6	0,078	-0,509 (0,289)	1,0	7,3
Пермская обл.	0,006	-0,204 (0,067)	3,0	0,001	-1,200 (0,179)	0,4	5,7
Санкт-Петербург	0,018	-0,182 (0,066)	3,5	0,012	-0,649 (0,103)	0,7	7,0
Респ. Дагестан	0,014	-0,178 (0,062)	3,5	0,222	-0,332 (0,093)	1,7	5,8
Респ. Хакасия	0,013	-0,157 (0,058)	4,1	0,012	-0,264 (0,097)	2,3	3,9
Вологодская обл.	0,016	-0,157 (0,061)	4,0	0,006	-1,053 (0,372)	0,2	6,5
Астраханская обл.	0,032	-0,150 (0,057)	4,3	0,000	-0,193 (0,050)	3,2	2,6
Красноярский край	0,013	-0,145 (0,055)	4,4	0,056	-0,158 (0,064)	4,0	1,1
Амурская обл.	0,015	-0,129 (0,048)	5,0	0,000	-0,482 (0,607)	1,1	22,8
Тверская обл.	0,020	-0,128 (0,050)	5,0	0,000	-0,273 (0,165)	2,2	9,6
Респ. Калмыкия	0,056	-0,118 (0,051)	5,5	0,563	-0,637 (0,523)	0,7	18,5
Оренбургская обл.	0,052	-0,116 (0,052)	5,6	0,017	-0,342 (0,154)	1,7	15,8
Волгоградская обл.	0,022	-0,116 (0,047)	5,6	0,001	-0,185 (0,055)	3,4	3,7
Иркутская обл.	0,042	-0,113 (0,050)	5,8	0,001	-0,808 (0,233)	0,4	18,8
Свердловская обл.	0,064	-0,108 (0,052)	6,0	0,000	-0,238 (0,100)	2,5	3,7
Архангельская обл.	0,068	-0,104 (0,046)	6,3	0,000	-0,729 (1,185)	0,5	20,9
Калининградская обл.	0,032	-0,103 (0,046)	6,4	0,007	-0,271 (0,146)	2,2	15,7
Краснодарский край	0,082	-0,103 (0,047)	6,4	0,000	-0,295 (0,068)	2,0	9,5
Ивановская обл.	0,086	-0,092 (0,045)	7,2	0,084	-0,126 (0,063)	5,1	2,6
Курганская обл.	0,032	-0,089 (0,039)	7,4	0,000	-0,397 (0,095)	1,4	11,5
Тюменская обл.	0,066	-0,089 (0,046)	7,4	0,171	-0,110 (0,129)	5,9	8,8
Респ. Северная Осетия	0,074	-0,082 (0,040)	8,1	0,203	-0,115 (0,048)	5,6	3,8
Респ. Карачаево-Черкесия	0,146	-0,080 (0,044)	8,3	0,001	-0,155 (0,052)	4,1	6,0

