

НАРОДНОХОЗЯЙСТВЕННЫЕ ПРОБЛЕМЫ

ПРОСТРАНСТВЕННОЕ ПОВЕДЕНИЕ УРОВНЕЙ ЦЕН*

© 2001 г. К. П. Глущенко
(Новосибирск)

На данных о динамике уровней цен продовольственных и промышленных товаров по регионам Западной Сибири за 1994–1998 гг. изучается, имеет ли место сходимости к единой цене. Дано теоретическое обоснование эконометрических моделей, используемых для проверки выполнения закона в строгой и слабой формах. Оценены скорости сходимости региональных уровней цен к среднероссийскому и к уровням цен других регионов, а также величины порогов на пути межрегионального товарообмена.

1. ВВЕДЕНИЕ

Либерализация цен 1992 г. привела к тому, что потребительские цены, до того бывшие в массе своей едиными по стране, за считанные недели стали в разных регионах существенно различаться – иногда даже в несколько раз. Однако затем, по мере формирования в России рыночных институтов, расхождение цен должно было бы смениться их сближением. Иными словами, должен был “вступить в действие” закон единой цены, согласно которому в отсутствие препятствий движению товаров между сегментами конкурентного пространственно распределенного рынка на нем устанавливается единая равновесная цена товара (см., например, [1, с. 400]). Механизм действия этого закона весьма прост. Если в некотором пункте А цена товара выросла, то начинает действовать (товарный) арбитраж: товар закупается в пункте Б, где он дешевле, и перепродается в А. В результате увеличения спроса в пункте Б цена здесь повышается, а в пункте А возросшее предложение цену снижает и, таким образом, цена товара в А и Б выравнивается.

Цель данной работы состоит в том, чтобы на эмпирическом материале проанализировать, действительно ли поведение цен в ряде регионов России согласуется с законом единой цены. Для анализа используются высокоагрегированные показатели: уровни цен продовольственных и промышленных товаров, рассчитанные на основе соответствующих индексов цен. Анализ проведен по данным за период с начала 1994 г. до середины 1998 г. По сути, такой анализ вносит количественную определенность в вопрос о “едином экономическом пространстве”. Это понятие довольно широко используется в нашей экономической литературе, но смысл его расплывчат и, похоже, неодинаков у разных авторов. Однако, думаю, все они согласятся с тем, что оно должно, как минимум, подразумевать отсутствие помех (за исключением, быть может, транспортных издержек) межрегиональному товарообмену, иначе говоря, интегрированность российского потребительского рынка.

Работы, посвященные пространственному поведению цен в современной России, относительно немногочисленны (что любопытно, большинство из них выполнено не российскими, а зарубежными исследователями). В [2, 3] изучается межрегиональный разброс цен и тенденции его изменения. Предметом исследования в [4, 5] являются ценовые взаимосвязи между локальными рынками. Интересна статья [6], в которой обнаружена одна из причин межрегиональных ценовых диспаритетов – наличие “внутрироссийской границы”, разделяющей “красный пояс” и остальные регионы. Из отечественных работ можно назвать, пожалуй, лишь [7–9]; первые две посвящены типологии российских регионов по характеру поведения цен, последняя – выявлению причин различий цен в разных регионах¹.

Вместе с тем никто из исследователей пока не озаботился прямой проверкой выполнения закона единой цены в российских условиях. Представленные в настоящей работе результаты та-

* Работа выполнена при финансовой поддержке Российской программы экономических исследований (проект 97-2611).

¹ Среди работ, изучающих пространственный разброс цен в странах с развитой рыночной экономикой, следует выделить [10, 11]. В первой работе был предложен подход к анализу значимости границы между двумя странами, который был применен в [6] к России, а результаты второй – использованы в настоящем исследовании. Заслуживает упоминания также статья [12], в которой проведено обстоятельное исследование разброса цен между городами США.

кого анализа показывают, что тенденция к выравниванию цен между регионами имеет место, но в то же время есть и противодействующие ей силы, в результате чего рынок интегрирован довольно слабо. Так что "единое экономическое пространство" пока еще скорее поэтический образ, чем нечто реальное.

2. ФОРМАЛИЗАЦИЯ ЗАДАЧИ

Пусть P_{irt} (P_{ist}) – цена товара i в регионе r (s) в момент времени t , тогда закон единой цены записывается в виде

$$P_{irt}/P_{ist} = 1 \quad (1)$$

или в логарифмической форме (при $Q_{irt} \equiv \ln P_{irt}$) –

$$Q_{irst} \equiv Q_{irt} - Q_{ist} = 0. \quad (2)$$

В действительности вследствие различных возмущений в мы будем наблюдать иное соотношение, независимо от того, справедливо ли (2) или нет:

$$Q_{irst} = \eta_{irst}, \quad (3)$$

где η_{irst} – некоторая случайная величина. При этом возникает проблема: действительно ли наблюдаемый процесс (3) является реализацией закона (2). Если закон единой цены выполняется, то наблюдаемый процесс – результат непрерывного противоборства возмущений, выводящих цены из межрегионального равновесия, и рыночных сил, вынуждающих цены возвращаться к равновесию. Это означает, что случайный процесс η_{irst} является просто стационарным шумом с математическим ожиданием, равным равновесному (нулевому) значению. Если же закон нарушается, то возмущения будут оказывать необратимые воздействия, уводя цены все дальше и дальше от равновесия, т.е. процесс η_{irst} окажется нестационарным. Таким образом, проблема проверки закона единой цены сводится к выяснению, стационарен ли процесс (3).

В эконометрических терминах соотношение (3) представляет собой уравнение коинтеграции с известным – заранее заданным – коинтегрирующим вектором $(1, -1)$. Этот вектор определяется самым способом построения переменной Q_{irst} как $Q_{irst} = Q_{irt} - Q_{ist}$. Если η_{irst} стационарен, то цены Q_{irt} , Q_{ist} коинтегрированы.

