

Российская программа экономических исследований  
Серия "Научные доклады"

# **Межрегиональная дифференциация темпов инфляции**

**К.П. Глущенко**

**Научный доклад № 99/17**

Проект (№ 97-261) реализован при поддержке  
Российской программы экономических исследований

Доклад публикуется в рамках направления:  
**Торговля и региональное развитие**

Мнение автора может не совпадать с точкой зрения РПЭИ

© Российская программа экономических исследований 2000  
© К.П. Глущенко 2000

**Классификация JEL:** E31, P22, R12

**ГЛУЩЕНКО К.П. Межрегиональная дифференциация темпов инфляции.** — М.: РПЭИ, 2000. — 65 с.

На данных о динамике цен (сводные индексы потребительских цен, индексы цен на продовольственные и промышленные товары и услуги) по 7 регионам Западной Сибири за 1992–1998 гг. исследовано, действительно ли с развитием рыночных институтов расхождение региональных уровней цен, вызванное либерализацией цен 1992 г., имеет тенденцию к сближению, как это следует из теоретических соображений. Оценены скорости сходимости региональных уровней цен к среднероссийскому и к уровням цен в других западносибирских регионах, а также пороговые значения различий в ценах, ниже которых межрегиональный арбитраж становится невыгодным.

**Ключевые слова:** Россия, закон единой цены, разброс цен, инфляция, интегрированность рынка.

**Благодарности.** Автор признателен экспертам РПЭИ, в особенности Цви Грилихесу, Стивену Йоу, Дэниелу Берковицу, Джеймсу Ляйцелю, Джудит Торнтон и Лукреции Райхлин за плодотворные обсуждения и предложения, а также Алану М. Тэйлору, любезно сообщившему детали модели Обстфельда–Тэйлора, Петру Ростовцеву за программную реализацию этой модели и Александру Цыплакову за полезные консультации.

**Константин Павлович Глущенко**

Институт экономики и организации промышленного производства,  
Сибирское отделение РАН

630090 Новосибирск, просп. академика Лаврентьева, 17

Тел.: (3832) 30-2548. Факс: (3832) 30-2580

E-mail: glu@nsu.ru, glu@ieie.nsc.ru

## **СОДЕРЖАНИЕ**

<b>ОСНОВНЫЕ ПРЕДПОСЫЛКИ И ВЫВОДЫ</b>	<b>5</b>
<b>1. ВВЕДЕНИЕ</b>	<b>7</b>
<b>2. ДАННЫЕ</b>	<b>11</b>
2.1. Уровни цен в Западной Сибири	<b>11</b>
2.2. Возможные неточности данных	<b>15</b>
<b>3. СПЕЦИФИКАЦИЯ МОДЕЛЕЙ</b>	<b>19</b>
3.1. Формализация задачи	<b>19</b>
3.2. Основная модель	<b>24</b>
3.3. Нелинейная пороговая модель	<b>24</b>
<b>4. РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ</b>	<b>27</b>
4.1. Основная модель	<b>28</b>
4.2. Пороговая модель	<b>35</b>
<b>5. ЧТО ПРЕПЯТСТВУЕТ СБЛИЖЕНИЮ УРОВНЕЙ ЦЕН?</b>	<b>41</b>
<b>6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ</b>	<b>46</b>
<b>ПРИЛОЖЕНИЯ</b>	<b>49</b>
А. Оценки основной модели для пар регионов	<b>49</b>
Б. Оценки пороговой модели для пар регионов	<b>54</b>
В. Тренды	<b>61</b>
<b>СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ</b>	<b>64</b>

