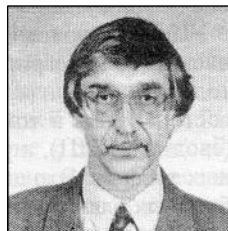


ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИНТЕГРИРОВАННОСТИ РОССИЙСКОГО ВНУТРЕННЕГО РЫНКА

К. П. Глущенко

*Институт экономики и организации
Промышленного производства СО РАН*



Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 00-06-223).

Интегрированность пространственно распределенного рынка означает отсутствие препятствий для движения товаров между его географическими сегментами – городами, регионами, экономическими районами. При этом условия арбитраж будет выравнивать цены одинаковых мобильных товаров (т.е. способных обращаться между сегментами рассматриваемого рынка; в англоязычной литературе для них принят термин *tradable goods*) во всех сегментах рынка. Таким образом, в качестве критерия интегрированности рынка можно использовать выполнение закона единой цены.

Однако обычно интерес представляет интеграция не рынка отдельного товара, а потребительского рынка в целом. Для такого анализа можно было бы использовать цены всех потребительских товаров, за которыми ведется статистическое наблюдение, но данный путь нереалистичен: во-первых, анализ был бы слишком громоздким (так, перечень товаров-представителей в методических материалах Госкомстата России [1] включает более 140 наименований), а во-вторых, и это самое главное, детальная информация о ценах в региональном разрезе не публикуется и потому практически недоступна.

Паллиативом является использование агрегированных уровней цен, получаемых из индексов потребительских цен (ИПЦ). Такой путь широко применяется в исследованиях по проблематике паритета покупательной способности (ППС), обычно на межстрановом уровне. Поскольку абсолютные уровни цен для базового года, как правило, неизвестны, приходится ограничиваться рассмотрением относительного ППС, т.е. анализировать расхождения не между уровнями цен, а между изменениями уровней. Аналогичная ситуа-

ция имеет место и для российских ИПЦ. Можно было бы оттолкнуться от декабря 1991 г., считая региональные уровни цен в этот момент примерно равными друг другу, но достаточно доказательных оснований для такой предпосылки нет: хотя плановое ценообразование тогда еще действовало, нельзя исключить, что к концу 1991 г. уровни цен в регионах все же заметно разошлись между собой (а официальные ИПЦ по регионам существуют только с 1992 г.).

Цель настоящей работы заключается в том, чтобы определить, насколько интегрирован российский потребительский рынок. Методология анализа лежит в русле исследований по ППС. Отличие состоит лишь в том, что рассматривается не общий уровень цен (сводный ИПЦ), а уровни цен продовольственных и промышленных товаров. Это позволяет элиминировать основную часть немобильных благ – услуг, избежав проблем, обусловленных присутствием стоимости таких благ в уровнях цен (в частности, эффекта Баллассы-Самуэльсона).

Поведение общих уровней цен в регионах России подробно анализировалось в статье А. А. Цыплакова [2]. Им было установлено, что распространение инфляции по регионам страны происходит с высокой скоростью: лаг (если он вообще имеется) составляет менее одного месяца. Поскольку в настоящей работе используются месячные данные, этот результат позволяет считать движение цен по территории России синхронным и брать отношение уровней цен разных географических единиц за один и тот же момент времени (месяц).

Настоящая статья примыкает к нашей работе, опубликованной в этом журнале ранее [3] и посвященной содержательному анализу поведения уровней цен в России в территориальном разрезе. Рассмотренная в предыдущей статье качественная картина не дала оснований судить о состоянии интеграции потребительского рынка страны. Этот вопрос решается ниже на основе количественного анализа.

ДАННЫЕ И МЕТОДИКА АНАЛИЗА

В качестве исходных данных использованы месячные индексы цен продовольственных и промышленных товаров по регионам России. Для компактности региональные данные агрегированы по экономическим районам (в качестве весов использованы доли численности населения регионов в населении соответствующих экономических районов [3]). Принято традиционное экономическое районирование с тем отличием, что Калининградская область

присоединена к Северо-Западному району, – таким образом, имеем 11 пространственных наблюдений (районов).

Как показано в нашей предыдущей статье [3], отрезок 1992–1993 гг. является «периодом расхождения цен», в течение которого межрегиональный товарообмен приспособлялся к условиям рыночного ценообразования. Следовательно, этот отрезок нет смысла включать во временные ряды, используемые для анализа интеграции рынка, и поэтому они начинаются с января 1994 г. Конец периода – сентябрь 2001 г., таким образом, длина каждого ряда составляет 93 наблюдения (месяца), $T=93$.

Используются два типа относительных уровней цен. Первый – отношение уровня цен в экономическом районе к среднероссийскому (их динамика за 1992–2000 гг. приведена в графическом виде в упомянутой статье [3]). Анализ поведения такого показателя позволяет установить, интегрирован ли данный район с остальной частью страны. Второй тип – отношение уровней цен в каждой паре экономических районов; всего имеется 55 неповторяющихся пар ($11 \times 10/2 = 55$). Анализ поведения временных рядов таких показателей дает более детальную картину, позволяя увидеть, какие экономические районы интегрированы между собой, а какие – нет.

Для статистического анализа применены две эконометрические модели. Поскольку их подробное обоснование и описание сделаны нами ранее [4], ниже даются только краткие пояснения.

Обозначим через P_{rt} и P_{st} цену товара в экономических районах r и s (для России в целом $s = 0$) в момент времени t , а через $P_{rst} \equiv \ln(P_{rt}/P_{st})$ – процентный разрыв между ценами в r и s . Пусть в некоторый момент $P_{rt} > P_{st}$, что позволяет за счет арбитража – покупки товара в s и перепродажи его в r – получить выигрыш в размере $P_{rt} - P_{st}$. Очевидно, что если районы r и s интегрированы, т.е. если препятствия для арбитража отсутствуют, он будет происходить до тех пор, пока цены в этих районах не сравняются друг с другом. Таким образом, пространственное равновесие характеризуется равенством $P_{rst} = 0$ (строгая форма закона единой цены).

В действительности, однако, осуществление арбитража зачастую требует определенных затрат: сама географическая разделенность сегментов пространственно распределенного рынка представляет собой препятствие для товарообмена (обуславливающее издержки на транспортировку товара между r и s). Тогда арбитраж будет происходить, пока выигрыш от него превышает транзакционные издержки, т.е. пока $P_{rt} > P_{st}(1 + C_{rs})$, где C_{rs} – удельные издержки арбитража, выраженные в процентах к цене товара. Отсюда приходим к слабой форме закона единой цены: $|P_{rst}| \leq c_{rs}$, где

$c_{rst} \equiv \ln(1 + C_{rs})$. 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}) можно рассматривать как интегральный эффект всех факторов, препятствующих «совершенной» интеграции рынка.