Из работ по проблематике паритета покупательной способности (ППС) известно, что если используются не абсолютные цены, а индексы потребительских цен (ИПЦ), то равновесное различие цен может быть ненулевым. Это означает, что η_{irst} может быть представлено как $\eta_{irst} = a'_{irs} + v'_{irst}$, где a'_{irs} – некоторая константа (среднее значение η_{irst}), v'_{irst} (а также v''_{irst} , v_{irst} , речь о которых пойдет ниже) – случайная величина, на которую теперь переносится все сказанное прежде относительно η_{irst} . Более того, ряд работ, в частности [11], указывает на возможность зависимости среднего от времени, которая моделируется долгосрочным детерминированным трендом: $\eta_{irst} = a'_{irs} + b'_{irs}t + v'_{irst}$ (где b'_{irs} – параметр тренда). Оба эти эффекта трактуются как присущие измеряемым различиям уровней цен, а не реальным.

Наличие константы обусловлено ненаблюдаемостью реальных уровней цен. По сути, если v'_{irst} стационарно и $\bar{v}'_{irst} = 0$, то она равна логарифму отношения уровней цен в пунктах (странах) r и s в начальный момент. То же самое может иметь место в нашем случае. Забегая вперед, скажем, что относительно региональных уровней цен принято предположение об их равенстве к моменту либерализации цен. Если это не так, а, например, уровни цен были едиными к концу 1990 г., то все относительные уровни цен² следует умножить на величину P_{ir0}/P_{is0} (т.е. на отношение роста цены агрегата товаров i в регионах r и s за 1991 г.), и тогда $a'_{irs} = \ln(P_{ir0}/P_{is0})$.

Тренд же, согласно упомянутым работам, может быть обязан агрегированию (различию набора благ и систем весов в национальных ИПЦ), наличию немобильных (non-tradeable) составляющих в ИПЦ, качественным различиям товаров. В нашем случае возможен и такой эффект. Хотя набор благ в ИПЦ один и тот же для всех регионов, системы агрегирующих весов в них различны, а роль немобильных компонентов в региональных ИПЦ ничем не отличается от той,

² Под относительной ценой (уровнем цен) везде понимается цена одного и того же товара (агрегата товаров) в некотором сегменте пространственно распределенного рынка по отношению к цене в другом сегменте.

которую они играют в ППС. Таким образом, нужно предполагать, что в общем случае наблюдаемый процесс имеет вид

$$Q_{irst} = a'_{irs} + b'_{irs}t + v'_{irst} . \quad (4)$$

Если сходимость к закону единой цены имеет место, то (4) при $b'_{irs} = 0$ будет стационарным процессом с некоторым ненулевым – в отличие от (3) – средним; при $b'_{irs} \neq 0$ процесс (4) будет также стационарным, но относительно детерминированного линейного тренда, и его среднее окажется зависящим от времени.

Коэффициенты a'_{irs} , b'_{irs} являются параметрами долгосрочного равновесного различия в ценах. Свойства долгосрочного тренда этого различия имеют определенный интерес, однако настоящее исследование сосредоточено на краткосрочных свойствах возврата к равновесию: основное внимание сфокусировано на том, имеет ли место сходимость к закону единой цены. Следующая литература по ППС, сходимость к равновесию будет трактоваться как сходимость цен.

Строгая форма закона единой цены (1) требует совпадения цен в разных местностях. Но в реальности он выполняется большей частью с некоторой точностью. Вследствие транспортных затрат, местных налогов и других факторов, которые можно интерпретировать как транзакционные издержки арбитража (в широком смысле), образуется некоторый интервал, в котором могут колебаться относительные цены (более того, изменение этих издержек во времени может вызвать смещение самого интервала). Отсюда вытекает слабая форма закона единой цены:

$$1/(1 + C_{irs}) \leq P_{irt}/P_{ist} \leq 1 + C_{irs}, \quad (5)$$

где C_{irs} – транзакционные издержки арбитража, выраженные в процентах к цене товара³ или в логарифмическом виде (при $c_{irs} \equiv \ln(1 + C_{irs})$), –

$$|Q_{irst}| \leq c_{irs}. \quad (6)$$

При этом возможны две трактовки равновесия:

а) равновесием считается некоторая точка внутри интервала $[1/(1 + C_{irs}), 1 + C_{irs}]$ – среднее значение различия в ценах,

б) любая точка в интервале $[1/(1 + C_{irs}), 1 + C_{irs}]$ рассматривается как равновесная, т.е. равновесием является весь этот интервал. В данной работе использованы обе трактовки, с каждой из которых связана своя эконометрическая модель; эти модели представлены в подразд. 3.1 и 3.2 соответственно.

Обратимся к более привычной трактовке (а). Очевидно, что точка равновесия будет зависеть от величины транзакционных издержек арбитража. Они же, в свою очередь, могут быть обусловлены действием ряда детерминированных факторов $X_{irst} = (X_{irst,k})$, где k – индекс фактора. Тогда $P_{irt}/P_{ist} = f(C_{irs}(X_{irst}))$. Предполагая функцию $f(C(\cdot))$ логарифмически-линейной, наблюдаемый процесс можно представить как

$$Q_{irst} = a''_{irs} + \sum_k b''_{irs,k} x_{irst,k} + v''_{irst} , \quad (7)$$

где $x_{irst,k} \equiv \ln X_{irst,k}$. Таким образом, при слабой форме закона единой цены для коинтеграции могут потребоваться дополнительные переменные x_{irst} , объясняющие долгосрочные отклонения от строгого закона единой цены.

Изменения во времени детерминант транзакционных издержек арбитража X_{irst} могут вызвать смещение точки равновесия. При отсутствии информации о значениях X_{irst} совокупное воздействие этих факторов моделируется некоторой регулярной функцией времени, в качестве которой разумно принять логарифмически-линейный тренд. Тогда, используя $b''_{irs}t$ как модель суммы в правой части (7), получаем выражение, аналогичное (4):

$$Q_{irst} = a''_{irs} + b''_{irs}t + v''_{irst} . \quad (8)$$

³ Формула (5) восходит к “айсберговой” модели цены П. Самуэльсона [13] и используется во многих работах по проблематике ППС и закона единой цены. Но она не точна. Дело в том, что C_{irs} в левой и правой частях формулы неодинаковы: справа это процент к P_{irs} , а слева – к P_{ist} . Чтобы не загромождать изложение, ограничимся этой оговоркой, оставив формулу в ее общепринятом виде. Оправданием нам служит сложившаяся традиция, а также то, что количественно неточность невелика: так, если C_{irs} равно 10% P_{ist} , то относительная ошибка в левой части (5) составит 1% (вместо 0.9 получаем 0.909).