Продолжение табл. 1

К. П. Глуценко

Регион	Авторегрессионная модель (1)			Пороговая модель (3)			
	$\rho(\lambda=0)$	λ	θ , месяцев	$\rho(AR)$	λ^*	θ^* , месяцев	c , %
Ярославская обл.	0,104	-0,078 (0,043)	8,6	0,032	-0,247 (0,072)	2,4	6,2
Респ. Кабардино-Балкария	0,081	-0,076 (0,043)	8,8	0,002	-0,076 (0,082)	8,8	6,8
Калужская обл.	0,040	-0,076 (0,038)	8,7	0,000	-0,124 (0,117)	5,2	9,4
Респ. Коми	0,119	-0,075 (0,041)	8,8	0,001	-0,165 (0,082)	3,8	6,9
Респ. Башкортостан	0,104	-0,074 (0,042)	9,0	0,003	-0,197 (0,073)	3,2	8,9
Респ. Карелия	0,079	-0,069 (0,036)	9,7	0,001	-0,227 (0,080)	2,7	7,9
Курская обл.	0,057	-0,066 (0,033)	10,1	0,066	-0,118 (0,043)	5,5	7,9
Омская обл.	0,104	-0,065 (0,035)	10,3	0,012	-0,197 (0,141)	3,2	13,1
Саратовская обл.	0,101	-0,064 (0,036)	10,4	0,039	-0,244 (0,106)	2,5	12,8
Смоленская обл.	0,103	-0,064 (0,035)	10,5	0,000	-0,509 (0,418)	1,0	25,7
Владимирская обл.	0,204	-0,063 (0,039)	10,7	0,000	-0,094 (0,051)	7,0	5,4
Ставропольский край	0,179	-0,060 (0,036)	11,2	0,033	-0,182 (0,065)	3,4	8,5
Респ. Адыгея	0,174	-0,058 (0,034)	11,6	0,318	-0,478 (0,140)	1,1	20,6
Псковская обл.	0,200	-0,055 (0,037)	12,2	0,000	-0,146 (0,054)	4,4	5,3
Белгородская обл.	0,216	-0,054 (0,035)	12,4	0,063	-0,108 (0,049)	6,1	10,0
Удмуртская Респ.	0,196	-0,053 (0,035)	12,9	0,387	-0,179 (0,074)	3,5	8,7
Ростовская обл.	0,185	-0,051 (0,032)	13,3	0,001	-0,324 (0,077)	1,8	13,3
Нижегородская обл.	0,160	-0,050 (0,034)	13,6	0,019	-0,183 (0,071)	3,4	6,9
Алтайский край	0,253	-0,042 (0,033)	16,2	0,000	-1,443 (0,258)	0,9	20,6
Воронежская обл.	0,037	-0,042 (0,022)	16,3	0,170	-0,295 (0,169)	2,0	37,0
Респ. Татарстан	0,107	-0,041 (0,025)	16,6	0,016	-0,274 (0,072)	2,2	24,0
Рязанская обл.	0,206	-0,036 (0,030)	19,0	0,012	-0,349 (0,205)	1,6	13,4
Ульяновская обл.	0,016	-0,035 (0,017)	19,4	0,002	-0,301 (0,129)	1,9	49,0
Приморский край	0,310	-0,034 (0,027)	20,2	0,028	-0,091 (0,046)	7,2	23,4
Орловская обл.	0,106	-0,033 (0,021)	20,5	0,000	-0,341 (0,184)	1,7	30,4
Брянская обл.	0,115	-0,032 (0,021)	21,1	0,000	-0,337 (0,193)	1,7	21,6
Костромская обл.	0,314	-0,032 (0,032)	21,2	0,150	-0,138 (0,063)	4,7	7,5
Сахалинская обл.	0,287	-0,032 (0,025)	21,6	0,178	-0,099 (0,077)	6,6	41,4
Респ. Тыва	0,275	-0,032 (0,027)	21,5	0,055	-0,112 (0,052)	5,8	10,9
Еврейская авт. обл.	0,080	-0,031 (0,019)	21,8	0,006	-0,323 (0,110)	1,8	19,1
Кировская обл.	0,303	-0,027 (0,024)	25,3	0,069	-0,738 (0,425)	0,5	20,4
Респ. Саха (Якутия)	0,405	-0,027 (0,025)	25,0	0,293	-1,739 (0,757)	2,3	53,7
Читинская обл.	0,193	-0,026 (0,020)	26,1	0,023	-0,186 (0,123)	3,4	20,9
Липецкая обл.	0,237	-0,026 (0,021)	26,2	0,003	-0,621 (0,291)	0,7	27,3
Пензенская обл.	0,286	-0,026 (0,024)	26,4	0,001	-0,649 (0,284)	0,7	21,2
Тульская обл.	0,303	-0,026 (0,023)	26,7	0,554	-0,527 (0,189)	0,9	25,9
Тамбовская обл.	0,299	-0,025 (0,024)	27,1	0,000	-0,099 (0,055)	6,6	12,8
Респ. Мордовия	0,294	-0,022 (0,020)	31,4	0,154	-0,100 (0,047)	6,6	15,7

Окончание табл. 1

Регион	Авторегрессионная модель (1)			Пороговая модель (3)			
	$\rho(\lambda=0)$	λ	θ , месяцев	$\rho(AR)$	λ^*	θ^* , месяцев	c , %
Хабаровский край	0,247	-0,021 (0,018)	33,5	0,001	-0,585 (0,199)	0,8	27,2
Мурманская обл.	0,222	-0,018 (0,015)	38,3	0,043	-0,124 (0,062)	5,2	22,3
Респ. Марий Эл	0,332	-0,014 (0,015)	48,5	0,245	-0,212 (0,116)	2,9	28,8
Чувашская Респ.	0,425	-0,010 (0,014)	65,8	0,200	-0,119 (0,055)	5,5	20,1
Магаданская обл.	0,258	-0,009 (0,008)	77,4	0,051	-0,092 (0,127)	7,2	53,7
Камчатская обл.	0,531	-0,006 (0,011)	114,4	0,202	-0,450 (0,155)	1,2	50,0
Москва	0,661	-0,003 (0,016)	228,4	0,369	-0,276 (0,135)	2,1	20,7
Среднее		-0,101	6,5		-0,408	1,3	14,8
Среднее по r с $\rho(AR) \leq 0,1$					-0,414	1,3	13,3

Из всех 75 регионов гипотеза интегрированности региона (с точки зрения строгого закона единой цены) с национальным рынком отвергается для 39. Таким образом, только менее половины, а именно 48% регионов можно считать интегрированными с остальной частью страны. Принимая во внимание низкую мощность теста на единичный корень, можно полагать, что есть еще ряд интегрированных регионов, но тест не в состоянии установить это. Если добавить регионы с оценками, недалеко ушедшими за грань значимости, а именно имеющие p -значения λ_{j0} не выше 0,12 (9 регионов), степень интеграции увеличится до 60%, что не намного лучше.