## УКАЗАТЕЛЬ РИСУНКОВ И ТАБЛИЦ

<b>Рис. 1.</b> Общий уровень потребительских цен в Западной Сибири	<b>12</b>
<b>Рис. 2.</b> Уровень цен на продовольственные товары в Западной Сибири	<b>13</b>
<b>Рис. 3.</b> Уровень цен промтоваров в Западной Сибири	<b>13</b>
<b>Рис. 4.</b> Уровень цен на услуги в Западной Сибири	<b>14</b>
<b>Табл. 1.</b> Сводные статистики с января 1992 по июнь 1998 г.	<b>14</b>
<b>Табл. 2.</b> Индексы потребительских цен в Западной Сибири и в России за 1991 г.	<b>16</b>
<b>Табл. 3.</b> Результаты оценки основной модели для общего уровня цен	<b>29</b>
<b>Табл. 4.</b> Результаты оценки основной модели для уровня цен на продовольственные товары	<b>30</b>
<b>Табл. 5.</b> Результаты оценки основной модели для уровня цен на промышленные товары	<b>31</b>
<b>Табл. 6.</b> Результаты оценки основной модели для уровня цен на услуги	<b>32</b>
<b>Табл. 7.</b> Результаты оценки пороговой модели для уровня цен на продовольственные товары	<b>36</b>
<b>Табл. 8.</b> Результаты оценки пороговой модели для уровня цен на промышленные товары	<b>37</b>
<b>Табл. 9.</b> Масштабы регулирования цен на продовольственные товары в 1995 г.	<b>41</b>
<b>Табл. А1.</b> Уровень цен на продовольственные товары	<b>49</b>
<b>Табл. А2.</b> Уровень цен на промышленные товары	<b>52</b>
<b>Табл. Б1.</b> Уровень цен на продовольственные товары в 1992–1998 гг.	<b>54</b>
<b>Табл. Б2.</b> Уровень цен на продовольственные товары в 1994–1998 гг.	<b>56</b>
<b>Табл. Б3.</b> Уровень цен на промышленные товары в 1992–1998 гг.	<b>58</b>
<b>Табл. Б4.</b> Уровень цен на промышленные товары в 1994–1998 гг.	<b>59</b>
<b>Табл. В1.</b> Тренды уровней цен, отнесенных к среднероссийскому	<b>61</b>
<b>Табл. В2.</b> Тренды уровней цен на продовольственные товары, отнесенных к уровням других регионов	<b>62</b>
<b>Табл. В3.</b> Тренды уровней цен на промышленные товары, отнесенных к уровням других регионов	<b>63</b>

## ОСНОВНЫЕ ПРЕДПОСЫЛКИ И ВЫВОДЫ

Из теоретических соображений следует, что с развитием рыночных институтов вызванное либерализацией цен 1992 г. расхождение цен в регионах России должно смениться их сближением. На основе анализа динамики потребительских цен с января 1992 по июнь 1998 г. в 7 регионах, составляющих Западную Сибирь, в данной работе предпринята попытка ответить на вопросы: существует ли такая тенденция в действительности и какова степень воздействия факторов, препятствующих выравниванию цен между регионами?

Для анализа использовались агрегированные данные: общий уровень потребительских цен (стоимость жизни) и три его составляющие — уровни цен на продовольственные товары, промышленные товары и услуги, рассчитанные по соответствующим индексам потребительских цен Госкомстата РФ. Исходя из качественного анализа динамики цен в Западной Сибири начальный период расхождения цен можно ограничить 1992–1993 гг. Однако ожидаемое последующее сближение цен далеко не очевидно: разброс уровней цен между регионами остается довольно значительным.

Количественный анализ проводился с применением стандартной для проверки закона единой цены авторегрессионной модели. С ее помощью оценивалась скорость сходимости уровня цен в каждом регионе к среднероссийскому, а также (для товаров) к уровням цен в остальных западносибирских регионах. Результаты анализа показали, что на всем рассматриваемом интервале 1992–1998 гг. и на его отрезке 1994–1998 гг. тенденция к сближению общего уровня цен со среднероссийским имеет место примерно в половине регионов (причем для второго периода она усиливается). Не совсем обычно то, сходный характер имеет и поведение чисто немобильного агрегата благ — услуг. Относительно уровня цен на продовольственные товары тесты позволяют уверенно говорить о наличии тенденции к сближению цен в ряде регионов и есть основания полагать, что эта тенденция существует и в остальной части Западной Сибири. Однако уровни цен на промышленные товары демонстрируют совершенно иное поведение.

То, что разрывы между региональными уровнями цен остаются значительными (хотя в принципе тенденция к сближению цен имеется), говорит о серьезных помехах действию закона единой цены. Для оценки интегрального эффекта всех факторов, противодействующих выравниванию цен на продовольственные и промышленные товары,

использовалась нелинейная модель Обстфельда–Тэйлора. Эта модель основывается на предположении, что различие цен уменьшается только до некоторого порогового значения, ниже которого арбитраж становится невыгодным, причем "высота" порога определяется совокупным влиянием всех факторов, препятствующих выравниванию цен. Учет "интервала недейственности арбитража" с помощью модели Обстфельда–Тэйлора выявляет гораздо больше случаев сходимости к закону единой цены. Вместе с тем в ряде случаев наблюдается аномально большая высота порогов, отгораживающих западносибирские регионы друг от друга.