Вместе с тем, все сказанное выше относительно эффектов измерения Q_{irst} остается в силе. Приняв во внимание эти эффекты, получим:

$$Q_{irst} = (a'_{irs} + a''_{irs}) + (b'_{irs} + b''_{irs})t + (v'_{irst} + v''_{irst}) = a_{irs} + b_{irs}t + v_{irst}. \quad (9)$$

Это показывает, что трактовка параметров a_{irs} , b_{irs} как определяемых *только* эффектами измерения страдает некоторой условностью. Не исключено, что они могут отражать также влияние каких-либо реальных экономических процессов.

Пусть, например, транзакционные издержки арбитража определяются только транспортными затратами: $X_{irst} = \tau_{irst}$, где τ_{irst} – тариф на транспортировку между пунктами r и s в расчете на единицу товара i . Если товар перемещается из s в r , то

$$P_{irt} = (1 + C_{irs}(\tau_{irst}))P_{ist} = (1 + \tau_{irst}/P_{ist})P_{ist}. \quad (10)$$

Если транспортные тарифы и цены товаров растут одинаковыми (по крайней мере, примерно) темпами, то отношение τ_{irst}/P_{ist} остается постоянным во времени, и в качестве индикатора транзакционных издержек арбитража C_{irs} можно использовать расстояние между r и s , L_{rs} . Тогда (7) примет вид $Q_{irst} = a^o_{irs} \ln L_{rs} + v''_{irst}$. Таким образом, константа в (9) может, кроме эффекта измерения, неявно отражать географические факторы.

Для России предположение о близких темпах роста тарифов и цен далеко от истины. За 1992–1997 гг. тарифы на грузовые перевозки в стране выросли в 7.7 тыс. раз (в том числе железнодорожные – в 9.1 тыс. раз, автомобильные – в 5.7 тыс. раз), тогда как потребительские цены – в 2.4 тыс. раз, цены на продовольственные товары – в 2.1 тыс. раз, цены на промтовары – в 1.5 тыс. раз [14, с. 35, 159]. Таким образом, отношение τ_{irst}/P_{ist} оказывается зависящим от времени. Поэтому не исключено, что тренд в (9) может охватывать, наряду с эффектами агрегирования, эффект расхождения цен и транспортных тарифов.

В данной работе эконометрические модели закона единой цены включают единственную переменную – относительную цену. А без привлечения дополнительных показателей X_{irst} разделить эффекты, обусловленные измерением, и эффекты, вызванные реальными экономическими процессами, невозможно.

3. ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ

3.1. “Классическая” авторегрессионная модель. Эта модель является стандартным инструментом проверки закона паритета покупательной способности и закона единой цены, используемым во множестве исследований (их блестящий обзор дает [15]). Здесь она базируется на представлении наблюдаемого процесса в виде (9). Задача анализа состоит в выяснении, имеет ли место в этом процессе возврат к среднему, т.е. в определении, стационарны ли ошибки v_{irst} . Общепринятый подход заключается в представлении их в виде авторегрессионного процесса $v_{irst} = \rho_{irs}v_{irs,t-1} + \varepsilon_{irst}$ и проверке отсутствия единичного корня, т.е. выполнения условия $|\rho_{irs}| < 1$. В данной работе предполагается, что это авторегрессионный процесс первого порядка, AR(1). Такое допущение требуется для обеспечения сопоставимости основной модели с рассматриваемой в следующем подразделе пороговой моделью, спецификация которой тестируется против модели AR(1). При этом (9) преобразуется в⁴:

$$\Delta Q_{irst} = \alpha_{irs} + \beta_{irs}t + \lambda_{irs}Q_{irs,t-1} + \varepsilon_{irst}, \quad (11)$$

где Δ – стандартное обозначение оператора первой разности, $\Delta Q_{irst} = Q_{irst} - Q_{irs,t-1}$, а $\lambda_{irs} = \rho_{irs} - 1$.

Оцениваемый параметр λ_{irs} характеризует скорость сходимости процесса, т.е. скорость, с которой рыночные силы возвращают цены к равновесию. Более наглядной является производная характеристика – “время полураспада ценового разрыва”, рассчитываемая как

$$T_{irs} = \ln 0.5 / \ln |1 + \lambda_{irs}|. \quad (12)$$

Она показывает, за какое время (в принятых единицах его измерения, в данной работе – в месяцах) величина отклонения от равновесия (разрыв в ценах между регионами r , s), вызванного отдельным возмущением, уменьшается вдвое. Динамика относительной цены стационарна (и, значит, имеется сходимость к закону единой цены), если $-2 < \lambda_{irs} < 0$. Как видно из (12), когда $\lambda_{irs} = 0$ (или $\lambda_{irs} = -2$), время полураспада бесконечно – эффект возмущения постоянен; при $\lambda_{irs} = -1$ отклонения от равновесия устраняются мгновенно ($T_{irs} = 0$).

⁴ Параметры (9) и (11) связаны соотношениями $\alpha_{irs} = -\lambda_{irs}a_{irs} + (\lambda_{irs} + 1)b_{irs}$, $\beta_{irs} = -\lambda_{irs}b_{irs}$ при $-2 < \lambda_{irs} < 0$.

Переменную Q_{irst} в (11) можно заменить на компонент различия цен, “очищенный” от среднего и тренда,

$$Q_{irst}^* = Q_{irst} - (\hat{a}_{irs} + \hat{b}_{irs}t), \quad (13)$$

где $\hat{a}_{irs}, \hat{b}_{irs}$ – оценки параметров a_{irs}, b_{irs} в (9), т.е. $Q_{irst}^* = v_{irst}$. Тогда (11) будет иметь вид:

$$\Delta Q_{irst}^* = \lambda_{irs} Q_{irs,t-1}^* + \varepsilon_{irst}. \quad (14)$$

Для проверки сходимости к закону единой цены использовалась модель в форме (14). В качестве нулевой гипотезы принято отсутствие сходимости, т.е. наличие единичного корня $H_0: \lambda_{irs} = 0$. Альтернативной гипотезой является $H_A: \lambda_{irs} < 0$, т.е. что процесс сходящийся. Одновременно это гипотезы отсутствия коинтеграции против коинтеграции. Случаи $\lambda_{irs} < -1$ довольно экзотичны, но тем не менее иногда встречаются; тогда гипотезы переформулируются как $H_0: \lambda_{irs} = -2$ против $H_A: \lambda_{irs} > -2$. Для тестирования гипотез применялся τ -тест Дикки-Фуллера [16].

