

Консорциум экономических исследований и образования
Серия "Научные доклады"

Интегрированность российского рынка Эмпирический анализ

К.П. Глущенко

Научный доклад № 04/06

Проект (№ 02-096) реализован при поддержке
Консорциума экономических исследований и образования

Мнение автора может не совпадать с точкой зрения Консорциума

Доклад публикуется в рамках направления
Макроэкономика и финансовые рынки

© К.П. Глущенко 2004

Классификация JEL: C32, P22, R10, R15

ГЛУЩЕНКО К.П. Интегрированность российского рынка: эмпирический анализ. — Москва: EERC, 2004. — 84 с.

Анализируется пространственная структура интеграции рынка товаров в России и движение национального рынка в целом к интеграции. Под пространственной структурой понимается состояние каждого региона страны: является ли он интегрированным, и если нет, движется ли он в сторону интеграции. В качестве эмпирического материала использованы временные ряды стоимости набора из 25 основных продуктов питания по 75 регионам России за 1994–2000 гг. с месячной периодичностью. С помощью нелинейного коинтеграционного соотношения, включающего асимптотически затухающий тренд, который описывает движение к интеграции, обнаружено, что 36% регионов интегрированы с национальным рынком, 44% — неинтегрированы, но движутся в сторону интеграции с национальным рынком, и 20% регионов неинтегрированы и не имеют такой тенденции. При анализе динамики распределения цен установлено, что имеет место σ -сходимость, а форма распределения становится со временем всё более регулярной. Для описания перемещений внутри распределения оценивается стохастическое ядро — обобщение матрицы вероятностей переходов, предложенное Д. Ква. Оно также использовано для оценки долгосрочного предела распределения цен. Это предел имеет одну моду, говоря о том, что в будущем не ожидается возникновение "клубов сходимости по ценам".

Ключевые слова. Россия, интеграция рынков, закон единой цены, разброс цен, сходимость, российские регионы.

Благодарности. Автор признателен Майклу Бинстоку, Дэниелу Берковицу, Дэвиду Дейонгу и Александру Цыплакову за ценные замечания и рекомендации, а также участникам Семинара по международной экономике Питтсбургского университета и исследовательских семинаров EERC за полезные обсуждения.

Константин Павлович Глущенко

Институт экономики и организации промышленного производства
Сибирское отделение РАН

630090 Новосибирск, просп. академика Лаврентьева, 17

Тел.: (3832) 30 25 48

Факс: (3832) 30 25 80

E-mail: glu@nsu.ru

СОДЕРЖАНИЕ

ОСНОВНЫЕ ПРЕДПОСЫЛКИ И ВЫВОДЫ	4
1. ВВЕДЕНИЕ	7
2. МЕТОДОЛОГИЯ И ДАННЫЕ	11
2.1. Стратегия анализа	11
2.2. Данные	23
3. ЭМПИРИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ	25
3.1. Пространственная структура интеграции рынка	25
3.2. Динамика распределения цен	41
4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ	54
ПРИЛОЖЕНИЯ	57
А. Статистики теста на единичный корень для моделей с нелинейным трендом и (или) структурным скачком	57
Б. Результаты оценки моделей временных рядов	62
В. Результаты тестов причинности по Грэнджеру при разном числе лагов	75
Г. Непараметрические оценки распределений цен	77
Д. Измерители неравенства по ценам и мобильности	81
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ	82

ОСНОВНЫЕ ПРЕДПОСЫЛКИ И ВЫВОДЫ

Результаты предыдущих исследований говорят о том, что после периода растущего экономического разъединения региональных рынков, с 1994 г. интеграция российского рынка начала усиливаться. Тем не менее, он по-прежнему не очень близок к полной интегрированности. Цель настоящей работы состоит в определении пространственной структуры интеграции российского рынка товаров и изучении движения национального рынка в целом к интеграции. Под пространственной структурой понимается состояние каждого отдельного региона страны: является ли он интегрированным на промежутке 1994–2000 гг., и если нет, движется ли он в направлении интеграции. Исходными данными для эмпирического анализа служат временные ряды стоимости минимального набора продуктов питания по 75 регионам России за 1994–2000 гг. с месячной периодичностью, при этом стоимость набора по России в целом представляет национальный рынок.

Предполагается, что конечным стационарным состоянием российского рынка товаров является полная интеграция, т.е. равенство цен во всех регионах. Можно полагать, что в настоящее время рынок находится в состоянии перехода к этому стационарному состоянию. И потому следует ожидать, что сейчас может иметься три группы регионов: (а) интегрированные регионы, т.е. уже находящиеся в стационарном состоянии равенства цен; (б) неинтегрированные регионы, движущиеся к этому состоянию, т.е. те, в которых цены сближаются; и (в) неинтегрированные регионы без такой тенденции (для краткости регионы второй группы будут далее называться "движущимися к интеграции", а регионы из третьей — просто как "неинтегрированные регионы").

Предметом анализа являются различия между ценами в регионах и ценой по России в целом, таким образом, рассматривается интеграция регионов со всем национальным рынком. Регион относится к интегрированным, если цена в нём колеблется около равенства с ценой на национальном рынке. Когда цена в регионе сближается с российской (различие цен содержит нелинейный затухающий тренд), регион считается движущимся к интеграции. В противном случае, т.е. когда различие цены в регионе и по России в целом растёт или остаётся постоянным, регион классифицируется как неинтегрированный. Из 75 российских регионов 36% оказались интегрированными с национальным рынком на промежутке 1994–2000 гг., 44% — неинтегри-

рованными, но движущимися к интеграции (со скоростью сходимости региональной цены к российской от 0.7 до 8.9% в месяц), и 20% регионов не имели такой тенденции.

При анализе интенсивности интеграционных связей между регионами (с помощью теста причинности по Грэнджеру) было установлено, что в среднем ценовые возмущения передаются — в том или ином направлении — между данным регионом и 62% других, что говорит о довольно высокой степени связанности регионов. Изолированных групп регионов ("клубов сходимости по ценам") не оказалось.

Поскольку имеются как регионы, движущиеся к интеграции, так и неинтегрированные, о результирующей тенденции априорно сказать нельзя. Проясняет картину поведение разброса цен по всем регионам: он уменьшается во времени, свидетельствуя, что, несмотря на наличие регионов, не движущихся к интеграции, преобладающей является тенденция к усилению интегрированности национального рынка. Кроме того, полученная картина говорит о том, что неинтегрированность обязана главным образом постоянным различиям в ценах, а не расхождению цен. Для получения более подробной картины развития интеграции оценено пространственное распределение цен для ряда последовательных моментов времени. Изменение формы распределения во времени состоит в том, что оно становится уже и правильнее, однако сохраняя длинный правый хвост, обязанный труднодоступным регионам. Форма распределения также говорит об отсутствии клубов сходимости по ценам.

После получения этой последовательности распределений рассматривается процесс перехода между ними, т.е. ценовая мобильность регионов. При этом изучается вклад относительной мобильности (изменения порядка регионов на шкале относительных цен) и абсолютной мобильности (перехода регионов между ценовыми группами) в изменение разброса цен. Обнаружено, что относительная мобильность почти не играет роли в его уменьшении — основной вклад принадлежит абсолютной мобильности. Оценка функции перехода (характеризующей переход от данной цены в некоторый момент времени к определённой цене в следующий момент) подтверждает данный результат. Эта функция использована также для получения долгосрочного предела распределения цен. Он показывает, что и в долгосрочной перспективе не ожидается возникновение клубов сходимости по ценам.

Полученные результаты говорят о слабой интегрированности рынка на промежутке 1994–2000 гг., поскольку только около трети

российских регионов можно считать интегрированными с национальным рынком. Однако они однозначно свидетельствуют, что российский рынок двигался в направлении интеграции примерно до конца 1999 г. Представляется, что к этому времени сближение цен в регионах России завершилось, достигнув некоторого "естественного" предела интеграции рынка. Сравнительный анализ показал, что разброс цен по России в последние годы сопоставим с разбросом цен по США, экономика которых считается высоко интегрированной.

1. ВВЕДЕНИЕ

Резкий переход в начале 1990-х годов от централизованно управляемой экономики к экономике, основанной на рыночных принципах, наряду с происходившими в то время политическими изменениями, дали толчок значительной региональной фрагментации экономического пространства России (более подробно этот процесс рассмотрен в работах Berkowitz, DeJong, 2003 и Gluschenko, 2003). Поэтому одной из важных задач, стоящих перед страной, стало формирование — или, если угодно, восстановление — её единого экономического пространства. Как представляется, решение этой задачи можно даже рассматривать как существенный показатель успешности российских рыночных реформ вообще.

Стержнем единого экономического пространства является интегрированность рынка товаров. Результаты исследований, описанные в работах Глущенко (2002a) и Gluschenko (2003), показали, что после периода растущего экономического разъединения региональных рынков, с 1994 г. интеграция российского рынка начала усиливаться. Тем не менее, он по-прежнему не очень близок к полной интегрированности. В этих исследованиях выявлен ряд внутрирегиональных факторов, противодействующих интеграции (а Д. Берковиц и Д. Дейонг в работах Berkowitz, DeJong (2001, 2003) обнаружили макроэкономические и некоторые дополнительные внутрирегиональные "антиинтеграционные" факторы).

Эти работы показывают временную картину интеграции российского рынка, но не выявляют пространственную структуру интеграции, так как использование пространственного (cross-sectional) подхода даёт результаты, усреднённые по всем регионам страны. Определение пространственной структуры интеграции российского рынка товаров на основе анализа временных рядов и является главной целью настоящей работы. Под пространственной структурой понимается состояние каждого отдельного региона страны: является ли он интегрированным, и если нет, движется ли он в направлении интеграции. Ещё одна цель — изучение движения национального рынка в целом к интеграции в некоторых дополнительных (по отношению к предыдущим исследованиям) аспектах. Для этого анализируется динамика всего пространственного распределения цен. Исходными данными для эмпирического анализа служат временные ряды стоимости минимального набора продук-

тов питания по 75 регионам России за 1994–2000 гг. с месячной периодичностью, при этом стоимость набора по России в целом представляет национальный рынок.

Логика исследования такова. С помощью нелинейного коинтеграционного анализа российские регионы делятся на три группы: (а) регионы, интегрированные с национальным рынком, (б) неинтегрированные регионы, проявляющие тенденцию к усилению интегрированности с национальным рынком, (в) неинтегрированные регионы, не проявляющие такой тенденции. Поскольку такая картина оставляет открытым вопрос о наличии "клубов сходимости по ценам", она дополнена анализом причинности по Грэнджеру по парам регионов, позволяющим охарактеризовать интеграционные связи между регионами и отвечающим на вопрос, разделён ли национальный рынок на несколько изолированных субрынков. Если существуют регионы, как имеющие тенденцию к усилению интегрированности, так и не имеющие её, результирующая тенденция априорно неясна. Ответ даёт изучение поведения разброса цен по всем регионам (анализ σ -сходимости). Кроме того, оно позволяет верифицировать указанное разделение регионов на группы и определить, вызвана ли неинтегрированность расхождением цен или же, главным образом, постоянным различием в ценах. Для получения более подробной картины развития интеграции оценивается распределение цен для ряда последовательных моментов времени. Многомодовость распределения говорит о возможности наличия клубов сходимости по ценам. После получения этой последовательности распределений рассматривается процесс перехода между ними, т.е. ценовая мобильность регионов. При этом изучается вклад относительной мобильности (изменения порядка регионов на шкале относительных цен) и абсолютной мобильности (перехода регионов между ценовыми группами) в изменение "ценового неравенства", а также оценивается стохастическое ядро — обобщение матрицы вероятностей переходов. И, наконец, это ядро используется для получения долгосрочного предела распределения цен с тем, чтобы выявить, следует ли ожидать возникновения клубов сходимости по ценам в долгосрочной перспективе.

Из 75 российских регионов 36% оказались интегрированными с национальным рынком на промежутке 1994–2000 гг., 44% — неинтегрированными, но движущимися к интеграции (со скоростью сходимости региональной цены к российской от 0.7 до 8.9% в месяц), и 20% регионов не имели такой тенденции. Анализ причинности по Грэнджеру показал, что в среднем ценовые возмущения передаются — в том или ином направлении — между данным регионом и 62%

других, что говорит о довольно высокой степени связанности регионов; изолированные субрынки не обнаружены. Будучи представленными в региональном разрезе, результаты анализа временных рядов оказываются усреднёнными по времени. Поэтому результаты предшествующих работ (Глущенко, 2002а; Gluschenko, 2003) и настоящей дополняют друг друга, давая в совокупности "двумерную" — по времени и пространству — картину региональной интеграции российского рынка.

Анализ динамики распределения цен показал наличие σ -сходимости. Это означает, что несмотря на наличие регионов, не движущихся к интеграции, преобладающей является тенденция к усилению интегрированности национального рынка. Изменение формы пространственного распределения во времени состоит в том, что оно становится уже и правильнее, однако сохраняя длинный правый хвост, обязанный труднодоступным регионам. Распределение является одномодовым, говоря об отсутствии клубов сходимости по ценам. Используя в качестве меры мобильности внутри распределения коэффициент корреляции Джини, обнаружено, что уменьшение межрегионального диспаритета цен почти не связано с относительной мобильностью по ценам. Основной вклад в это принадлежит абсолютной мобильности, что подтверждается оценкой стохастического ядра. Долгосрочный предел распределения цен оказался одномодовым, предсказывая, что и в долгосрочной перспективе не ожидается возникновение клубов сходимости по ценам.

Вопрос интеграции рынка в переходных экономиках был предметом ряда исследований. В работах Gardner, Brooks (1994), Goodwin, Grennes, McCurdy (1999), Berkowitz, DeJong, Husted (1998) с помощью коинтеграционного анализа изучался разброс цен между городами России в ранние годы рыночных преобразований (до 1995 г. включительно). Эти авторы определили, что российский рынок интегрирован слабо, но имеются и ободряющие признаки улучшения (ранняя версия работы Berkowitz, DeJong, Husted (1998) даже называлась "Преобразования в России: они так идут"). Впоследствии Д. Берковиц и Д. Дейонг (2000) выявили одну из причин фрагментации российского рынка: так называемый "Красный пояс", а затем в работах Berkowitz, DeJong (2001, 2003) получили отрезок траектории интеграции в России (эти результаты подтверждаются работой Gluschenko (2003), в которой применена иная методика). Глущенко (2001а, 2002б) анализировал коинтеграционные и пороговые модели для 7 регионов Западной Сибири и для всех 11 экономических районов страны, обнаружив как интегрированные, так и неинтегрированные пары регионов и районов. Однако к этим ре-

зультатам следует подходить осторожно. Дело в том, что они получены на основе использования индексов потребительских цен (ИПЦ), а эти индексы, как было выяснено впоследствии Глущенко (2001б, в), сильно смещены, завышая межрегиональные различия.

В работе Conway (1999) изучается сближение цен между четырьмя рынками Киева на основе данных за 1993–1996 гг. по трём товарам. Обнаружены значимые свидетельства сходимости цен, обусловленные арбитражем покупателей и продавцов на этих рынках, однако при этом оставались также заметные и устойчивые отклонения от закона единой цены. Работа Cushman, MacDonald, Samborsky (2001) посвящена проверке выполнения закона единой цены по ценам на 5 продовольственных товаров в Киеве за 11-месячный период в 1991–1992 гг. Авторы сравнивали эти цены с ценами аналогичных товаров в США; коинтеграция с (линейным) трендом временных рядов цен на Украине и в США рассматривалась как свидетельство сходимости цен. Хотя в течение рассматриваемого периода закон единой цены не выполнялся, оказалось, что реальный обменный курс по данным товарам содержал детерминированные тренды, направленные в сторону ликвидации значительного исходного разрыва в ценах.

Настоящее исследование примыкает также к работам, анализирующим интеграцию внутренних рынков в развитых рыночных экономиках, таким как Engel, Rogers (1996), Parsley, Wei (1996), Rogers (2002). Хотя и более отдалённо, оно примыкает и к бесчисленным работам по анализу закона единой цены в межстрановом контексте и паритета покупательной способности, наиболее существенные из которых рассмотрены в обзорах Rogoff (1996) и Sarno, Taylor (2002). Следует также отметить связь с литературой по эмпирическому анализу экономического роста (которая также обширна, см. Durlauf, Quah, 1999). С одной стороны, подходы к изучению сходимости в контексте экономического роста приложены здесь к проблематике динамики цен¹, и, с другой стороны, предложенный в настоящей работе метод анализа сходимости цен по временным рядам представляется полезным для использования при анализе, например, сходимости доходов.

Дальнейшая часть работы организована следующим образом. В следующем разделе описана методология анализа и использованные данные. В разд. 3 представлены эмпирические результаты

¹ На сходство проблематики сходимости в экономическом росте и проблематики динамики цен указал Майкл Бинсток.

анализа временных рядов и динамики распределения. Выводы изложены в разд. 4.

2. МЕТОДОЛОГИЯ И ДАННЫЕ

2.1. Стратегия анализа

Анализ временных рядов. Совершенная интеграция пространственно рассредоточенного рынка товаров означает отсутствие препятствий движению товаров между его пространственными сегментами — регионами страны. Другими словами, совершенно интегрированный рынок действует как единый рынок, несмотря на свою пространственную рассредоточенность. Тогда цена (мобильного) товара во всех регионах будет одинакова, т.е. будет выполняться закон единой цены, что обеспечивается межрегиональным арбитражем. Таким образом, закон единой цены можно использовать в качестве теоретической точки отсчёта при эмпирическом анализе интеграции внутреннего рынка.

Как упоминалось во "Введении", в интеграции рынка в России выделяются две стадии: ранняя стадия нарастающей дезинтеграции, начавшаяся в январе 1992 г., и более поздняя стадия усиления интеграции, начавшаяся примерно в 1994 г. Именно последняя представляет интерес в настоящем исследовании. Предполагается, что конечным стационарным состоянием российского рынка товаров является полная интеграция, т.е. равенство цен во всех регионах. Можно полагать, что в настоящее время, на текущей стадии развития интеграции, рынок находится в состоянии перехода к этому стационарному состоянию. И потому следует ожидать, что сейчас может иметься три группы регионов: (а) интегрированные регионы, т.е. уже находящиеся в стационарном состоянии равенства цен; (б) неинтегрированные регионы, движущиеся к этому состоянию, т.е. те, в которых цены сближаются; и, возможно, (в) неинтегрированные регионы без такой тенденции. Для краткости регионы второй группы будут далее называться "движущимися к интеграции", а регионы из третьей — просто как "неинтегрированные регионы".

Проверка равенства цен (или уровней цен) — обычная задача в исследованиях закона единой цены и паритета покупательной способности. Используя какое-либо (обычно линейное) коинтеграционное соотношение, устанавливается стационарность или нестационарность временного ряда относительных цен. Однако, давая ответ типа "всё или ничего", этот традиционный подход не в со-

стоянии выявить промежуточный случай, когда временной ряд не является стационарным на рассматриваемом временном интервале, но стремится по времени к стационарному. Чтобы преодолеть эту трудность, в работе использовано коинтеграционное соотношение с нелинейным трендом.

Пусть p_{rt} и p_{st} — цена товара в регионах r и s в момент t . Сходимость цен друг к другу моделируется асимптотически затухающим трендом отклонения от равенства во временном ряде относительной цены:

$$p_{rt}/p_{st} = 1 + \gamma e^{\delta t}, \delta < 0 \quad (1)$$

(чтобы не загромождать формулы, индексы регионов при параметрах, а далее также при возмущениях, опускаются). При $\gamma = 0$ уравнение (1) принимает вид

$$p_{rt}/p_{st} = 1, \quad (2)$$

который означает, что сходимость цен завершилась до рассматриваемого периода, и, следовательно, для регионов r и s закон единой цены выполняется.

Уравнения (1) и (2) подразумевают сходимость к абсолютному паритету цен, т.е. совершенную интеграцию, которая в действительности не наблюдается (разве что в редчайших случаях). Так, в работах Engel, Rogers (1996) и Parsley, Wei (1996) обнаружено, что разброс цен между городами США сильно зависит от расстояния. Поэтому может существовать постоянное различие цен между r и s , обусловленное "естественными", неустранимыми помехами межрегиональной торговли такими как физические расстояния и труднодоступность ряда регионов. И было бы более реалистично ослабить критерий интегрированности рынка, допустив наличие таких помех. В этом случае проверялась бы сходимость к относительному паритету цен, т.е. к произвольному постоянному отношению цен α , вместо 1, в (1) и (2). Такой ослабленный критерий был применён в работах Глущенко (2002а) и Gluschenko (2003). Но беда в том, что эта α должна отражать эффект только "естественных" помех, но не искусственных препятствий интеграции рынка. Однако в рамках попарного анализа временных рядов разделить эти эффекты невозможно. Именно поэтому в качестве точки отсчёта интеграции используется строгий закон единой цены, а любое детерминированное различие цен трактуется как признак неинтегрированности. Конечно, из-за этого степень интегрированности российского рынка может быть несколько недооценена. Поэтому задача последующих направлений анализа состоит не

только в том, чтобы получить дополнительные аспекты картины, но также и в том, чтобы верифицировать результаты, основывающиеся на описанных выше моделях.

Чтобы получить пригодную для эмпирической проверки версию теоретического соотношения (1), следует учесть случайные возмущения v_t , которые предполагаются авторегрессионным процессом (первого порядка):

$$P_{rst} = \ln(1 + \gamma e^{\delta t}) + v_t, \quad v_t = (\lambda + 1)v_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где $P_{rst} \equiv \ln(p_{rt}/p_{st})$ — (процентный) дифференциал цен, ε_t — белый шум, γ , δ , и λ — оцениваемые параметры. Подстановка второго уравнения в формуле (3) в первое даёт нелинейную модель для оценивания и тестирования:

$$\Delta P_{rst} = \lambda P_{rs, t-1} + \ln(1 + \gamma e^{\delta t}) - (\lambda + 1)\ln(1 + \gamma e^{\delta(t-1)}) + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Тестирование состоит в проверке того, что временной ряд $\{P_{rst}\}$ не содержит единичный корень, т.е. что процесс стационарен вокруг данного тренда, и если это так, действительно ли ряд имеет затухающий тренд, т.е. $\gamma \neq 0$ и $\delta < 0$. Иными словами, тестируются следующие гипотезы: $H_1 : \lambda = 0$ (против $\lambda < 0$), $H_2 : \gamma = 0$ (против $\gamma \neq 0$) и $H_3 : \delta \geq 0$ (против $\delta < 0$). В данной работе везде принят критический уровень значимости равный 10%.

Для проверки гипотезы H_1 применён тест Филлипса–Перрона (который устраняет автокорреляцию из остатков регрессии) с автоматическим выбором ширины окна по методу Ньюи–Уэста (Newey, West, 1994), используя спектральное ядро Бартлетта (данный тест выбран с тем, чтобы не терять степени свободы из-за включения дополнительных лагов в саму регрессию). Однако статистика теста (которой является t -отношение для параметра λ) для авторегрессионного процесса вида (4) в литературе отсутствует. Поэтому для получения p -значений теста было оценено эмпирическое распределение этой статистики в предположении о справедливости нулевой гипотезы с помощью большого числа имитаций. Детали и полученные результаты приведены в Приложении А.

Если единичный корень в (4) отвергнут, проверяются гипотезы H_2 и H_3 . Поскольку ряд оказался стационарным, для этого пригоден обычный t -тест. Если хотя бы одна из этих гипотез не отвергнута, это означает, что во временном ряде нет детерминированного тренда (или — когда $\delta > 0$ — что он не затухающий). Тогда — как и в случае, когда единичный корень не отвергнут — тестируется, является ли процесс реализацией закона (2), как описано ниже.