Полученные результаты позволяют утверждать, что, с одной стороны, на потребительском рынке Западной Сибири работают рыночные силы, но с другой — существуют противодействующие силы, вследствие которых рынок этого региона интегрирован все еще слабо. Основными факторами, обуславливающими сегментацию рынка, являются регулирование цен и межрегиональной торговли, организованная преступность, различия издержек и прибыли торговли в разных регионах, слабость рыночной инфраструктуры и институциональная незрелость товарного арбитража в России.

## 1. ВВЕДЕНИЕ

К концу эпохи плановой экономики система централизованного ценообразования уже не была всеохватывающей. Тем не менее рыночное ценообразование имело место лишь в ограниченной степени: основную долю потребительского рынка составляли товары с фиксированными, большей частью едиными по стране ценами. Поэтому можно полагать, что уровни потребительских цен<sup>1</sup> в российских регионах оставались довольно близкими вплоть до конца 1991 г.

В то же время к началу 90-х годов накопился значительный избыточный спрос, который весьма варьировался по регионам. В результате в каждом регионе сложился свой потенциальный (латентный) равновесный уровень цен. И как только в январе 1992 г. цены были освобождены, они устремились от единого исходного уровня к локальным равновесным уровням, что вызвало различие темпов инфляции в разных регионах: там, где эти уровни были выше, рост цен был *в целом* ускоренным, а где ниже, — замедленным.

Расхождение уровней цен между регионами происходило почти беспрепятственно из-за ничтожного объема межрегиональных арбитражных сделок, поскольку в тот период практически не было ни соответствующей инфраструктуры, ни агентов рынка: как розничная, так и оптовая торговли в значительном объеме оставались государственными, не имеющими ни стимулов, ни возможностей для таких сделок.

Казалось бы, можно было ожидать, что по мере приватизации оптовой и розничной торговли и формирования рыночных институтов межрегиональный арбитраж будет расширяться. Вследствие этого начнется обратный процесс — сближение региональных уровней цен (за счет замедления инфляции в регионах с высокими ценами и ее ускорения в регионах с низкими ценами). И с некоторого момента времени кумулятивная инфляция по отношению к декабрю 1991 г. (когда региональные уровни цен были, по предположению, примерно равными) будет слабо различаться по регионам. Однако действительность оказалась иной.

---

<sup>1</sup> Здесь и далее термин “уровень цен” означает агрегированную цену широкого, почти исчерпывающего (в смысле доли в потребительских расходах) набора благ массового потребления.

Начальный период рыночных преобразований, когда почти ничто не противодействовало расхождению цен между регионами, завершился, по-видимому, к 1994–1995 гг. (четкую границу указать, конечно, нельзя, но очевидно, что для каждого региона она своя). Тем не менее различия уровней цен между регионами остаются значительными до настоящего времени.

Перефразируя К. Рогова (Rogoff, 1996), реальную ситуацию можно назвать "загадкой закона единой цены" в переходной экономике. Как согласуется значительный разброс уровней цен между регионами с тем, что все регионы принадлежат единой стране с общей валютой? Выполняется ли вообще закон единой цены в переходной экономике и что сдерживает развитие межрегионального арбитража? В данной работе предпринята попытка ответить на эти вопросы, анализируя динамику уровней потребительских цен с января 1992 по июнь 1998 г. в 7 регионах, составляющих Западную Сибирь.

Анализ данных осуществлялся по общепринятой методологии, которая заключается в проверке стационарности временных рядов относительных уровней цен с помощью авторегрессионной модели. В дополнение к этому проводились расчеты по пороговой модели Обстфельда–Тэйлора, которая базируется на более широком понимании межрегионального равновесия — как интервала цен, а не точки.

Для анализа использовались общий уровень потребительских цен (стоимость жизни) и три его составляющие: уровни цен на продовольственные товары, промышленные товары и услуги, рассчитанные по соответствующим индексам потребительских цен (ИПЦ) Госкомстата РФ. На основе этих данных искались свидетельства сближения региональных уровней цен со среднероссийским и их взаимного сближения в каждой паре западносибирских регионов. Анализ проводился для всего периода с января 1992 по июнь 1998 г. и для его отрезка с января 1994 по июнь 1998 г., в котором исключен начальный период рыночных преобразований.