3.2. Нелинейная пороговая модель. Уравнение (14), хотя и может неявно моделировать слабую форму закона единой цены, но, по сути, исходит его из строгой формы. Кроме этой линейной спецификации, для анализа использовалась также нелинейная пороговая авторегрессионная модель, предложенная М. Обстфельдом и А. Тэйлором [11], которая явно основывается на слабой форме закона (6).

Теоретические предпосылки модели следующие. Арбитраж будет происходить, лишь если выигрыш от него превысит транзакционные издержки, т.е. когда $|Q_{irst}^*| > c_{irs}$. Если же различие цен заключено в интервале $[-c_{irs}, c_{irs}]$, то арбитраж из-за невыгодности не действует, и, следовательно, не оказывает влияния на соотношение цен в r и s . Таким образом, транзакционные издержки создают порог для арбитража, и ценовой разрыв может быть уменьшен им только до пороговой величины. Отсюда следует, что цены будут сходиться под воздействием арбитража к внешней границе интервала $[-c_{irs}, c_{irs}]$. Если же различие цен меньше пороговой величины, то их поведение может быть произвольным, в том числе нестационарным.

Таким образом, предполагается, что динамика цен представляет собой суперпозицию двух процессов, первый из которых сходящийся, а второй – не обязательно стационарный. Пороговая модель явно разделяет эти две составляющие и позволяет, в отличие от (14), оценить величину “порога недейственности арбитража”. В обозначениях настоящей работы эта модель записывается как

$$\Delta Q_{irst}^* = \begin{cases} \lambda_{irs}^{out} (Q_{irs,t-1}^* - c_{irs}) + \varepsilon_{irst}, & \text{если } Q_{irs,t-1}^* > c_{irs}; \\ \varepsilon_{irst}, & \text{если } c_{irs} \geq Q_{irs,t-1}^* \geq -c_{irs}; \\ \lambda_{irs}^{out} (Q_{irs,t-1}^* + c_{irs}) + \varepsilon_{irst}, & \text{если } Q_{irs,t-1}^* < -c_{irs}. \end{cases} \quad (15)$$

Как видно, процесс ниже порога c_{irs} представлен чистым случайным блужданием. Однако это условие не является обязательным, вторая строка в (15) может иметь вид: $\lambda_{irs}^{in} Q_{irs,t-1}^* + \varepsilon_{irst}$, если $c_{irs} \geq Q_{irs,t-1}^* \geq -c_{irs}$, без ограничения $\lambda_{irs}^{in} = 0$. Модель оценивалась и без этого ограничения, тогда во многих случаях процесс внутри $[-c_{irs}, c_{irs}]$ оказывался нестационарным со значением λ_{irs}^{in} , близким к нулю или положительным.

Оцениваемыми параметрами являются скорость сходимости λ_{irs}^{out} и порог c_{irs} . Тестируется спецификация (14) против (15), т.е. нулевая гипотеза – процесс AR(1) с параметром λ_{irs} , альтернативная – пороговый авторегрессионный процесс с параметрами λ_{irs}^{out} и c_{irs} . Статистикой для этого теста служит отношение логарифмических функций правдоподобия (LLR) нулевой и альтернативной моделей; для получения p -значений тестовой статистики рассчитывалось эмпирическое распределение LLR с помощью имитации методом Монте-Карло (при 1000 экспериментах)⁵. Далее этот тест будет называться LLR-тестом.

⁵ Программа, реализующая алгоритм оценки пороговой модели, разработана П.С. Ростовцевым, которому автор выражает глубокую признательность.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

Исходными данными для расчетов послужили временные ряды официальных месячных индексов цен (сводного индекса потребительских цен, индекса цен продовольственных товаров, непродовольственных товаров, платных услуг населению) по России в целом и по 7 регионам, составляющим Западную Сибирь⁶ (республика Алтай, Алтайский край, Кемеровская, Новосибирская, Омская, Томская и Тюменская области). Данные взяты в основном из ежемесячных статистических сборников “Социально-экономическое положение России”, а недостающие получены непосредственно в Госкомстате РФ.

Уровень цен P_{irt} в данный момент времени (месяц) рассчитывается как произведение месячных индексов для региона r с января 1992 г. по этот момент, т.е., по сути, представляет собой величину роста цен с момента их либерализации. Таким образом, предполагается, что в декабре 1991 г. уровни цен во всех регионах были примерно одинаковы (поскольку затем используются относительные уровни цен P_{irt}/P_{ist} , абсолютная величина исходного уровня значения не имеет). Из предшествующего следует, что такое допущение не является ограничивающим: если отношение уровней цен в начальный момент не равно 1, то меняется лишь константа регрессии (11), а свойства процесса, характеризуемые коэффициентами λ_{irs} и β_{irs} , останутся прежними.

Основным объектом анализа являются уровни цен продовольственных товаров и промтоваров, но частично затронуты также уровень цен услуг и общий уровень потребительских цен. Значения всех четырех уровней цен даны (в графическом виде) в [17]. Временной интервал, за который рассматривается динамика цен, содержит 54 наблюдения: с января 1994 г. по июнь 1998 г. Таким образом, исключен начальный “период расхождения цен” (более подробные результаты, охватывающие и этот период, представлены в [18]).

Результаты статистических расчетов приведены в табл. 1–4. В скобках в этих таблицах указаны стандартные отклонения; ***, ** и * соответствуют значимости на уровне 1%, 5% и 10%. Для модели AR(1) значимость понимается в смысле теста Дикки–Фуллера, для пороговой – в смысле LLR–теста. Величины порогов в табл. 1 и 4 для удобства переведены из логарифмов в проценты: $C_{irs} = \exp(c_{irs}) - 1$.

В табл. 1 представлены результаты оценки обычной авторегрессионной (14) и пороговой (15) моделей для региональных уровней цен, отнесенных к среднероссийскому. Оценки λ_{irs} и λ_{irs}^{out} во всех случаях имеют ожидаемый отрицательный знак и не переходят границу -2 . Но тестовые статистики далеко не во всех случаях подтверждают сходимость временных рядов относительных уровней цен к равновесию.