Обращение к пространственной картине интеграции свидетельствует о том, что основная часть неинтегрированных регионов сосредоточена в Центральной России. В Центральном экономическом районе только 4 интегрированных региона из 12, все регионы Волго-Вятского района неинтегрированы, и имеется еще ряд регионов, примыкающих к этой «зоне неинтегрированности». Такая картина довольно неожиданна, поскольку это, главным образом, небольшие регионы с относительно малыми расстояниями между ними; кроме того, в данной части страны хорошо развита транспортная инфраструктура.

Можно предположить, что именно дробное административно-территориальное деление Центральной России способствует сегментации рынка: чем больше региональных границ и губернаторов, тем больше возможностей препятствовать межрегиональной торговле и проводить на различных территориях разную ценовую политику.

Любопытно, что Ульяновская область, активно проводившая политику регулирования цен и дотирования вплоть до начала 2001 г. оказывается интегрированной с национальным рынком. Временной ряд Москвы имеет «почти достоверный» единичный корень $\lambda = -0,003$.

С другой стороны, неинтегрированные регионы на Урале и в Сибири немногочисленны. Это подтверждает полученный в [Gluschenko (2003)] результат, согласно которому азиатская часть России без ее труднодоступных регионов более интегрирована, чем европейская часть России. Еще одна особенность — все труднодоступные регионы (Мурманская, Камчатская, Магаданская, Сахалинская области и Якутия) не интегрированы с национальным рынком, как и следовало ожидать. Тем самым подтверждается еще один из выводов указанной работы, а именно что эти регионы вносят заметный вклад в совокупную сегментированность национального рынка.

Форма «зоны неинтегрированности» имеет некоторое сходство с «красным поясом» в определении, предложенном [Берковиц, Дейлонг (2000)], особенно в европейской части России. Но и расхождения многочисленны (например, имея принадлежность к «зоне неинтегрированности», труднодоступные регионы не входят в «красный пояс»). Не исключено, что «красный пояс» играет определенную роль в сегментации рынка в полученной картине; к этому вопросу вернемся в следующем разделе.

Средняя по всем регионам величина λ составляет $\bar{\lambda} = -0,101$, что соответствует среднему времени полузатухания возмущений $\theta = \theta(\lambda) = 6,5$ месяцев. Таким образом, средняя скорость исчезновения отклонений от закона единой цены довольно умеренная. Диапазон λ_{10} составляет от $-0,698$ в Челябинской области до $-0,003$ в Москве; соответствующие значения θ_{10} равны 0,6 и 228,4 месяцев. Грань статистической значимости оценок лежит в области θ между примерно 8 и 10 месяцами (в терминах λ , между $-0,080$ и $-0,065$).

Однако имеются три значимых оценки с гораздо большими временами полузатухания: 16, 19 и 22 месяца (упоминавшаяся Ульяновская область как раз попадает в их число). Таким образом, времена полузатухания варьируются в интегрированных регионах от менее одного месяца почти до двух лет. На рис. 1 показано распределение оценок λ_{10} в виде гистограммы и непараметрической оценки плотности распределения, где пунктирная линия примерно отмечает границу значимости, т. е. большинство оценок справа от нее незначимы, согласно тесту Филлипса—Перрона. Эта линия проходит вблизи медианы, равной $-0,065$ (что естественно, поскольку единичный корень отвергнут как раз примерно для половины временных рядов).