Из-за действия многочисленных возмущений непосредственно по наблюдаемой динамике уровней цен, как правило, нельзя определить, колеблется ли траектория ценового разрыва P_{rst} вокруг равновесия или же уходит от него (что и показал качественный анализ, проведенный ранее [3]). Ответ на этот вопрос дает статистический анализ характера поведения отклонений от равновесия. Закон единой цены выполняется, если рыночные силы постоянно вынуждают цены возвращаться к пространственному равновесию. Другими словами, сходимось к закону единой цены выражается в стационарности динамики ценовых разрывов. В противном случае возмущения оказывают необратимое воздействие, уводя цены все дальше и дальше от пространственного равновесия, – временной ряд ценовых разрывов оказывается нестационарным.

В качестве объясняемой переменной в эконометрических моделях использован разрыв в ценах между районами r и s , «очищенный» от среднего и тренда:

$$Q_{rst} = P_{rst} - (\hat{a}_{rs} + \hat{b}_{rs}t), \quad (1)$$

где $\hat{a}_{rs}, \hat{b}_{rs}$ – оценки параметров a_{rs}, b_{rs} в регрессии

$$P_{rst} = a_{rs} + b_{rs}t + v_{rst} \quad (t = 1, \dots, T), \quad (2)$$

v_{rst} – остаток регрессии (таким образом, $Q_{rst} = \hat{v}_{rst}$). Наличие ненулевого среднего в P_{rst} связано с упоминавшимся обстоятельством, что нам неизвестна абсолютная величина отклонения от равновесия (и потому вместо возврата ценового разрыва к величине $P_{rst} = 0$ анализируется возврат к среднему значению), а тренд обусловлен смещением оценок уровней цен, полученных из индексов цен.

Первая из упомянутых моделей используется для анализа выполнения закона единой цены в строгой форме. Это «классическая» авторегрессионная модель – стандартный инструмент исследований по проблематике паритета покупательной способности и закона единой цены:

$$\Delta Q_{rst} = \lambda_{rs} Q_{rs,t-1} + \varepsilon_{rst} \quad (t = 2, \dots, T), \quad (3)$$

где $\Delta Q_{rst} = Q_{rst} - Q_{rs,t-1}$, λ_{rs} – оцениваемый параметр, ε_{rst} – остаток регрессии. Анализируемый ряд стационарен, если $-2 < \lambda_{rs} < 0$. Величина λ_{rs} характеризует скорость сходимости процесса, т.е. ско-

рость, с которой происходит возврат к равновесию. Из нее можно получить более наглядную характеристика – «время полураспада ценового разрыва», т.е. время, за которое величина отклонения от равновесия, вызванного единичным возмущением, сократится вдвое:

$$\theta_{rs} = \frac{\ln 0.5}{\ln |1 + \lambda_{rs}|}. \quad (4)$$

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

Для статистической проверки гипотезы $-2 < \lambda_{rs} < 0$ применены расширенный критерий Дикки – Фуллера и критерий Филлипса – Перрона [5]. Ряд считался стационарным, если гипотеза $\lambda_{rs} = 0$ ($\lambda_{rs} = -2$) отвергалась хотя бы одним критерием на уровне значимости 10%.

Вторая модель использована в дополнение к первой для анализа выполнения закона единой цены в слабой форме. Это нелинейная пороговая авторегрессионная модель, предложенная М. Обстфельдом и А. М. Тэйлором [6] ($t = 2, \dots, T$):

$$\Delta Q_{rst} = \begin{cases} \lambda_{rs}^* (Q_{rs,t-1} - c_{rs}) + \varepsilon_{rst}^* & \text{если } Q_{rs,t-1} > c_{rs} \\ \lambda_{rs}^0 Q_{rs,t-1} + \varepsilon_{rst}^0 & \text{если } c_{rs} \geq Q_{rs,t-1} \geq -c_{rs} \\ \lambda_{rs}^* (Q_{rs,t-1} + c_{rs}) + \varepsilon_{rst}^* & \text{если } Q_{rs,t-1} < -c_{rs} \end{cases} \quad (5)$$

В этой модели 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 $[-c_{rs}, c_{rs}]$, поведение которого может быть произвольным, в том числе нестационарным. Если ввести ограничение $\lambda_{rs}^0 = 0$, то второй процесс будет представлен как заведомо нестационарный (чистое случайное блуждание). Модель (5) оценивалась также с этим ограничением, отличие результатов от приводимых далее в табл. 1, 3 и 4 оказалось весьма незначительным. Так, средние значения оценок параметров модели практически не изменились.

Оцениваемыми параметрами являются скорость сходимости λ_{rs}^* (соответствующее время полураспада, рассчитываемое по формуле (4), будет обозначаться как θ_{rs}^*) и порог для арбитража c_{rs} (а также λ_{rs}^0 , но эта оценка – характеристика «подпорогового» процесса – интереса для нас не представляет и не приводится). Непосредственное

тестирование стационарности «надпороговой» составляющей ряда Q_{rst} затруднительно, поскольку уменьшение числа наблюдений (из-за исключения попадающих в интервал $[-c_{rs}, c_{rs}]$) приводит к резкому снижению мощности соответствующих критериев. Поэтому принят иной путь – статистическая проверка гипотезы, что процесс не имеет двух составляющих, т.е. описывается уравнением (3), против альтернативы, что он двухкомпонентный со стационарным «надпороговым» компонентом в соответствии с моделью (5). Тестовой статистикой служит логарифм отношения функций правдоподобия моделей (3) и (5), ее значимость оценивается с помощью метода Монте-Карло; предельный уровень значимости – 10%.

ИНТЕГРАЦИЯ РЫНКОВ ЭКОНОМИЧЕСКИХ РАЙОНОВ С НАЦИОНАЛЬНЫМ РЫНКОМ

Начнем рассмотрение результатов статистического анализа с поведения разрывов между уровнями цен в экономических районах и среднероссийским уровнем, которое характеризует интеграцию каждого из районов со всей остальной частью страны. Количественные результаты приведены в табл. 1. В этой таблице, как и в табл. 3 и 4, $p(\lambda=0)$ обозначает значимость гипотезы $\lambda_{rs} = 0$, приводится p -значение статистики Филлипса-Перрона при трех лагах; в скобках в графах « λ » и « λ^* » указаны стандартные отклонения соответствующих оценок; $p(AR)$ обозначает значимость гипотезы, что процесс описывается «классической» авторегрессионной моделью, C – величины порогов, для удобства переведенные из логарифмов в проценты: $C_{rs} = \exp(c_{rs}) - 1$; показатели времени полураспада θ и θ^* даны в месяцах. Значимости, превышающие критический уровень 10%, выделены полужирным шрифтом.

Для продовольственных товаров все точечные оценки λ_{rs} находятся в ожидаемом диапазоне $(-2, 0)$. Но гипотезу нестационарности можно отвергнуть только для 8 из 11 экономических районов. Таким образом, на субрынке продовольственных товаров интегрированы с остальной частью страны 73% районов. Правда, довольно высокие значения тестовых статистик дают основание предположить, что сходимости имеет место и в трех оставшихся случаях, но с невысокой скоростью (время полураспада – 5,2–5,5 мес), и только низкая мощность критериев не позволяет отвергнуть гипотезу нестационарности. Среднее по всем экономическим районам значение λ составляет $-0,188$ (от $-0,118$ до $-0,306$), а среднее время полураспада отклонений от равновесия – 3,7 мес, колеблясь по районам в пределах от 1,9 до 5,5 мес.