Для уровня цен продовольственных товаров “классическая” авторегрессионная модель говорит о сходимости к закону единой цены в 5 случаях из 7. Судя по временам полураспада (и значениям стандартных отклонений оценок λ), можно предположить, что сходимость имеет место и в двух оставшихся случаях, и лишь низкая мощность теста Дикки–Фуллера не позволяет отвергнуть гипотезу нестационарности. Пороговая спецификация не отвергается ни в одном из случаев, свидетельствуя, что между каждым из западносибирских регионов и остальной частью страны действительно имеются барьеры для товарообмена, а закон единой цены выполняется с точностью до величин порогов C_{irs} . Вместе с тем величинами порогов довольно умеренны, колеблясь по регионам в пределах 0.6–1.9%, что вполне сопоставимо со значениями, имеющими место в развитой рыночной экономике: приведенный в [11] диапазон оценок порогов для уровней цен продовольственных товаров (“CPI-Food”) по 4 городам США составляет 0.6–4.2%.

Однако картина для уровней цен промтоваров куда менее благодушна. Модель AR(1) отвергает стационарность динамики относительных уровней цен во всех 7 случаях. Сопоставление величин оценок и их стандартных отклонений показывает, что дело здесь не в мощности теста на единичный корень: в большинстве случаев гипотеза $\lambda = 0$ не отвергается даже обычным t -тестом. Если же допустить наличие устойчивых различий цен, применив пороговую модель, то сходимость обнаруживается в 6 случаях, причем в трех из них (республика Алтай, Алтайский край и Тюменская область) стационарность динамики уровней цен вне “интервала недейственности арбитража” подтверждает и тест Дикки–Фуллера. Но в то же время часть случаев вызывает сомнения, поскольку стандартная ошибка близка к величине самой оценки. В принципе, если пороговая спецификация не отвергается, то из ее определения должно следовать, что процесс “за порогом” заведомо стационарен. Однако свойства пороговой модели изучены еще недостаточно, и потому неизвестно, в какой мере можно полагаться на ее статистику LLR. Ряд порогов имеет аномально

⁶ Ограничение территориального охвата анализа этой частью страны обусловлено отнюдь не региональным патриотизмом автора, а соображениями обзорности результатов: так, если взять все российские регионы (без автономных округов), то количество их пар составит около трех тысяч, тогда как 7 регионов дают всего 21 пару.

Таблица 1. Сходимость региональных уровней цен к среднероссийскому

Регион	Модель AR(1)		Пороговая модель		
	λ	время полураспада ценового разрыва T , мес.	λ_{out}	время полураспада ценового разрыва T , мес.	порог C , %
Продовольственные товары					
Республика Алтай	-0.373 (0.108)*	1.5	-0.445 (0.103)**	1.2	0.7
Алтайский край	-0.229 (0.057)**	2.7	-0.283 (0.088)**	2.1	1.1
Кемеровская обл.	-0.255 (0.093)	2.4	-0.300 (0.114)***	1.9	0.6
Новосибирская обл.	-0.237 (0.083)	2.6	-0.334 (0.121)**	1.7	0.8
Омская обл.	-0.424 (0.110)**	1.3	-0.672 (0.257)***	0.6	1.6
Томская обл.	-0.457 (0.114)**	1.1	-1.004 (0.245)**	0.1	1.6
Тюменская обл.	-0.342 (0.091)**	1.7	-0.556 (0.272)**	0.9	1.9
Промышленные товары					
Республика Алтай	-0.075 (0.040)	8.9	-0.316 (0.093)*	1.8	12.1
Алтайский край	-0.159 (0.063)	4.0	-0.162 (0.043)***	3.9	0.1
Кемеровская обл.	-0.126 (0.068)	5.1	-0.301 (0.269)***	1.9	2.7
Новосибирская обл.	-0.071 (0.052)	9.4	-0.807 (0.543)**	0.4	6.8
Омская обл.	-0.063 (0.044)	10.6	-0.129 (0.125)***	5.0	2.8
Томская обл.	-0.076 (0.064)	8.6	-0.079 (0.067)	8.4	0.1
Тюменская обл.	-0.042 (0.042)	16.2	-1.038 (0.213)*	0.2	6.5

Таблица 2. Сходимость общего уровня цен и уровня цен услуг к среднероссийскому

Регион	Общий уровень потребительских цен		Уровень цен услуг	
	λ	Время полураспада ценового разрыва T , мес.	λ	Время полураспада ценового разрыва T , мес.
Республика Алтай	-0.122 (0.058)	5.3	-0.266 (0.093)	2.2
Алтайский край	-0.200 (0.056)**	3.1	-0.219 (0.088)	2.8
Кемеровская обл.	-0.425 (0.079)***	1.3	-0.421 (0.084)***	1.3
Новосибирская обл.	-0.341 (0.094)**	1.7	-0.867 (0.106)***	0.3
Омская обл.	-0.157 (0.065)	4.0	-0.210 (0.073)	2.9
Томская обл.	-0.168 (0.088)	3.8	-0.351 (0.106)*	1.6
Тюменская обл.	-0.195 (0.060)*	3.2	-0.595 (0.124)***	0.8

Таблица 3. Панельные оценки сходимости уровней цен к среднероссийскому

Уровень цен	λ	Время полураспада ценового разрыва T , мес.
Общий	-0.230 (0.027)***	2.6
Продовольственных товаров	-0.309(0.034)***	1.9
Промтоваров	-0.077(0.017)***	8.6
Услуг	-0.425(0.035)***	1.3