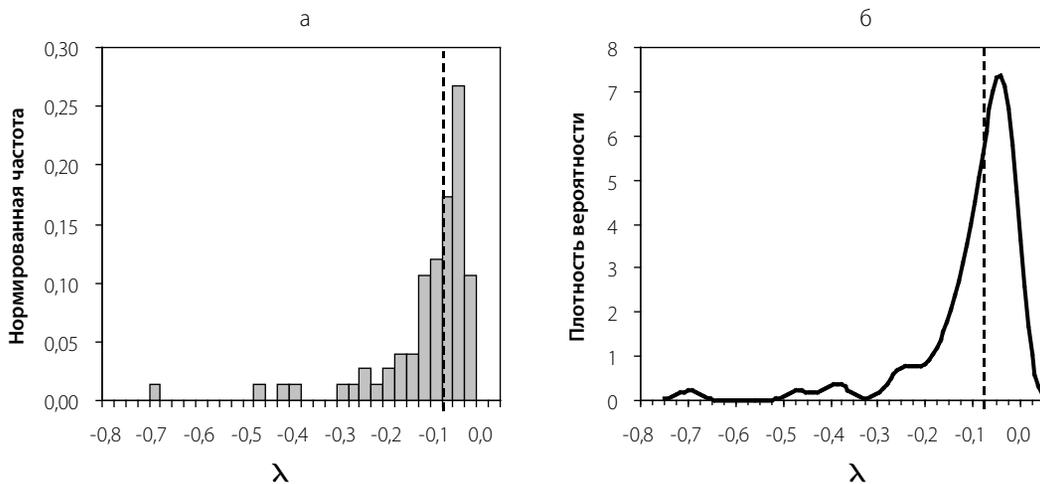


Рис. 1. Распределение оценок λ

Пороговый эффект отвергается для 18 регионов (24% от общего числа), 6 из которых интегрированы с национальным рынком, а 12 — не интегрированы. Первый случай означает, что препятствия торговле с этими регионами отсутствуют, последний — что закон единой цены не выполняется для соответствующих регионов ни в одном (слабом или сильном) варианте.

При учете интервала отсутствия арбитража скорость исчезновения отклонений от слабого закона единой цены резко возрастает: ее среднее значение увеличивается вчетве-

ро (верхняя строка средних в табл. 1 показывает значения, усредненные по всем оценкам, а нижняя — по оценкам, для которых не отвергнута пороговая спецификация). Распределения λ_{r0} и λ^*_{r0} сопоставлены на рис. 2.

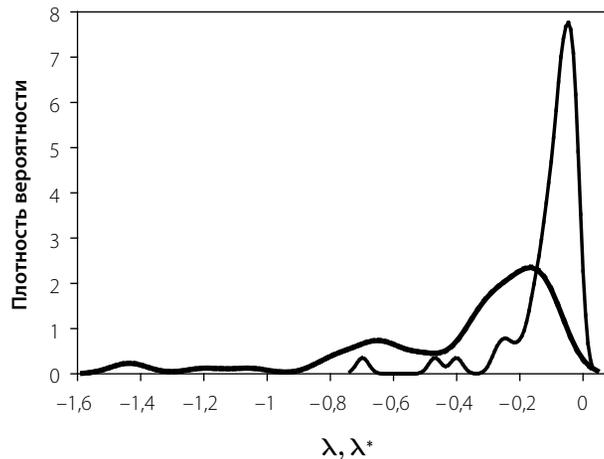


Рис. 2. Сравнение распределений оценок λ (тонкая линия) и λ^* (жирная линия)

Оба распределения на рис. 2, получены на множестве регионов, для которых пороговый эффект не отвергнут. Среднее по такому множеству несколько отличается от среднего по множеству всех 75 регионов:

$\bar{\lambda} = -0,108$, а медиана равна $-0,074$. В то же время $\bar{\lambda}^* = -0,414$, а медиана λ^* составляет $-0,273$. Соответствующие времена полузатухания составляют 6,1 и 1,3 месяца. Пороговая модель дает θ^* не более 1 месяца для 19 регионов и максимальное значение времени полузатухания, равное 8,8 месяцев.

Вместе с тем пороги, представляющие транзакционные издержки арбитража, высоки. В Магаданской области порог примерно равен 54%. Это и неудивительно из-за труднодоступности региона. Удивление вызывает высокая величина порога в Ульяновской области, равная 49%. Можно заключить, что это результат длительного (продолжавшегося в течение всего рассматриваемого периода) регулирования цен, дотирования и других протекционистских мер администрации данного региона. В 14 регионах порог имеет величину от 20 до 30%, тогда как только в 7 регионах он ниже 5%. Для сравнения: в [Obstfeld, Taylor (1997)] пороги для продовольственных товаров — представленных «продовольственной» составляющей ИПЦ — варьировались по городам США в диапазоне 0,6–4,3% (хотя этот результат не очень представительен, он охватывает только четыре города). Распределение оценок c_{r0} показано на рис. 3 в виде гистограммы и оценки плотности распределения.

Средний порог составляет 13,3% среднероссийской цены (это среднее рассчитано по формуле (4) как $c(\bar{C}_{(+)}),$ непосредственное усреднение дает несколько большее значение, $\bar{c} = 13,7\%$), а медиана — 10%. Таким образом, в половине из 57 регионов, где пороговый эффект имеет место, транзакционные издержки арбитража превышают 10% среднероссийской цены.