Совместное отклонение гипотез H_1 , H_2 и H_3 интерпретируется как свидетельство того, что временной ряд содержит асимптотически затухающий тренд, колеблясь вокруг него. Следовательно, цены в r и s сходятся друг к другу, и эти регионы классифицируются как движущиеся к интеграции. Коэффициент δ определяет скорость сходимости. Знак γ показывает направление сходимости: при $\gamma < 0$ цены в r догоняют цены в s , увеличиваясь быстрее цен в s , при $\gamma > 0$ цены в r растут медленнее цен в s (а сам по себе параметр γ является исходным — при $t = 0$ — отклонением цен от равенства). Коэффициент λ интерпретируется как показатель скорости затухания отклонений от траектории (1), вызванных случайными возмущениями, величина $\theta = \ln(0.5)/\ln(1 + \lambda)$ определяет "время полураспада" отклонений (при $\lambda = 0$ оно бесконечно, т.е. эффект случайного возмущения никогда не затухает, и, следовательно, возврат на траекторию (1) не происходит; при $\lambda = -1$ "время полураспада" нулевое, что говорит об отсутствии автокорреляции и, таким образом, возврат на траекторию (1) происходит мгновенно).

Аналогичным образом получаем пригодную для эмпирической проверки версию теоретического соотношения (2):

$$P_{rst} = v_{tr}, \quad v_t = (\lambda + 1)v_{t-1} + \varepsilon_{tr} \quad (5)$$

или

$$\Delta P_{rst} = \lambda P_{rs, t-1} + \varepsilon_{tr} \quad (6)$$

представляющую собой обычную модель AR(1).

Тестируется гипотеза о том, содержит ли временной ряд единичный корень, т.е. $H'_1: \lambda = 0$ (против $\lambda < 0$). Для тестирования применяется та же процедура, что и для H_1 , с использованием рассчитанных Дж. МакКинноном (MacKinnon, 1996) p -значений для регрессии без константы и тренда. Отклонение гипотезы единичного корня интерпретируется как свидетельство того, что временной ряд колеблется вокруг нуля, т.е. около равенства цен в r и s (а θ определяет "время полураспада" отклонений от равенства цен). Поэтому такие регионы классифицируются как интегрированные. Если гипотеза единичного корня не отвергается, регионы считаются неинтегрированными.

Следует указать на различную роль параметров γ и δ по сравнению с параметром λ . Первые два характеризуют *долгосрочное* поведение траектории цен, тогда как λ определяет *краткосрочные* свойства возврата на эту траекторию (которая в вырожденном случае AR(1) представляет собой прямую линию вдоль оси времени, соответствующую равенству цен).

Динамика цен в России имеет одну особенность: ряд региональных временных рядов цен содержит структурный скачок, вызванный финансовым кризисом августа 1998 г. Этот скачок происходил в разных регионах не одновременно, его момент варьируется от августа 1998 г. до февраля 1999 г. При наличии такого скачка временной ряд может выглядеть как имеющий (ложный) детерминированный тренд, смещая таким образом статистический вывод в направлении принятия гипотезы о тренде в (4) и в направлении принятия гипотезы о наличии единичного корня в (6). Чтобы избежать этого, модели (4) и (6) были модифицированы для учёта скачков следующим образом:

$$\Delta P_{rst} = \lambda P_{rs,t-1} + \ln(1 + (\gamma + \gamma_B B_t(t^*))e^{\delta t}) - (\lambda + 1)\ln(1 + (\gamma + \gamma_B B_{t-1}(t^*))e^{\delta(t-1)}) + \varepsilon_{tr} \quad (4^*)$$

$$\Delta P_{rst} = \lambda P_{rs,t-1} + \gamma_B(B_t(t^*) - (\lambda + 1)B_{t-1}(t^*)) + \varepsilon_{tr} \quad (6^*)$$

где $B_t(t^*)$ — двоичная ("фиктивная") переменная структурного скачка такая, что $B_t(t^*) = 1$ при $t < t^*$ и $B_t(t^*) = 0$ в противном случае². Момент скачка определяется оцениванием регрессий (4^{*}) и (6^{*}) для каждого $t^* = \text{VIII.1998}, \dots, \text{II.1999}$ и выбором такого значения t^* , при котором сумма квадратов остатков регрессии минимальна.

Знак $\gamma + \gamma_B$ в (4^{*}) показывает направление сходимости до структурного скачка, а знак γ — с момента скачка. Здесь величина γ может быть нулевой: это означает, что цены в r и s стали равными с момента скачка и далее. Если знаки γ и γ_B одинаковы, скачок цен направлен в сторону равенства цен, а если противоположны — от равенства цен, при условии $|\gamma| > |\gamma_B|$. (Обратное неравенство соответствует экзотическому случаю "проскока": скачок пересекает линию равенства цен, вызывая смену направления сходимости с этого мо-

² Спецификация (6^{*}) получается из (5) при добавлении $B_t(t^*)$ в первое уравнение в (5). Она отличается от классической регрессии, используемой для тестирования на структурный скачок в AR(1), как, например, в работе Perron, Vogelsang (1992). Эта регрессия включает две двоичных переменных, описывающих скачки в виде импульса и ступеньки. Легко видеть, что второй член в (6^{*}) объединяет их свойства. В случае единичного корня ($\lambda = 0$) он даёт импульс в момент t^* ; при отсутствии автокорреляции ($\lambda = -1$) получается ступенька, охватывающая период $1, \dots, t^*-1$ (что соответствует одномоментному изменению константы регрессии в момент t^* с γ_B на 0); при $-1 < \lambda < 0$ возникает суперпозиция импульса и ступеньки. Правда, такая универсализация достигается ценой нелинейности регрессии по коэффициентам и необходимости специально оценивать статистику теста на единичный корень для этой спецификации.

мента. Среди полученных оценок таких случаев нет, кроме как для незначимых γ . Уравнение (6*) построено таким образом, что скачок всегда направлен в сторону равенства цен с тем, чтобы тестировать, стали ли r и s интегрированными с момента структурного скачка. Если $\gamma_B > 0$, кризис вызвал снижение относительных цен в r , в противном случае — их рост. Гипотезы, тестируемые в (4*), те же, что и в (4), за исключением H_2 , которая заменяется на $H_2^*: \gamma_B = 0$ (против $\gamma_B \neq 0$). Аналогичная гипотеза, обозначенная как $H_2^{*'}$, тестируется в (6*) в дополнение к H_1' . Гипотезы H_1 и H_1' проверяются с помощью той же самой процедуры, что и выше, но с использованием эмпирического распределения статистики теста на единичный корень для временных рядов со структурными скачками, см. Приложение А.

Итак, каждый временной ряд $\{P_{it}\}$ анализируется следующим образом.

Шаг 1. Оценивается и тестируется модель (4*). Если H_1 , H_2^* и H_3 совместно отвергаются, регионы r и s считаются движущимися к интеграции со структурным скачком на траектории. В противном случае, если структурный скачок отвергается, анализ переходит к шагу 2, а если нет (и не отвергается H_1 или/и H_3), продолжается с шага 3.

Шаг 2. Оценивается и тестируется модель (4). Если H_1 , H_2 и H_3 совместно отвергаются, r и s считаются движущимися к интеграции, в противном случае анализ переходит к шагу 3.

Шаг 3. Оценивается и тестируется модель (6*). Если структурного скачка нет ($H_2^{*'}$ не отвергается), анализ переходит к шагу 4. В противном случае, если единичный корень отвергается, r и s считаются интегрированным (с момента скачка), а если нет, они считаются неинтегрированными со структурным скачком на траектории.

Шаг 4. Оценивается и тестируется модель (6). Если единичный корень отвергается, r и s считаются интегрированными, если же нет, неинтегрированными.

Данные о ценах за 1994–2000 гг. имеются по 75 регионам, что даёт 2775 пар регионов. Обычный способ уменьшения столь большого числа попарных сравнений, применяемый в работах по анализу паритета покупательной способности и закона единой цены, состоит в том, чтобы принять одну из географических единиц за базу для сравнения, как, например, в статьях Parsley, Wei (1996), Gardner,

Brooks (1994) и многих других. Этот способ и принят в данном случае. В качестве базы для сравнения взят национальный рынок в целом (поскольку в случае внутристранового анализа эта база представляется гораздо более естественной, чем какой-либо произвольный регион). Таким образом, рассматривается интеграция каждого региона со всем национальным рынком, используя только пары регион-Россия. При этом индекс s в приведённых выше соотношениях фиксирован: $s = 0$, обозначая Россию в целом, и p_{0t} — цена по стране в целом (эта цена близка к средней по всем регионам, но всё же не совпадает с ней — см. следующий раздел; тем не менее, для краткости она будет иногда называться "среднероссийской ценой"). Поэтому далее индекс s опускается, т.е. P_{rt} обозначает процентное различие в ценах между регионом r и страной в целом: $P_{rt} \equiv \ln(p_{rt}/p_{0t})$.

Конечно, при таком уменьшении множества пар картина огрубляется и теряет многие детали. Однако, основываясь на работе Глуценко (20026), в которой результаты анализа по всем парам экономических районов России сравниваются с полученными при анализе только пар район-Россия, можно полагать, что огрублённая картина будет хорошо согласовываться с детальной. Теоретически, если два региона интегрированы (или движутся к интеграции) с национальным рынком, они должны быть интегрированы (двигаться к интеграции) друг с другом. На практике это может не выполняться, но только вследствие низкой мощности тестов на единичный корень. Однако есть ещё один момент. Может случиться, что имеет место интегрированность или сходимост цен между двумя (и более) регионами при отсутствии интеграции (сходимости цен) между ними и национальным рынком. Это означает, что среди региональных рынков имеются "клубы сходимости по ценам", аналог клубов сходимости при экономическом росте (см., например, Barro, Sala-i-Martin, 1992). При использовании сравнений с фиксированной базой вместо всех попарных сравнений вопрос о наличии такого феномена остаётся открытым. Внести в него ясность должны другие направления анализа.

Одним из них является анализ причинности по Грэнджеру, проводимый по всем парам регионов. С помощью теста на причинность по Грэнджеру определяется, передаются ли ценовые возмущения от региона к региону. Чтобы избежать ложных связей, которые могут быть вызваны наличием трендов в обоих тестируемых временных рядах, из них удалены тренды и структурные скачки (последние — чтобы устранить подмену трендом в регрессиях). Обозначим через P'_{rt} ряд P_{rt} с удалённым трендом и скачком. Для каждой пары ре-

гионов (r, s) оцениваются регрессии

$$\begin{aligned}
 P'_{rt} &= \varphi_{0(r)} + \varphi_{1(r)} P'_{r,t-1} + \dots + \varphi_{m(r)} P'_{r,t-m} + \psi_{1(r)} P'_{s,t-1} + \dots \\
 &\quad \dots + \psi_{m(r)} P'_{s,t-m} + \varepsilon_{(r)t} \\
 P'_{st} &= \varphi_{0(s)} + \varphi_{1(s)} P'_{s,t-1} + \dots + \varphi_{m(s)} P'_{s,t-m} + \psi_{1(s)} P'_{r,t-1} + \dots \\
 &\quad \dots + \psi_{m(s)} P'_{r,t-m} + \varepsilon_{(s)t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

и тестируются гипотезы $\psi_{1(r)} = \dots = \psi_{m(r)} = 0$ ($\mathbf{P}'_s$ не обуславливает $\mathbf{P}'_r$ по Грэнджеру) и $\psi_{1(s)} = \dots = \psi_{m(s)} = 0$ ($\mathbf{P}'_r$ не обуславливает $\mathbf{P}'_s$ по Грэнджеру). Если, например, первая гипотеза отвергается, это означает, что цены в s ответственны за изменения цен в r , говоря в пользу наличия интеграционных связей между этими регионами.

Результаты тестирования причинности по Грэнджеру могут быть сведены в матрицу $\mathbf{C} = (C_{sr})$ размерности $R \times R$ (где R — количество регионов) такую, что $C_{sr} = 1$, если $\mathbf{P}'_r$ обуславливает $\mathbf{P}'_s$, и $C_{sr} = 0$ в противном случае; $C_{rr} \equiv 1$. По сути, это матрица смежности "графа причинности", показывающего непосредственные связи между регионами. Регионы r и s связаны косвенно, если $C_{sr} = 0$, но $C_{sq} = 1$ и $C_{qr} = 1$. Это означает, что в графе, представленном $\mathbf{C}$, существует путь из r в s (в данном случае длина пути равна 2.) Матрица $\mathbf{C}$ в $(R - 1)$ -й степени показывает все непосредственные и косвенные связи; нулевой rs -й элемент означает, что между r и s нет никаких связей. Эта картина говорит, фрагментирован ли национальный рынок на несколько изолированных субрынков. Это имеет место, если строки и столбцы $\mathbf{C}^{R-1}$ можно переставить таким образом, чтобы она стала блочно-диагональной матрицей. Такие субрынки и могут потенциально быть клубами сходимости по ценам.

Кроме этого, анализируется пространственная причинность по Грэнджеру с целью изучить эффект пространственных лагов, следуя работе Rey, Montouri (1999). Пространственный лаг региона $P'_{r-1,t}$ есть взвешенное среднее цен (с удалёнными трендами и скачками) в соседних с ним регионах; весами служат элементы простой матрицы коинциденций (нормированной так, что сумма элементов в каждом столбце равна 1). Используя уравнение (7), в котором вместо $\mathbf{P}'_s$ фигурирует $\mathbf{P}'_{r-1}$, тестируется гипотеза, что $\mathbf{P}'_{r-1}$ обуславливает $\mathbf{P}'_r$ по Грэнджеру.

Анализ динамики распределения. Если имеются как регионы, движущиеся к интеграции, так и неинтегрированные регионы, о ре-

зультатирующей тенденции априорно сказать нельзя. В этом случае прояснить картину может поведение всего пространственного распределения цен. Резонно считать, что если цены сходятся по времени к какому-то общему уровню, то рынок в целом движется в направлении интеграции. Простой тестируемый вариант известен в работах по экономическому росту — например, Sala-i-Martin (1996) — как σ -сходимость.

Переформулированное в терминах цен, её определение таково: региональные цены сходятся, если их разброс со временем уменьшается, т.е.

$$\sigma(P_t)/\sigma(P_{t-\tau}) < 1, \quad (8)$$

где $\sigma(P_t)$ — стандартное отклонение цен P_{rt} по $r = 1, \dots, R$ в данный момент времени. Наличие σ -сходимости в случае, когда обнаружены неинтегрированные регионы, является свидетельством того, что тенденция к сближению цен превалирует над тенденцией к их расхождению, обусловленной этими регионами. Наряду с σ -сходимостью для всей совокупности регионов, она анализируется по каждой из трёх групп регионов, полученных при анализе временных рядов, с целью верификации этой классификации. Ожидается, что группа регионов, движущихся к интеграции, будет проявлять σ -сходимость, а группа интегрированных регионов будет иметь примерно постоянную величину σ . Группа же неинтегрированных регионов будет проявлять σ -расходимость, если неинтегрированность обязана случайному блужданию или детерминированной расходимости цен. Но если причиной является постоянное детерминированное различие в ценах, следует ожидать, что величина σ будет примерно постоянной во времени.

Ещё одна концепция сходимости, фигурирующая в литературе по экономическому росту, — β -сходимость. Если в пространственной регрессии

$$P_{rt} = \alpha + \beta_{t-\tau, t} P_{r, t-\tau} + \varepsilon_r \quad (9)$$

оказывается, что $\beta_{t-\tau, t} < 1$, то говорят, что данные проявляют β -сходимость (Sala-i-Martin, 1996). В работе Wodon, Yitzhaki (2001) показано, что между этими двумя типами сходимости имеется связь, а именно,

$$\sigma(P_t)/\sigma(P_{t-\tau}) = \beta_{t-\tau, t}/\rho, \quad (10)$$

где ρ — коэффициент корреляции между $P_{t-\tau}$ и P_t . Если (8) справедливо, то должна иметь место β -сходимость, поскольку $\rho < 1$. Но, по

этой же причине, обратное неверно. Таким образом, β -сходимость не обязательно влечёт σ -сходимость (таким образом, σ -сходимость является необходимым, но не достаточным, условием β -сходимости).

Поскольку $\sigma(P_t)$ является всего лишь одной из характеристик распределения цен, динамика этой величины даёт довольно скудную информацию об особенностях поведения цен. Для определения более детальных свойств развития интеграции анализ σ -сходимости дополнен анализом поведения распределения региональных цен $f_t(P)$ как такового. Пространственные распределения непараметрически оцениваются для ряда моментов времени с использованием гауссова ядра плотности распределения. При этом оценка плотности распределения имеет вид

$$\hat{f}_t(P) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}Rh} \sum_r \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{P - P_{rt}}{h}\right)^2\right), \quad (11)$$

где R , напомним, обозначает количество регионов, h — ширина сглаживающего окна, рассчитываемая согласно работе Silverman (1986). Распределение оценивается для всей России и для трёх групп регионов. Среди прочих, один из важных вопросов, ответ на который ищется, — имеются ли клубы сходимости в ходе эволюции интегрированности рынка. В терминах распределения это вопрос об одномодовости или многомодовости распределения.

После получения последовательности распределений $\{f_t(P)\}$ возникает задача изучения процесса перехода между ними, т.е. мобильности регионов по ценам. Как отмечено в обзоре Fields, Ok (2001), само понятие мобильности чётко не определено, посвящённая мобильности литература не даёт унифицированного описания анализа (как нет и сложившейся терминологии). Тем не менее, в экономической и социологической литературе есть согласие относительно двух основных концепций мобильности. Первая — относительная (или ранговая) мобильность, связанная с изменениями упорядоченности, в нашем случае, регионов по уровню цен. Вторая концепция — абсолютная (или количественная) мобильность, связанная с изменением самих уровней цен в регионах. В дальнейшем анализе использованы обе эти концепции.

Для измерения относительной мобильности принят подход, предложенный в работе Yitzhaki, Wodon (2001) (обозначения из этой работы несколько изменены). Разброс цен, или неравенство по ценам,

измеряется коэффициентом Джини:

$$G_t = \frac{2 \text{Cov}(p_t, k_t)}{R p_t}, \quad (12)$$

где $p_t = \{p_{it}\}$, $k_t = \{k_{it}\}$ — ранг региона по возрастанию цен p_{it} . Так как аргументы коэффициента Джини должны быть положительными, здесь используются сами (относительные) цены, а не их логарифмы.

Симметричный индекс мобильности Джини определяется как

$$S_t = \frac{G_{t-\tau} M_{t,t-\tau} + G_t M_{t-\tau,t}}{G_{t-\tau} + G_t}, \quad (13)$$

т.е. как средневзвешенное асимметричных индексов мобильности, характеризующих мобильность в прямом и обратном направлении во времени:

$$M_{t-\tau,t} = (1 - \Gamma_{t-\tau,t})/2, \quad M_{t,t-\tau} = (1 - \Gamma_{t,t-\tau})/2. \quad (14)$$

В свою очередь, $\Gamma_{..}$ — корреляционные коэффициенты Джини:

$$\Gamma_{t-\tau,t} = \frac{\text{Cov}(p_{t-\tau}, k_t)}{\text{Cov}(p_{t-\tau}, k_{t-\tau})}, \quad \Gamma_{t,t-\tau} = \frac{\text{Cov}(p_t, k_{t-\tau})}{\text{Cov}(p_t, k_t)}. \quad (15)$$

Эти индексы мобильности могут меняться от 0 до 1 (в работе Yitzhaki, Wodon (2001) они имеют диапазон изменения от 0 до 2; чтобы облегчить интерпретацию, этот диапазон приведён к $[0, 1]$ в (14) делением на 2). Если $S_{t-\tau,t} = M_{t-\tau,t} = M_{t,t-\tau} = 0$, мобильность отсутствует. Если $S_{t-\tau,t} = M_{t-\tau,t} = M_{t,t-\tau} = 1$, мобильность "идеальна", т.е. все ранги меняются на обратные. Если же $S_{t-\tau,t} = M_{t-\tau,t} = M_{t,t-\tau} = 0.5$, мобильность случайна, т.е. $p_{t-\tau}$ и p_t статистически независимы. Отметим, что $\Gamma_{..}$ не чувствительны к монотонным преобразованиям распределений в $t - \tau$ и t , поэтому такие изменения как сдвиг медианы и (или), например, уменьшение дисперсии — как раз означающее схождение цен — не улавливаются индексами мобильности Джини (они будут говорить об отсутствии мобильности).

Такие изменения обусловлены абсолютной мобильностью. Один из показателей абсолютной мобильности, довольно широко используемый в литературе, — оценка $\beta_{t-\tau,t}$ в (9); см., например, Jarvis, Jenkins (1998) и Beenstock (2003)³. Одна из возможных модифика-

³ Если $\beta = 1$, мобильность отсутствует; $\beta < 1$ означает движение к среднему (нисходящая мобильность регионов с высокими ценами и восходящая среди регионов с низкими), что эквивалентно β -сходимости; $\beta > 1$ означает движение от среднего, что эквивалентно β -расходимости. Таким образом, чем больше $|\beta - 1|$, тем выше мобильность.

ций — осуществлять оценивание с помощью регрессии Джини (Olkin, Yitzhaki, 1992), беря регрессию P_{rt} по $k_{r, t-\tau}$ вместо $P_{r, t-\tau}$ в (9). По сути, это оценка — обозначим её $\beta_{t-\tau, t}^*$ — в регрессии с инструментальной переменной, в которой ранг используется в качестве инструмента для цены в момент $t - \tau$. Тогда, как показано в работе Wodon, Yitzhaki (2001), показатели относительной и абсолютной мобильности можно связать друг с другом:

$$\frac{G_t}{G_{t-\tau}} = \frac{\beta_{t-\tau, t}^* \bar{P}_{t-\tau}}{\Gamma_{t, t-\tau} \bar{P}_t}. \quad (16)$$

Для более прозрачной интерпретации отношение средних цен в (16) можно заменить единицей (поскольку оно близко к 1). Тогда видно, что сходимость цен имеет место, если абсолютная мобильность превосходит относительную. При равенстве этих двух видов мобильности коэффициент Джини остаётся неизменным, а преобладание относительной мобильности над абсолютной приведёт к расхождению цен. В данной работе, воспользовавшись соотношением Водона-Ицхаки, $\beta_{t-\tau, t}^*$ просто рассчитывается из соотношения (16), а не оценивается из регрессии Джини.

В работе используется ещё один способ анализа абсолютной мобильности, следуя Д. Ква (Quah, 1996). Пусть $M_{(t-\tau, t)}(P^{(i)}, P^{(j)})dP$ — доля регионов, находившихся в (бесконечно малой) ценовой группе i , с ценами от $P^{(i)}$ до $P^{(i)} + dP$, в момент $t - \tau$, и в ценовой группе j , с ценами от $P^{(j)}$ до $P^{(j)} + dP$, в момент t . Если охватить все возможные ценовые группы, $P \in (-\infty, \infty)$, то $\mathbf{M}_{(t, t-\tau)}$ будет являться оператором, отображающим распределение из момента $t - \tau$ на момент t :

$$f_t(P) = \mathbf{M} f_{t-\tau}(P). \quad (17)$$

Этот оператор является стохастическим ядром⁴, или функцией вероятностей переходов, представляя собой обобщение матрицы вероятностей переходов ($\mathbf{M}$ можно рассматривать как такую матрицу с бесконечным числом строк и столбцов при непрерывных $\{i\}$ и $\{j\}$). Легко видеть, что стохастическое ядро есть плотность вероятности цен в момент t в зависимости от цен в момент $t - \tau$: $\mathbf{M} = f(P_t | P_{t-\tau})$. Тогда (17) можно записать в виде

$$f_t(P_t) = \int_{-\infty}^{\infty} f(P_t | P_{t-\tau}) f_{t-\tau}(P_{t-\tau}) dP_{t-\tau}. \quad (18)$$

⁴ В работах Quah (1996) и Durlauf, Quah (1999) даётся гораздо более общая формализация.