Таблица 4. Сходимость региональных уровней цен друг к другу

Пара регионов	Модель AR(1)		Пороговая модель		
	λ	Время полураспада T , мес.	λ^{out}	Время полураспада T , мес.	порог C , %
Продовольственные товары					
Республика Алтай–Алтайский край	-0.233 (0.072)*	2.6	-0.409 (0.334)***	1.3	5.0
Республика Алтай–Кемеровская обл.	-0.333 (0.103)*	1.7	-0.376 (0.089)***	1.5	0.5
Республика Алтай–Новосибирская обл.	-0.205 (0.083)	3.0	-0.685 (0.134)*	0.6	4.0
Республика Алтай–Омская обл.	-0.295 (0.098)	2.0	-1.187 (0.176)**	0.4	5.6
Республика Алтай–Томская обл.	-0.313 (0.103)	1.8	-1.381 (0.327)	0.7	5.3
Республика Алтай–Тюменская обл.	-0.403 (0.106)**	1.3	-0.566 (0.160)*	0.8	1.2
Алтайский край–Кемеровская обл.	-0.677 (0.092)***	0.6	-0.799 (0.132)**	0.4	0.8
Алтайский край–Новосибирская обл.	-0.113 (0.047)	5.8	-0.125 (0.058)***	5.2	0.5
Алтайский край–Омская обл.	-0.243 (0.078)	2.5	-0.963 (0.585)**	0.2	7.2
Алтайский край–Томская обл.	-0.186 (0.076)	3.4	-0.193 (0.069)*	3.2	0.3
Алтайский край–Тюменская обл.	-0.329 (0.089)**	1.7	-0.754 (0.513)	0.5	3.5
Кемеровская обл.–Новосибирская обл.	-0.213 (0.083)	2.9	-0.267 (0.157)***	2.2	1.8
Кемеровская обл.–Омская обл.	-0.400 (0.109)**	1.4	-0.511 (0.227)***	1.0	2.1
Кемеровская обл.–Томская обл.	-0.364 (0.105)*	1.5	-0.553 (0.326)***	0.9	3.1
Кемеровская обл.–Тюменская обл.	-0.514 (0.115)***	1.0	-1.075 (0.556)***	0.3	2.7
Новосибирская обл.–Омская обл.	-0.457 (0.116)**	1.1	-0.742 (0.233)**	0.5	1.5
Новосибирская обл.–Томская обл.	-0.286 (0.101)	2.1	-0.343 (0.124)***	1.7	0.5
Новосибирская обл.–Тюменская обл.	-0.216 (0.085)	2.8	-0.247 (0.087)	2.4	1.0
Омская обл.–Томская обл.	-0.546 (0.125)***	0.9	-0.938 (0.262)***	0.2	1.5
Омская обл.–Тюменская обл.	-0.326 (0.102)*	1.8	-0.516 (0.306)***	1.0	2.8
Томская обл.–Тюменская обл.	-0.232 (0.099)	2.6	-0.340 (0.142)	1.7	1.7
Промышленные товары					
Республика Алтай–Алтайский край	-0.040 (0.036)	17.0	-0.059 (0.052)	11.4	6.0
Республика Алтай–Кемеровская обл.	-0.085 (0.040)	7.8	-0.751 (0.156)*	0.5	17.2
Республика Алтай–Новосибирская обл.	-0.104 (0.046)	6.3	-0.442 (0.482)***	1.2	12.2
Республика Алтай–Омская обл.	-0.047 (0.041)	14.3	-0.065 (0.051)**	10.3	6.4
Республика Алтай–Томская обл.	-0.040 (0.041)	16.9	-0.032 (0.060)***	21.2	9.7
Республика Алтай–Тюменская обл.	-0.114 (0.048)	5.7	-0.149 (0.064)*	4.3	1.8
Алтайский край–Кемеровская обл.	-0.409 (0.077)***	1.3	-0.751 (0.171)***	0.5	1.8
Алтайский край–Новосибирская обл.	-0.052 (0.046)	13.0	-0.057 (0.055)**	11.7	0.7
Алтайский край–Омская обл.	-0.205 (0.084)	3.0	-0.832 (0.312)**	0.4	2.5
Алтайский край–Томская обл.	-0.192 (0.088)	3.2	-0.249 (0.120)	2.4	0.9
Алтайский край–Тюменская обл.	-0.021 (0.041)	32.5	-1.261 (0.241)**	0.5	7.9
Кемеровская обл.–Новосибирская обл.	-0.081 (0.055)	8.2	-0.381 (0.515)**	1.4	7.0
Кемеровская обл.–Омская обл.	-0.321 (0.071)***	1.8	-0.340 (0.080)**	1.7	0.2
Кемеровская обл.–Томская обл.	-0.263 (0.087)	2.3	-0.456 (0.192)	1.1	2.2
Кемеровская обл.–Тюменская обл.	-0.058 (0.048)	11.6	-2.061 (1.011)	—	8.6
Новосибирская обл.–Омская обл.	-0.032 (0.044)	21.3	-1.112 (0.572)	0.3	8.1
Новосибирская обл.–Томская обл.	-0.023 (0.047)	29.3	-0.737 (0.426)	0.5	9.7
Новосибирская обл.–Тюменская обл.	-0.164 (0.076)	3.9	-0.211 (0.085)	2.9	0.7
Омская обл.–Томская обл.	-0.204 (0.088)	3.0	-1.568 (0.738)**	1.2	4.3
Омская обл.–Тюменская обл.	0.003 (0.035)	—	0.013 (0.047)	—	2.7
Томская обл.–Тюменская обл.	-0.011 (0.045)	60.3	-0.015 (0.053)	45.0	2.0

высокие значения – от 6.5 до 12.1%. К сожалению, в [11] нет сопоставимых данных, но для грубого сравнения можно воспользоваться порогами для цен на одежду: их диапазон по 4 городам США составил 0.7–2.2%.

Любопытно было бы посмотреть, как ведет себя общий уровень потребительских цен. Он все не обязан подчиняться закону единой цены, поскольку охватывает, наряду с товарами, и немобильные блага – услуги, которые не могут обращаться на пространственно распределенном рынке и быть предметом арбитража. Тем не менее такой анализ не лишен смысла – он призван дать ответ на вопрос: есть ли надежда, что межрегиональные различия в стоимости жизни со временем снизятся, или же их размах будет становиться все шире, усиливая территориальные неравенства? А вовлекая в рассмотрение общий уровень цен, нужно обратиться и к уровню цен услуг, который обуславливает возможные отличия поведения общего уровня цен от поведения уровней цен товаров.