Сходимость уровней цен в экономических районах
к среднероссийскому уровню

Район	Авторегрессионная модель			Пороговая модель			
	$p(\lambda)$	λ	θ	$p(AR)$	λ^*	θ^*	$C, \%$
<i>Продовольственные товары</i>							
С	0,004	-0,306 (0,075)	1,9	0,004	-0,335 (0,067)	1,7	0,2
СЗ	0,013	-0,228 (0,075)	2,7	0,000	-0,331 (0,092)	1,7	1,0
Ц	0,023	-0,229 (0,066)	2,7	0,000	-0,305 (0,043)	1,9	0,6
ВВ	0,133	-0,118 (0,062)	5,5	0,017	-0,929 (0,387)	0,3	3,6
ЦЧ	0,072	-0,138 (0,041)	4,7	0,000	-0,165 (0,048)	3,9	0,5
П	0,031	-0,159 (0,053)	4,0	0,000	-0,317 (0,134)	1,8	1,8
СК	0,024	-0,223 (0,051)	2,7	0,130	-0,362 (0,177)	1,5	1,8
У	0,044	-0,164 (0,066)	3,9	0,000	-0,987 (0,329)	0,2	2,7
ЗС	0,011	-0,255 (0,048)	2,4	0,000	-0,472 (0,076)	1,1	1,3
ВС	0,359	-0,123 (0,066)	5,3	0,000	-0,171 (0,048)	3,7	1,1
ДВ	0,106	-0,124 (0,050)	5,2	0,000	-0,237 (0,139)	2,6	2,2
<i>Промышленные товары</i>							
С	0,735	-0,053 (0,029)	12,7	0,000	-0,073 (0,027)	9,1	0,9
СЗ	0,042	-0,122 (0,043)	5,3	0,001	-0,145 (0,077)	4,4	0,6
Ц	0,616	-0,070 (0,038)	9,5	0,000	-0,116 (0,106)	5,6	1,5
ВВ	0,000	-0,507 (0,063)	1,0	0,000	-1,090 (0,057)	0,3	0,8
ЦЧ	0,000	-0,075 (0,011)	8,9	0,000	-0,108 (0,018)	6,1	2,5
П	0,080	-0,204 (0,057)	3,0	0,000	-1,026 (0,342)	0,2	1,5
СК	0,604	-0,062 (0,039)	10,8	0,000	-0,086 (0,090)	7,7	0,8
У	0,000	-0,064 (0,012)	10,5	0,000	-0,113 (0,027)	5,8	2,6
ЗС	0,761	-0,034 (0,025)	19,9	0,000	-0,067 (0,103)	9,9	2,5
ВС	0,757	-0,047 (0,029)	14,4	0,000	-0,050 (0,023)	13,5	0,3
ДВ	0,534	-0,093 (0,044)	7,1	0,000	-0,322 (0,417)	1,8	4,3

Примечание. В этой и последующих таблицах используются сокращенные наименования экономических 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 о том, что динамика цен представляет собой суперпозицию двух различных процессов, «надпорогового» и «подпорогового», отвергается только в одном случае – для Северо-Кавказско-

го района. Это можно интерпретировать как отсутствие препятствий (в том числе и в виде транспортных издержек) для товарообмена между данным районом и остальной частью страны. Относительно других районов следует полагать, что уровни цен продовольственных товаров в них выравниваются со среднероссийским уровнем только до некоторого предела.

Сходимость к интервалу равновесия (вместо точки) оказывается гораздо более быстрой: средняя величина λ^* по тем 10 районам, для которых пороговая модель не отвергается, равна $-0,425$ (при среднем по этим же районам значении λ , составляющим $-0,185$), т.е. среднее время полураспада θ^* в сравнении со средним θ вдвое ниже: 1,9 против 3,8 месяца при диапазоне от 0,2 до 3,9 месяца. Величины порогов C_{rs} колеблются по районам в пределах 0,2-3,6% при среднем (по 10 районам) значении 1,5%. Они довольно умеренны: согласно [6], аналогичный показатель по 4 городам США меняется в пределах 0,6-4,2%. Несколько неожиданно, что по величине порога Дальневосточный район находится не на первом месте, как можно было бы предположить, а только на третьем, уступая Волго-Вятскому и Уральскому районам.

Для субрынки промтоваров картина заметно хуже. Здесь все точечные оценки λ_{rs} также находятся в ожидаемом диапазоне, но гипотеза нестационарности отвергается лишь для 5 экономических районов. Исходя из этого, интегрированными с остальной частью страны на субрынке промтоваров можно признать только 45% районов. Причем, в отличие от продовольственных товаров, почти во всех случаях, когда гипотеза нестационарности не может быть отвергнута, даже величины t -статистики слишком малы, чтобы отвергнуть гипотезу $\lambda_{rs} = 0$. Среднее значение λ на субрынке промтоваров составляет $-0,121$, что соответствует среднему времени полураспада ценовых разрывов θ , равному 9,4 месяца (от 1 до почти 20 месяцев) – в 2,5 раза больше, чем для продовольственных товаров.

Гипотеза пороговой спецификации модели динамики уровней цен не отвергается ни в одном случае. Среднее значение скорости сходимости λ^* при этом равно $-0,291$, т.е. среднее времени полураспада θ^* снижается в сравнении со средним θ в 1,6 раза: до 5,8 месяца (при диапазоне θ^* от 0,2 до 13,5 месяца). В среднем величина порогов C выше, чем для продовольственных товаров – 1,7%, шире и их диапазон: от 0,3 до 4,3%. В данном случае, как и можно было бы ожидать, максимальной величиной порога для арбитража отличается Дальневосточный район.

ИНТЕГРАЦИЯ РЫНКОВ ЭКОНОМИЧЕСКИХ РАЙОНОВ ДРУГ С ДРУГОМ

Обратимся теперь к более детальной картине, которую дает анализ поведения разрывов между уровнями цен в каждой паре экономических районов. В обобщенном виде результаты этого анализа содержатся в табл. 2. Она представляет собой две матрицы – для субрынков продовольственных и промышленных товаров. Строки и столбцы матриц соответствуют экономическим 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.

Количественные результаты не зависят от порядка районов в паре (r, s) , но для удобства включены как пары (r, s) , так и «обратные» (s, r) , – таким образом, матрицы в табл. 2 симметричны. Всего же различающихся пар районов – 55. На субрынке продовольственных товаров из них интегрированы 39 пар, или 71%; на субрынке промышленных товаров – 24 пары, или 44%. Как видно, «степень» интегрированности российского рынка, которую показывает укрупненный и более детальный анализ, отличается незначительно.