Стохастическое ядро оценивается аналогично одномерным распределениям, см. (11):

$$\hat{f}(P_t | P_{t-\tau}) = \frac{\frac{1}{2\pi R h_{t-\tau} h_t} \sum_r \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{P_t - P_{rt}}{h_t}\right)^2\right) \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{P_{t-1} - P_{r,t-\tau}}{h_{t-1}}\right)^2\right)}{\hat{f}_{t-\tau}(P_{t-\tau})} \quad (19)$$

(числитель в (19) — оценка совместного распределения P_{t-1} и P_t , а знаменатель — оценка по формуле (11) маргинального распределения).

В предположении, что стохастическое ядро постоянно во времени, т.е. что стоящий за ним механизм перехода остаётся одним и тем же, применение преобразования (17) к $f_t(P)$ n раз даёт распределение для $t + n\tau$, т.е.

$$f_{t+n\tau}(P) = \mathbf{M}^n f_t(P). \quad (20)$$

Устремляя $n \rightarrow \infty$, получим эргодическое распределение $f_\infty(P)$, т.е. такое, что

$$f_\infty(P) = \mathbf{M}_\infty f_\infty(P), \quad (21)$$

где $\mathbf{M}_\infty$ — предел $\mathbf{M}^n$ при $n \rightarrow \infty$. Эргодическое распределение является долгосрочным пределом распределения цен. По одномодовости или многомодовости эргодического распределения можно судить, следует ли ожидать наличия клубов сходимости в долгосрочной перспективе.

Для оценки $\mathbf{M}_\infty$ использовано соотношение (20) с численным интегрированием в (18). Поскольку $\mathbf{M}_\infty$ вырождается в $f(P_t | P_{t-\tau}) = f_\infty(P_t)$ для любого $P_{t-\tau}$, выполнение этого условия с точностью до 10^{-7} использовано в качестве критерия сходимости $\mathbf{M}^n$ к $\mathbf{M}_\infty$.

2.2. Данные

В качестве показателя, представляющего цены, 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 ИПЦ, но в отличие от ИПЦ, веса в нём постоянны во времени и по регионам

(состав и структура набора приведены в методических материалах Госкомстата (1996))⁵. Стоимости набора получены непосредственно в Госкомстате России.

Информация регистрировалась в центральных городах регионов, охвачены 75 из 89 регионов страны. В выборке отсутствуют все 10 автономных округов, Чеченская Республика и Республика Ингушетия. Кроме того, опущены Московская и Ленинградская области, поскольку их центры одновременно являются отдельными субъектами Российской Федерации. Данные имеют месячную периодичность и охватывают период с января 1994 г. по декабрь 2000 г. Таким образом, число временных наблюдений — 84.

Стоимость набора по России в целом рассчитывается Госкомстатом как взвешенное среднее стоимостей набора в регионах; в качестве весов используется доля населения региона в населении страны. Таким образом, цена по России в целом не совпадает со средней по регионам, хотя эти величины довольно близки. Это означает, что среднее относительных цен p_{rt}/p_{0t} может несколько отличаться от 1, а среднее их логарифмов — от 0.

В использованных временных рядах имеются пропуски. Большинство из пропусков — в 1994 г., где их число составляет 42 (4.7% от общего числа наблюдений за год) в 17 регионах. В оставшейся части набора данных имеется только 9 пропущенных наблюдений. Для того чтобы заполнить их, отсутствующие цены интерполировались с помощью региональных месячных индексов цен продовольственных товаров. Интерполированная величина цены p_{rt} представляет собой среднее арифметическое ближайшей предшествующей цены, инфлированной до нужного момента t , и ближайшей следующей цены, дефлированной до t , см. Gluschenko (2003). Например, если пропущено наблюдение за один месяц, его восстановленное значение рассчитывается как $p_{rt} = (p_{r, t-1} \pi_{rt} + p_{r, t+1} / \pi_{r, t+1}) / 2$, где π_{rt} — индекс цен продовольственных товаров за месяц τ в регионе r .

И, наконец, следует сказать об одном обстоятельстве. Поскольку региональные оптовые цены недоступны, анализируются розничные цены, в которые входят разнящиеся по регионам издержки обращения. Они могут вызвать нарушение закона единой цены, даже

⁵ Набор включает: хлеб ржано-пшеничный, хлеб пшеничный, муку пшеничную, рис, пшено, вермишель, картофель, капусту, морковь, лук репчатый, яблоки, сахар, говядину, птицу, колбасу варёную, колбасу полукопченую, рыбу мороженую, молоко, сметану, масло животное, творог, сыр, яйца, маргарин, масло растительное.

если оптовые цены ему подчиняются. Возможны два подхода к этой проблеме, предложенные Глущенко (2002а). Первый — создать индикаторы оптовых цен из розничных. Однако, поскольку временные ряды месячные, этот путь здесь неприемлем, так как имеются только годовые данные об издержках обращения и розничных наценках. Поэтому приходится использовать второй подход, трактуя пространственные различия издержек обращения как дополнительное свидетельство несовершенства интеграции рынка. По сути это означает расширение понимания интегрированности рынка, рассматривая интеграцию рынка товаров как такового в сочетании с примыкающими рынками торговых услуг и рынка труда в розничной торговле⁶ (действительно, организованная преступность, обуславливающая немалую долю межрегионального разброса цен в России, действует как на межрегиональном уровне, способствуя увеличению оптовых цен, так и на местном, вызывая дополнительный рост расходов торговли, увеличивающий издержки обращения). С другой стороны, исходя из результатов Глущенко (2002а) и Gluschenko (2003), можно полагать, что картины, полученные при использовании индикаторов оптовых цен или розничных цен, не будут существенно отличаться друг от друга.

3. ЭМПИРИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

3.1. Пространственная структура интеграции рынка

В табл. 1 сведены результаты относительно интеграции каждого отдельного региона с национальным рынком в целом, полученные с помощью моделей (4*), (4), (6*) и (6). Для каждого отдельного региона в таблице даны результаты оценки одной из этих моделей, в зависимости от того, какая из них сочтена описывающей поведение цен в данном регионе. Если приведены все параметры — λ , γ , γ_B и δ , это означает, что принята модель (4*), если приведены λ , γ и δ — что принята модель (4); таким образом, регион считается движущимся к интеграции. Если присутствуют только λ и γ_B , принята модель (6*), и для (6) приводится единственный параметр λ . В двух последних случаях регион считается интегрированным, если еди-

⁶ Такой компонент издержек обращения как арендная плата не вписывается в такую трактовку. Однако арендная плата не играет заметной роли в издержках российской торговли, составляя около 1% в розничных ценах товаров, о чём свидетельствует приложение А в работе Глущенко (2002а).

нический корень отвергается (p -значение теста Филлипса–Перрона меньше или равно 0.1), в противном случае регион считается неинтегрированным.

Таблица 1. Сводка оценок и тестирования на единичный корень

Регион	$\rho(\lambda=0)$	λ	γ	γ_b	δ
1. Респ. Карелия	0.002	-0.423 (0.091)	0.186 (0.030)***		-0.011 (0.004)***
2. Респ. Коми ^г	0.002	-0.439 (0.092)	0.005 (0.058)	0.227 (0.072)***	-0.017 (0.006)***
3. Архангельская обл. ^г	0.006	-0.428 (0.093)	0.195 (0.049)***	0.119 (0.039)***	-0.014 (0.003)***
4. Вологодская обл.	0.001	-0.347 (0.089)		-0.043 (0.010)***	
5. Мурманская обл.	0.233	-0.013 (0.009)		-0.207 (0.036)***	
6. Санкт-Петербург	0.420	-0.028 (0.024)		-0.183 (0.036)***	
7. Новгородская обл.	0.000	-0.677 (0.106)		-0.034 (0.007)***	
8. Псковская обл.	0.027	-0.181 (0.069)		-0.088 (0.021)***	
9. Калининградская обл.	0.017	-0.173 (0.063)		-0.125 (0.030)***	
10. Брянская обл. ^а	0.066	-0.274 (0.083)	-0.385 (0.108)***	0.147 (0.088)*	-0.018 (0.004)***
11. Владимирская обл.	0.030	-0.175 (0.067)		-0.122 (0.018)***	
12. Ивановская обл.	0.002	-0.301 (0.084)		-0.090 (0.012)***	

Продолжение табл. 1

Регион	$p(\lambda=0)$	λ	γ	γ_b	δ
13. Калужская обл.	0.035	-0.239 (0.073)	-0.236 (0.075)***		-0.042 (0.017)**
14. Костромская обл.	0.422	-0.078 (0.053)		-0.090 (0.028)***	
15. Москва ^a	0.788	-0.003 (0.013)		-0.070 (0.028)**	
16. Орловская обл.	0.015	-0.328 (0.085)	-0.313 (0.029)***		-0.017 (0.003)***
17. Рязанская обл.	0.019	-0.153 (0.060)		-0.083 (0.019)***	
18. Смоленская обл.	0.000	-0.534 (0.101)	-0.090 (0.036)**	-0.133 (0.032)***	-0.009 (0.004)**
19. Тверская обл.	0.000	-0.344 (0.082)		-0.118 (0.013)***	
20. Тульская обл.	0.009	-0.299 (0.072)	-0.145 (0.053)***	-0.082 (0.044)*	-0.016 (0.005)***
21. Ярославская обл.	0.000	-0.388 (0.088)		-0.077 (0.009)***	
22. Респ. Марий Эл	0.330	-0.014 (0.015)			
23. Респ. Мордовия	0.282	-0.015 (0.014)		0.125 (0.039)***	
24. Чувашская респ. ^b	0.661	-0.012 (0.018)		-0.070 (0.027)**	
25. Кировская обл.	0.386	-0.050 (0.040)		-0.125 (0.030)***	

Продолжение табл. 1

Регион	$p(\lambda=0)$	λ	γ	γ_b	δ
26. Нижегородская обл. ^в	0.085	-0.129 (0.057)		-0.099 (0.024) ^{***}	
27. Белгородская обл.	0.000	-0.470 (0.095)	-0.261 (0.027) ^{***}		-0.012 (0.003) ^{***}
28. Воронежская обл. ^а	0.000	-0.524 (0.098)	-0.646 (0.142) ^{***}	0.249 (0.129) [*]	-0.029 (0.003) ^{***}
29. Курская обл.	0.000	-0.471 (0.097)	-0.245 (0.025) ^{***}		-0.015 (0.003) ^{***}
30. Липецкая обл.	0.002	-0.468 (0.095)	-0.391 (0.071) ^{***}	0.134 (0.059) ^{**}	-0.015 (0.003) ^{***}
31. Тамбовская обл. ^б	0.004	-0.362 (0.082)	-0.176 (0.046) ^{***}	-0.068 (0.033) ^{**}	-0.007 (0.003) ^{**}
32. Респ. Калмыкия ^б	0.000	-0.548 (0.103)	-0.045 (0.038)	-0.117 (0.037) ^{***}	-0.012 (0.005) ^{**}
33. Респ. Татарстан	0.000	-0.614 (0.101)	-0.363 (0.058) ^{***}	0.077 (0.045) [*]	-0.008 (0.002) ^{***}
34. Астраханская обл.	0.000	-0.701 (0.106)	-0.181 (0.020) ^{***}		-0.025 (0.005) ^{***}
35. Волгоградская обл. ^г	0.000	-0.354 (0.084)		-0.099 (0.015) ^{***}	
36. Пензенская обл.	0.026	-0.279 (0.078)	-0.227 (0.027) ^{***}		-0.010 (0.003) ^{**}
37. Самарская обл.	0.000	-0.376 (0.087)			
38. Саратовская обл.	0.014	-0.316 (0.082)	-0.178 (0.035) ^{***}		-0.010 (0.005) ^{**}

Продолжение табл. 1

Регион	$p(\lambda=0)$	λ	γ	γ_b	δ
39. Ульяновская обл.	0.000	-0.577 (0.098)	-0.600 (0.068)***	0.152 (0.057)***	-0.013 (0.002)***
40. Респ. Адыгея	0.000	-0.772 (0.108)	-0.366 (0.068)***	0.118 (0.059)**	-0.018 (0.003)***
41. Респ. Дагестан	0.000	-0.574 (0.101)	-0.122 (0.023)***		-0.012 (0.005)**
42. Кабардино- Балкарская респ.	0.000	-0.231 (0.040)	-0.828 (0.079)***		-0.093 (0.017)***
43. Респ. Карачаево-Черкесия	0.158	-0.080 (0.044)			
44. Респ. Северная Осетия	0.002	-0.445 (0.093)	-0.243 (0.032)***		-0.025 (0.005)***
45. Краснодарский край	0.000	-0.619 (0.105)	-0.430 (0.157)***	0.234 (0.140)*	-0.020 (0.005)***
46. Ставропольский край	0.000	-0.554 (0.100)	-0.165 (0.016)***		-0.009 (0.003)***
47. Ростовская обл.	0.000	-0.679 (0.106)	-0.185 (0.012)***		-0.007 (0.002)***
48. Респ. Башкортостан ^г	0.006	-0.240 (0.073)		-0.126 (0.024)***	
49. Удмуртская Респ. ^в	0.017	-0.185 (0.064)		-0.129 (0.022)***	
50. Курганская обл. ^в	0.007	-0.131 (0.042)		-0.099 (0.031)***	
51. Оренбургская обл. ^б	0.020	-0.167 (0.060)		-0.110 (0.040)***	

Продолжение табл. 1

Регион	$p(\lambda=0)$	λ	γ	γ_b	δ
52. Пермская обл.	0.003	-0.372 (0.082)	0.160 (0.074)**		-0.084 (0.039)**
53. Свердловская обл.	0.020	-0.292 (0.081)	0.119 (0.044)***		-0.021 (0.012)*
54. Челябинская обл.	0.000	-0.698 (0.105)			
55. Респ. Алтай	0.000	-0.401 (0.088)			
56. Алтайский край	0.506	-0.023 (0.024)		0.077 (0.039)*	
57. Кемеровская обл. ^д	0.000	-0.310 (0.069)		0.038 (0.015)**	
58. Новосибирская обл. ^д	0.000	-0.306 (0.070)		0.033 (0.013)**	
59. Омская обл. ^д	0.000	-0.578 (0.101)	-0.910 (0.296)***	0.667 (0.282)**	-0.034 (0.005)***
60. Томская обл.	0.000	-0.252 (0.071)			
61. Тюменская обл.	0.033	-0.138 (0.056)		0.068 (0.024)***	
62. Респ. Бурятия	0.005	-0.232 (0.073)		0.118 (0.022)***	
63. Респ. Тыва	0.331	-0.073 (0.046)		0.118 (0.044)***	
64. Респ. Хакасия ^д	0.017	-0.200 (0.068)		0.038 (0.018)**	

Окончание табл. 1

Регион	$\rho(\lambda=0)$	λ	γ	γ_b	δ
65. Красноярский край	0.014	-0.196 (0.066)		0.070 (0.026)***	
66. Иркутская обл. ^е	0.001	-0.342 (0.085)		0.147 (0.026)***	
67. Читинская обл.	0.001	-0.450 (0.091)	0.298 (0.076)***	0.106 (0.054)*	-0.012 (0.003)***
68. Респ. Саха (Якутия)	0.513	-0.007 (0.013)			
69. Еврейская авт. обл. ^е	0.003	-0.422 (0.091)	0.183 (0.045)***	0.148 (0.035)***	-0.010 (0.003)***
70. Приморский край	0.040	-0.282 (0.081)	0.545 (0.060)***		-0.008 (0.002)***
71. Хабаровский край ^г	0.000	-0.571 (0.104)	0.298 (0.048)***	0.143 (0.034)***	-0.007 (0.002)***
72. Амурская обл. ^в	0.006	-0.216 (0.063)		0.170 (0.028)***	
73. Камчатская обл. ^г	0.790	-0.005 (0.014)		0.179 (0.063)***	
74. Магаданская обл. ^г	0.478	-0.008 (0.010)		0.155 (0.051)***	
75. Сахалинская обл. ^г	0.535	-0.010 (0.014)		0.137 (0.055)**	

^а — скачок в VIII.1998; ^б — скачок в X.1998; ^в — скачок в XI.1998; ^г — скачок в XII.1998; ^д — скачок в I.1999; ^е — скачок в II.1999. Неотмеченные скачки — в IX.1998.

Результаты оценки каждой из моделей приведены в Приложении Б. В табл. 1, а также в табл. Б1 и Б2 в скобках приведены стандартные отклонения; ***, ** и * обозначают значимость на уровне 1%, 5% и 10% соответственно; p -значения теста Филлипса–Перрона

(которые обозначены в таблицах как " $p(\lambda = 0)$ "), превосходящие 10%, выделены курсивом. Горизонтальные линии в табл. 1 разделяют экономические районы (их названия даны на рис. 1). Регионы расставлены примерно в географическом порядке, в соответствии с их традиционным расположением в публикациях Госкомстата до июля 2000 г. (за исключением Калининградской области, которая "присоединена" к Северо-Западному району).

Из всех 75 регионов 27 или 36% оказались интегрированными с национальным рынком, и 15 (20%) регионов — неинтегрированными с отсутствием тенденции к интеграции. Минимальное p -значение теста на единичный корень среди регионов, для которых эта гипотеза не отвергнута в модели (6) или (6*), составляет 0.158, остальные превышают 0.2. Таким образом, результаты тестирования представляются довольно надёжными, несмотря на низкую мощность теста.

Сравнение с табл. Б2 Приложения Б показывает, что учёт структурного скачка увеличивает число интегрированных регионов: для 8 регионов единичный корень в (6) не отвергается, а в (6*) — отвергается. Так как переменная скачка принимает значение 1 до скачка и 0 с его момента, это означает, что данные регионы стали интегрированными с момента скачка. Отсюда следует, кризис 1998 г. способствовал выравниванию цен по России, улучшив таким образом картину интеграции. Обратное имеет место в единственном случае: для Санкт-Петербурга единичный корень отвергается в (6*) и не отвергается в (6). Здесь кризис вызвал устойчивое повышение цены относительно средней по России, обусловив неинтегрированность с национальным рынком.

Структурный скачок не отвергается для 23 из 27 интегрированных регионов. Из них в 15 скачок направлен вверх, т.е. кризис вызвал повышение относительных цен в этих регионах. Все они расположены в европейской части России. В 8 регионах, которые все расположены в азиатской части страны, скачок направлен вниз, означая снижение относительных цен. То же справедливо и для неинтегрированных регионов (среди которых скачок отвергается только для трёх) за единственным исключением Республики Мордовии. Таким образом, одним из последствий кризиса 1998 г. стало сближение цен между европейской и азиатской частями страны.

Количество регионов, отнесённых к движущимся к интеграции, составляет 33, или 44% от общего числа регионов. В основном (в 24 регионах из 33, или в 73% случаев) сходимость направлена вверх,

т.е. регионы с низкими ценами догоняют среднероссийский уровень. Самый низкий исходный уровень цен среди них, 0.17 ($= 1 + \gamma + \gamma_B$), имеет Кабардино-Балкарская Республика, а самый высокий (0.88) — Республика Дагестан. В 9 регионах (27% из 33 регионов) — сходимость вниз, с начальными значениями цен от 1.12 в Свердловской области до 1.54 в Приморском крае. Все эти регионы расположены в Северном районе, на Урале, в Сибири и на Дальнем Востоке. Единственный регион с направленной вверх сходимостью на этой территории — Омская область. Скорость сходимости, выраженная в процентах (т.е. как $|e^{\delta} - 1|$), находится в диапазоне от 0.7% (в Тамбовской и Ростовской областях и в Хабаровском крае) до 8.9% (в Кабардино-Балкарской Республике) в месяц. Оба эти значения принадлежат регионам с направленной вверх сходимостью, у регионов со сходимостью вниз диапазон составляет 0.7–8.1%. При сходимости вверх имеет место сильная положительная корреляция между начальным разрывом в ценах $|\gamma + \gamma_B|$ и скоростью сходимости: коэффициент корреляции равен 0.79. Но для сходимости вниз картина обратная: чем больше разрыв, тем медленнее сходимость (коэффициент корреляции имеет значение -0.52).

Структурный скачок отвергается примерно в половине регионов, движущихся к интеграции, а именно, в 16, и не отвергается в 17. Последние в свою очередь делятся почти пополам на 9 регионов, в которых скачок ускорил сходимость (знаки γ и γ_B одинаковы), приблизив цены к среднероссийской, и на 8 регионов, где скачок отдал цены от средней по стране (γ и γ_B имеют обратные знаки), тем самым замедлив сходимость. В двух регионах, республиках Коми и Калмыкии, γ статистически незначимо, откуда следует, что с момента структурного скачка цены в этих регионах примерно сравнялись со среднероссийской. Таким образом, эти регионы можно было бы отнести к интегрированным. Сравнение табл.Б1 и Б2 в Приложении Б говорит о том, что пренебрежение структурным скачком существенно исказило бы картину. В 12 случаях скачок подменяется трендом в (4). А значит, эти регионы были бы отнесены к движущимся к интеграции, тогда как на самом деле они являются либо интегрированными, либо неинтегрированными без тенденции к усилению интеграции.

И, наконец, имеется 15 неинтегрированных регионов (20% от общего числа регионов), не имеющих тенденции к усилению интеграции с национальным рынком. Если добавить константу в уравнение (6), единичный корень не отвергается только в трёх из этих временных рядов — для Якутии, Магаданской и Сахалинской областей (однако в этих оценках не учитывался структурный скачок). Это

показывает, что причиной неинтегрированности является в основном постоянное ненулевое отличие цен в соответствующих регионах от средней по России, а не детерминированное или стохастическое расхождение цен. Но, как говорилось в разд. 2.1, наличие такой разницы в ценах считается признаком неинтегрированности, поскольку в рамках данного анализа невозможно разделить неустранимые различия в ценах от устранимых, вызванных преходящими препятствиями на пути интеграции.

В целом, кризис 1998 г. оказал сильное влияние на динамику региональных цен. Тем не менее, в ряде регионов характер траекторий цен остался неизменным: структурный скачок отвергается в 23 регионах (31% от 75). В этих регионах кризис вызвал всплеск цен, после которого относительные цены вернулись на прежнюю траекторию.

Пространственная структура интеграции показана на рис. 1. На нём видно, что примерно половина неинтегрированных регионов сосредоточена в Центральной России (в частности, неинтегрированы все, кроме одного, регионы Волго-Вятского экономического района). 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 и способствует фрагментации рынка: чем больше региональных границ и губернаторов, тем больше возможностей препятствовать межрегиональной торговле и проводить в различных частях территории разную ценовую политику. Любопытно, что Ульяновская область, активно проводившая политику регулирования цен и дотирования вплоть до начала 2001 г., оказалась движущейся к интеграции с национальным рынком. Временной ряд цен в Москве имеет "почти достоверный" единичный корень: $\lambda = -0.003$. Корреляции между неинтегрированностью и принадлежностью к "Красному поясу", как его определяют Д. Берковиц и Д. Дейонг (2000), не обнаружено, даже в европейской части России.

С другой стороны, неинтегрированные регионы в Сибири и на Дальнем Востоке немногочисленны. Это подтверждает один из результатов в работе Gluschenko (2003), что азиатская часть России без её труднодоступных регионов более интегрирована, чем Европейская Россия. Ещё одна черта, о которой говорит рис. 1 — все труднодоступные регионы (Мурманская, Камчатская, Магаданская, Сахалинская области и Якутия) не интегрированы с национальным рынком, как и следовало ожидать. Это тоже подтверждает вывод работ Глу-

щенко (2002a), Gluschenko (2003), что эти регионы вносят заметный вклад в совокупную сегментированность национального рынка.