Результаты оценки модели (14) для общего уровня цен и уровня цен услуг относительно среднероссийского приведены в табл. 2 (очевидно, что использование пороговой модели, явно связанной с арбитражем, здесь не имеет смысла). Как ни удивительно, в четырех случаях из семи уровень цен услуг сходится к среднероссийскому. Оставшиеся случаи тоже склоняют к мысли, что гипотеза нестационарности не отвергнута только из-за низкой мощности теста. Удивление усиливается, если вспомнить, что главное воздействие на уровень цен услуг оказывают не цены, определяемые рынком, а устанавливаемые административно или регулируемые (тарифы на жилищно-коммунальные услуги, электроэнергию, городской транспорт и т.п.), и потому, казалось бы, нет никаких причин для межрегионального выравнивания их уровней. Но в этом, видимо, кроется и разгадка. Упомянутые тарифы меняются в регионе резким скачком (нередко изменяясь в несколько раз) и затем довольно долгий срок остаются постоянными. А за этот срок аналогичные повышения цен происходят в других регионах, которые, таким образом, “догоняют” лидера. Об этом и говорит обнаруженная в ряде регионов “сходимость” уровней цен услуг к среднероссийскому.

Из четырех случаев сходимости общего уровня цен два случая имеют место для тех же регионов, в которых стационарна динамика цен услуг. Но именно в этих случаях гипотеза нестационарности для уровней цен товаров не отвергается, таким образом стремление уровня потребительских цен к некоей общей величине обусловлено главным образом сближением цен услуг. Интересно, что в Томской области цены за услуги не выявляют такого эффекта, хотя тут стационарна и динамика цен продовольственных товаров.

Если взять Западную Сибирь в целом, оценивая модель на панели⁷ всех 7 регионов (что дает $378 = 54 \times 7$ наблюдений), то закону единой цены соответствует поведение всех четырех уровней цен. Результаты панельных оценок приведены в табл. 3 (использована модель с фиксированными эффектами; в качестве теста на единичный корень применен панельный тест Левина–Лина [19]). Как видно, агрегированная сходимость все же имеет место и в случае уровня цен промтоваров, но она довольно медленная – время полураспада ценового разрыва в 4.5 раза выше, чем у уровня цен продовольственных товаров.

Обратимся теперь к поведению уровней цен внутри западносибирского рынка, рассматривая их сходимость друг к другу в каждой паре регионов (всего таких пар $21 = 7 \times (7 - 1) / 2$). Соответствующие данные сведены в табл. 4.

Для продовольственных товаров детализированная картина менее оптимистична, чем когда динамика региональных уровней цен сопоставлялась со среднероссийской. Обычная авторегрессионная модель показывает, что уровни цен имеют тенденцию к выравниванию только в половине пар регионов (в 11 из 21). При обращении к слабой форме закона единой цены количество случаев сходимости возрастает до 17. При этом в трех из четырех оставшихся случаев отвергнутая гипотеза пороговой спецификации подтверждает результаты, полученные с помощью модели AR(1), что тенденция к сближению уровней цен в соответствующих парах регионов отсутствует, а в одном (пара Алтайский край–Тюменская область) говорит, что между этими регионами нет барьеров для товарообмена. В ряде случаев величины порогов довольно высоки. Например, равновесное различие в ценах соседних регионов – республики Алтай и Алтайского края, центры которых разделяет расстояние всего лишь в 200 км, составляет 5%.

Как и следовало ожидать, исходя из предшествующего, уровни цен промтоваров ведут себя еще хуже. Правда, здесь все же обнаруживается 2 случая сходимости, в отличие от ситуации со среднероссийским уровнем цен; в обоих случаях пара включает Кемеровскую область. Но зато есть случай почти достоверной нестационарности: в паре Омская область–Тюменская область, для которой $\lambda=0.003$. Когда равновесие понимается как интервал цен, а не одно (нулевое) значение,

⁷ Панель – совокупность временных рядов для некоторого числа объектов, т.е. объединение пространственной и временной выборки.

число пар регионов, в которых уровни цен ведут себя в согласии с законом единой цены, составляет около половины от общего их числа (12 из 21). Но опять есть несколько (а именно, 5) сомнительных случаев, где стандартная ошибка оценки слишком велика. Нередко пороги, отгораживающие западносибирские регионы друг от друга, слишком велика, доходя до 17,2%. Более того, высокие пороги наблюдаются между близкими и даже смежными регионами.

Подводя итог сказанному, можно утверждать, что потребительский рынок Западной Сибири слабо интегрирован как внутренне, так и с остальной частью России. И если положение дел на рынке продовольственных товаров еще можно оценить как более-менее удовлетворительное, то на рынке промышленных товаров признаки интегрированности еле заметны. И дело не только в высоких порогах, удивительных для близко расположенных регионов (и которые, следовательно, нельзя отнести на счет только транспортных издержек), но и в расходящихся временных рядах относительных уровней цен. Они означают, что рыночным силам противодействуют более мощные факторы, приводящие к неуклонному нарастанию разрыва между ценами в тех или иных регионах.

Нужно сказать еще об одном моменте, вызывающем беспокойство – о наличии детерминированных трендов во временных рядах относительных уровней цен (детали см. в [18]). При оценке модели AR(1) в форме (11) тренды оказались статистически значимыми в 3 из 5 случаев сходимости уровня цен продовольственных товаров к среднероссийскому, и в 8 из 11 случаев – к уровням цен других регионов. Стационарность относительно детерминированного тренда означает, что ценовой разрыв сходится к равновесному значению, но само оно меняется во времени. Допустим, закон единой цены выполняется в некоторые два момента времени с точностью до транспортных затрат, но их величина во второй момент выше. Тогда можно говорить, что цены ведут себя в соответствии с этим законом, однако фактически различие цен между регионами нарастает. Причиной обнаруженных трендов может быть упоминавшийся ранее опережающий рост транспортных тарифов. Но не исключено, что тренды – артефакт, обязанный измерению цен с помощью ИПЦ. К сожалению, использованная методика статистического анализа не позволяет дать однозначный ответ.

Можно назвать целый ряд вероятных факторов, которые препятствуют сближению региональных уровней цен. Это – административное регулирование цен, протекционистская политика региональных властей (нередкие запреты на вывоз сельскохозяйственной продукции за пределы региона и помехи ввозу некоторых видов товаров), организованная преступность, слабость рыночной инфраструктуры – в частности, ограниченные возможности получения ценовой информации, и др. Вероятно, немаловажную роль играет и институциональный фактор, а именно то, что арбитражная деятельность как институт в России все еще находится в стадии становления по причине ее нетрадиционности для отечественной торговли и отсутствия соответствующих навыков, привычек и традиций. А поскольку менталитет вещь довольно инерционная, то потребуется время, чтобы товарный арбитраж широко вошел в практику и заработал в полную силу.