Матрицы интегрированности позволяют понять, почему рынки отдельных районов не интегрированы с национальным рынком. Как следует из табл. 1, на субрынке продовольственных товаров это имеет место для Волго-Вятского, Восточно-Сибирского и Дальне-

Таблица 2

Матрицы интегрированности экономических районов

$r \backslash s$	Продовольственные товары											Промышленные товары										
	С	СЗ	Ц	ВВ	ЦЧ	П	СК	У	ЗС	ВС	ДВ	С	СЗ	Ц	ВВ	ЦЧ	П	СК	У	ЗС	ВС	ДВ
С	■	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	■	-	-	-	+	-	-	-	+	-	+
СЗ	-	■	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	■	-	+	+	+	+	+	-	-	-
Ц	-	+	■	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	■	-	+	-	-	+	-	-	-
ВВ	-	+	+	■	-	-	+	+	-	-	-	-	+	-	■	+	+	+	+	-	-	+
ЦЧ	+	+	+	-	■	+	+	-	+	+	+	+	+	+	+	■	+	+	+	+	+	+
П	+	+	+	-	+	■	+	-	+	+	-	-	+	-	+	+	■	+	+	-	-	-
СК	+	+	+	+	+	+	■	+	+	+	+	-	+	-	+	+	+	■	+	-	-	-
У	+	+	+	+	-	-	+	■	-	-	+	-	+	+	+	+	+	+	■	-	-	-
ЗС	+	+	+	-	+	+	+	-	■	+	+	+	-	-	-	+	-	-	-	■	-	-
ВС	+	+	-	-	+	+	+	-	+	■	-	-	-	-	-	+	-	-	-	-	■	-
ДВ	+	+	-	-	+	-	+	+	+	-	■	+	-	-	+	+	-	-	-	-	-	■

восточного районов. Из строк соответствующей матрицы в табл. 2 видно, что они интегрированы с наименьшим числом других районов: Волго-Вятский – с четырьмя, а Восточно-Сибирский и Дальневосточный – с шестью (но при этом Уральский район, который интегрирован также с шестью районами, интегрирован и с общероссийским рынком). Район, который интегрирован на субрынке продовольственных товаров со всеми остальными, только один – Северо-Кавказский.

На субрынке промышленных товаров такой район тоже единственный – Центрально-Черноземный. Те шесть районов, которые не признаны интегрированными с общероссийским рынком промышленных товаров, интегрированы с небольшим числом других районов: Восточно-Сибирский – с одним, Центральный и Западно-Сибирский – с двумя, Северный и Дальневосточный – с тремя, Северо-Кавказский – с пятью (хотя Поволжский, также интегрированный с пятью районами, интегрирован и с национальным рынком).

Характерной особенностью полученной картины является то, что район может быть не интегрирован с соседними, но интегрирован с весьма отдаленными от него. Например, на обоих субрынках Дальневосточный район не интегрирован с примыкающим к нему Восточно-Сибирским, тогда как с Северным – интегрирован. Вместе с тем ни на том, ни на другом субрынке не обнаруживается «клубов сходимости» (*convergence clubs*) – групп районов, интегрированных между собой, но не интегрированных с районами, не входящими в группу.

Количественные результаты статистического анализа для субрынка продовольственных товаров приведены в табл. 3 («обратные» пары районов в ней, как и в табл. 4, не представлены).

Гипотезу нестационарности динамики цен нельзя отвергнуть для 16 пар районов. Однако сопоставление оценок λ и их стандартных отклонений говорит, что это, возможно, связано только с низкой мощностью критериев стационарности. Диапазон λ составляет от $-0,071$ до $-0,440$ при среднем (по всем парам районов) значении $-0,199$. В терминах времени полураспада отклонений от равновесия θ скорость сходимости характеризуется диапазоном 1,2-9,4 мес. и средним 3,8 мес. Наибольшие значения θ – от 9 мес – зафиксированы в парах Уральский – Восточно-Сибирский, Центрально-Черноземный – Уральский и Северо-Западный – Центральный районы.

Гипотеза пороговой спецификации отвергается для 14 пар, т.е. в 25% случаев, при этом в случае четырех пар (Северный – Центральный, Центральный – Дальневосточный, Волго-Вятский –

Дальневосточный и Поволжский – Уральский районы) – в пользу нестационарных процессов, т.е. закон единой цены там не выполняется даже с точностью до издержек арбитража. Применительно к оставшимся 10 парам это означает, что издержки арбитража не играют роли в товарообмене между входящими в соответствующую

Таблица 3

Сходимость уровней цен продовольственных товаров между районами

Пара районов	Авторегрессионная модель			Пороговая модель			
	$p(\lambda)$	λ	θ	$p(AR)$	λ^*	θ^*	C, %
С–СЗ	0,249	-0,163 (0,056)	3,9	0,001	-1,472 (0,232)	0,9	4,1
С–Ц	0,259	-0,121 (0,048)	5,4	0,164	-0,374 (0,165)	1,5	2,9
С–ВВ	0,110	-0,129 (0,045)	5,0	0,007	-0,805 (0,341)	0,4	4,5
С–ЦЧ	0,008	-0,274 (0,071)	2,2	0,000	-0,298 (0,052)	2,0	0,4
С–П	0,005	-0,325 (0,078)	1,8	0,000	-0,465 (0,199)	1,1	2,2
С–СК	0,004	-0,306 (0,075)	1,9	0,004	-0,409 (0,172)	1,3	2,2
С–У	0,017	-0,227 (0,061)	2,7	0,000	-0,563(0,192)	0,8	2,8
С–ЗС	0,000	-0,386 (0,079)	1,4	0,000	-0,442 (0,106)	1,2	0,6
С–ВС	0,043	-0,239 (0,068)	2,5	0,000	-0,306 (0,052)	1,9	1,0
С–ДВ	0,077	-0,163 (0,058)	3,9	0,207	-0,700 (0,355)	0,6	3,8
СЗ–Ц	0,064	-0,071 (0,026)	9,4	0,000	-0,171 (0,216)	3,7	8,2
СЗ–ВВ	0,012	-0,249 (0,068)	2,4	0,000	-0,664 (0,378)	0,6	4,5
СЗ–ЦЧ	0,000	-0,164 (0,058)	3,9	0,000	-0,197 (0,048)	3,2	1,0
СЗ–П	0,000	-0,181 (0,058)	3,5	0,000	-0,254 (0,093)	2,4	2,0
СЗ–СК	0,007	-0,242 (0,069)	2,5	0,000	-0,368 (0,056)	1,5	1,8
СЗ–У	0,000	-0,391 (0,082)	1,4	0,000	-0,727 (0,366)	0,5	3,9
СЗ–ЗС	0,011	-0,286 (0,073)	2,1	0,000	-0,351 (0,055)	1,6	0,7
СЗ–ВС	0,073	-0,165 (0,058)	3,8	0,000	-0,217 (0,039)	2,8	1,1
СЗ–ДВ	0,014	-0,275 (0,072)	2,2	0,000	-0,352 (0,098)	1,6	0,7
Ц–ВВ	0,011	-0,178 (0,046)	3,5	0,000	-0,678 (0,281)	0,6	4,8
Ц–ЦЧ	0,012	-0,185 (0,056)	3,4	0,000	-0,221 (0,036)	2,8	0,6
Ц–П	0,046	-0,177 (0,059)	3,5	0,000	-0,260 (0,041)	2,3	1,5
Ц–СК	0,019	-0,238 (0,066)	2,5	0,000	-0,323 (0,127)	1,8	2,1
Ц–У	0,000	-0,290 (0,064)	2,0	0,000	-0,549 (0,190)	0,9	3,0
Ц–ЗС	0,013	-0,250 (0,064)	2,4	0,000	-0,275 (0,043)	2,2	0,4
Ц–ВС	0,173	-0,165 (0,057)	3,9	0,000	-0,203 (0,036)	3,0	1,1
Ц–ДВ	0,222	-0,124 (0,050)	5,2	0,615	-0,284 (0,183)	2,1	4,2