Обращаясь к Приложению Б, содержащему полный набор оценок, можно видеть, что единичный корень отвергается в (6) или/и (6*) для 20 регионов, отнесённых к движущимся к интеграции. Таким образом, если бы использовался традиционный подход к анализу временных рядов, 47 регионов, или 63%, были бы отнесены к интегрированным с национальным рынком и 28 регионов (37%) — к неинтегрированным.

Среди оценок модели (4) в табл. Б1 есть 13 незатухающих трендов ($\delta > 0$), означающих расхождение цен. Из них 10 статистически незначимы и два имеют незначимый множитель γ . Единственный значимый незатухающий тренд — у Москвы. При учёте, с помощью модели (4*), структурных скачков (табл. Б2) число положительных оценок δ возрастает до 20, 7 из которых в тех же регионах, что и в случае модели (4). Из этих 20 оценок 13 незначимы, две сопровождаются неотклонением единичного корня, и одна — незначимым множителем $\gamma + \gamma_B$. На этот раз δ для Москвы оказывается незначимым, но взамен появляются 4 значимых незатухающих тренда у других регионов. Для двух из них единичный корень в модели (6*) отвергается, и тогда остаются только два случая расхождения цен. Это даёт основание полагать, что на российском рынке тенденция к сходимости цен преобладает.

Картина пространственных связей регионов, представленная в табл. 2, подтверждает это. В таблице обобщены результаты тестирования причинности по Грэнджеру для 2775 пар регионов с использованием 6 лагов; см. (7) в разд. 2.1.

Во второй колонке таблицы приводится доля регионов (в процентах), в которых цены обусловлены по Грэнджеру ценами в регионе, указанном в данной строке: $N_{r \rightarrow} = \sum_{s \neq r} C_{sr} / (R - 1)$; аналогично, тре-

тья колонка есть $N_{r \leftarrow} = \sum_{s \neq r} C_{rs} / (R - 1)$; четвёртая колонка есть

$N_{r \leftrightarrow} = \sum_{s \neq r} C_{rs} C_{sr} / (R - 1)$; предпоследняя колонка характеризует об-

щую интенсивность ценовых связей региона с остальной частью страны: $N_r = N_{r \rightarrow} + N_{r \leftarrow} - N_{r \leftrightarrow}$. В последней колонке приведены r -значения для гипотезы, что пространственный лаг региона не обуславливает по Грэнджеру цены в нём; r -значения, превышающие уровень 10%, выделены курсивом; в скобках указано количество соседних регионов в лаге.

Таблица 2. Результаты тестирования причинности по Грэнджеру

Регион r	$N_{r \rightarrow}$	$N_{r \leftarrow}$	$N_{r \leftrightarrow}$	N_r	" $r-1$ " $\rightarrow r$
1. Респ. Карелия	24.3	17.6	4.1	37.8	0.545 (2)
2. Респ. Коми	52.7	48.6	25.7	75.7	0.026 (1)
3. Архангельская обл.	28.4	50.0	16.2	62.2	0.103 (2)
4. Вологодская обл.	24.3	45.9	14.9	55.4	0.058 (4)
5. Мурманская обл.	41.9	52.7	17.6	77.0	0.076 (1)
6. Санкт-Петербург	23.0	17.6	2.7	37.8	0.603 (5)
7. Новгородская обл.	31.1	33.8	10.8	54.1	0.037 (3)
8. Псковская обл.	16.2	31.1	5.4	41.9	0.971 (3)
9. Калининградская обл.	20.3	20.3	1.4	39.2	0.719 (1)
10. Брянская обл.	25.7	24.3	8.1	41.9	0.021 (4)
11. Владимирская обл.	27.0	16.2	8.1	35.1	0.417 (4)
12. Ивановская обл.	36.5	18.9	8.1	47.3	0.302 (4)
13. Калужская обл.	40.5	45.9	17.6	68.9	0.851 (4)
14. Костромская обл.	33.8	45.9	16.2	63.5	0.109 (4)
15. Москва	29.7	12.2	5.4	36.5	0.795 (7)
16. Орловская обл.	47.3	37.8	23.0	62.2	0.002 (4)
17. Рязанская обл.	33.8	18.9	6.8	45.9	0.862 (7)
18. Смоленская обл.	56.8	50.0	31.1	75.7	0.001 (4)
19. Тверская обл.	41.9	44.6	20.3	66.2	0.001 (4)
20. Тульская обл.	35.1	45.9	21.6	59.5	0.117 (5)
21. Ярославская обл.	29.7	9.5	2.7	36.5	0.851 (4)
22. Респ. Марий Эл	45.9	47.3	17.6	75.7	0.003 (3)
23. Респ. Мордовия	35.1	41.9	18.9	58.1	0.003 (5)
24. Чувашская респ.	36.5	55.4	18.9	73.0	0.014 (5)
25. Кировская обл.	41.9	20.3	10.8	51.4	0.616 (7)
26. Нижегородская обл.	45.9	43.2	17.6	71.6	0.083 (5)
27. Белгородская обл.	62.2	62.2	43.2	81.1	0.444 (1)

Продолжение табл. 2

Регион r	$N_{r \rightarrow}$	$N_{r \leftarrow}$	$N_{r \leftrightarrow}$	N_r	" $r-1$ " $\rightarrow r$
28. Воронежская обл.	33.8	18.9	5.4	47.3	0.514 (6)
29. Курская обл.	62.2	31.1	18.9	74.3	0.518 (5)
30. Липецкая обл.	37.8	29.7	6.8	60.8	0.292 (6)
31. Тамбовская обл.	35.1	47.3	21.6	60.8	0.015 (5)
32. Респ. Калмыкия	35.1	24.3	2.7	56.8	0.172 (3)
33. Респ. Татарстан	54.1	43.2	20.3	77.0	0.376 (6)
34. Астраханская обл.	58.1	28.4	17.6	68.9	0.597 (3)
35. Волгоградская обл.	54.1	39.2	24.3	68.9	0.311 (5)
36. Пензенская обл.	44.6	37.8	17.6	64.9	0.057 (5)
37. Самарская обл.	39.2	37.8	8.1	68.9	0.200 (4)
38. Саратовская обл.	48.6	68.9	29.7	87.8	0.007 (6)
39. Ульяновская обл.	40.5	31.1	9.5	62.2	0.033 (6)
40. Респ. Адыгея	31.1	12.2	5.4	37.8	0.050 (1)
41. Респ. Дагестан	45.9	50.0	23.0	73.0	0.019 (2)
42. Кабардино-Балкарская р.	33.8	40.5	17.6	56.8	0.352 (3)
43. Респ. Карачаево-Черкесия	36.5	37.8	12.2	62.2	0.132 (3)
44. Респ. Северная Осетия	47.3	44.6	24.3	67.6	0.021 (2)
45. Краснодарский край	63.5	27.0	17.6	73.0	0.914 (4)
46. Ставропольский край	37.8	40.5	13.5	64.9	0.192 (7)
47. Ростовская обл.	41.9	39.2	17.6	63.5	0.063 (4)
48. Респ. Башкортостан	48.6	44.6	18.9	74.3	0.739 (4)
49. Удмуртская Респ.	37.8	31.1	9.5	59.5	0.337 (3)
50. Курганская обл.	29.7	59.5	21.6	67.6	0.535 (3)
51. Оренбургская обл.	44.6	73.0	35.1	82.4	0.240 (3)
52. Пермская обл.	20.3	31.1	6.8	44.6	0.201 (3)
53. Свердловская обл.	25.7	36.5	14.9	47.3	0.211 (5)
54. Челябинская обл.	47.3	52.7	23.0	77.0	0.302 (4)

Окончание табл. 2

Регион r	$N_{r \rightarrow}$	$N_{r \leftarrow}$	$N_{r \leftrightarrow}$	N_r	" $r-1$ " $\rightarrow r$
55. Респ. Алтай	47.3	62.2	31.1	78.4	0.172 (1)
56. Алтайский край	48.6	36.5	17.6	67.6	0.052 (3)
57. Кемеровская обл.	43.2	52.7	20.3	75.7	0.062 (5)
58. Новосибирская обл.	47.3	43.2	17.6	73.0	0.560 (4)
59. Омская обл.	29.7	41.9	8.1	63.5	0.605 (2)
60. Томская обл.	29.7	23.0	8.1	44.6	0.806 (3)
61. Тюменская обл.	43.2	52.7	24.3	71.6	0.005 (3)
62. Респ. Бурятия	28.4	13.5	2.7	39.2	0.551 (2)
63. Респ. Тыва	10.8	39.2	5.4	44.6	0.232 (2)
64. Респ. Хакасия	45.9	58.1	32.4	71.6	0.202 (3)
65. Красноярский край	35.1	62.2	27.0	70.3	0.098 (5)
66. Иркутская обл.	12.2	27.0	1.4	37.8	0.633 (3)
67. Читинская обл.	32.4	48.6	20.3	60.8	0.002 (2)
68. Респ. Саха (Якутия)	40.5	78.4	31.1	87.8	0.085 (1)
69. Еврейская авт. обл.	41.9	29.7	9.5	62.2	0.123 (2)
70. Приморский край	47.3	14.9	6.8	55.4	0.522 (3)
71. Хабаровский край	60.8	37.8	28.4	70.3	0.033 (4)
72. Амурская обл.	48.6	44.6	23.0	70.3	0.119 (3)
73. Камчатская обл.	14.9	41.9	6.8	50.0	0.537 (1)
74. Магаданская обл.	51.4	36.5	23.0	64.9	0.110 (1)
75. Сахалинская обл.	58.1	59.5	33.8	83.8	0.002 (1)
Минимум	10.8	9.5	1.4	35.1	
Максимум	63.5	78.4	43.2	87.8	
Среднее	38.9	38.9	16.2	61.7	

Анализ причинности по Грэнджеру был проведён с различным количеством лагов, а именно, в (7) принималось $m = 3, 6$ и 12 . В целом результаты оказались сходными, не имея существенных качественных отличий (результаты, полученные при разном числе лагов, сравниваются в Приложении В). Исходя из этого, за основу взяты результаты для 6 лагов: такая последовательность лагов имеет достаточную длину при сравнительно небольшой потере числа степеней свободы.

Табл. 2 свидетельствует, что межрегиональные взаимодействия цен имеют высокую интенсивность: в среднем ценовые возмущения переносятся между данным регионом и 46 другими (62% от их общего числа). Эта величина колеблется по регионам от 26 (35%) до 65 регионов (88%). Устойчивая при разном числе лагов группа регионов со слабыми ценовыми связями с остальной частью страны включает Иркутскую и Владимирскую области. В группу с наиболее интенсивными связями входят Республика Саха (Якутия), Саратовская и Оренбургская области.

Диапазон $N_{r \rightarrow}$ составляет от 8 до 47 регионов. Нижняя группа состоит из Республики Тывы и Иркутской области; в верхнюю группу входят Краснодарский и Хабаровский края. Величина $N_{r \leftarrow}$ варьируется от 7 до 58 регионов, при этом Москва устойчиво входит в нижнюю группу. Верхняя группа неустойчива при изменении числа лагов, однако Якутия близка к принадлежности в данной группе. Число двухсторонних связей $N_{r \leftrightarrow}$ меняется от 1 до 32 регионов; в нижнюю группу входят Иркутская область, Республика Бурятия и Москва, в верхнюю — Белгородская область.

Удивительно, что интенсивность ценовых связей не зависит от того, интегрирован ли регион с национальным рынком, стремится к интеграции, или неинтегрирован. Средние по каждой из этих трёх групп близки друг к другу и к средним по всем регионам: групповые средние $N_{r \rightarrow}$ имеют значения 31.2–36.2%, средние $N_{r \leftarrow}$ — 37.5–41.5%, средние $N_{r \leftrightarrow}$ — 15.7–16.8%, и средние по группам обобщающей величины, N_r , заключены в диапазоне 60.2–62.3%. Ещё один неожиданный результат — интенсивные ценовые связи труднодоступных регионов. Их N_r составляют от 50.0 до 87.8%, причём Якутия имеет наибольшую величину среди всех российских регионов.

В матрице $\mathbf{C}^{R-1}$ нет ни одного нулевого элемента, следовательно, нет изолированных регионов или совокупностей регионов. В конечном

счёте каждый регион связан со всеми остальными либо непосредственно, либо через какую-то цепочку других регионов (фактически нулевые элементы исчезли уже после возведения в третью степень, таким образом, каждый регион связан с любым иным через цепочку, состоящую не более чем из двух регионов). Это можно считать косвенным свидетельством отсутствия клубов сходимости цен.

При построении пространственных лагов P'_{r-1} для анализа пространственной причинности по Грэнджеру учитывались фактические транспортные связи, а не их физическая смежность. Например, Калининградская область, будучи эксклавом, не имеет общей границы ни с одним другим регионом России (в качестве её "торгового соседа" взят Санкт-Петербург). Другой пример — Камчатская и Магаданская области, которые имеют общую границу, но торговля через неё не осуществляется (для обеих "торговым соседом" считается Приморский край, поскольку поставки товаров в эти регионы идут через Владивосток).

Последняя колонка табл. 2 говорит о широкой распространённости пространственной автокорреляции: цены в немногим менее чем двух третях регионов (если точно, в 46) обусловлены по Грэнджеру их пространственным лагом на уровне значимости 10%. Имеется ряд интересных случаев отсутствия пространственной автокорреляции. Она с большой правдоподобностью отвергается для Москвы. Это согласуется с низким значением её $N_{r<}$, свидетельствующим, что на московские цены вряд ли влияют цены в других регионах. (С другой стороны, влияние московских цен на цены в других регионах также не очень велико: её $N_{r>}$ имеет значение гораздо ниже среднего.)

То же, хотя и в меньшей степени, относится и к Санкт-Петербургу. Цены в Камчатской и Магаданской областях не обуславливаются ценами в Приморском крае, их единственным "торговым соседом", и в то же время существенно обуславливаются ценами в иных регионах.

Возможное объяснение состоит в том, что Приморский край в основном служит лишь транзитным пунктом для поставок товаров в эти регионы, а не регионом происхождения товаров. В остальных трёх труднодоступных регионах (Якутия, Сахалинская и Мурманская области), которые также имеют по одному "торговому соседу", картина иная: для них гипотеза пространственной автокорреляции принимается.

3.2. Динамика распределения цен

Рассмотрев состояние интеграции рынка в 1994–2000 гг., обратимся к развитию интеграции в этом периоде. Первый вопрос касается σ -сходимости. Рис. 2 демонстрирует динамику разброса цен, измеряемого как σ_t , стандартное отклонение цен, отнесённых к среднероссийскому уровню. Траектория σ_t показывает, что разброс цен по всем регионам почти неуклонно уменьшался, по крайней мере, до середины 1999 г. Это является очевидным свидетельством σ -сходимости в 1994–2000 гг., говоря о том, что российский рынок движется к интеграции.

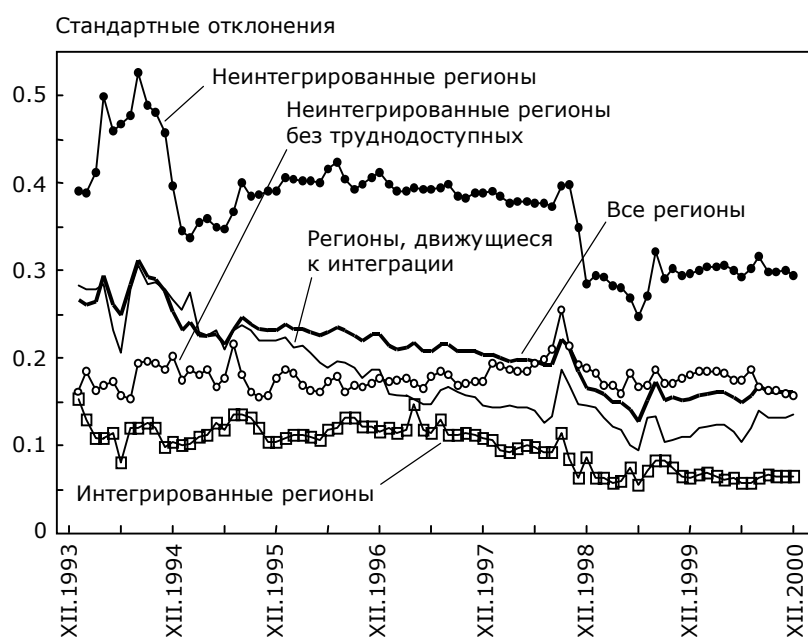


Рис. 2. Стандартные отклонения логарифма относительной стоимости 25-продуктового набора

Дополнительные траектории для групп регионов позволяют понять структуру изменений разброса цен. Для сопоставимости стандартные отклонения по группам регионов рассчитаны с использованием среднего по всем регионам, а не по данной группе, т.е. разброс цен измеряется относительно всей страны (и, таким образом, это не внутригрупповой разброс). При этом разброс цен по всем рос

Числовые обозначения регионов см. в табл. 1.

Жирные линии — границы экономических районов,
римские цифры — обозначения экономических районов

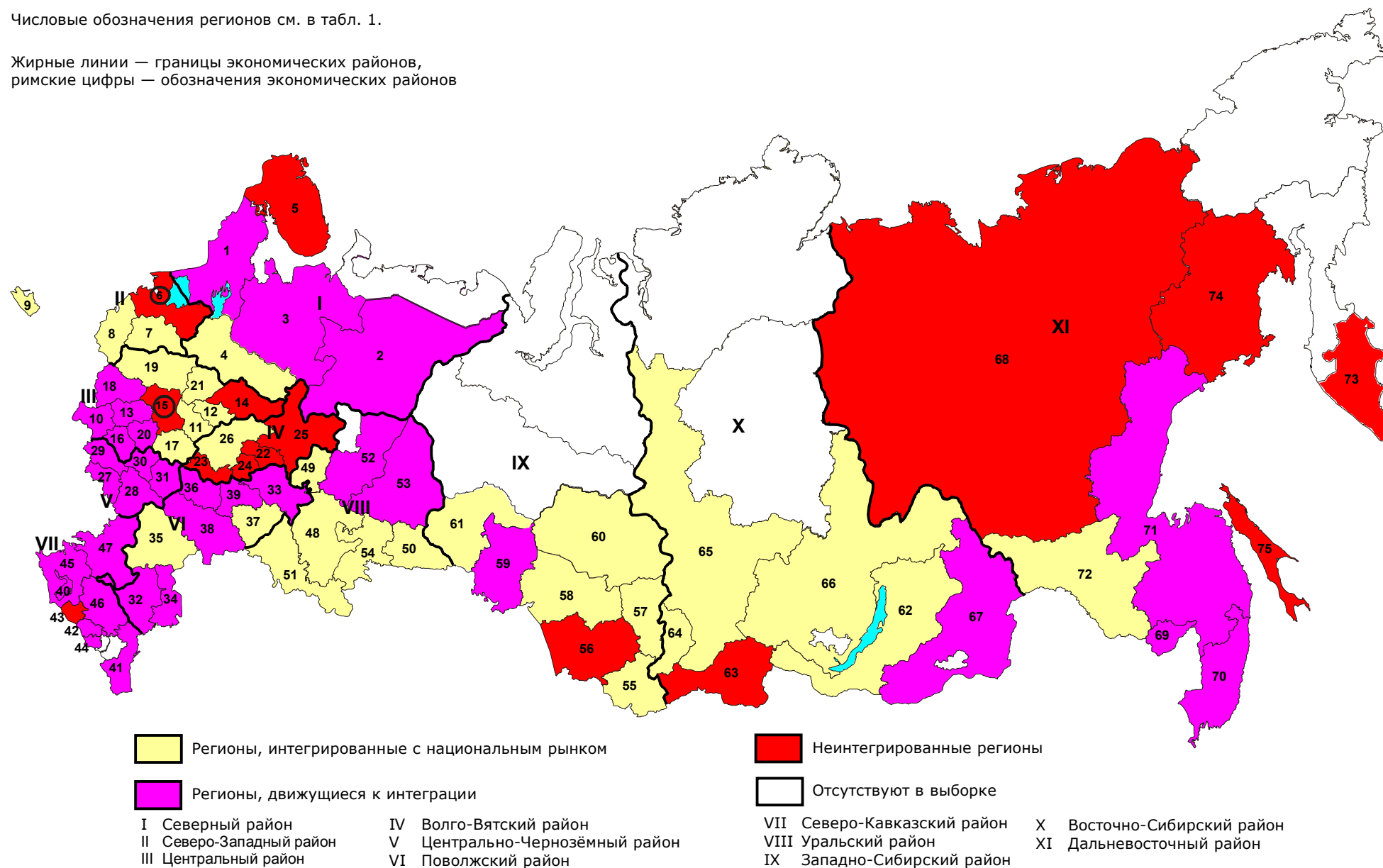


Рис. 1. Географическая картина интегрированности российского рынка

сийским регионам будет средневзвешенным групповых разбросов: $\sigma_t = (R_1/R)\sigma_{t1} + (R_2/R)\sigma_{t2} + (R_3/R)\sigma_{t3}$, где весами служат доли групп в общем числе регионов (σ_{ti} обозначает стандартное отклонение цен в группе регионов i). Доля интегрированных регионов составляет 0.36, неинтегрированных — 0.20, и регионов, движущихся к интеграции, — 0.44.

На траекториях σ ясно виден структурный скачок, вызванный финансовым кризисом в августе 1998 г. Его очевидный эффект — уменьшение разброса цен. Как и ожидалось, основной вклад в уменьшение разброса цен обязано регионам, движущимся к интеграции. Если в начале периода σ грубо равнялось среднему по стране, то затем разрыв между ними быстро нарастал. Разброс цен в интегрированных регионах является наименьшим и примерно постоянен, колеблясь около уровня около 0.11 до скачка, и затем, с января 1999 г., около уровня, примерно равного 0.07.

Наибольший разброс цен присущ неинтегрированным регионам. На его траектории для этой группы структурный скачок наиболее ярко выражен, уменьшая σ примерно на четверть. Однако наибольший вклад в это принадлежит труднодоступным регионам: на траектории σ , рассчитанной по неинтегрированным регионам без труднодоступных, скачок отсутствует. Вопреки теоретическим ожиданиям, дисперсия цен в этой подгруппе со временем не растёт. Причиной является то, что расхождение цен на российском рынке почти не имеет места (действительно, оценки в Приложении Б дают только два бесспорных случая расхождения цен), и цены в регионах, отнесённых к неинтегрированным, в большинстве своём имеют постоянное во времени отличие от среднероссийской цены, как говорилось в разд. 3.1.

Чтобы получить более глубокое представление о поведении цен, следует рассмотреть динамику всего пространственного распределения региональных цен. Начнём с вопроса о том, в какой мере изменялась со временем форма распределения различий цен. Чтобы определить эти изменения, по формуле (8) были получены непараметрические оценки плотности вероятностей для каждого года на отрезке 1994–2000 гг. Оценённые плотности показаны для отдельных лет на рис. 3. Распределения оценивались по пространственным рядам, усреднённым за каждый год, чтобы сгладить случайные изменения, имеющиеся в "одномоментных" рядах. Оценки распределений для всех лет в сравнении с одномоментными распределениями в январе 1994 г. и декабре каждого последующего, вплоть до 2000 г., приведены в Приложении Г.