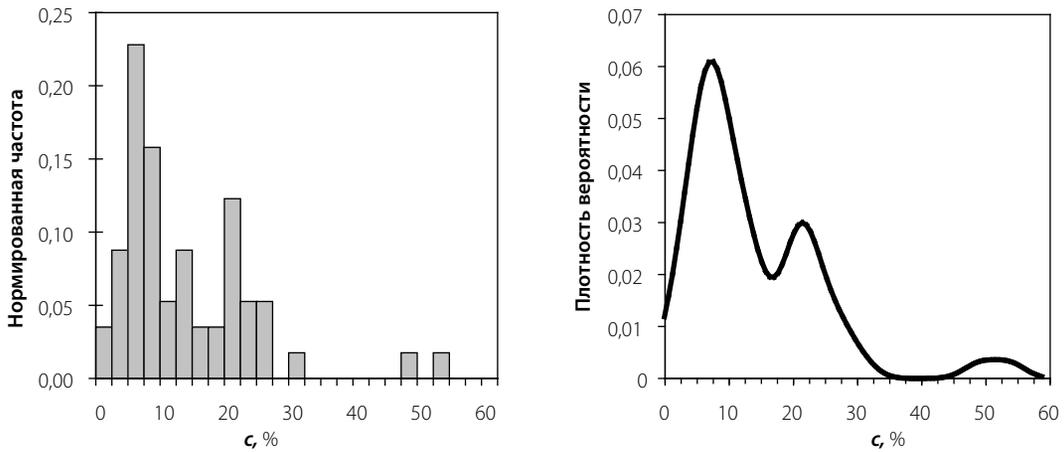


Рис. 3. Распределение оценок порогов c

К. П. Глуценко

5. Препятствия интеграции рынка

Попробуем теперь выявить факторы, препятствующие полной интеграции российского рынка. Для этого в качестве объясняемых переменных взяты оценки из табл. 1. В качестве объясняющих использовались следующие переменные, представляющие потенциальные помехи интеграции.

Расстояние — среднее логарифма расстояния от данного региона до всех остальных.

Труднодоступность региона — булева переменная, равная 1 для труднодоступных регионов (Мурманской, Камчатской, Магаданской, Сахалинской областей и Якутии) и 0 для остальных.

Инфраструктура — индекс качества транспортной инфраструктуры региона, принимающий значения в диапазоне от 0 до 1; использованы данные из [Matiyasevich et al. (1998)].

Региональный транспортный тариф — среднее за 1994–2000 гг. логарифма годовых индексов тарифов на грузовые перевозки в регионе.

Издержки обращения — среднее за 1994–1997 гг. логарифма доли издержек обращения в товарообороте розничной торговли в регионе.

Регулирование цен — логарифм доли товаров и услуг с регулируемыми ценами в регионе в I квартале 1996 г., согласно исследованию, проведенному Госкомстатом.

Дотирование — логарифм доли дотаций на производство в расходах регионального бюджета в 1995 г., согласно исследованию, проведенному Госкомстатом.

«Красный пояс» — булева переменная, равная 1, если регион принадлежит к «красному поясу», и 0 в противном случае; «красный пояс» определен согласно [Берковиц, Дейонг (2000)] как совокупность регионов, в которых большинство избирателей проголосовало за КПРФ во время президентских выборов 1996 г.

Организованная преступность — степень контроля региональной экономики криминальными группами по состоянию на 1995 г., имеющая значения «низкая», «средняя», «высокая» и «очень высокая»; использованы оценки из [Какоткин (1996)].

Уровень преступности — логарифм среднего за 1994–2000 гг. количества зарегистрированных преступлений (на 100 000 человек населения региона), нормированного на среднероссийскую величину.

В приводимых ниже формулах эти переменные обозначены через X_{rk} , где k — индекс отдельной переменной; индекс 0 соответствует константе: $X_{r0} \equiv 1$. Коэффициенты при переменных обозначены как α_k .

Для оценки роли, которую играют различные факторы в неинтегрированности регионов, принята эконометрическая модель бинарного выбора:

$$P(J_r = 0) = \Psi\left(\sum_k \alpha_k X_{rk}\right), \tag{5}$$

где $P(J_r = 0)$ — вероятность события $J_r = 0$, состоящего в том, что регион r не интегрирован с национальным рынком (если же он интегрирован, то $J_r = 1$);

$\Psi(\cdot)$ — функция распределения вероятностей.

Использованы два распределения — логистическое, при котором модель (5) именуется logit-моделью, и нормальное, дающее probit-модель.

Согласно оценкам регрессии (5), неинтегрированность обусловлена единственным фактором — дотированием производителей, все остальные переменные оказываются незначимыми. Но и это свидетельство очень неопределенное, поскольку оно отвергается при робастных стандартных ошибках в logit-модели; probit-модель совсем не подтверждает это. Полученные оценки приведены в табл. 2.