Пара районов	Авторегрессионная модель			Пороговая модель			
	$p(\lambda)$	λ	θ	$p(AR)$	λ^*	θ^*	$C, \%$
ВВ–ЦЧ	0,352	-0,118 (0,048)	5,5	0,000	-0,313 (0,174)	1,8	3,5
ВВ–П	0,146	-0,137 (0,046)	4,7	0,000	-1,146 (0,710)	0,4	6,3
ВВ–СК	0,084	-0,160 (0,055)	4,0	0,006	-0,518 (0,338)	1,0	4,8
ВВ–У	0,000	-0,440 (0,088)	1,2	0,005	-1,187 (0,980)	0,4	2,3
ВВ–ЗС	0,309	-0,145 (0,054)	4,4	0,000	-0,735 (1,059)	0,5	5,7
ВВ–ВС	0,352	-0,109 (0,045)	6,0	0,000	-0,444 (0,273)	1,2	5,7
ВВ–ДВ	0,114	-0,121 (0,046)	5,4	0,602	-0,525 (0,260)	0,9	4,7
ЦЧ–П	0,000	-0,300 (0,065)	1,9	0,000	-0,794 (0,207)	0,4	1,8
ЦЧ–СК	0,065	-0,197 (0,062)	3,2	0,249	-0,259 (0,080)	2,3	1,2
ЦЧ–У	0,607	-0,072 (0,038)	9,3	0,023	-0,118 (0,065)	5,5	1,6
ЦЧ–ЗС	0,007	-0,318 (0,076)	1,8	0,496	-0,458 (0,130)	1,1	0,9
ЦЧ–ВС	0,023	-0,229 (0,065)	2,7	0,499	-0,257 (0,081)	2,3	0,5
ЦЧ–ДВ	0,083	-0,149 (0,055)	4,3	0,000	-0,232 (0,101)	2,6	2,2
П–СК	0,051	-0,220 (0,063)	2,8	0,230	-0,384 (0,107)	1,4	1,2
П–У	0,181	-0,109 (0,039)	6,0	0,234	-0,142 (0,043)	4,5	0,8
П–ЗС	0,000	-0,329 (0,063)	1,7	0,006	-0,567 (0,136)	0,8	1,3
П–ВС	0,045	-0,233 (0,069)	2,6	0,265	-0,376 (0,111)	1,5	1,0
П–ДВ	0,121	-0,138 (0,054)	4,7	0,006	-0,343 (0,311)	1,6	5,8
СК–У	0,099	-0,151 (0,053)	4,2	0,627	-0,241 (0,088)	2,5	1,7
СК–ЗС	0,005	-0,204 (0,060)	3,0	0,166	-0,444 (0,375)	1,2	4,6
СК–ВС	0,076	-0,140 (0,054)	4,6	0,262	-0,168 (0,064)	3,8	0,7
СК–ДВ	0,041	-0,164 (0,058)	3,9	0,280	-0,448 (0,254)	1,2	6,3
У–ЗС	0,638	-0,078 (0,041)	8,5	0,005	-0,511 (0,292)	1,0	5,3
У–ВС	0,501	-0,074 (0,035)	9,0	0,001	-0,239 (0,115)	2,5	3,9
У–ДВ	0,049	-0,160 (0,052)	4,0	0,000	-0,175 (0,062)	3,6	0,4
ЗС–ВС	0,006	-0,160 (0,048)	4,0	0,000	-0,467 (0,273)	1,1	3,9
ЗС–ДВ	0,017	-0,205 (0,061)	3,0	0,000	-0,255 (0,087)	2,4	1,0
ВС–ДВ	0,198	-0,132 (0,052)	4,9	0,000	-0,185 (0,073)	3,4	1,3

щую пару районами, т.е. препятствия для арбитража здесь отсутствуют. При явном учете «неидеальности» арбитража среднее (по остальной 41 паре районов) значение скоростей сходимости λ^* составляет -0,458 против -0,206 в предположении о беззатратности

арбитража. Диапазон времен полураспада сужается до 0,4–5,5 мес, а их среднее (по 41 паре) уменьшается с 3,8 до 1,7 мес. Средний порог C составляет 2,7%, колеблется по парам районов от 0,4 до 8,2% (максимум – у пары Северо-Западный – Центральный районы).

Оценки параметров эконометрических моделей для уровней цен промышленных товаров представлены в табл. 4. В двух случа-

Таблица 4

Сходимость уровней цен промышленных товаров между районами

Пара районов	Авторегрессионная модель			Пороговая модель			
	$p(\lambda)$	λ	θ	$p(AR)$	λ^*	θ^*	$C, \%$
С–СЗ	0,609	–0,060 (0,029)	11,1	0,091	–0,097 (0,049)	6,8	2,9
С–Ц	0,849	–0,024 (0,019)	28,5	0,112	–0,233 (0,165)	2,6	5,3
С–ВВ	0,772	–0,055 (0,035)	12,3	0,000	–0,092 (0,034)	7,2	1,1
С–ЦЧ	0,002	–0,212 (0,049)	2,9	0,000	–0,436 (0,240)	1,2	2,5
С–П	0,414	–0,092 (0,037)	7,1	0,000	–0,191 (0,213)	3,3	3,8
С–СК	0,694	–0,048 (0,027)	14,0	0,049	–0,057 (0,032)	11,9	0,4
С–У	0,358	–0,034 (0,015)	19,8	0,018	–0,133 (0,031)	4,9	4,5
С–ЗС	0,085	–0,117 (0,046)	5,5	0,000	–0,206 (0,197)	3,0	2,5
С–ВС	0,345	–0,145 (0,055)	4,4	0,000	–0,162 (0,034)	3,9	0,6
С–ДВ	0,039	–0,177 (0,057)	3,6	0,000	–0,634 (0,419)	0,7	4,3
СЗ–Ц	0,354	–0,089 (0,043)	7,4	0,000	–1,806 (1,632)	3,2	4,1
СЗ–ВВ	0,000	–0,282 (0,053)	2,1	0,000	–0,386 (0,052)	1,4	0,5
СЗ–ЦЧ	0,000	–0,073 (0,013)	9,1	0,159	–0,087 (0,013)	7,6	1,3
СЗ–П	0,003	–0,333 (0,080)	1,7	0,001	–0,760 (0,264)	0,5	0,8
СЗ–СК	0,068	–0,107 (0,042)	6,1	0,000	–0,133 (0,062)	4,8	0,5
СЗ–У	0,038	–0,085 (0,028)	7,8	0,000	–0,255 (0,112)	2,4	3,1
СЗ–ЗС	0,704	–0,044 (0,026)	15,6	0,952	–0,088 (0,074)	7,5	2,9
СЗ–ВС	0,718	–0,052 (0,029)	13,1	0,000	–0,068 (0,039)	9,9	1,1
СЗ–ДВ	0,577	–0,095 (0,044)	7,0	0,000	–0,159 (0,091)	4,0	1,8
Ц–ВВ	0,135	–0,115 (0,042)	5,7	0,000	–0,136 (0,055)	4,8	0,5
Ц–ЦЧ	0,034	–0,065 (0,021)	10,3	0,000	–0,191 (0,096)	3,3	6,4
Ц–П	0,323	–0,140 (0,053)	4,6	0,000	–1,817 (0,815)	3,4	3,8
Ц–СК	0,608	–0,064 (0,037)	10,6	0,138	–0,084 (0,054)	7,9	0,7
Ц–У	0,006	–0,058 (0,016)	11,7	0,000	–0,073 (0,023)	9,1	1,1
Ц–ЗС	0,736	–0,044 (0,030)	15,3	0,000	–0,064 (0,140)	10,5	4,7
Ц–ВС	0,732	–0,054 (0,032)	12,4	0,000	–0,072 (0,057)	9,3	2,2
Ц–ДВ	0,586	–0,081 (0,041)	8,3	0,000	–0,132 (0,092)	4,9	2,8