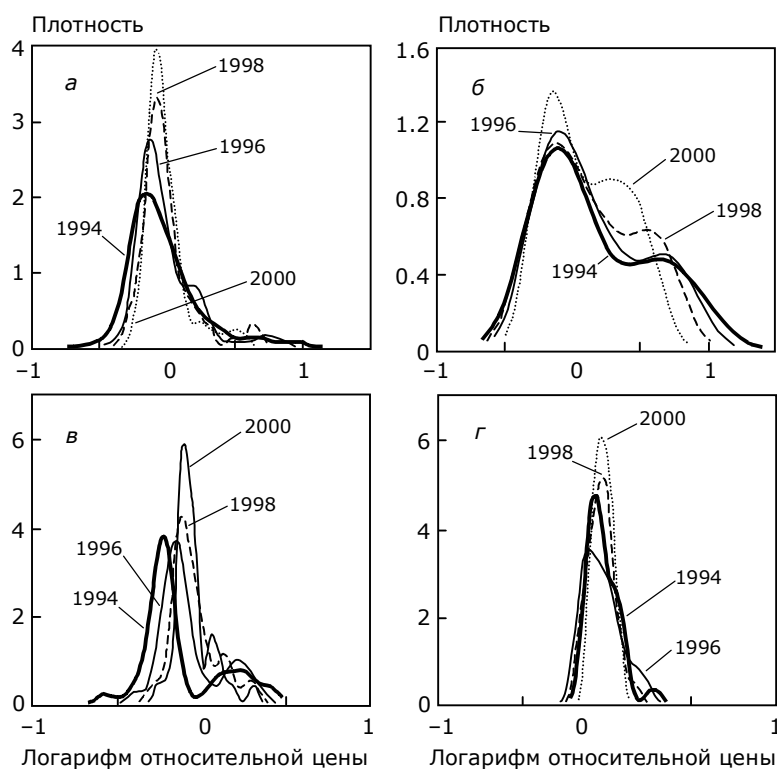


Рис. 3. Отдельные оценки распределений цен для всех регионов (а), неинтегрированных регионов (б), регионов, движущихся к интеграции (в) и интегрированных регионов (г)

Плотности распределения говорят о нескольких чертах динамики формы распределения за 7-летний период 1994–2000 гг. В выборке всех регионов, рис. 3(а), "главная" мода распределения сдвигается от отрицательных P к нулю, или, в терминах цен, от стоимости 25-продуктового набора ниже среднероссийской к среднероссийскому значению. Наряду с этим левый хвост распределения со временем укорачивается. Но правый хвост сохраняется в течение всего периода, не давая распределению стать симметричным к концу периода, равно как сохраняется и небольшая второстепенная мода на этом хвосте. Однако и правый хвост несколько сокращается, а мода в области высоких цен сдвигается по направлению к нулю.

Обращаясь к рис. Г1, Г2 Приложения Г, можно видеть, что наиболее значительный сдвиг произошёл между 1997 и 1998 гг., что следует отнести на кризис 1998 г. Не показанные оценки для каждого месяца говорят, что этот сдвиг произошёл вскоре после финансового кризиса августа 1998 г. В основном цены, порождающие моду в области высоких цен — это цены в труднодоступных и нескольких дальневосточных регионах. Доля импортных продовольственных товаров на рынке этой части страны (как и вообще азиатской части страны) была заметно ниже, чем в западной части России. Поэтому обвальная девальвация рубля в августе 1998 г. снизила (относительные) цены в большинстве регионов, формирующих "моду высоких цен". Таким образом августовский кризис сузил разрыв в ценах между Дальним Востоком и остальной частью России.

Так как группа неинтегрированных регионов включает все труднодоступные регионы, распределения для них проявляют некоторые сходные черты в отношении правого хвоста (рис. 3(б)). Два основных различия состоят в следующем. Во-первых, главная мода не смещается со временем, имея максимум почти при одном и том же значении P . Во-вторых, правый хвост распределения толще. Этого можно было ожидать, поскольку в нём сосредоточены неинтегрированные "дорогие" регионы. Распределение для неинтегрированных регионов имеет следующие статистики в 2000 г. в сравнении со статистиками распределения для России в целом (в скобках): среднее 0.104 (–0.009), медиана –0.100 (–0.042), стандартное отклонение 0.281 (0.157).

Главная мода распределения для регионов, движущихся к интеграции (рис. 3(в)), значительно смещается со временем в сторону более высоких цен. У этого распределения есть небольшая вторичная мода в области цен выше среднероссийских, она не исчезает после 1998 г. В 2000 г. статистики распределения таковы: среднее — 0.050, медиана — 0.076, стандартное отклонение — 0.111.

Наконец, несколько слов о распределении для интегрированных регионов (рис. 3(г)). Оно стремится к симметричности, его среднее и медиана близки друг к другу и к нулю: в 2000 г. они составляют соответственно –0.023 и –0.032. Распределение гораздо уже, чем для России в целом: стандартное отклонение первого равно 0.055 (тогда как второго — 0.157). Кроме того, распределение для интегрированных регионов стремится к нормальному. Например, для 2000 г. гипотеза нормальности имеет значимость 64% (по статистике Жарка–Бера).

В целом можно заключить, что распределение цен в регионах, движущихся к интеграции, имеет тенденцию к сближению с распределением для интегрированных регионов (как по форме, так и по расположению), подтверждая, таким образом, их классификацию, полученную при анализе временных рядов. Однако распределение для неинтегрированных регионов почти не меняется во времени, за исключением правого хвоста (причём причина изменений в этом хвосте — кризис 1998 г.). Из-за этого распределение по всем регионам также имеет длинный правый хвост, распределение остаётся двухмодовым с второстепенной модой (хотя и очень небольшой) на этом хвосте. С конца 1996 г. почти все регионы в этом хвосте, кроме Москвы, являются удалёнными. В 1999 и 2000 гг. правая часть хвоста, в которой цены более чем на 15% выше среднероссийских, включает все труднодоступные регионы, Хабаровский и Приморский края (почти самые восточные регионы России), и Москву. Вряд ли можно полагать, что их цены — во всяком случае, во всех из них — снизятся настолько, что правый хвост станет похож на левый. Тем не менее, ряд регионов покидал этот хвост в течение рассматриваемого периода. Но это уже предмет следующего направления анализа — анализа мобильности внутри распределения.

Сперва воспользуемся методом, предложенным в работе Yitzhaki, Wodon (2001), см. формулы (12)–(15) в разд. 2.1. На рис. 4 сопоставлена динамика неравенства по ценам, измеряемого коэффициентом Джини G_t , и относительной мобильности, измеряемой симметричным индексом мобильности Джини S_t . Чтобы контролировать эффект специфики труднодоступных регионов, G_t и S_t рассчитаны как для России в целом, так и по выборке без труднодоступных регионов. Однако, как видно на рисунке, это не влияет на качественную картину. Количественно неравенство по ценам в последнем случае ниже, а мобильность выше, но поведение и G_t , и S_t в этих двух случаях очень похоже. Асимметричные (имеющие направление во времени) индексы мобильности $M_{t-1, t}$ и $M_{t, t-1}$ оказываются очень близкими к S_t , в основном практически совпадая с ним, и по этой причине не показаны на рисунке.

Следует отметить, что коэффициент Джини является практически таким же измерителем разброса цен (неравенства), что и стандартное отклонение логарифмов цен σ_t . На рис. Д1 Приложения Д сопоставлены σ_t с рис. 2 и G_t с рис. 4 (оба показателя — по всем регионам). Различаясь количественно, они ведут себя аналогично при изменении распределений, их траектории совпадают с высокой степенью точности.

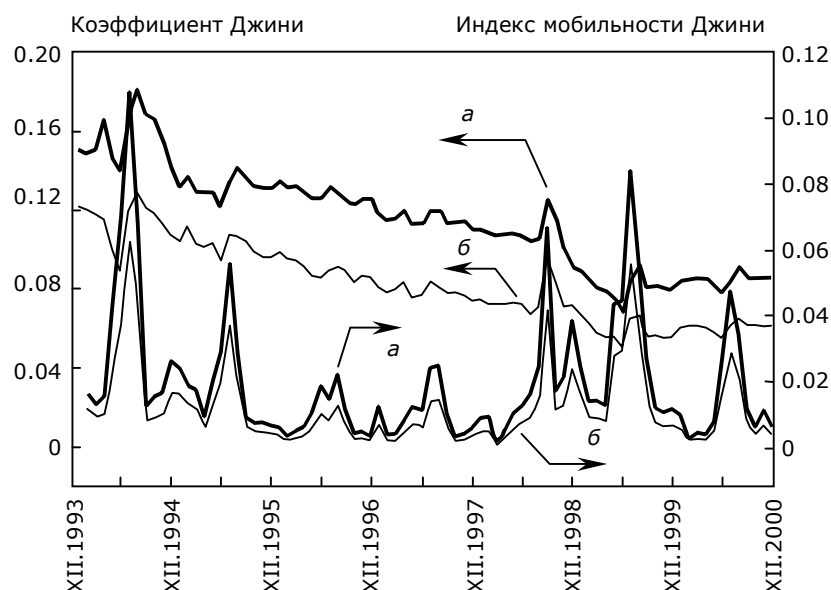


Рис. 4. Неравенство по ценам и относительная мобильность по всем регионам (а) и без труднодоступных регионов (б)

Как показывает рис. 4, относительная мобильность влияет только на локальные свойства динамики неравенства по ценам, не оказывая сколько либо заметного воздействия на глобальный тренд в направлении уменьшения неравенства. Всплески мобильности коррелируют только с временными увеличениями неравенства по ценам (как ни удивительно, она вообще не действует в пользу уменьшения неравенства). За исключением этих всплесков, относительная мобильность остаётся очень низкой, не превышая 0.015.

Что касается самих всплесков, они очень регулярны во времени, имея пики, как правило, в июле (или близко к нему) каждого года. Поэтому они, очевидно, являются сезонным феноменом. Летом темпы роста цен многих товаров, входящих в 25-продуктовый набор (см. разд. 2.2) резко спадают, нередко до отрицательных величин. Но это происходит в разных регионах не синхронно, в зависимости от природных условий в данном регионе и его сельскохозяйственной специализации. Вследствие этого происходят довольно значительные изменения рангов регионов по стоимости 25-продуктового набора, а затем ранги возвращаются к первоначальному (или близкому к нему) состоянию в течение нескольких месяцев. Наблюда-

ются лишь два отклонения от этой регулярности. В 1998 г. летний всплеск был продлён (сдвинув пик на сентябрь того года) финансовым кризисом. Инфляция, спровоцированная кризисом, оказалась хаотичной в региональном разрезе, поскольку запаздывание регионов в реакции на кризис было различным. То же самое справедливо для декабря 1998 г., когда произошёл новый всплеск инфляции.

Возможной причиной низкой относительной мобильности может быть то, что рассматриваются очень краткосрочные переходы. Обычно распределение цен меняется постепенно и потому месячные изменения могут быть очень небольшими, предопределяя низкую мобильность (косвенным признаком медленности изменений является близость индексов для прямых и обратных переходов $M_{t-1,t}$ и $M_{t,t-1}$, откуда следует, что форма распределений $f_{t-1}(P)$ и $f_t(P)$ довольно похожа). Вместе с тем мобильность за более продолжительный период может оказаться существенной. Это несоответствие между мобильностью, оцененной по одному или многим периодам — хорошо известная проблема, обсуждаемая, например, в работе Singer, Spilerman (1976) применительно к матрицам вероятностей переходов.

Чтобы проверить это, индексы относительной мобильности рассчитаны также за более длительные периоды, от одного года до шести лет. Результаты приведены в табл. 3. Были использованы усреднённые по каждому году пространственные ряды; в скобках даны результаты для России без труднодоступных регионов.

Как и можно было ожидать, устранение труднодоступных регионов уменьшает неравенство по ценам и увеличивает мобильность. Тем не менее индексы мобильности очень малы, не превосходя 0.1 (максимальное значение, равное 0.95, имеет место для отрезка 1994–1999 гг.). Среднее значение S_t для одного года составляет 0.027 (здесь и далее рассматриваются величины для России без труднодоступных регионов), а для двух лет — 0.052. Средние значения для более длительных отрезков времени очень близки друг к другу (составляя от 0.074 до 0.077) и к S_t для 1994–2000 гг. Заметно, что кризис 1998 г. внёс существенный вклад в увеличение мобильности. В целом и результаты, приведённые в табл. 3, не дают ясных свидетельств какой-либо связи между относительной мобильностью и уменьшением неравенства по ценам.

Однако, как говорит формула (16), общее изменение неравенства обязано взаимодействию между относительной и абсолютной мобильностью. В табл. 4 изменения коэффициента Джини сопоставлены с коэффициентом корреляции Джини $\Gamma_{t,t-\tau}$ характеризующим

относительную мобильность, и коэффициентом $\beta_{t-\tau, t}^*$, характеризующим абсолютную мобильность (их меньшие значения соответствуют большей мобильности). Для расчётов использованы усреднённые по году ряды; $\beta_{t-\tau, t}^*$ рассчитаны по формуле (16), а не оценены из регрессии Джини.

Таблица 3. Мобильность при различных временных горизонтах

Отрезки, гг.	G_{t-1}	G_t	$M_{t-1, t}$	$M_{t, t-1}$	S_t
1994–1995	0.152 (0.108)	0.128 (0.098)	0.014 (0.022)	0.016 (0.024)	0.015 (0.023)
1995–1996	0.128 (0.098)	0.127 (0.088)	0.017 (0.026)	0.014 (0.023)	0.016 (0.025)
1996–1997	0.127 (0.088)	0.114 (0.077)	0.019 (0.032)	0.016 (0.028)	0.018 (0.030)
1997–1998	0.114 (0.077)	0.105 (0.072)	0.015 (0.025)	0.015 (0.025)	0.015 (0.025)
1998–1999	0.105 (0.072)	0.078 (0.056)	0.020 (0.034)	0.021 (0.034)	0.020 (0.034)
1999–2000	0.078 (0.056)	0.084 (0.059)	0.014 (0.023)	0.016 (0.024)	0.015 (0.024)
1994–1996	0.152 (0.108)	0.127 (0.088)	0.025 (0.034)	0.022 (0.034)	0.023 (0.036)
1994–1997	0.152 (0.108)	0.114 (0.077)	0.052 (0.083)	0.041 (0.069)	0.047 (0.077)
1994–1998	0.152 (0.108)	0.105 (0.072)	0.047 (0.077)	0.047 (0.080)	0.047 (0.078)
1994–1999	0.152 (0.108)	0.078 (0.056)	0.057 (0.092)	0.063 (0.101)	0.059 (0.095)
1994–2000	0.152 (0.108)	0.084 (0.059)	0.046 (0.076)	0.048 (0.078)	0.047 (0.077)
1995–1997	0.128 (0.098)	0.114 (0.077)	0.041 (0.063)	0.032 (0.055)	0.037 (0.059)
1995–1998	0.128 (0.098)	0.105 (0.072)	0.035 (0.053)	0.036 (0.061)	0.035 (0.057)
1995–1999	0.128 (0.098)	0.078 (0.056)	0.050 (0.076)	0.052 (0.084)	0.050 (0.079)
1995–2000	0.128 (0.098)	0.084 (0.059)	0.038 (0.058)	0.036 (0.059)	0.037 (0.059)
1996–1998	0.127 (0.088)	0.105 (0.072)	0.028 (0.046)	0.031 (0.052)	0.029 (0.049)
1996–1999	0.127 (0.088)	0.078 (0.056)	0.047 (0.079)	0.054 (0.087)	0.049 (0.082)
1996–2000	0.127 (0.088)	0.084 (0.059)	0.042 (0.070)	0.048 (0.077)	0.044 (0.073)
1997–1999	0.114 (0.077)	0.078 (0.056)	0.043 (0.075)	0.046 (0.074)	0.044 (0.075)
1997–2000	0.114 (0.077)	0.084 (0.059)	0.046 (0.080)	0.052 (0.084)	0.049 (0.082)
1998–2000	0.105 (0.072)	0.084 (0.059)	0.025 (0.042)	0.026 (0.042)	0.029 (0.042)

Таблица 4. Взаимодействие между относительной и абсолютной мобильностью

Отрезки, гг.	G_t/G_{t-1}	$\Gamma_{t, t-1}$	$\beta_{t-1, t}^*$
1994–1995	0.903	0.952	0.869
1995–1996	0.897	0.954	0.857
1996–1997	0.877	0.944	0.836
1997–1998	0.927	0.950	0.877
1998–1999	0.779	0.932	0.726
1999–2000	1.063	0.951	1.010
1994–2000	0.545	0.845	0.468

Данные табл. 4 показывают, что абсолютная мобильность преобладает над относительной (поскольку $\beta_{t-1, t}^* < \Gamma_{t, t-1}$), тем самым вызывая уменьшение разброса цен, а значит, и дисперсии распределения цен. Исключением является переход от 1999 к 2000 г., где значение $\beta_{t-1, t}^*$ говорит о (небольшом) расхождении цен, будучи больше единицы. В результате неравенство по ценам в 2000 г. слегка возрастает по сравнению с 1999 г. Наиболее ярко выраженную картину даёт переход через весь период, от 1994 г. к 2000 г. Здесь показатели мобильности различаются почти вдвое, уменьшая таким образом неравенство по ценам почти вдвое за рассматриваемый период. Аналогичная картина имеет место для месячных переходов, но, конечно, более слабо выраженная, чем для годовых переходов. Рис. Д2 Приложения Д иллюстрирует эту картину на выборке всех регионов.

Для дальнейшего изучения абсолютной мобильности динамика всего пространственного распределения цен моделируется с помощью стохастического ядра, см. формулы (17)–(19) в разд. 2.1. Чтобы проверить устойчивость результатов, ядро оценивается двумя способами. В первом используется информация только о переходе регионов от состояния в начале рассматриваемого периода к состоянию в его конце, т.е. оцениваемое стохастическое ядро есть $\hat{f}(P_t | P_{t-\tau}) = \hat{f}(P_{2000} | P_{1994})$. Во втором способе привлекается информация о переходах внутри периода 1994–2000 гг., при этом более отдалённым во времени переходам придаётся меньшая значимость. Другими словами, оценкой стохастического ядра является взвешенное среднее годовых оценок (a — нормирующий множитель, де-

лающий сумму весов равной единице):

$$\hat{f}(P_t | P_{t-\tau}) = a(\hat{f}(P_{1995} | P_{1994}) / 6 + \hat{f}(P_{1996} | P_{1995}) / 5 + \dots + \hat{f}(P_{2000} | P_{1999}) / 1).$$

Оба ядра оцениваются по усреднённым за год данным. На рис. 5 даны трёхмерные изображения обеих оценок стохастического ядра. Линия, спроектированная от фиксированной величины P_{t-1} параллельно оси P_t , характеризует вероятность перехода региона к отдельным значениям цен в момент t при данной цене в момент $t - \tau$.

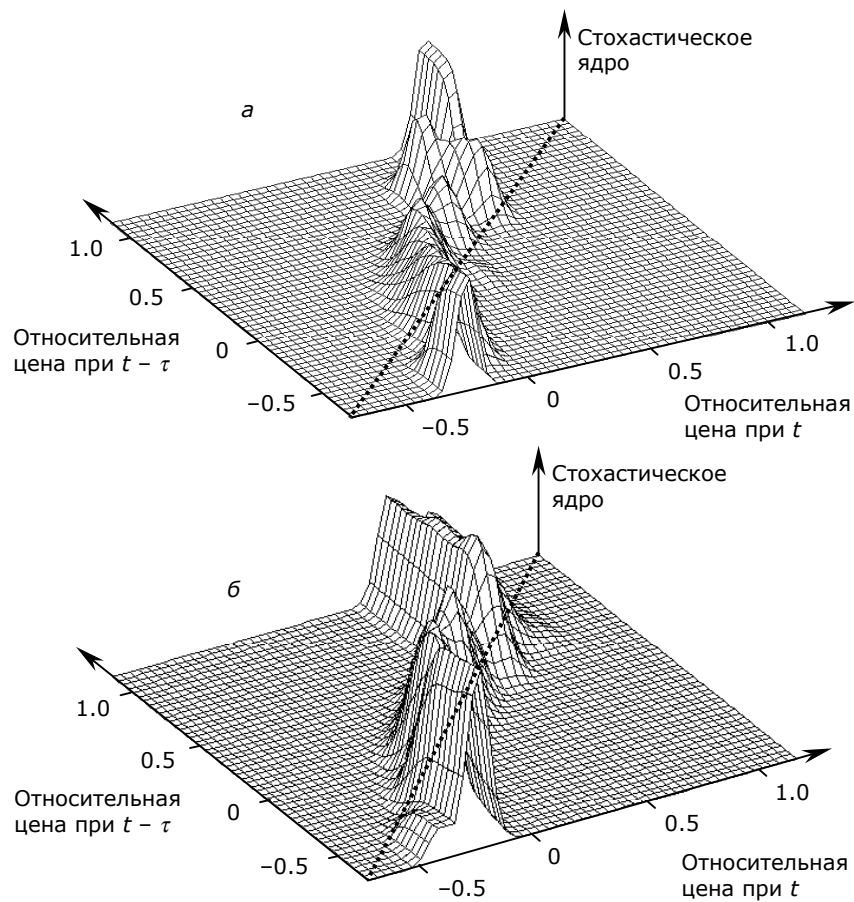


Рис. 5. Динамика логарифмов относительных цен по российским регионам: оценки стохастического ядра по переходу от 1994 к 2000 г. (а) и по годовым переходам (б)

Несмотря на различие между полученными стохастическими ядрами, они качественно подобны, говоря об одних и тех же особенностях динамики распределения цен. Пунктирные линии на рис. 5(а) и рис. 5(б) отмечают диагонали, т.е. линии равенства цен в моменты $t - \tau$ и t . Иными словами, это "линия отсутствия мобильности". Будь большая часть распределения сосредоточена вдоль этой линии, это говорило бы о низкой абсолютной мобильности по ценам. Однако это не так, полученная картина показывает, что степень мобильности довольно высока. Линия мод обоих стохастических ядер повернута против часовой стрелки, пересекая диагональ примерно в нулевой точке. Это означает, что регионы с ценами ниже среднероссийских имеют тенденцию к переходу к более высоким ценам, а регионы с высокими ценами — к более низким ценам; только регионы с ценами, близкими к средним по стране, являются почти немобильными.

Как говорилось в разд. 2.1, стохастическое ядро может быть использовано также для оценки долгосрочного предела распределения цен — эргодического распределения. На рис. 6 представлены оценки эргодических распределений, полученных с помощью обоих стохастических ядер, для сравнения дано также фактическое распределение цен в 2000 г.

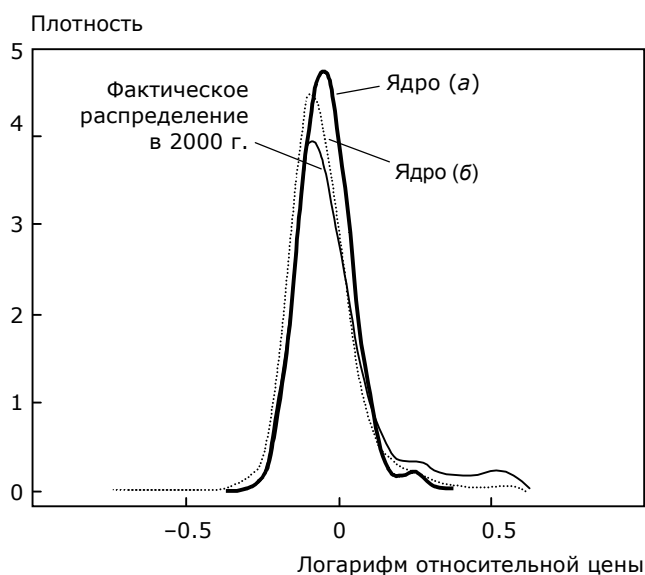


Рис. 6. Эргодические распределения региональных цен

При оценке эргодического распределения хватило 23 итерации (возведения в степень) по формулам (20) и (21), чтобы ядро (а) сошлось к нему, для ядра (б) потребовалось 89 итераций. Два оцененных распределения близки друг к другу, Они почти симметричны, кроме правого хвоста, который становится короче, но всё же остаётся. Распределение имеет одну моду, предсказывая отсутствие клубов сходимости цен в долгосрочной перспективе.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Используя стоимость набора из 25 основных продуктов питания в качестве представителя цен, проанализирована пространственная структура и тенденции интеграции рынка в России в период 1994–2000 гг. Полученные результаты говорят о слабой интегрированности рынка: если принять за точку отсчёта строгий закон единой цены, только примерно одну треть российских регионов можно считать интегрированными с национальным рынком. Тем не менее, были обнаружены и ободряющие признаки движения к усилению интеграции. Примерно половина российских регионов классифицирована как движущиеся к интеграции. Кроме того, не исключено, что полученная картина переоценивает недостатки российского рынка, не учитывая такое неустранимое препятствие как пространственную разделённость регионов.