Таблица 2

Оценки регрессии (5)

Модель	Коэффициент при переменной «дотирование»	Стандартная ошибка / p -значение	Робастная стандартная ошибка / p -значение	Псевдо- R^2
Logit	1,900	1,071 / 0,076	1,434 / 0,185	7,6%
Probit	0,816	0,516 / 0,114	0,668 / 0,222	6,3%

Выбор между $J_r = 0$ и $J_r = 1$ фактически не является латентным, так как $J_r = 0$, если $p(\lambda_{r0} = 0) > P_L$, где $p(\cdot)$ — p -значение теста на единичный корень; P_L — уровень значимости (10%). Поэтому p -значение теста Филлипса—Перрона (столбец 2 табл. 1) можно непосредственно использовать в качестве зависимой переменной в обычной линейной регрессии:

$$p(\lambda_{r0} = 0) = \sum_k \alpha_k X_{rk} + \varepsilon_r. \tag{6}$$

Эта регрессия также не подтверждает значимость переменной «дотирование». В ней значимы только *труднодоступность* и *транспортная инфраструктура*, причем значимость последней отвергается при робастных стандартных ошибках. Тем не менее коэффициент детерминации R^2 не очень мал — 22,3%. Полученные оценки представлены в табл. 3.

Таким образом, вероятность неинтегрированности возрастает, если регион является труднодоступным. Этот результат ничего не добавляет к нашему знанию, поскольку и так известно, что все труднодоступные регионы оказались неинтегрированными.

Таблица 3

Оценки модели (6)

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка / <i>p</i> -значение	Робастная стандартная ошибка / <i>P</i> -значение
Труднодоступность	0,254	0,058 / 0,000	0,065 / 0,000
Инфраструктура	0,239	0,098 / 0,017	0,201 / 0,239

К. П. Глуценко

Другая оценка более информативна, свидетельствуя о парадоксальной ситуации: чем лучше транспортная инфраструктура в регионе, тем меньше вероятность его интегрированности с национальным рынком. Этот факт обусловлен влиянием московского рынка: в то время как Москва имеет «идеальную» транспортную инфраструктуру (показатель ее качества равен 1), она не интегрирована с рынком России в целом. Вопреки ожиданиям, переменная «красный пояс» оказывается незначимой в обеих регрессиях (5) и (6). Это означает, что принадлежность региона к «красному поясу» не обуславливает ни неинтегрированность региона с национальным рынком, ни вероятность оказаться неинтегрированным.

Обратимся к анализу общего эффекта препятствий межрегиональному товарообмену, т.е. к выявлению вклада различных факторов в пороги c_r , оцененные с помощью пороговой модели (последний столбец табл. 1). Для этого используется линейная регрессия:

$$\hat{c}_r = \sum_k \alpha_k X_{rk} + \varepsilon_r. \tag{7}$$

Если бы значимыми оказались только переменные, представляющие транспортные издержки и труднодоступность ряда регионов, рынок в целом можно было бы считать интегрированным, так как в этом случае отклонения от строгого закона единой цены были бы вызваны исключительно неустраняемыми географическими факторами.

Результаты оценки регрессии (7) представлены в табл. 4. Здесь и далее приводятся робастные стандартные ошибки. В верхней части таблицы содержатся результаты регрессии по всем регионам, для которых не отвергнут пороговый эффект ($p(\text{AR}) \leq 0,1$ в табл. 1). На этот раз значимыми оказались четыре переменные (из 10), при этом $R^2 = 36,7\%$. В нижней части таблицы приведены результаты этой же регрессии, но с исключенными труднодоступными регионами; здесь $R^2 = 18,7\%$.

Таблица 4

Влияние отдельных факторов на общий эффект препятствий межрегиональному товарообмену

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	<i>P</i> -значение
Все регионы (57 наблюдений)			
Труднодоступность	26,235	9,020	0,005
Расстояние	5,544	2,308	0,020

Окончание табл. 4

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	P-значение
Дотирование	8,772	3,206	0,008
«Красный пояс»	4,763	2,317	0,045
Без труднодоступных регионов (55 наблюдений)			
Расстояние	3,857	2,418	0,117
Дотирование	8,130	3,188	0,014
«Красный пояс»	4,636	2,281	0,047

Можно было ожидать, что труднодоступность значительно увеличивает препятствия товарообмену между регионами. Но другие результаты не столь тривиальны. То, что расстояние влияет на транзакционные издержки арбитража, само по себе неудивительно. Но это заставляет отнестись с большей осторожностью к картине интегрированности рынка, говоря, что непризнание региона интегрированным может быть очень жестким, поскольку оно не принимает во внимание «естественное» препятствие интеграции — пространственную разделенность регионов. Очевидно, что расстояние и труднодоступность коррелированы. Результаты, содержащиеся в нижней части табл. 4, свободны от влияния этого эффекта. Они показывают, что оценка коэффициента при расстоянии не является устойчивой к ней, тогда как остальные две оценки достаточно устойчивы. Хотя расстояние стало незначимым, его *p*-значение не превысило 10-процентного уровня. Поэтому нельзя исключить того, что оно все же играет свою роль.