Результаты анализа выявили в принципе тенденцию к сближению региональных уровней цен в западносибирских регионах, правда, замаскированную многочисленными и разнообразными помехами. К удивлению, эта тенденция охватывает и услуги, хотя они являются чисто немобильными (non-tradable) благами. Однако поведение цен на продовольственные и промышленные товары совершенно различно. Уровни цен на продовольственные товары имеют явную тенденцию к сближению в большинстве регионов, которая усиливается, если исключить из рассмотрения начальный период рыночных



реформ. В случае промышленных товаров ситуация иная: на отрезке 1994–1998 гг. уровни цен имеют более слабое сближение (в сравнении с интервалом 1992–1998 гг.).

Расчеты по пороговой модели показывают, что если элиминировать (интегральные) трансакционные издержки арбитража, то картина сходимости уровней цен улучшается. Вместе с тем трансакционные издержки (т.е. пороги, отгораживающие регионы Западной Сибири друг от друга) в ряде случаев аномально высоки. Полученные результаты позволяют сделать вывод, что, с одной стороны, в западносибирских регионах рыночные силы работают, но с другой — существуют противодействующие силы, вследствие чего потребительский рынок Западной Сибири интегрирован все еще слабо.

Настоящее исследование примыкает к работам (Gardner, Brooks, 1993; De Masi, Koen, 1995; Goodwin *et al.*, 1996; Berkowitz *et al.*, 1998; Берковиц, Дейонг, 2000; Райская и др., 1997, 1998; Зарова, Проживина, 1997), посвященным изучению пространственного поведения цен в России<sup>2</sup>.

Используя данные о ценах на продовольственные товары, относящиеся к начальному периоду рыночных преобразований, Б. Гарднер и К. Брукс (Gardner, Brooks, 1993) обнаружили значительное различие цен по регионам. Их объяснение состоит в том, что частично разброс цен по регионам обусловлен сопротивлением реформам на местах, и это справедливо, но именно частично. По нашему мнению, основная причина значительного разброса цен по регионам заключается в неодинаковом избыточном спросе.

Анализируя данные за 1992–1994 гг., П. Де Мазе и В. Коен (De Masi, Koen, 1995) подтвердили необычайно широкий территориальный разброс цен на продовольственные товары. Вместе с тем их исследование показало, что со временем этот разброс уменьшается. В более поздней работе (Koen, De Masi, 1997) авторы обобщили основные особенности инфляции в переходных экономиках, одной из которых является сближение цен и темпов инфляции в разных регионах одной страны с течением времени.

Изучая силу экономических связей между локальными рынками с помощью анализа коинтеграции и причинности на временных рядах 1993–1994 гг., Б. Гудвин и др. (Goodwin, Grennes, McCurdy, 1996) определили, что такие связи имеют место, но не во всех случаях. Д. Берковиц и др. (Berkowitz, DeJong, Husted, 1998) применили ана-

---

<sup>2</sup> Любопытно отметить, что большинство этих работ выполнено не российскими, а зарубежными исследователями.

логичный подход к другим данным, в частности с гораздо большим территориальным охватом и за период 1992–1995 гг. Их анализ был сосредоточен на взаимосвязи между государственными и рыночными ценами, а также на их взаимодействии между регионами. Авторы установили, что после либерализации цен 1992 г. различия государственных и рыночных цен постоянно уменьшались, и получили обширные свидетельства коинтеграции и причинности динамики государственных и рыночных цен между регионами. В последующей работе Д. Берковиц и Д. Дейонг (2000) нашли важного "виновника" аномального разброса цен по российским регионам — разделение регионов России на два относительно изолированных кластера: "красный пояс" и остальная часть страны.

Подход Н. Райской и др. (1997, 1998) коренным образом отличается от обычно применяемых для изучения пространственного поведения цен. Авторы предприняли попытку приспособить монетарную теорию к региональному уровню. На основе анализа ИПЦ за 1993–1997 гг. по 76 регионам были выделены пять групп регионов, отличающихся типами поведения цен. Первую крайнюю группу составляли регионы, которые только поставляют товары в остальную часть экономики под воздействием изменения межрегиональных ценовых паритетов (из западносибирских регионов эта группа включала Алтайский край). Регионы другой крайней группы (которая включала Тюменскую область) отличались преобладанием притока товаров над оттоком. Представленную в исследовании Н. Райской и др. картину можно назвать "несбалансированным арбитражем".