В целом результаты однозначно свидетельствуют, что российский рынок идёт к интеграции (исключение составляет группа труднодоступных регионов, которые вряд ли вовлечены в это движение; однако труднодоступность — это ещё одно неустранимое естественное препятствие, неинтегрированность данных регионов обязана географическим особенностям страны, а не какой-либо экономической политике, национальной или региональной). Если говорить более точно, он шёл в этом направлении примерно до конца 1999 г. Почему же это движение прекратилось? Похоже, к этому времени сходимость цен в России завершилась, достигнув некоторого "естественного" предела интеграции рынка. Это подтверждается тем, что эргодическое распределение цен мало отличается от фактического распределения в 2000 г. (см. рис. 6).

Исходя из *теоретического* эталона полной интегрированности, ситуацию нельзя назвать блестящей, поскольку пятая часть регионов не является ни интегрированной, ни движущейся к интеграции. Но давайте сравним её с *реальным* эталоном — США, рынок которых считается наиболее интегрированным. Такое сравнение проведено на рис. 7.

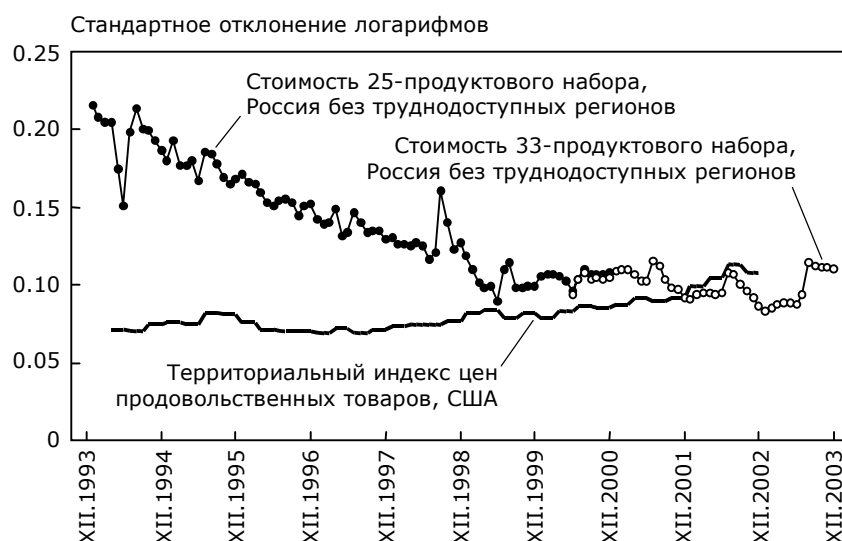


Рис. 7. Разброс цен по России и США

На этом рисунке данные по набору из 25 основных продуктов питания дополнены данными по новому набору из 33 продуктов, введённому с июня 2000 г.; источник данных — Госкомстат (2000–2003). Стоимости наборов нормированы к стоимости по России в целом. Судя по второму полугодю 2000 г., для которого имеются данные по обоим наборам, стандартные отклонения их стоимости, рассчитанные по России без труднодоступных регионов, близки друг к другу. В качестве представителя цен в США взята стоимость набора из 27 продовольственных товаров (отнесённая к средней по стране), ежеквартально рассчитываемая организацией ACCRA примерно по 300 городам США. Источник данных — ACCRA (1994–2002), там же приведён состав набора.

Рисунок, во-первых, подтверждает вывод о том, что сходимость цен в России практически завершилась: в последние годы разброс цен остаётся довольно стабильным, колеблясь около уровня 0.1. И, во-вторых, — что важнее всего — величина разброса цен по России в последние годы сопоставима с соответствующей величиной по США.

Последнее служит дополнительным доводом в пользу заключения А. Шлейфера и Д. Трисмэна (Shleifer, Treisman, 2003), что к концу

1990-х годов Россия стала типичной среднеразвитой капиталистической страной (как они пишут, "Российская экономическая и политическая системы далеко не совершенны. Однако их недостатки типичны для стран со сходным уровнем экономического развития"). Более того, в отношении интеграции рынка товаров поведение современной российской экономики сходно с поведением экономики США.

ПРИЛОЖЕНИЯ

А. Статистики теста на единичный корень для моделей с нелинейным трендом и (или) структурным скачком

Для получения р-значений статистики λ/σ_λ (σ_λ — стандартная ошибка оценки λ), используемой в тесте на единичный корень в регрессии (4), эта регрессия оценивалась по каждому из 500 000 симитированных случайных блужданий с $T = 84$ наблюдениями, из чего строилось эмпирическое распределение статистики (обозначаемой далее как τ_{NL}). Наблюдения генерировались как $P_{-(T-2)}^{(i)} = \varepsilon_{-(T-2)}^{(i)}$ и $P_t^{(i)} = P_{t-1}^{(i)} + \varepsilon_t^{(i)}$ при $t = -(T-3), \dots, T$, где i — номер эксперимента, а $\varepsilon_t^{(i)}$ — случайное число, такое, что $\varepsilon_t^{(i)} \sim N(0, 1)$. Отбрасывая наблюдения с $t \leq 0$ (чтобы избежать смещения, обусловленного начальным значением), получаем симитированный ряд со случайным блужданием $\{P_t^{(i)}\}_{t=1, \dots, T}$.

Для сравнения по этим же рядам оценивались λ/σ_λ в обычных авторегрессиях без константы, с константой, с константой и трендом, с константой и квадратичным трендом (τ_0 , τ_c , τ_{ct} , and τ_{ctt} статистики соответственно). Эти регрессии имеют вид

$$\Delta P_t = \lambda P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (A1)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \lambda P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (A2)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \lambda P_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t, \quad (A3)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \lambda P_{t-1} + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t. \quad (A4)$$

Поскольку нелинейный метод наименьших квадратов, используемый для оценки (4), находит локальный минимум суммы квадратов остатков (СКО), оценка осуществлялась при трёх наборах начальных значений коэффициентов.

Первый — просто $\{\lambda_0 = 0, \gamma_0 = 0, \delta_0 = 0\}$.

Второй — $\{\lambda_0 = \hat{\lambda}_a, \gamma_0 = \hat{\gamma}_a, \delta_0 = \hat{\delta}_a\}$, где $\hat{\gamma}_a$ и $\hat{\delta}_a$ — оценки γ и δ во вспомогательной регрессии $P_t = \ln(1 + \gamma e^{\delta t}) + \pi_t$, а $\hat{\lambda}_a$ — оценка λ в $\Delta \hat{\pi}_t = \lambda \hat{\pi}_{t-1} + \varepsilon_t$ ($\hat{\pi}_t$ — оценки остатков в предыдущей регрессии).

Третий набор — $\{\lambda_0 = \hat{\lambda}_c, \gamma_0 = \exp(-\hat{\alpha}_c / \hat{\lambda}_c) - 1, \delta_0 = 0\}$, где $\hat{\lambda}_c$ и $\hat{\alpha}_c$ — оценки γ и α в (A2), т.е. (4) первоначально полагается эквивалент-

ным (A2). Из трёх результатов оценивания (4) по данному ряду берётся дающий минимальную СКО и по нему вычисляется $\tau_{NL}^{(i)} = \hat{\lambda} / \sigma_{\hat{\lambda}}$.

После получения $\lambda / \sigma_{\lambda}$ для (4) и (A1)–(A4) по всем экспериментам строятся их численные распределения. В табл. A1 приведены некоторые критические значения этих оцененных статистик, в скобках даны значения из работы MacKinnon (1996) для $T = 83$.

Таблица A1. Критические значения τ -статистик теста на единичный корень

Значимость	τ_{NL}	τ_0	τ_c	τ_{ct}	τ_{ctt}
0.1%	-4.8200	-3.3843 (-3.3633)	-4.2626 (-4.2508)	-4.8159 (-4.8080)	-5.2774 (-5.2576)
1%	-3.9634	-2.6015 (-2.5931)	-3.5134 (-3.5113)	-4.0684 (-4.0724)	-4.5160 (-4.5164)
5%	-3.3103	-1.9478 (-1.9448)	-2.8991 (-2.8968)	-3.4598 (-3.4649)	-3.9017 (-3.9059)
10%	-2.9776	-1.6163 (-1.6142)	-2.5856 (-2.5856)	-3.1575 (-3.1590)	-3.5954 (-3.5983)
20%	-2.5846	-1.2214 (-1.2276)	-2.2202 (-2.2226)	-2.8042 (-2.8044)	-3.2418 (-3.2422)

Отличия оцененных критических значений статистик τ_{ncr} , τ_{cr} , τ_{ctr} , τ_{ctt} в таблице от полученных МакКинноном находятся в диапазоне $[-0.5\%, +0.6\%]$. Это можно считать хорошей точностью, что даёт основание полагать, что оценки τ_{NL} также достаточно точны.

На рис. A1 приведены плотность распределения и функция распределения τ_{NL} в сопоставлении с функциями для обычных τ -статистик, а на рис. A2 — левые хвосты функций распределения.

Как видно из таблицы и рисунков, мощность τ -критерия в случае нелинейного тренда вида (1) в основном больше, чем в случае линейного тренда (не говоря уже о квадратичном). Почти на всём своём протяжении функция распределения τ_{NL} проходит между функциями для τ_c и τ_{ct} . Однако при низких p -значениях, меньших 0.002, $\tau_{NL} < \tau_{ct}$. Тем не менее, τ_{NL} остаётся большей, чем τ_{ctt} . Хотя не исключено, что становится меньшей при очень низких p -значениях, меньше 0.00004, но в данной области слиш-

ком мало наблюдений τ -статистики, чтобы судить об этом с уверенностью. Интересно, что τ_{NL} становится больше τ_c при высоких p -значениях, превосходящих 0.96.

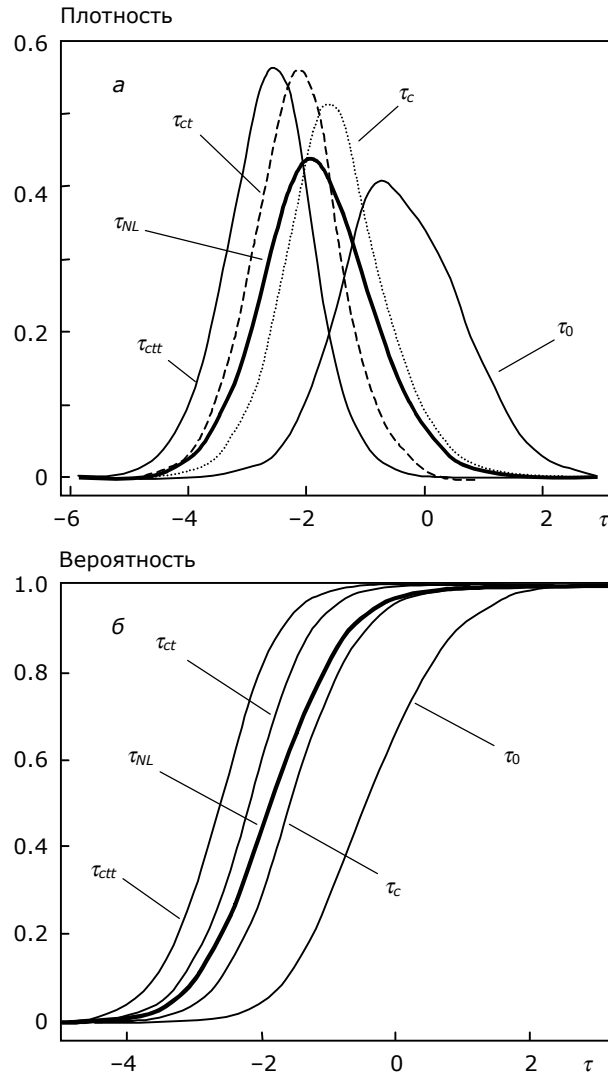


Рис. A1. Распределения τ -статистик: плотности вероятностей (а) и функции распределения (б)

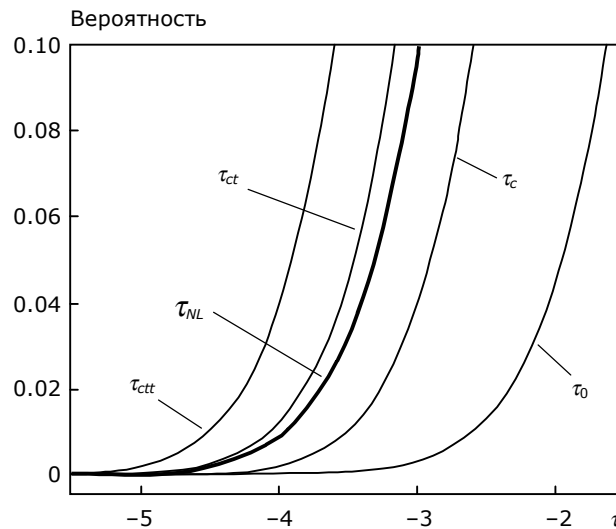


Рис. А2. Левые хвосты функций распределения τ -статистик

Эмпирические распределения для временных рядов со структурным скачком получены аналогичным способом. Отличие временных рядов состоит в том, что в каждом эксперименте набор случайных блужданий со скачками $\{P_t^{(i)}(t^*)\}_{t=1,\dots,T}$ генерировался как $P_t^{(i)}(t^*) = P_{t-1}^{(i)}(t^*) + \gamma_B(B_t(t^*) - B_{t-1}(t^*)) + \varepsilon_t^{(i)}$ ($t = 1, \dots, T$), где $\gamma_B = \bar{P}^{(i)}$, для $t^* = \text{VIII.1998}, \dots, \text{II.1999}$ (напомним, что $B_t(t^*) = 1$ при $t < t^*$ и $B_t(t^*) = 0$ при $t \geq t^*$). По каждому из этих рядов оценивались регрессии (4*) и (6*) и получался набор λ/σ_λ для различных моментов структурного скачка. В табл. А2 приведены некоторые критические значения этих статистик $\tau_{NL}(t^*)$ и $\tau_0(t^*)$, а рис. А3 показывает левые хвосты их функций распределения. Для сравнения включены отдельные τ -статистики из обсуждавшихся выше.

Как и следовало ожидать, функции распределения τ для линейной модели со структурным скачком проходят между функциями для линейной модели без константы и с константой. При этом они ближе к τ_0 , чем к τ_c . Распределения для модели с нелинейным трендом (1) и структурным скачком проходят левее распределений для соответствующей модели без скачка. Они довольно близки к последним и находятся правее распределений для модели с линейным трендом, кроме области низких p -значений

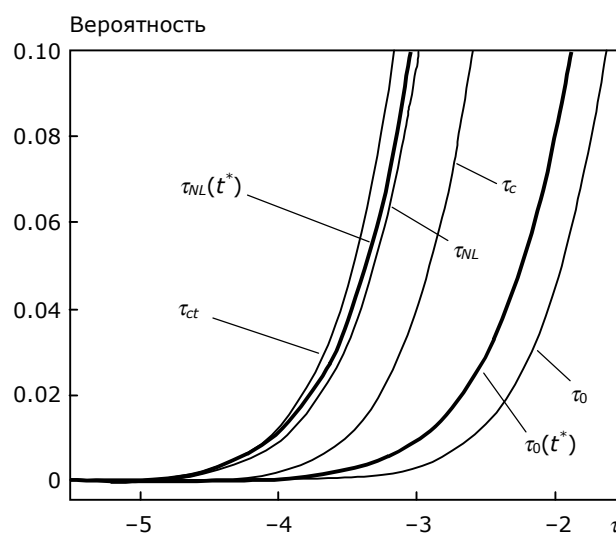


Рис. А3. Левые хвосты функций распределения τ -статистик для моделей со скачком

Таблица А2. Критические значения τ -статистик для моделей со структурным скачком

Модель с нелинейным трендом (4*)									
Значимость	τ_{NL}	$\tau_{NL}(t^*)$ при $t^* =$							τ_{ct}
		VIII.1998	IX.1998	X.1998	XI.1998	XII.1998	I.1999	II.1999	
0.1%	-4.8200	-4.8530	-4.8605	-4.8753	-4.8892	-4.8824	-4.8724	-4.8718	-4.8159
1%	-3.9634	-4.0335	-4.0450	-4.0523	-4.0555	-4.0635	-4.0581	-4.0647	-4.0684
5%	-3.3103	-3.3568	-3.3687	-3.3719	-3.3760	-3.3786	-3.3778	-3.3812	-3.4598
10%	-2.9776	-3.0172	-3.0265	-3.0300	-3.0346	-3.0359	-3.0377	-3.0389	-3.1575
20%	-2.5846	-2.6216	-2.6296	-2.6331	-2.6353	-2.6384	-2.6399	-2.6409	-2.8042

Окончание табл. А2

Модель без тренда (6*)									
Значимость	τ_0	$\tau_0(t^*)$ при $t^* =$							τ_c
		VIII.1998	IX.1998	X.1998	XI.1998	XII.1998	I.1999	II.1999	
0.1%	-3.3843	-3.8372	-3.8519	-3.8549	-3.8593	-3.8665	-3.8703	-3.8719	-4.2626
1%	-2.6015	-2.9746	-2.9805	-2.9854	-2.9876	-2.9918	-2.9987	-3.0044	-3.5134
5%	-1.9478	-2.2323	-2.2351	-2.2389	-2.2438	-2.2456	-2.2498	-2.2551	-2.8991
10%	-1.6163	-1.8746	-1.8767	-1.8782	-1.8811	-1.8806	-1.8836	-1.8865	-2.5856
20%	-1.2214	-1.4798	-1.4808	-1.4804	-1.4811	-1.4822	-1.4822	-1.4831	-2.2202

(0.015 и менее). В обоих случаях функции распределения для различных моментов структурного скачка близки друг к другу и почти неотличимы на графике.

Б. Результаты оценки моделей временных рядов

Таблица Б1. Модели без структурных скачков

Регион	Модель (4)				Модель (6)	
	$p(\lambda=0)$	λ	γ	δ	$p(\lambda=0)$	λ
1. Респ. Карелия	0.003	-0.423 (0.091)	0.186 (0.030)***	-0.0112 (0.0042)***	0.082	-0.069 (0.036)
2. Респ. Коми	0.007	-0.345 (0.084)	0.281 (0.063)***	-0.0277 (0.0082)***	0.139	-0.075 (0.041)
3. Архангельская обл.	0.011	-0.376 (0.088)	0.343 (0.033)***	-0.0186 (0.0028)***	0.145	-0.027 (0.020)

Продолжение табл. Б1

Регион	Модель (4)				Модель (6)	
	$p(\lambda=0)$	λ	γ	δ	$p(\lambda=0)$	λ
4. Вологодская обл.	0.014	-0.330 (0.086)	-0.057 (0.024)**	-0.0140 (0.0115)	0.014	-0.157 (0.061)
5. Мурманская обл.	0.041	-0.221 (0.070)	0.426 (0.069)***	-0.0065 (0.0035)*	0.218	-0.018 (0.015)
6. Санкт-Петербург	0.006	-0.376 (0.088)	0.002 (0.003)	0.0520 (0.0238)***	0.008	-0.182 (0.066)
7. Новгородская обл.	0.000	-0.681 (0.107)	-0.044 (0.016)***	-0.0185 (0.0121)	0.000	-0.469 (0.092)
8. Псковская обл.	0.007	-0.349 (0.084)	-0.113 (0.021)***	-0.0062 (0.0044)	0.273	-0.055 (0.037)
9. Калининградская обл.	0.144	-0.180 (0.064)	-0.089 (0.071)	-0.0055 (0.0170)	0.038	-0.103 (0.046)
10. Брянская обл.	0.011	-0.339 (0.086)	-0.216 (0.021)***	-0.0115 (0.0027)***	0.105	-0.032 (0.021)
11. Владимирская обл.	0.002	-0.406 (0.088)	-0.151 (0.018)***	-0.0122 (0.0034)***	0.306	-0.043 (0.032)
12. Ивановская обл.	0.016	-0.305 (0.080)	-0.121 (0.025)***	-0.0120 (0.0056)**	0.122	-0.059 (0.036)
13. Калужская обл.	0.035	-0.239 (0.073)	-0.236 (0.075)***	-0.0417 (0.0166)**	0.040	-0.076 (0.038)
14. Костромская обл.	0.041	-0.314 (0.083)	-0.102 (0.020)***	-0.0003 (0.0039)	0.506	-0.032 (0.032)
15. Москва	0.064	-0.226 (0.070)	0.142 (0.027)***	0.0091 (0.0033)***	0.707	-0.003 (0.016)
16. Орловская обл.	0.015	-0.328 (0.085)	-0.313 (0.029)***	-0.0171 (0.0030)***	0.072	-0.033 (0.021)
17. Рязанская обл.	0.120	-0.152 (0.052)	-0.244 (0.114)**	-0.0317 (0.0151)**	0.197	-0.036 (0.030)
18. Смоленская обл.	0.003	-0.393 (0.089)	-0.253 (0.034)***	-0.0169 (0.0043)***	0.064	-0.064 (0.035)
19. Тверская обл.	0.038	-0.248 (0.072)	-0.116 (0.038)***	-0.0080 (0.0078)	0.041	-0.080 (0.037)

Продолжение табл. Б1

Регион	Модель (4)				Модель (6)	
	$p(\lambda=0)$	λ	γ	δ	$p(\lambda=0)$	λ
20. Тульская обл.	0.009	-0.276 (0.068)	-0.246 (0.034)***	-0.0204 (0.0045)***	0.291	-0.026 (0.024)
21. Ярославская обл.	0.031	-0.278 (0.075)	-0.122 (0.033)***	-0.0215 (0.0092)**	0.101	-0.078 (0.043)
22. Респ. Марий Эл	0.156	-0.180 (0.065)	-0.200 (0.034)***	-0.0012 (0.0033)	0.330	-0.014 (0.015)
23. Респ. Мордовия	0.019	-0.299 (0.082)	-0.165 (0.023)***	0.0027 (0.0025)	0.312	-0.022 (0.020)
24. Чувашская респ.	0.013	-0.285 (0.075)	-0.236 (0.019)***	-0.0058 (0.0019)***	0.447	-0.010 (0.014)
25. Кировская обл.	0.049	-0.242 (0.073)	-0.135 (0.027)***	-0.0004 (0.0040)***	0.340	-0.027 (0.024)
26. Нижегородская обл.	0.011	-0.341 (0.084)	-0.092 (0.019)***	0.0006 (0.0040)***	0.214	-0.050 (0.034)
27. Белгородская обл.	0.000	-0.470 (0.095)	-0.261 (0.027)***	-0.0119 (0.0030)***	0.218	-0.054 (0.035)
28. Воронежская обл.	0.001	-0.449 (0.094)	-0.380 (0.024)***	-0.0250 (0.0027)***	0.037	-0.041 (0.022)
29. Курская обл.	0.000	-0.471 (0.097)	-0.245 (0.025)***	-0.0152 (0.0032)***	0.058	-0.066 (0.033)
30. Липецкая обл.	0.003	-0.408 (0.091)	-0.233 (0.018)***	-0.0090 (0.0020)***	0.248	-0.026 (0.021)
31. Тамбовская обл.	0.004	-0.325 (0.077)	-0.264 (0.030)***	-0.0114 (0.0031)***	0.309	-0.025 (0.024)
32. Респ. Калмыкия	0.000	-0.550 (0.099)	-0.188 (0.025)***	-0.0209 (0.0049)***	0.052	-0.118 (0.051)
33. Респ. Татарстан	0.000	-0.577 (0.098)	-0.267 (0.017)***	-0.0041 (0.0015)***	0.098	-0.041 (0.025)
34. Астраханская обл.	0.000	-0.701 (0.106)	-0.181 (0.020)***	-0.0250 (0.0045)***	0.027	-0.150 (0.057)
35. Волгоградская обл.	0.001	-0.451 (0.093)	-0.112 (0.022)***	-0.0077 (0.0048)	0.024	-0.116 (0.047)