В то время как выше был получен только намек на некоторую роль дотирования, здесь она стала явной. Дотирование вносит вклад в сегментацию региональных рынков, увеличивая межрегиональные различия цен. Принадлежность к «красному поясу» появилась, наконец, в качестве препятствия интеграции, хотя она прямо не влияет на интегрированность регионов с национальным рынком, но воздействует неявно, путем увеличения межрегиональных барьеров.

Были также проанализированы связи между оценками авторегрессионной и пороговой моделей. Регрессия *p*-значения *LLR*-теста по *p*-значению теста Филлипса—Перрона ($p(AR)$ и $p(\lambda = 0)$ в табл. 1) по всем 75 регионам дала точечную оценку, равную 0,333 при стандартной ошибке 0,009 (значимость на 0,1-процентном уровне); $R^2 = 12,6\%$. Это говорит о том, что чем выше вероятность отвергнуть стационарность временного ряда дифференциала цен, тем больше вероятность того, что будет отвергнут и пороговый эффект (другими словами, того, что закон единой цены не будет выполняться ни в каком варианте).

Регрессия оцененных порогов с по переменной «регион интегрирован/неинтегрирован» (0/1) имеет $R^2 = 10,4\%$. Оценка равна 6,693 при стандартной ошибке 2,660 (*p*-значение — 0,015). Следовательно, в неинтегрированных регионах барьеры на пути межрегиональной торговли выше, чем в интегрированных, как и следовало ожидать.

Еще одна регрессия — порога с по времени полужатухания θ , дающая $R^2 = 55,0\%$. Оценка равна 0,633 при стандартной ошибке 0,050 (соответствует нулевому *p*-значению). Таким

образом, чем ниже скорость исчезновения отклонений от закона единой цены, тем выше порог (или, наоборот, чем выше порог, тем ниже скорость). Это можно интерпретировать следующим образом. Предположив, что порождающий данные процесс есть AP (1), тогда как в действительности он пороговый процесс, получаем заниженную оценку скорости сходимости, поскольку процесс сходится к внешним границам интервала отсутствия арбитража, а не к нулю. Следовательно, пороговый эффект действительно присутствует в анализируемых временных рядах.

Результаты, приведенные в данном разделе, не очень представительны. Возможная причина состоит в том, что оценки, используемые в качестве объясняемых переменных, усредняют поведение цен за период 1994–2000 гг. С другой стороны, ряд объясняющих переменных также является средними по времени. Тем самым картина становится не очень подробной, теряя многие существенные детали (по сути, сам переходный характер российской экономики). И поэтому регрессии одних грубых измерителей по набору других таких же не позволяют выявить ряд более тонких зависимостей.

6. Заключение

Полученные результаты свидетельствуют об относительно слабой интегрированности российского рынка в период 1994–2000 гг.: если принять за ее критерий строгий закон единой цены, только 50–60% регионов можно считать интегрированными с национальным рынком. Кроме того, высоки барьеры на пути межрегионального товарообмена. Их «высота», выраженная через трансакционные издержки арбитража, составляет в среднем 13% среднероссийской цены. Однако полученная картина преувеличивает недостатки российского рынка. В частности, структурный скачок, вызванный кризисом 1998 г., мог вызвать смещение статистических выводов для ряда регионов в сторону принятия гипотезы о нестационарности временного ряда цен (т. е. неинтегрированности региона).

В данной работе использована методика анализа временных рядов, которая, обычно, применяется для проверки соблюдения закона единой цены или паритета покупательной способности в устоявшихся рыночных экономиках. И хотя полученные результаты представляются вполне разумными, они нуждаются в серьезной оговорке. Указанная методика неявно предполагает, что *характер* поведения цен принципиально не изменяется во времени. Но для переходных экономик такое предположение вряд ли справедливо, более того, изменение характера поведения цен является одним из аспектов самого переходного процесса.

Это означает, что среди регионов, не интегрированных с национальным рынком, есть такие, которые движутся по направлению к интеграции с ним. В терминах временных рядов это означает, что процесс не является стационарным, но стремится по времени к стационарному. В пороговой модели это выражается в том, что пороги становятся зависимыми от времени, и тогда она оказывается слишком грубым инструментом моделирования поведения цен.

Таким образом, анализ пространственной интеграции рынков в переходных экономиках требует учета их особенности в моделях. Попытка построения таких моделей была принята в [Gluschenko (2006)].

Список литературы

Берковиц Д., Дейонг Д. Н. Граница внутри российского экономического пространства // Регион: экономика и социология. 2000. № 1. С. 85–99.