Пара районов	Авторегрессионная модель			Пороговая модель			
	$p(\lambda)$	λ	θ	$p(AR)$	λ^*	θ^*	$C, \%$
ВВ–ЦЧ	0,011	–0,049 (0,016)	13,8	0,000	–0,071 (0,045)	9,4	4,0
ВВ–П	0,000	–0,410 (0,059)	1,3	0,000	–0,468 (0,049)	1,1	0,2
ВВ–СК	0,010	–0,198 (0,055)	3,1	0,000	–0,971 (0,404)	0,2	2,5
ВВ–У	0,002	–0,114 (0,024)	5,7	0,000	–0,689 (0,033)	0,6	4,4
ВВ–ЗС	0,443	–0,077 (0,039)	8,6	0,000	–0,218 (0,168)	2,8	2,4
ВВ–ВС	0,757	–0,056 (0,035)	12,1	0,000	–0,067 (0,035)	10,0	1,7
ВВ–ДВ	0,089	–0,115 (0,044)	5,7	0,000	–1,403 (0,921)	0,8	4,7
ЦЧ–П	0,000	–0,066 (0,014)	10,2	0,028	–0,122 (0,018)	5,3	2,9
ЦЧ–СК	0,000	–0,081 (0,017)	8,2	0,000	–0,150 (0,066)	4,3	5,1
ЦЧ–У	0,000	–0,054 (0,014)	12,6	0,000	–0,227 (0,064)	2,7	8,3
ЦЧ–ЗС	0,017	–0,110 (0,028)	6,0	0,001	–0,186 (0,048)	3,4	1,4
ЦЧ–ВС	0,005	–0,064 (0,018)	10,5	0,000	–0,068 (0,020)	9,9	0,4
ЦЧ–ДВ	0,004	–0,066 (0,017)	10,1	0,000	–0,081 (0,025)	8,2	1,7
П–СК	0,094	–0,179 (0,056)	3,5	0,000	–1,904 (0,641)	6,9	2,8
П–У	0,020	–0,052 (0,019)	12,9	0,000	–0,216 (0,108)	2,8	5,3
П–ЗС	0,697	–0,041 (0,024)	16,4	0,000	–0,139 (0,100)	4,6	3,0
П–ВС	0,695	–0,047 (0,026)	14,4	0,009	–0,097 (0,060)	6,8	2,7
П–ДВ	0,600	–0,073 (0,038)	9,1	0,000	–0,095 (0,039)	7,0	0,9
СК–У	0,004	–0,056 (0,012)	12,0	0,004	–0,075 (0,020)	8,9	1,6
СК–ЗС	0,690	–0,043 (0,030)	15,8	0,000	–0,095 (0,093)	6,9	2,5
СК–ВС	0,749	–0,047 (0,030)	14,5	0,000	–0,052 (0,027)	13,0	1,1
СК–ДВ	0,509	–0,094 (0,045)	7,0	0,000	–0,476 (0,611)	1,1	5,3
У–ЗС	0,672	–0,032 (0,017)	21,0	0,000	–0,142 (0,155)	4,5	6,8
У–ВС	0,590	–0,041 (0,021)	16,5	0,000	–0,081 (0,029)	8,2	4,6
У–ДВ	0,707	–0,054 (0,031)	12,5	0,000	–0,190 (0,785)	3,3	8,5
ЗС–ВС	0,500	–0,091 (0,042)	7,3	0,009	–1,280 (0,396)	0,5	3,0
ЗС–ДВ	0,182	–0,169 (0,057)	3,8	0,000	–0,305 (0,226)	1,9	1,7
ВС–ДВ	0,670	–0,054 (0,030)	12,5	0,001	–0,319 (0,406)	1,8	3,9

ях – для пар Волго-Вятский – Дальневосточный и Поволжский–Северо-Кавказский районы – гипотеза нестационарности не отвергается критерием Филлипса – Перрона, но отвергается критерием Дикки – Фуллера. Для этих пар в графе « $p(\lambda)$ » приведена значимость статистики Дикки-Фуллера.

Гипотезу нестационарности отклонений уровней цен промыш-

ленных товаров от равновесия нельзя отвергнуть более чем в половине случаев: для 31 пары районов, причем нередко нет оснований для утешительного предположения о недостаточной мощности использованных критериев. Среднее значение λ составляет $-0,096$, а $\theta - 9,9$ месяца. Величины λ колеблются от $-0,024$ (пара Северный – Центральный районы) до $-0,410$ (Волго-Вятский – Поволжский районы), что дает диапазон времен полураспада ценовых разрывов $1,3-28,5$ мес.

Пороговая спецификация модели динамики уровней цен отвергается для четырех пар районов. В трех из них (Северный – Центральный, Северо-Западный – Западно-Сибирский и Центральный – Северо-Кавказский районы) выполнение закона единой цены не обнаруживается даже в слабой форме, а в одной (Северо-Западный – Центрально-Черноземный районы) он, напротив, выполняется в строгой форме. Среднее значение λ^* (по 51 паре районов) составляет $-0,358$ (по сравнению с $-0,099$ – средним λ по тем же самым парам), а среднее время полураспада $\theta^* - 4,9$ мес (при среднем по 51 паре θ , равном $9,4$ мес). Величина θ^* колеблется в пределах от $0,2$ до 13 мес; максимальные значения – 10 мес и более – зафиксированы у пар Волго-Вятский – Восточно-Сибирский, Центральный – Западно-Сибирский, Северный – Северо-Кавказский и Северо-Кавказский – Восточно-Сибирский районы. Пороги S имеют диапазон $0,2-8,5\%$ при среднем значении $2,9\%$. Наибольшие пороги – в парах, образуемых Уральским районом с Центрально-Черноземным и Дальневосточным.