Используя данные о средних ценах на продовольственные товары за 1995 г. по 76 регионам, Е. Зарова и Н. Проживина (1997) пытались выяснить, существует ли зависимость региональных цен от уровня развития региона, отраслевой структуры и эффективности региональной экономики. Оказалось, что по первому показателю связь положительная, по второму — отрицательная, связи с третьим показателем не обнаружено.

Настоящее исследование примыкает и к работе Обстфельда и Тэйлора (Obstfeld, Taylor, 1997). Результаты расчетов с применением модели Обстфельда–Тэйлора для западносибирских регионов сопоставлены с полученными этими авторами для городов США. Данное исследование также связано (хотя и более отдаленно) с рядом публикаций, посвященных изучению территориального поведения потребительских цен в рыночных экономиках.

Изложение строится следующим образом. В разделе 2 приводятся эмпирические данные, анализируется надежность исследуемых

данных и принятых посылок. Раздел 3 содержит формальную постановку задачи и спецификацию эконометрических моделей. В разделе 4 представляются и обсуждаются результаты расчетов по этим моделям. Раздел 5 посвящен интерпретации полученных результатов. В заключительном разделе 6 резюмируются результаты работы и предлагаются направления дальнейшего исследования.

## 2. ДАННЫЕ

### 2.1. Уровни цен в Западной Сибири

Исходными данными для исследования послужили временные ряды месячных ИПЦ по 7 регионам, составляющим Западную Сибирь, и по России в целом:  $\{J_{irt}\}$ , где  $i$  — агрегированное благо,  $r$  — регион,  $t$  — момент времени (в месяцах). Сводный индекс цен и его составляющие представляют четыре агрегата благ: все товары и услуги ( $i = 0$ ), продовольственные товары ( $i = 1$ ), промышленные товары ( $i = 2$ ) и платные услуги ( $i = 3$ ). Рассматриваемыми регионами являются Республика Алтай, Алтайский край, Кемеровская, Новосибирская, Омская, Томская и Тюменская области. Длина временных рядов составляет 78 наблюдений — с января 1992 по июнь 1998 г. включительно.

Зная уровень цен  $\tilde{P}_{ir0}$  агрегированного блага  $i$  в регионе  $r$  в исходный момент времени  $t = 0$  (в качестве которого принят декабрь 1991 г.), абсолютный региональный уровень цен  $\tilde{P}_{irt}$  в момент времени  $t$  можно рассчитать цепным методом как<sup>3</sup>

$$\tilde{P}_{irt} = \tilde{P}_{ir0} \cdot J_{ir1} \cdot J_{ir2} \cdot \dots \cdot J_{ir,t-1} \cdot J_{irt} = \tilde{P}_{ir0} I_{irt}. \quad (1)$$

Предметом анализа в данном исследовании является различие цен между регионами  $r$  и  $s$ , характеризуемое *относительным* уровнем цен  $P_{irst}$ . Исходные (в декабре 1991 г.) абсолютные уровни цен предполагаются одинаковыми во всех регионах. Поскольку в исходный момент времени  $\tilde{P}_{ir0} = \tilde{P}_{is0}$  для всех  $r$  и  $s$ , относительный уровень цен не зависит от начальных значений и является отношением кумулятивных ИПЦ:

$$P_{irst} = \tilde{P}_{irt} / \tilde{P}_{ist} = I_{irt} / I_{ist}. \quad (2)$$

<sup>3</sup> Отметим, что в российской статистике индексы цен представляются в форме  $P_t / P_{t-1}$ , а не  $(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$ .

В качестве общей точки отсчета принимается средний по стране уровень цен<sup>4</sup>. Обозначим уровень цен по России в целом индексом 0 ( $s = 0$ ); при этом в обозначении уровня цен в регионе  $r$  относительно среднероссийского мы будем опускать второй индекс, т.е. подразумевается, что  $P_{irt} \equiv P_{ir0t} = \tilde{P}_{irt} / \tilde{P}_{i0t}$ . (Заметим, что  $P_{irt}$  можно интерпретировать как пространственный индекс цен.)

На рис. 1–4 в графическом виде приведены данные об уровнях цен  $P_{irt}$  по регионам Западной Сибири относительно среднероссийского уровня<sup>5</sup>. Некоторые сводные статистики содержит табл. 1, в которой представлены средние значения и стандартные отклонения относительных уровней цен  $P_{irt}$  по всем западносибирским регионам и по всем годам исследуемого периода.