Продолжение табл. Б1

Регион	Модель (4)				Модель (6)	
	$p(\lambda=0)$	λ	γ	δ	$p(\lambda=0)$	λ
36. Пензенская обл.	0.026	-0.279 (0.078)	-0.227 (0.027)***	-0.0099 (0.0031)***	0.202	-0.026 (0.020)
37. Самарская обл.	0.001	-0.442 (0.092)	0.000 (0.001)***	0.0746 (0.0705)	0.000	-0.376 (0.087)
38. Саратовская обл.	0.014	-0.316 (0.082)	-0.178 (0.035)***	-0.0105 (0.0052)**	0.124	-0.064 (0.036)
39. Ульяновская обл.	0.000	-0.428 (0.084)	-0.416 (0.022)***	-0.0093 (0.0014)***	0.018	-0.035 (0.017)
40. Респ. Адыгея	0.000	-0.716 (0.107)	-0.233 (0.014)***	-0.0134 (0.0018)***	0.162	-0.058 (0.034)
41. Респ. Дагестан	0.000	-0.574 (0.101)	-0.122 (0.023)***	-0.0124 (0.0052)**	0.006	-0.178 (0.062)
42. Кабардино-Балкарская Респ.	0.000	-0.231 (0.040)	-0.828 (0.079)***	-0.0929 (0.0166)***	0.081	-0.076 (0.043)
43. Респ. Карачаево-Черкесия	0.011	-0.331 (0.084)	-0.133 (0.034)***	-0.0054 (0.0058)	0.158	-0.080 (0.044)
44. Респ. Северная Осетия	0.002	-0.445 (0.093)	-0.243 (0.032)***	-0.0252 (0.0053)***	0.073	-0.082 (0.040)
45. Краснодарский край	0.001	-0.497 (0.097)	-0.162 (0.026)***	-0.0088 (0.0040)**	0.078	-0.103 (0.047)
46. Ставропольский край	0.000	-0.554 (0.100)	-0.165 (0.016)***	-0.0091 (0.0025)***	0.170	-0.060 (0.036)
47. Ростовская обл.	0.000	-0.679 (0.106)	-0.185 (0.012)***	-0.0066 (0.0016)***	0.181	-0.051 (0.032)
48. Респ. Башкортостан	0.006	-0.356 (0.085)	-0.134 (0.029)***	-0.0048 (0.0049)	0.165	-0.074 (0.042)
49. Удмуртская Респ.	0.011	-0.313 (0.081)	-0.129 (0.027)***	-0.0054 (0.0047)	0.216	-0.052 (0.035)
50. Курганская обл.	0.004	-0.294 (0.066)	-0.055 (0.022)**	0.0109 (0.0066)	0.023	-0.089 (0.039)
51. Оренбургская обл.	0.024	-0.291 (0.078)	-0.062 (0.034)*	0.0088 (0.0092)	0.033	-0.116 (0.052)
52. Пермская обл.	0.003	-0.372 (0.082)	0.160 (0.074)**	-0.0842 (0.0391)**	0.009	-0.204 (0.067)

Продолжение табл. Б1

Регион	Модель (4)				Модель (6)	
	$p(\lambda=0)$	λ	γ	δ	$p(\lambda=0)$	λ
53. Свердловская обл.	0.020	-0.292 (0.081)	0.119 (0.044)***	-0.0213 (0.0118)*	0.051	-0.108 (0.052)
54. Челябинская обл.	0.000	-0.721 (0.108)	-0.007 (0.013)	0.0067 (0.0369)	0.000	-0.698 (0.105)
55. Респ. Алтай	0.003	-0.428 (0.091)	-0.005 (0.015)	0.0199 (0.0428)	0.000	-0.401 (0.088)
56. Алтайский край	0.067	-0.220 (0.069)	-0.099 (0.034)***	0.0028 (0.0063)	0.274	-0.042 (0.033)
57. Кемеровская обл.	0.007	-0.307 (0.076)	0.071 (0.064)	-0.0354 (0.0396)	0.000	-0.237 (0.058)
58. Новосибирская обл.	0.002	-0.348 (0.073)	0.022 (0.017)	0.0090 (0.0138)	0.000	-0.234 (0.059)
59. Омская обл.	0.012	-0.356 (0.086)	-0.204 (0.031)***	-0.0211 (0.0054)***	0.098	-0.065 (0.035)
60. Томская обл.	0.001	-0.393 (0.086)	-0.001 (0.002)	0.0581 (0.0338)*	0.000	-0.252 (0.071)
61. Тюменская обл.	0.104	-0.185 (0.063)	0.209 (0.138)	-0.0413 (0.0275)	0.061	-0.089 (0.046)
62. Респ. Бурятия	0.090	-0.208 (0.068)	0.217 (0.094)**	-0.0227 (0.0135)*	0.096	-0.073 (0.040)
63. Респ. Тыва	0.020	-0.297 (0.079)	0.267 (0.050)***	-0.0074 (0.0042)*	0.359	-0.032 (0.027)
64. Респ. Хакасия	0.008	-0.337 (0.081)	0.019 (0.014)	0.0170 (0.0114)	0.010	-0.157 (0.058)
65. Красноярский край	0.189	-0.173 (0.062)	0.036 (0.068)	-0.0015 (0.0372)	0.014	-0.145 (0.055)
66. Иркутская обл.	0.027	-0.288 (0.079)	0.207 (0.087)**	-0.0118 (0.0105)	0.044	-0.113 (0.050)
67. Читинская обл.	0.000	-0.448 (0.089)	0.432 (0.040)***	-0.0152 (0.0025)***	0.347	-0.026 (0.023)
68. Респ. Саха (Якутия)	0.093	-0.185 (0.061)	1.297 (0.245)***	-0.0086 (0.0039)**	0.513	-0.007 (0.013)
69. Еврейская авт. обл.	0.028	-0.271 (0.076)	0.362 (0.051)***	-0.0150 (0.0037)***	0.080	-0.031 (0.019)
70. Приморский край	0.040	-0.282 (0.081)	0.545 (0.060)***	-0.0076 (0.0025)***	0.384	-0.012 (0.014)

Окончание табл. Б1

Регион	Модель (4)				Модель (6)	
	$p(\lambda=0)$	λ	γ	δ	$p(\lambda=0)$	λ
71. Хабаровский край	0.001	-0.442 (0.094)	0.485 (0.038)***	-0.0121 (0.0019)***	0.247	-0.021 (0.018)
72. Амурская обл.	0.044	-0.246 (0.070)	0.282 (0.076)***	-0.0121 (0.0066)*	0.025	-0.061 (0.028)
73. Камчатская обл.	0.045	-0.251 (0.071)	1.103 (0.134)***	-0.0059 (0.0025)**	0.551	-0.006 (0.011)
74. Магаданская обл.	0.203	-0.136 (0.057)	1.403 (0.260)***	-0.0091 (0.0038)**	0.256	-0.009 (0.008)

Таблица Б2. Модели со структурными скачками

Регион	Момент скачка	Модель (4*)				
		$p(\lambda=0)$	λ	γ	Скачок (γ/λ)	δ
1. Респ. Карелия	IX.1998	0.366	-0.119 (0.053)	6.785 (10.218)	-6.349 (9.947)	-0.0585 (0.0274)**
2. Респ. Коми	XII.1998	0.002	-0.439 (0.092)	0.005 (0.058)	0.227 (0.072)***	-0.0168 (0.0063)***
3. Архангельская обл.	XII.1998	0.006	-0.428 (0.093)	0.195 (0.049)***	0.119 (0.039)***	-0.0138 (0.0030)***
4. Вологодская обл.	IX.1998	0.013	-0.360 (0.091)	-0.015 (0.017)	-0.032 (0.018)*	-0.0022 (0.0123)
5. Мурманская обл.	IX.1998	0.194	-0.162 (0.061)	1.448 (0.440)***	-0.852 (0.348)**	-0.0217 (0.0054)***
6. Санкт-Петербург	IX.1998	0.010	-0.355 (0.086)	2.701 (3.325)	-2.657 (3.313)	-0.0489 (0.0199)**
7. Новгородская обл.	IX.1998	0.000	-0.674 (0.108)	0.002 (0.010)	-0.036 (0.018)*	-0.0003 (0.0125)
8. Псковская обл.	IX.1998	0.006	-0.384 (0.089)	-0.060 (0.024)**	-0.039 (0.015)**	0.0005 (0.0054)
9. Калининградская обл.	IX.1998	0.083	-0.208 (0.067)	-0.005 (0.009)	-0.047 (0.034)	0.0207 (0.0147)

Продолжение табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (4*)				
		$\rho(\lambda=0)$	λ	γ	Скачок (γ_B)	δ
10. Брянская обл.	VIII.1998	0.066	-0.274 (0.083)	-0.385 (0.108)***	0.147 (0.088)*	-0.0176 (0.0045)***
11. Владимирская обл.	IX.1998	0.008	-0.380 (0.091)	-0.057 (0.021)***	-0.070 (0.017)***	-0.0029 (0.0043)
12. Ивановская обл.	I.1999	0.007	-0.382 (0.090)	-0.045 (0.022)**	-0.060 (0.019)***	-0.0044 (0.0051)
13. Калужская обл.	IX.1998	0.453	-0.069 (0.036)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.2692 (0.2479)
14. Костромская обл.	IX.1998	0.030	-0.333 (0.086)	-0.045 (0.017)***	-0.035 (0.009)***	0.0094 (0.0051)*
15. Москва	VIII.1998	0.030	-0.258 (0.072)	0.249 (0.060)***	-0.084 (0.041)**	0.0020 (0.0037)
16. Орловская обл.	VIII.1998	0.008	-0.370 (0.089)	-0.505 (0.124)***	0.170 (0.106)	-0.0216 (0.0036)***
17. Рязанская обл.	IX.1998	0.093	-0.186 (0.061)	-0.037 (0.072)	-0.153 (0.093)	-0.0217 (0.0113)*
18. Смоленская обл.	IX.1998	0.000	-0.534 (0.101)	-0.090 (0.036)**	-0.133 (0.032)***	-0.0091 (0.0037)**
19. Тверская обл.	IX.1998	0.000	-0.438 (0.088)	-0.019 (0.010)*	-0.072 (0.014)***	0.0075 (0.0048)
20. Тульская обл.	IX.1998	0.009	-0.299 (0.072)	-0.145 (0.053)***	-0.082 (0.044)*	-0.0161 (0.0046)***
21. Ярославская обл.	IX.1998	0.005	-0.396 (0.089)	-0.013 (0.021)	-0.084 (0.026)***	-0.0087 (0.0066)
22. Респ. Марий Эл	II.1999	0.050	-0.267 (0.076)	-0.129 (0.025)***	-0.048 (0.014)***	0.0038 (0.0027)
23. Респ. Мордовия	IX.1998	0.055	-0.262 (0.079)	-0.303 (0.077)***	0.108 (0.056)*	-0.0049 (0.0039)
24. Чувашская респ.	X.1998	0.018	-0.301 (0.081)	-0.163 (0.025)***	-0.052 (0.016)***	-0.0015 (0.0022)
25. Кировская обл.	IX.1998	0.036	-0.273 (0.076)	-0.050 (0.016)***	-0.052 (0.010)***	0.0114 (0.0043)**
26. Нижегородская обл.	XI.1998	0.004	-0.441 (0.093)	-0.033 (0.011)***	-0.037 (0.007)***	0.0124 (0.0042)***
27. Белгородская обл.	IX.1998	0.001	-0.463 (0.095)	-0.314 (0.101)***	0.046 (0.081)	-0.0137 (0.0044)***

Продолжение табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (4*)				
		$\rho(\lambda=0)$	λ	γ	Скачок (γ_B)	δ
28. Воронежская обл.	VIII.1998	0.000	-0.524 (0.098)	-0.646 (0.142)***	0.249 (0.129)*	-0.0288 (0.0029)***
29. Курская обл.	IX.1998	0.001	-0.490 (0.099)	-0.412 (0.130)***	0.148 (0.112)	-0.0202 (0.0045)***
30. Липецкая обл.	IX.1998	0.002	-0.468 (0.095)	-0.391 (0.071)***	0.134 (0.059)**	-0.0148 (0.0026)***
31. Тамбовская обл.	X.1998	0.004	-0.362 (0.082)	-0.176 (0.046)***	-0.068 (0.033)**	-0.0074 (0.0034)**
32. Респ. Калмыкия	X.1998	0.000	-0.548 (0.103)	-0.045 (0.038)	-0.117 (0.037)***	-0.0115 (0.0054)**
33. Респ. Татарстан	IX.1998	0.000	-0.614 (0.101)	-0.363 (0.058)***	0.077 (0.045)*	-0.0077 (0.0022)***
34. Астраханская обл.	XII.1998	0.000	-0.699 (0.107)	-0.131 (0.079)	-0.047 (0.072)	-0.0235 (0.0054)***
35. Волгоградская обл.	XII.1998	0.001	-0.483 (0.094)	-0.040 (0.020)**	-0.051 (0.015)***	0.0021 (0.0057)
36. Пензенская обл.	IX.1998	0.060	-0.247 (0.075)	-0.349 (0.100)***	0.101 (0.076)	-0.0146 (0.0046)***
37. Самарская обл.	XII.1998	0.001	-0.469 (0.095)	1.625 (4.531)	-1.661 (4.548)	-0.0475 (0.0422)
38. Саратовская обл.	IX.1998	0.079	-0.228 (0.071)	-0.774 (0.503)	0.526 (0.451)	-0.0285 (0.0112)**
39. Ульяновская обл.	IX.1998	0.000	-0.577 (0.098)	-0.600 (0.068)***	0.152 (0.057)***	-0.0133 (0.0016)***
40. Респ. Адыгея	IX.1998	0.000	-0.772 (0.108)	-0.366 (0.068)***	0.118 (0.059)**	-0.0178 (0.0025)***
41. Респ. Дагестан	II.1999	0.000	-0.582 (0.102)	-0.074 (0.045)	-0.039 (0.035)	-0.0084 (0.0066)
42. Кабардино-Балкарская р.	VIII.1998	0.000	-0.232 (0.040)	5.224 (9.665)	-6.051 (9.679)	-0.0932 (0.0166)***
43. Респ. Карачаево-Черкесия	IX.1998	0.005	-0.392 (0.090)	-0.399 (0.205)*	0.229 (0.180)	-0.0183 (0.0078)**
44. Респ. Северная Осетия	IX.1998	0.002	-0.444 (0.094)	-0.391 (0.198)*	0.138 (0.177)	-0.0284 (0.0068)***
45. Краснодарский край	IX.1998	0.000	-0.619 (0.105)	-0.430 (0.157)***	0.234 (0.140)*	-0.0199 (0.0053)***

Продолжение табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (4*)				
		$\rho(\lambda=0)$	λ	γ	Скачок (γ_B)	δ
46. Ставропольский край	IX.1998	0.000	-0.568 (0.101)	-0.273 (0.076)***	0.091 (0.063)	-0.0146 (0.0039)***
47. Ростовская обл.	IX.1998	0.000	-0.692 (0.108)	-0.219 (0.041)***	0.027 (0.032)	-0.0085 (0.0026)***
48. Респ. Башкортостан	XII.1998	0.005	-0.397 (0.090)	-0.058 (0.026)**	-0.054 (0.018)***	0.0037 (0.0057)
49. Удмуртская Респ.	XI.1998	0.005	-0.378 (0.089)	-0.034 (0.013)**	-0.058 (0.012)***	0.0086 (0.0047)*
50. Курганская обл.	XI.1998	0.002	-0.335 (0.071)	-0.017 (0.011)	-0.019 (0.007)***	0.0250 (0.0085)***
51. Оренбургская обл.	X.1998	0.006	-0.390 (0.089)	-0.008 (0.007)	-0.021 (0.010)**	0.0334 (0.0112)***
52. Пермская обл.	II.1999	0.000	-0.515 (0.091)	-1.971 (2.709)	2.086 (2.733)	-0.0625 (0.0202)***
53. Свердловская обл.	I.1999	0.017	-0.376 (0.088)	0.937 (0.855)	-0.782 (0.824)	-0.0401 (0.0137)**
54. Челябинская обл.	VIII.1998	0.000	-0.811 (0.109)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.004)	0.0602 (0.0411)
55. Респ. Алтай	IX.1998	0.006	-0.476 (0.095)	-17.318 (59.734)	17.279 (59.717)	-0.0906 (0.0581)
56. Алтайский край	IX.1998	0.019	-0.287 (0.076)	-0.341 (0.152)**	0.200 (0.129)	-0.0132 (0.0070)*
57. Кемеровская обл.	I.1999	0.002	-0.397 (0.081)	-0.116 (0.165)	0.179 (0.193)	-0.0160 (0.0191)
58. Новосибирская обл.	I.1999	0.002	-0.359 (0.073)	0.003 (0.004)	0.007 (0.007)	0.0337 (0.0208)
59. Омская обл.	I.1999	0.000	-0.578 (0.101)	-0.910 (0.296)***	0.667 (0.282)**	-0.0340 (0.0045)***
60. Томская обл.	IX.1998	0.000	-0.545 (0.096)	-0.011 (0.015)	0.017 (0.020)	0.0269 (0.0194)
61. Тюменская обл.	IX.1998	0.255	-0.149 (0.059)	-0.368 (1.121)	0.628 (1.319)	-0.0452 (0.0370)
62. Респ. Бурятия	IX.1998	0.050	-0.249 (0.076)	0.011 (0.047)	0.163 (0.080)**	-0.0093 (0.0110)
63. Респ. Тыва	IX.1998	0.007	-0.380 (0.090)	0.113 (0.037)***	0.105 (0.024)***	0.0022 (0.0044)

Продолжение табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (4*)				
		$\rho(\lambda=0)$	λ	γ	Скачок (γ/δ)	δ
64. Респ. Хакасия	I.1999	0.013	-0.329 (0.081)	0.007 (0.008)	0.007 (0.005)	0.0298 (0.0171)*
65. Красноярский край	IX.1998	0.063	-0.238 (0.071)	0.000 (0.004)	0.026 (0.032)	0.0279 (0.0252)
66. Иркутская обл.	II.1999	0.011	-0.347 (0.086)	0.049 (0.052)	0.125 (0.059)**	-0.0020 (0.0099)
67. Читинская обл.	IX.1998	0.001	-0.450 (0.091)	0.298 (0.076)***	0.106 (0.054)*	-0.0115 (0.0034)***
68. Респ. Саха (Якутия)	XI.1998	0.074	-0.248 (0.073)	0.830 (0.208)***	0.298 (0.116)**	-0.0034 (0.0037)
69. Еврейская авт. обл.	II.1999	0.003	-0.422 (0.091)	0.183 (0.045)***	0.148 (0.035)***	-0.0097 (0.0028)***
70. Приморский край	IX.1998	0.229	-0.189 (0.072)	0.818 (0.228)***	-0.218 (0.153)	-0.0121 (0.0045)***
71. Хабаровский край	XII.1998	0.000	-0.571 (0.104)	0.298 (0.048)***	0.143 (0.034)***	-0.0073 (0.0020)***
72. Амурская обл.	I.1999	0.010	-0.305 (0.074)	0.093 (0.046)**	0.144 (0.043)***	-0.0026 (0.0060)
73. Камчатская обл.	XII.1998	0.004	-0.428 (0.092)	0.569 (0.083)***	0.569 (0.083)***	0.0017 (0.0020)
74. Магаданская обл.	XII.1998	0.326	-0.113 (0.053)	0.853 (0.243)***	0.333 (0.111)***	-0.0032 (0.0048)
75. Сахалинская обл.	XII.1998	0.174	-0.177 (0.065)	0.725 (0.187)***	0.293 (0.108)***	-0.0079 (0.0042)*

Продолжение табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (6*)			
		$p(\lambda=0)$	λ		Скачок (γ_B)
1. Респ. Карелия	IX.1998	0.190	-0.019	(0.013)	-0.218 (0.036)***
2. Респ. Коми	XII.1998	0.001	-0.334	(0.084)	0.129 (0.017)***
3. Архангельская обл.	XII.1998	0.283	-0.042	(0.028)	0.064 (0.032)**
4. Вологодская обл.	IX.1998	0.001	-0.347	(0.089)	-0.043 (0.010)***
5. Мурманская обл.	IX.1998	0.233	-0.013	(0.009)	-0.207 (0.036)***
6. Санкт-Петербург	IX.1998	0.420	-0.028	(0.024)	-0.183 (0.036)***
7. Новгородская обл.	IX.1998	0.000	-0.677	(0.106)	-0.034 (0.007)***
8. Псковская обл.	IX.1998	0.027	-0.181	(0.069)	-0.088 (0.021)***
9. Калининградская обл.	IX.1998	0.017	-0.173	(0.063)	-0.125 (0.030)***
10. Брянская обл.	VIII.1998	0.093	-0.022	(0.014)	0.098 (0.030)***
11. Владимирская обл.	IX.1998	0.030	-0.175	(0.067)	-0.122 (0.018)***
12. Ивановская обл.	I.1999	0.002	-0.301	(0.084)	-0.090 (0.012)***
13. Калужская обл.	IX.1998	0.053	-0.098	(0.049)	-0.119 (0.028)***
14. Костромская обл.	IX.1998	0.422	-0.078	(0.053)	-0.090 (0.028)***
15. Москва	VIII.1998	0.788	-0.003	(0.013)	-0.070 (0.028)**
16. Орловская обл.	VIII.1998	0.077	-0.027	(0.017)	0.061 (0.040)
17. Рязанская обл.	IX.1998	0.019	-0.153	(0.060)	-0.083 (0.019)***
18. Смоленская обл.	IX.1998	0.000	-0.395	(0.091)	-0.182 (0.018)***
19. Тверская обл.	IX.1998	0.000	-0.344	(0.082)	-0.118 (0.013)***
20. Тульская обл.	IX.1998	0.308	-0.042	(0.033)	-0.050 (0.031)
21. Ярославская обл.	IX.1998	0.000	-0.388	(0.088)	-0.077 (0.009)***
22. Респ. Марий Эл	II.1999	0.486	-0.016	(0.018)	-0.045 (0.031)
23. Респ. Мордовия	IX.1998	0.282	-0.015	(0.014)	0.125 (0.039)***
24. Чувашская респ.	X.1998	0.661	-0.012	(0.018)	-0.070 (0.027)**
25. Кировская обл.	IX.1998	0.386	-0.050	(0.040)	-0.125 (0.030)***
26. Нижегородская обл.	XI.1998	0.085	-0.129	(0.057)	-0.099 (0.024)***
27. Белгородская обл.	IX.1998	0.393	-0.040	(0.029)	0.056 (0.064)
28. Воронежская обл.	VIII.1998	0.069	-0.036	(0.020)	0.042 (0.045)