Интересно сравнить результаты, рассмотренные в данном разделе, с приведенными в предыдущем. Для того чтобы обеспечить их сопоставимость, нужно перейти от оценок для пар районов из табл. 3 и 4 к величинам, относящимся к отдельным районам. Их можно получить, усреднив оценки по всем 10 парам, в которые входит данный район. Эти величины приведены в табл. 5. Однако для оценок, полученных с помощью пороговой модели, такое усреднение не вполне корректно, поскольку для некоторых пар районов она отвергается. Поэтому усреднение проведено также только по тем парам регионов, в которых $\rho(\text{AR}) \leq 0,1$; соответствующие величины указаны в табл. 5 в скобках (они рассчитаны и для оценок авторегрессионной модели, чтобы можно было корректно определить, к каким изменениям приводит явный учет наличия препятствий арбитражу).

Сравнение данных, приведенных в табл. 1 и 5, говорит о том, что они довольно хорошо согласуются друг с другом, какие-либо

Средние значения оценок параметров моделей по парам,
в которые входит данный район

Район	$\bar{\lambda}$	$\bar{\theta}$	$\bar{\lambda}^*$	$\bar{\theta}^*$	\bar{C}
<i>Продовольственные товары</i>					
С	-0,233 (-0,256)	3,1 (2,7)	-0,583 (-0,595)	1,2 (1,2)	2,4 (2,2)
СЗ	-0,219	3,5	-0,477	1,9	2,8
Ц	-0,180 (-0,194)	4,1 (3,8)	-0,334 (-0,335)	2,1 (2,2)	2,9 (2,7)
ВВ	-0,179 (-0,185)	4,2 (4,1)	-0,701 (-0,721)	0,8 (0,8)	4,7 (4,7)
ЦЧ	-0,201 (-0,180)	3,8 (4,3)	-0,315 (-0,310)	2,4 (2,6)	1,4 (1,6)
П	-0,215 (-0,227)	3,3 (3,1)	-0,473 (-0,547)	1,6 (1,3)	2,4 (3,0)
СК	-0,202 (-0,236)	3,3 (2,7)	-0,356 (-0,404)	1,8 (1,4)	2,7 (2,7)
У	-0,199 (-0,217)	4,8 (4,8)	-0,445 (-0,509)	2,2 (1,9)	2,6 (2,9)
ЗС	-0,236 (-0,230)	3,2 (3,4)	-0,450 (-0,450)	1,3 (1,3)	2,4 (2,4)
ВС	-0,164 (-0,149)	4,4 (4,9)	-0,286 (-0,295)	2,4 (2,3)	2,0 (2,6)
ДВ	-0,167 (-0,185)	4,1 (3,6)	-0,368 (-0,271)	1,8 (2,4)	3,2 (2,1)
<i>Промышленные товары</i>					
С	-0,097 (-0,105)	10,9 (9,0)	-0,224 (-0,223)	4,5 (4,8)	2,8 (2,5)
СЗ	-0,122 (-0,138)	8,1 (7,0)	-0,384 (-0,458)	4,8 (4,1)	1,9 (1,9)
Ц	-0,073 (-0,081)	11,5 (9,5)	-0,461 (-0,536)	5,9 (6,1)	3,2 (3,2)
ВВ	-0,147	7,0	-0,450	3,8	2,2
ЦЧ	-0,084 (-0,085)	9,4 (9,4)	-0,162 (-0,170)	5,5 (5,3)	3,4 (3,6)
П	-0,143	8,1	-0,581	4,2	2,6
СК	-0,095 (-0,100)	9,4 (9,2)	-0,476 (-0,532)	6,1 (5,9)	2,7 (3,0)
У	-0,058	13,2	-0,208	4,7	4,8
ЗС	-0,077 (-0,081)	11,5 (11,1)	-0,272 (-0,293)	4,6 (4,3)	3,1 (3,1)
ВС	-0,065	11,8	-0,227	7,3	2,1
ДВ	-0,098	8,0	-0,379	3,4	3,6

принципиальные качественные различия отсутствуют. Но количественно они, естественно, отличаются.

Обращает на себя внимание то, что разброс усредненных по парам районов времен полураспада отклонений от равновесия существенно меньше, чем разброс значений соответствующих показателей, полученных при агрегированном анализе. Для продовольственных товаров диапазон θ сужается с 1,9–5,5 мес в табл. 1 до 3,1–4,8 мес в табл. 5, а диапазон θ^* – с 0,2–3,9 мес до 0,8–2,6 мес. То же самое имеет место и для промышленных товаров: 1,0–19,9 мес против 7,0–11,8 мес в случае θ и 0,2–13,5 мес против

3,4–7,3 мес в случае θ^* . Как видно, верхняя и нижняя границы диапазона усредненных времен полураспада сдвигаются друг к другу по сравнению с диапазоном укрупненных оценок, так что первый целиком укладывается во второй, сужаясь в 2,1 раза в случае продовольственных товаров и в 3,4–3,9 раза в случае промышленных товаров. Однако центры диапазонов при этом почти не смещаются: усреднение времен полураспада из табл. 1 и 5 по всем районам дает очень близкие результаты.

В то же время диапазоны оценок времен полураспада для пар районов гораздо шире, чем для районов в сопоставлении с Россией в целом. Отсюда можно заключить, что усреднение огрубляет картину гораздо больше, чем агрегированное рассмотрение рынка, сглаживая крайние случаи как очень быстрой, так и очень медленной сходимости к равновесию. Независимое усреднение скоростей сходимости и времен полураспада приводит к их несогласованности: например, в табл. 5 максимальное значение $\bar{\theta}$ для продовольственных товаров – у Уральского района, тогда как минимальное $\bar{\lambda}$ – у Восточно-Сибирского. Из формулы (4) можно видеть, что в общем случае $\bar{\theta}$ не совпадает с $\theta(\bar{\lambda})$. Однако и расчет усредненных значений θ и θ^* по формуле (4) не спасает от огрубления, оно может даже усилиться. Так, диапазон $\theta(\bar{\lambda})$ для продовольственных товаров составляет 2,6–3,9 мес, что в 1,3 раза уже диапазона $\bar{\theta}$.

Разброс усредненных по парам регионов порогов также меньше, чем разброс порогов между районами и остальной частью страны. Для продовольственных товаров диапазон \bar{C} составляет 1,6–1,7% в сравнении с 0,2–3,6% у C в табл. 1, для промышленных товаров – 1,9–3,6 и 0,3–4,3% соответственно. Но в отличие от времен полураспада, диапазон разброса сужается здесь далеко не симметрично: значение его нижней границы в обоих случаях значительно увеличивается, тогда как значение верхней в случае промышленных товаров уменьшается несущественно, а в случае продовольственных товаров даже возрастает. В результате усреднение порогов из табл. 5 по всем районам дает почти вдвое большую величину, чем усреднение порогов из табл. 1. Это говорит о том, что агрегированное рассмотрение рынка заметно нивелирует размер препятствий для пространственного товарообмена.