Какоткин А. Триумфальное шествие криминала // Аргументы и факты. 1996. № 30.

Кругман Н., Обстфельд М. Международная экономика. Теория и практика. М.: Экономический фак-т МГУ. ЮНИТИ. 1997.

Методологические положения по статистике. Вып 1. М.: Госкомстат России. 1996.

Gluschenko K. Market integration in Russia during the transformation years // Economics of Transition. 2003. № 3. P. 411–434.

Gluschenko K. The law of one price in the Russian economy // LICOS Discussion Paper. 2004. № 152.

Gluschenko K. Russia's common market takes shape: price convergence and market integration among Russian regions // BOFIT Discussion Paper. 2006. № 7.

Koen V., de Masi P. Prices in the transition: ten stylized facts // IMF Working Paper. 1997. № 158.

Matiyasevich T., Mögel N., Nagaev S. A., Rossmann M., Smirnych L. I., Wörgötter A. Russia: regional risk rating. Vienna: Bank Austria AG, 1998.

Newey W. K., West K. D. Automatic lag selection in covariance matrix estimation // Review of Economic Studies. 1994. № 4. P. 631–653.

Obstfeld M., Taylor A. M. Non-linear aspects of good-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited // Journal of Japanese and International Economies. 1997. № 4. P. 441–479.

Samuelson P. A. The transfer problem and transport costs, II: Analysis of effects of trade impediments // Economic Journal. 1954. № 254. P. 264–289.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Верхний и нижний «пороги арбитража»

Пусть z_{rs} и z_{sr} — абсолютные величины транзакционных издержек арбитража (в расчете на физическую единицу товара) при перемещении товара с регионального рынка r на рынок s , а также из s в r соответственно; p_r и p_s — цены товара в регионах r и s .

Поставка товара в r из s будет невыгодной, если $p_r \leq p_s + z_{sr}$; отток из r в s будет невыгодным при $p_s \leq p_r + z_{rs}$. Таким образом, арбитраж между r и s не будет происходить, если

$$p_s - z_{rs} \leq p_r \leq p_s + z_{sr}, \tag{8}$$

что эквивалентно

$$1/(1+z_{rs}/p_r) \leq p_r/p_s \leq 1+z_{sr}/p_s.$$

Как правило, исходя из «айсберговой» модели транспортных затрат П. Самуэльсона [Samuelson (1954)], принимается:

$$z = \delta p,$$

т. е. $z_{rs} / p_r = z_{sr} / p_s = \delta_{rs}$.

Отсюда интервал отсутствия арбитража определяется как

$$-C_{rs} \leq P_{rs} \leq C_{rs'}$$

где $C_{rs} = \ln(1 + \delta_{rs}) P_{rs} = \ln(P_{rs} / P_s)$.

Однако предположение о пропорциональности транспортных (и вообще трансакционных) затрат цене товара малореалистично. Например, если в s товар вдвое дороже, чем в r , это будет означать, что его перевозка из s в r также вдвое дороже, чем из r в s . По утверждениям специалистов, для обычных грузов (таких как продовольственные товары и т. п.) доля составляющей, зависящей от цены груза, в общих затратах на транспортировку не превышает единиц процентов.

Таким образом, более реалистично считать транспортные затраты для данных товара и пары регионов (r, s) постоянными, т. е. $z_{rs} = z_{sr}$. Приняв p_s за базу для измерения процентной величины трансакционных издержек

$$c_{rs} = z_{rs} / p_s,$$

получим из (8):

$$1 - c_{rs} \leq p_r / p_s \leq 1 + c_{rs'}$$

или в логарифмическом виде

$$C_{(-)rs} \leq P_{rs} \leq C_{(+)rs'}$$

где

$$C_{(-)rs} = \ln(1 - c_{rs}) \text{ и } C_{(+)rs} = \ln(1 + c_{rs}).$$

Легко видеть, что верхний и нижний «пороги арбитража» $C_{(-)rs}$ и $C_{(+)rs}$ связаны как

$$C_{(-)rs} = \ln(2 - \exp C_{(+)rs}), \quad C_{(+)rs} = \ln(2 - \exp C_{(-)rs}). \quad (9)$$

Следует, однако, отметить, что предположение $z_{rs} = z_{sr}$ также является упрощением, если учитывать, что трансакционные издержки содержат, кроме транспортных затрат, и другие компоненты. Например, в регионе r может действовать административный запрет на вывоз продовольственных товаров, в то время как в регионе s такого запрета нет. Тогда $z_{rs} > z_{sr}$.

Таким образом, в общем случае барьер между регионами r и s может быть анизотропным, $c_{rs} \neq c_{sr}$, и тогда функциональная зависимость между $C_{(-)rs}$ и $C_{(+)rs}$ — подобно (9) — будет отсутствовать.