Продолжение табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (6*)			
		$p(\lambda=0)$	λ	Скачок (γ_b)	
29. Курская обл.	IX.1998	0.121	-0.044 (0.025)	0.079	(0.053)
30. Липецкая обл.	IX.1998	0.226	-0.019 (0.016)	0.084	(0.036)**
31. Тамбовская обл.	X.1998	0.362	-0.038 (0.031)	-0.059	(0.044)
32. Респ. Калмыкия	X.1998	0.000	-0.401 (0.091)	-0.127	(0.016)***
33. Респ. Татарстан	IX.1998	0.162	-0.030 (0.020)	0.100	(0.061)
34. Астраханская обл.	XII.1998	0.000	-0.390 (0.089)	-0.098	(0.017)***
35. Волгоградская обл.	XII.1998	0.000	-0.354 (0.084)	-0.099	(0.015)***
36. Пензенская обл.	IX.1998	0.275	-0.020 (0.015)	0.073	(0.033)**
37. Самарская обл.	XII.1998	0.000	-0.372 (0.088)	-0.022	(0.017)
38. Саратовская обл.	IX.1998	0.255	-0.027 (0.020)	0.144	(0.046)***
39. Ульяновская обл.	IX.1998	0.036	-0.032 (0.016)	0.044	(0.058)
40. Респ. Адыгея	IX.1998	0.302	-0.035 (0.025)	0.084	(0.053)
41. Респ. Дагестан	II.1999	0.000	-0.481 (0.096)	-0.090	(0.014)***
42. Кабардино-Балкарская р.	VIII.1998	0.066	-0.108 (0.052)	-0.064	(0.044)
43. Респ. Карачаево-Черкесия	IX.1998	0.428	-0.043 (0.032)	0.084	(0.053)
44. Респ. Северная Осетия	IX.1998	0.229	-0.064 (0.037)	0.033	(0.051)
45. Краснодарский край	IX.1998	0.251	-0.092 (0.049)	0.014	(0.058)
46. Ставропольский край	IX.1998	0.315	-0.035 (0.027)	0.070	(0.044)
47. Ростовская обл.	IX.1998	0.309	-0.047 (0.031)	0.014	(0.048)
48. Респ. Башкортостан	XII.1998	0.006	-0.240 (0.073)	-0.126	(0.024)***
49. Удмуртская Респ.	XI.1998	0.017	-0.185 (0.064)	-0.129	(0.022)***
50. Курганская обл.	XI.1998	0.007	-0.131 (0.042)	-0.099	(0.031)***
51. Оренбургская обл.	X.1998	0.020	-0.167 (0.060)	-0.110	(0.040)***
52. Пермская обл.	II.1999	0.005	-0.240 (0.072)	0.019	(0.013)
53. Свердловская обл.	I.1999	0.265	-0.060 (0.039)	-0.043	(0.033)
54. Челябинская обл.	VIII.1998	0.000	-0.722 (0.105)	-0.014	(0.009)
55. Респ. Алтай	IX.1998	0.000	-0.394 (0.088)	0.008	(0.017)
56. Алтайский край	IX.1998	0.506	-0.023 (0.024)	0.077	(0.039)*

Окончание табл. Б2

Регион	Момент скачка	Модель (б*)			
		$p(\lambda=0)$	λ	Скачок (γ_B)	
57. Кемеровская обл.	I.1999	0.000	-0.310 (0.069)	0.038	(0.015)**
58. Новосибирская обл.	I.1999	0.000	-0.306 (0.070)	0.033	(0.013)**
59. Омская обл.	I.1999	0.171	-0.036 (0.024)	0.082	(0.040)**
60. Томская обл.	IX.1998	0.003	-0.256 (0.072)	0.010	(0.021)
61. Тюменская обл.	IX.1998	0.033	-0.138 (0.056)	0.068	(0.024)***
62. РЕСП. БУРЯТИЯ	IX.1998	0.005	-0.232 (0.073)	0.118	(0.022)***
63. Респ. Тыва	IX.1998	0.331	-0.073 (0.046)	0.118	(0.044)***
64. Респ. Хакасия	I.1999	0.017	-0.200 (0.068)	0.038	(0.018)**
65. Красноярский край	IX.1998	0.014	-0.196 (0.066)	0.070	(0.026)***
66. Иркутская обл.	II.1999	0.001	-0.342 (0.085)	0.147	(0.026)***
67. Читинская обл.	IX.1998	0.430	-0.046 (0.035)	0.111	(0.048)**
68. Респ. Саха (Якутия)	XI.1998	0.679	-0.007 (0.014)	0.080	(0.075)
69. Еврейская авт. обл.	II.1999	0.134	-0.035 (0.021)	0.024	(0.035)
70. Приморский край	IX.1998	0.363	-0.011 (0.011)	-0.120	(0.043)***
71. Хабаровский край	XII.1998	0.409	-0.025 (0.022)	0.068	(0.046)
72. Амурская обл.	I.1999	0.006	-0.216 (0.063)	0.170	(0.028)***
73. Камчатская обл.	XII.1998	0.790	-0.005 (0.014)	0.179	(0.063)***
74. Магаданская обл.	XII.1998	0.478	-0.008 (0.010)	0.155	(0.051)***
75. Сахалинская обл.	XII.1998	0.535	-0.010 (0.014)	0.137	(0.055)**

В. Результаты тестов причинности по Грэнджеру при разном числе лагов

Таблица В1. Сводные статистики

Статистика	$N_{r \rightarrow}$, количество регионов			$N_{r \leftarrow}$, количество регионов		
	3 лага	6 лагов	12 лагов	3 лага	6 лагов	12 лагов
Минимум	10	8	7	7	7	5
Максимум	49	47	45	55	58	54
Среднее	27	29	22	27	29	22
Корреляция с результатами для 3 лагов	–	0.79	0.48	–	0.71	0.23
Корреляция с результатами для 6 лагов	0.79	–	0.60	0.71	–	0.49
Корреляция с результатами для 12 лагов	0.48	0.60	–	0.23	0.49	–

Статистика	$N_{r \leftrightarrow}$, количество регионов			N_r , количество регионов		
	3 лага	6 лагов	12 лагов	3 лага	6 лагов	12 лагов
Минимум	1	1	0	22	26	12
Максимум	21	32	27	61	65	61
Среднее	10	12	7	44	46	38
Корреляция с результатами для 3 лагов	–	0.68	0.36	–	0.82	0.52
Корреляция с результатами для 6 лагов	0.68	–	0.61	0.82	–	0.64
Корреляция с результатами для 12 лагов	0.36	0.61	–	0.52	0.64	–

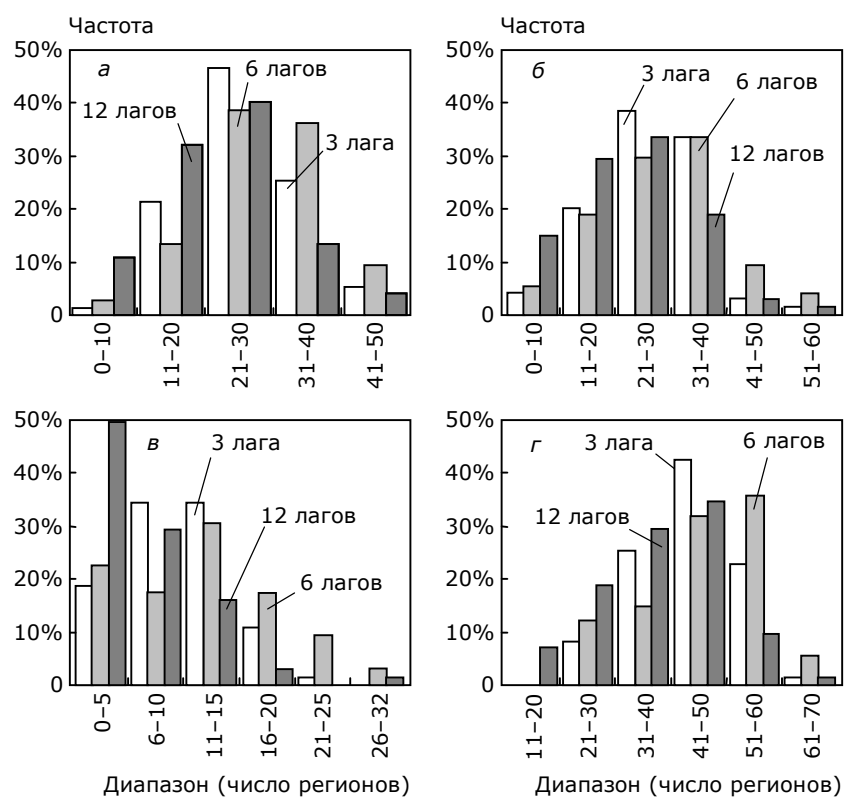


Рис. В1. Гистограммы результатов, полученных при разном числе лагов: $N_{r \rightarrow}$ (а), $N_{r \leftarrow}$ (б), $N_{r \leftrightarrow}$ (в), N_r (г)

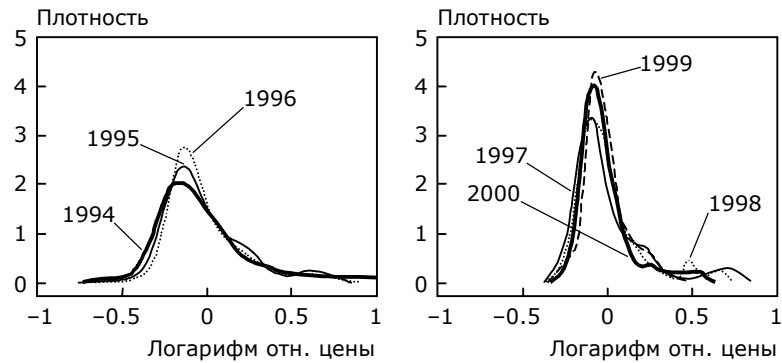
Г. Непараметрические оценки распределений цен

Рис. Г1. Непараметрические оценки годовых распределений цен для всех регионов

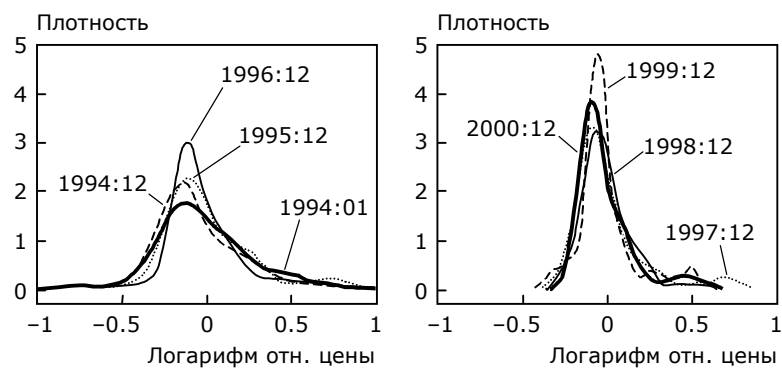


Рис. Г2. Непараметрические оценки одномоментных распределений цен для всех регионов

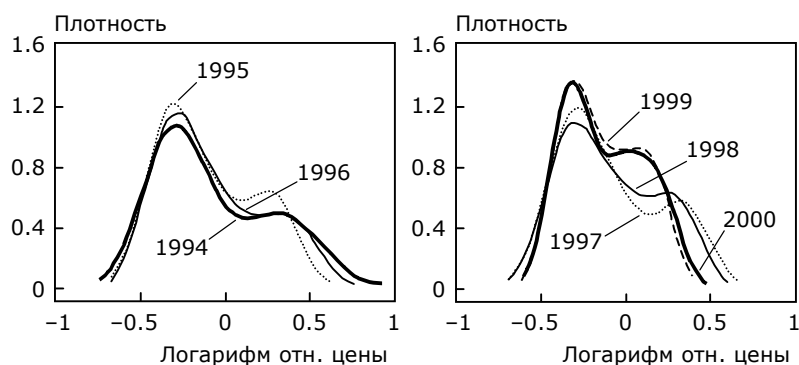


Рис. Г3. Непараметрические оценки годовых распределений цен для неинтегрированных регионов

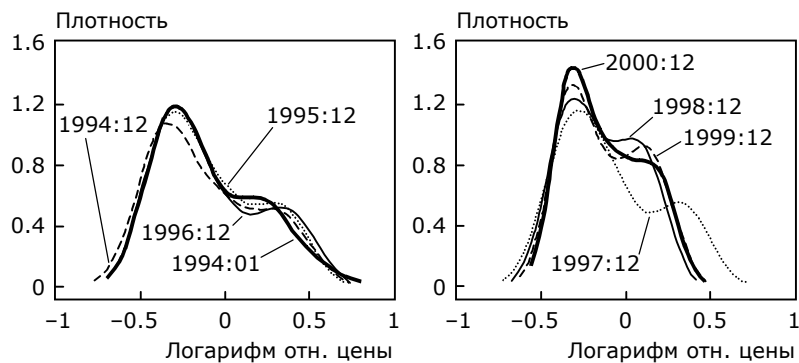


Рис. Г4. Непараметрические оценки одномоментных распределений цен для неинтегрированных регионов

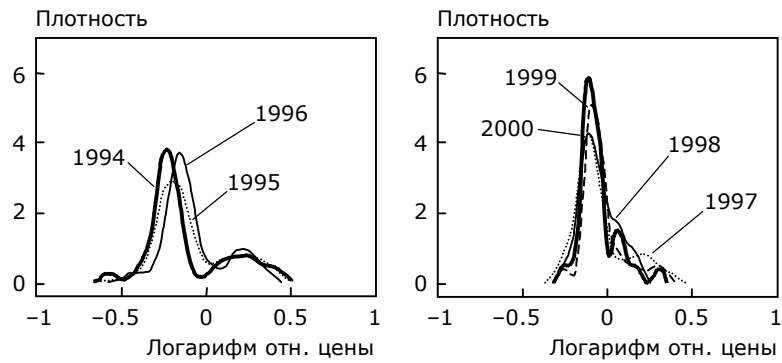


Рис. Г5. Непараметрические оценки годовых распределений цен для регионов, движущиеся к интеграции

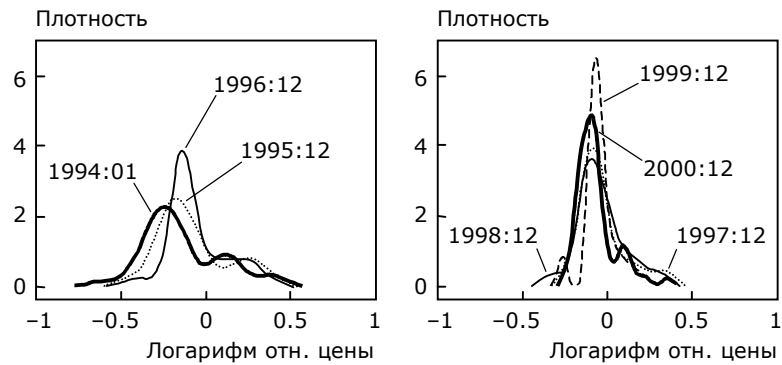


Рис. Г6. Непараметрические оценки одномоментных распределений цен для регионов, движущиеся к интеграции

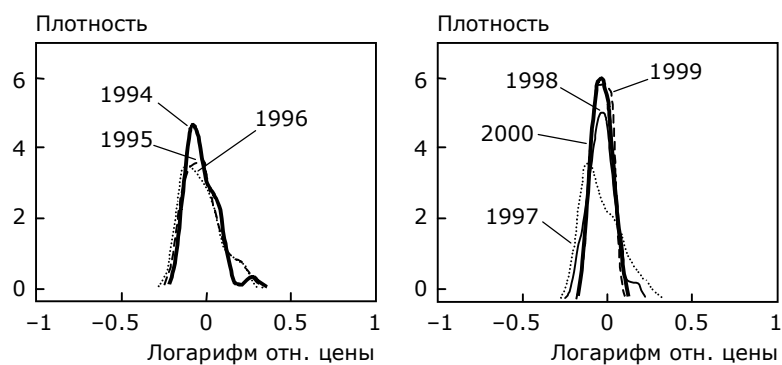


Рис. Г7. Непараметрические оценки годовых распределений цен для интегрированных регионов

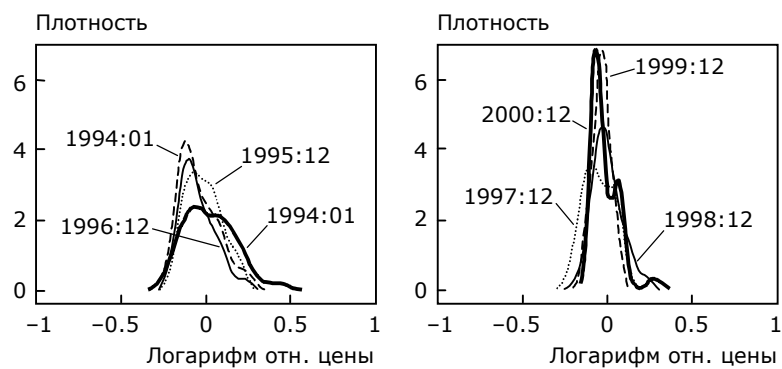


Рис. Г8. Непараметрические оценки одномоментных распределений цен для интегрированных регионов

Д. Измерители неравенства по ценам и мобильности



Рис. Д1. Коэффициент Джини и стандартное отклонение логарифмов цен

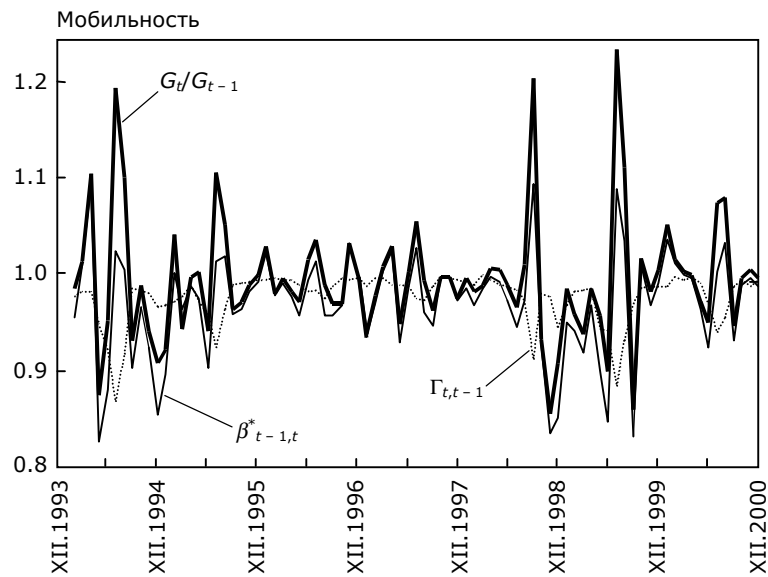


Рис. Д2. Относительная и абсолютная мобильность

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Берковиц Д., Дейонг Д. Н. (2000) Граница внутри российского экономического пространства, *Регион: экономика и социология*, № 1, 85–99.
- Глущенко К.П. (2001а) Пространственное поведение уровней цен, *Экономика и математические методы* **37** (3), 3–13.
- Глущенко К.П. (2001б) Потребительские цены в России в 1992–2000 гг.: пространственный аспект, *Регион: экономика и социология*, № 2, 46–71.
- Глущенко К.П. (2001в) Индексы цен в западносибирских регионах, *Вестник Новосибирского государственного университета, Серия: социально-экономические науки* **1** (2), 5–20.
- Глущенко К.П. (2002а) Насколько едино российское экономическое пространство? *Научный доклад* № 01/11, М.: EERC.
- Глущенко К.П. (2002б) Эконометрический анализ интегрированности российского внутреннего рынка, *Регион: экономика и социология*, № 3, 67–86.
- Госкомстат России (1996) *Методологические положения по статистике*, вып. 1. Москва.
- Госкомстат России (2000–2003) *Социально-экономическое положение России*, 2000 г.: № VI–XII; 2001 г.: № I–XII; 2002 г.: № I–XII; 2003 г.: № I–XII.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1992) Convergence, *Journal of Political Economy* **10** (2), 223–251.
- Beenstock M. (2003). *Rank and Quantity Mobility in the Empirical Dynamics of Inequality*, Hebrew University, Unpublished manuscript.
- Berkowitz D., DeJong D.N., Husted S. (1998) Quantifying Russia's Price Liberalization, *Journal of Comparative Economics* **26**, 735–760.
- Berkowitz D., DeJong D.N. (2001) The Evolution of Market Integration in Russia, *Economics of Transition* **9** (1), 87–104.
- Berkowitz D., DeJong D.N. (2003) Regional Integration: An Empirical Assessment of Russia, *Journal of Urban Economics* **53**, 541–559.
- Conway P. (1999) Privatization and Price Convergence: Evidence from Four Markets in Kiev, *Journal of Comparative Economics* **27**, 231–257.
- Cushman D.O., MacDonald R., Samborsky M. (2001) The Law of One Price for Transitional Ukraine, *Economics Letters* **73**, 251–256.
- Durlauf S.N., Quah D. (1999) The New Empirics of Economic Growth, in: J.B. Taylor, M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science **1**, 235–308.
- Engel C., Rogers J.H. (1996) How Wide Is the Border? *American Economic Review* **87**, 354–358.

- Fields G.S., Ok E.A. (2001) The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature, in: J. Silber (ed.), *Handbook on Income Inequality Measurement*, Boston: Kluwer Academic Press, 557–596.
- Gardner B., Brooks K.N. (1994) Food Prices and Market Integration in Russia: 1992–1994, *American Journal of Agricultural Economics* **76**, 641–666.
- Gluschenko K. (2003) Market Integration in Russia During the Transformation Years, *Economics of Transition* **11** (3), 411–434.
- Goodwin B.K., Grennes T.J., McCurdy C. (1999) Spatial Price Dynamics and Integration in Russian Food Markets, *Policy Reform* **3**, 157–193.
- Jarvis S., Jenkins S.P. (1998) How Much Income Mobility Is There in Britain? *Economic Journal* **108** (447), 428–443.
- MacKinnon J.G. (1996) Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics* **11**, 601–618.
- Newey W., West K. (1994) Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation, *Review of Economic Studies* **61**, 631–653.
- Olkin I., Yitzhaki S. (1992) Gini Regression Analysis, *International Statistical Review* **60**, 185–196.
- Parsley D.C., Wei S.-J. (1996) Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations, *Quarterly Journal of Economics* **111** (4), 1211–1236.
- Perron P., Vogelsang T. (1992) Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics* **10**, 301–320.
- Quah D. (1996) Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility, *Journal of Economic Growth* **1** (1), 95–124.
- Rey S.J., Montouri B.D. (1999) U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies* **33**, 143–156.
- Rogers J.H. (2002) *Monetary Union, Price Level Convergence, and Inflation: How Close Is Europe to the United States?* Board of Governors of the US Federal Reserve System, Unpublished manuscript.
- Rogoff K. (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature* **34** (2), 647–668.
- Sala-i-Martin X. (1996) The Classical Approach to Convergence Analysis, *Economic Journal* **106**, 1019–1036.
- Sarno L., Taylor M.P. (2002) Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate, *IMF Staff Papers* **49**, 65–105.
- Shleifer A., Treisman D. (2003) A Normal Country, *NBER Working Paper* No. 10057.
- Silverman B.W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London: Chapman and Hall.

Singer B., Spilerman S. (1976) Some Methodological Issues in the Analysis of Longitudinal Surveys, *Annals of Economic and Social Measurement* **5**, 447–474.

Wodon Q., Yitzhaki S. (2001) *Growth and Convergence: An Alternative Empirical Framework*, World Bank and Hebrew University, Unpublished manuscript.

Yitzhaki S., Wodon Q. (2001) *Mobility, Inequality, and Horizontal Mobility*, World Bank and Hebrew University, Unpublished manuscript.