ОБЩАЯ КАРТИНА ИНТЕГРАЦИИ

Резюмируем теперь результаты, рассмотренные в двух предыдущих разделах. В табл. 6 приведены «сводные» величины, характеризующие интеграцию российского рынка в целом. Они пред-

Обобщенные характеристики интеграции

Вид интеграции	$\bar{\lambda}$	$\bar{\theta}$	$\bar{\lambda}^*$	$\bar{\theta}^*$	\bar{C}	Степень интеграции, %
<i>Продовольственные товары:</i>						
С национальным рынком	-0,188 (-0,185)	3,7 (3,8)	-0,419 (-0,425)	1,8 (1,9)	1,5 (1,5)	73
Между районами	-0,199 (-0,206)	3,8 (3,8)	-0,434 (-0,458)	1,8 (1,7)	2,7 (2,7)	71
<i>Промышленные товары:</i>						
С национальным рынком	-0,121	9,4	-0,291	5,8	1,7	45
Между районами	-0,096 (-0,099)	9,9 (9,4)	-0,341 (-0,358)	5,0 (5,0)	2,9 (2,9)	44

ставляют собой средние оценки 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. 3 и 4) – по всем парам районов. В скобках приведены величины, полученные при усреднении только по тем районам (парам районов), для которых не отвергается пороговая модель. Степень интеграции представляет собой долю экономических районов (пар районов), для которых в модели (3) отвергается гипотеза нестационарности, в общем числе районов.

Как видно из табл. 6, анализ интеграции экономических районов и с остальной частью страны, и между собой приводит к очень близким (со статистической точки зрения неотличимым) результатам, за исключением величин порогов \bar{C} . Исходя из принятой меры интегрированности можно заключить, что российский рынок интегрирован довольно слабо: степень интегрированности субрынка продовольственных товаров составляет около 70%, а субрынка промышленных товаров – около 45%. Скорость возврата к «идеальному» пространственному равновесию (точному равенству уровней цен) в среднем характеризуется на первом субрынке временем полураспада отклонений от равновесия, равным примерно 4 мес, а на втором – 9-10 мес.

Если принять во внимание «неидеальность» равновесия (допустив наличие неустранимого ценового разрыва, обусловленного препятствиями товарообмену), то скорость возврата к такому равновесию оказывается примерно вдвое большей: на субрынке продоволь-

ственных товаров – около 2 мес, а на субрынке промышленных товаров – около 5-6 мес. Общий эффект препятствий товарообмену между экономическими районами характеризуется величиной 2,7% от уровня цен продовольственных товаров и 2,9% – от уровня цен промышленных товаров (при более агрегированном представлении пространственного рынка, когда ценовой разрыв берется относительно среднероссийского уровня цен, эти величины составляют 1,5 и 1,7% соответственно). Такая высота порогов представляется не очень значительной, но нужно принять во внимание, что в соответствии с формулой (1) из ценовых разрывов исключено среднее, в результате чего оценки c_{rs} могли оказаться заниженными.

Можно было бы ожидать, что низкая скорость сходимости к равновесию связана с наличием значительных препятствий арбитражу. Тогда чем больше значение θ_{rs} в авторегрессионной модели (3), тем больше должна быть величина c_{rs} в пороговой модели (5). Но из табл. 1, 3 и 4 видно, что это далеко не всегда так, связь между θ_{rs} и c_{rs} отнюдь не однозначна. Возможное объяснение состоит в том, что скорость выравнивания цен между экономическими районами определяется не только величиной препятствий для товарообмена между ними, но и интенсивностью арбитража, которая может быть обусловлена, например, традиционно сложившимися торговыми связями между районами. Именно большей интенсивностью арбитража на продовольственном рынке по сравнению с рынком промышленных товаров и объясняется, по-видимому, столь значительное различие между характеристиками интегрированности этих рынков.

Если в транзакционных издержках арбитража основная доля принадлежит транспортным затратам, то величина c_{rs} должна быть тем больше, чем больше расстояние между экономическими районами r и s . Однако такая зависимость не просматривается. Например, на продовольственном рынке (см. табл. 4) порог между примыкающими друг к другу Центральным и Северо-Западным районами составляет 8,2%, тогда как между Центральным и Западно-Сибирским – всего лишь 0,4%. Таким образом, главную роль в возникновении порогов играет не удаленность районов друг от друга, а искусственные препятствия пространственному товарообмену. К числу таких препятствий относятся различные административные барьеры (прямые запреты на ввоз отдельных товаров в те или иные регионы или вывоз из них, повторная сертификация продукции, ввозимой из других регионов, дискриминационное инспектирование торговых организаций, торгующих «чужой» продукцией, и др.), местное регулирование цен, действия криминальных групп и т.д.

Вместе с тем не исключено, что картина интеграции российского рынка в действительности несколько лучше, чем полученная

на основе статистического анализа. Дело в том, что, как уже упоминалось – статистические критерии нестационарности слишком «строги» и потому, возможно, преувеличивают несовершенство российского рынка. Косвенным свидетельством в пользу этого утверждения служит отсутствие «клубов сходимости», означающее, что национальный рынок не распадается на изолированные фрагменты. А отсюда следует, что в принципе должна существовать тенденция к сходимости уровней цен во всех экономических районах к некоему общему уровню.

Однако есть и другая сторона вопроса, требующая осторожного отношения к полученным результатам. Анализируемые уровни цен построены на основе официальных индексов цен, а они, как показано нами ранее для экономических районов [3] и для регионов Западно-Сибирского района [7], смещены, что значительно завышает межтерриториальные различия в уровнях цен. Устранение тренда из динамики цен по формуле (1) как раз и имеет целью элиминировать указанное смещение (см., например, [6]). И действительно, из 13 стационарных рядов в табл. 1 и 63 рядов в табл. 3 и 4 соответственно семь и 37 рядов стационарны относительно детерминированного тренда. Однако неизвестно, насколько хорошее приближение динамики смещений индексов цен дает тренд вида (1), и потому нет уверенности, что наличие тренда является исключительно артефактом, обусловленным измерением цен с помощью индексов. Если же на самом деле тренд присущ реальной динамике цен, то это означает, что расхождение цен между экономическими районами нарастает, и тогда картина интеграции российского рынка окажется значительно хуже.

Литература

1. **Методологические** положения по статистике / Госкомстат России. – М., 1996. – Вып. 1.
2. **Цыплаков А. А.** Статистический анализ динамики региональных уровней цен // Вестн. Новосибирск. гос. ун-та. Сер.: Социально-экономические науки. – 2000. – Т. 1, вып. 1.
3. **Глуценко К. П.** Потребительские цены в России в 1992–2000 гг.: пространственный аспект // Регион: экономика и социология. – 2001. – № 2.
4. **Глуценко К. П.** Пространственное поведение уровней цен // Экономика и мат. методы. – 2001. – Т. 37, № 3.
5. **Enders W.** Applied Econometric Time Series. – N. Y.: John Wiley and Sons, 1995.
6. **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.
7. **Глуценко К. П.** Индексы цен в западносибирских регионах // Вестн. Новосибирск. гос. ун-та. Сер.: Социально-экономические науки. – 2001. – Т. 1, вып. 2.