Бросается в глаза большое отличие поведения уровней цен продовольственных и промышленных товаров. Причем хотя регулирование цен, препятствия ввозу–вывозу, ограничение конкуренции преступными группами затрагивают (почти) лишь продовольственные товары, поведение уровней их цен лучше согласуется с законом единой цены. Причина видится в гораздо меньшей дифференцированности продовольственных товаров в сравнении с промышленными. Если отвлечься от дифференциации по торговым маркам, зачастую искусственной, то основных видов продовольственных товаров оказывается не так уж и много. А промышленных товаров, отличных по существу, несравнимо больше. Лучшая обзримость продовольственного рынка сочетается с более развитой инфраструктурой, а также с более высокими объемами оборота, поскольку из-за низкого уровня жизни население России основную часть доходов тратит на питание. Это, видимо, и обуславливает более интенсивный арбитраж на данном рынке.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Как показывает проведенный анализ, нет оснований считать российскую экономику в переходный период настолько специфичной, что в ней не действует закон единой цены. В принципе тенденция к уменьшению наблюдающихся различий в уровнях цен между регионами, хотя и замаскированная многочисленными и разнообразными помехами, все же существует. Но противодействующие ей факторы довольно сильны, что обуславливает существенную региональную фрагментированность потребительского рынка. Вряд ли можно полагать, что особенность лишь Западной Сибири, скорее наоборот, полученная картина представляется типичной для России.

Следует, однако, отметить, что полученные результаты требуют осторожного отношения, поскольку мы смотрим на динамику цен через очки “госкомстатовских” индексов цен. А они вполне могут в той или иной мере исказить ее. В частности – за счет того, что в каждом регионе используется своя система агрегирующих весов цен (эта проблема обсуждается в [20]). Небезгрешна и сама методика расчета индексов [21]. С другой стороны, вряд ли пространственное поведение имеет одинаковый характер в течение всего периода 1994-1998 гг. Но коинтеграционный анализ, как традиционный, так и использующий нелинейные модели, дает оценки, в некотором смысле усредненные по всему рассматриваемому периоду, и потому принципиально неспособен уловить изменения в поведении цен в течение этого периода.

Чтобы проследить динамику интегрированности рынка, нужен иной подход. Кроме того, для верификации полученных результатов желательно было бы провести расчеты с использованием не индексов, а абсолютных значений цен. И, наконец, интересно и важно идентифицировать факторы, препятствующие интеграции рынка, и количественно оценить степени их воздействия.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Кругман Н., Обстфельд М.* Международная экономика. Теория и практика. М.: Изд-во МГУ, ЮНИТИ, 1997.
2. *Gardner B., Brooks K.N.* Food Prices and Market Integration in Russia: 1992-1994 // *American J. of Agricultural Economics*. 1994. V. 76.
3. *De Masi P., Koen V.* Relative Price Convergence in Russia // *IMF Staff Papers*. 1996. V. 43. № 1.
4. *Goodwin B.K., Grennes T.J., McCurdy C.* Spatial Price Dynamics and Integration in Russian Food Markets. North Carolina State University, Raleigh, 1996 (Unpublished manuscript).
5. *Berkowitz D., DeJong D. N., Husted S.* Quantifying Price Liberalization in Russia // *J. of Comparative Economics*. 1998. V. 26. № 4.
6. *Берковиц Д., Дейонг Д. Н.* Граница внутри российского экономического пространства // *Регион: экономика и социология*. 2000. № 1.
7. *Райская Н., Сергиенко Я., Френкель А.* Особенности инфляционных процессов на региональных потребительских рынках // *Вопр. статистики*. 1997. № 10.
8. *Райская Н., Сергиенко Я., Френкель А.* Региональные аспекты инфляционных процессов // *Вопр. статистики*. 1998. № 10.
9. *Зарова Е., Проживина Н.* О региональных факторах российской инфляции // *Вопр. статистики*. 1997. № 10.
10. *Engel Ch., Rogers J. H.* How Wide Is the Border? // *American Economic Rev.* 1996. V. 86. № 5.
11. *Obstfeld M., Taylor A. M.* Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited // *J. of the Japanese and International Economies*. 1997. V. 11.
12. *Parsley D. C., Wei Sh.-J.* Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations // *Quarterly J. of Economics*. 1996. V. 111. № 4.
13. *Samuelson P.* The Transfer Problem and Transport Costs: Analysis of Effects on Trade Impediments // *Economic J.* 1954. V. 64.
14. *Цены в России*. М.: Госкомстат России, 1998.
15. *Rogoff K.* The Purchasing Power Parity Puzzle // *J. of Economic Literature*. 1996. V. 34. № 2.
16. *Dickey D. A., Fuller W. A.* Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *J. of American Statistical Association*. 1979. V. 74. № 366.
17. *Глуценко К.П.* Динамика уровней потребительских цен в Западной Сибири // *Вопр. статистики*. 2000. № 2.
18. *Глуценко К. П.* Межрегиональная дифференциация темпов инфляции // *Научн. Докл. Российской программы экономических исследований*. № 99/17. М., 2000.
19. *Levin A., Lin Ch.-F.* Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. University of California, San Diego. Discussion Paper 92-93. May 1992.
20. *Глуценко К. П.* Чей рубль весомей? // *ЭКО*. 2000. № 7.
21. *Бессонов В. А.* О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // *Эконом. журнал Высшей школы экономики*. 1998. № 2.

Поступила в редакцию
23.10.2000 г.

Spatial Behaviour of Price Levels **K. P. Gloushchenko**

With the use data on price levels for foodstuffs and manufactured goods from regions of Western Siberia for 1994-1998, the author investigates whether a convergence to a single price takes place. Theoretical grounds for econometric models used for testing the observance of the law in the strong and the weak forms. Estimates are given of the degree of convergence of regional price levels to the average for Russia and to other regions' price levels, as well as magnitudes of thresholds on the way to interregional exchange.