**Рис. 1.** Общий уровень потребительских цен в Западной Сибири

<sup>4</sup> При этом есть потенциальная опасность наличия лагов между динамикой региональных и среднероссийских цен. Однако анализ временных рядов за 1993–1997 гг., проведенный Райской и др. (1997, 1998), показал, что такая опасность не реализуется: потребительские цены в различных регионах изменяются практически синхронно.

<sup>5</sup> Качественный анализ поведения этих уровней цен представлен в работе Глущенко (2000).



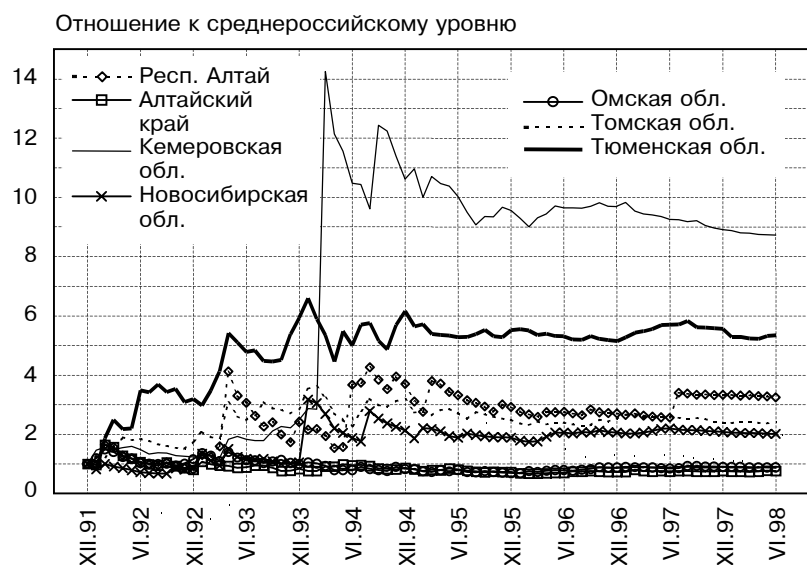


Рис. 4. Уровень цен на услуги в Западной Сибири

Таблица 1. Сводные статистики с января 1992 по июнь 1998 г.

Год	Общий уровень цен		Уровень цен на продов. товары		Уровень цен на промтовары		Уровень цен на услуги	
	Среднее значение	Станд. отклонение	Среднее значение	Станд. отклонение	Среднее значение	Станд. отклонение	Среднее значение	Станд. отклонение
1992	0.948	0.145	0.746	0.100	0.893	0.247	1.478	0.747
1993	1.136	0.178	0.748	0.161	1.152	0.379	2.083	1.298
1994	1.207	0.146	0.766	0.179	1.134	0.356	3.678	3.314
1995	1.146	0.148	0.751	0.174	1.060	0.371	3.526	3.030
1996	1.149	0.160	0.759	0.185	1.098	0.422	3.350	2.921
1997	1.158	0.159	0.756	0.193	1.105	0.417	3.452	2.831
1998	1.149	0.147	0.751	0.190	1.098	0.410	3.348	2.671

Из рис. 2 и 3 можно заключить, что быстрое расхождение уровней цен на продовольственные и промышленные товары закончилось примерно к началу 1994 г. Поэтому отрезок времени с января 1992

по декабрь 1993 г. можно принять за начальный период рыночных преобразований — "период расхождения цен" (см. раздел 1).

Картина поведения уровней цен, которую иллюстрируют рис. 1–4 и табл. 1, не дает очевидных свидетельств последующего сближения уровней цен между регионами. Этого можно было бы ожидать для цен на услуги (поскольку они относятся к немобильным благам), а также для общего уровня цен, в котором услуги занимают заметную долю: от 8% в 1992 г. до 15% в 1997 г. (Госкомстат, 1998, с. 106).

Однако сходное поведение демонстрируют и уровни цен на продовольственные и промышленные товары, включающие главным образом мобильные товары<sup>6</sup>. Как видно из табл. 1, стандартные отклонения для уровней цен по товарам даже выше, чем для общего уровня цен, при этом они не имеют тенденции к уменьшению во времени.

Между тем истинная картина может быть затуманена особенностями используемых данных. Поэтому ниже мы кратко обсудим связанные с этим возможные искажения.

## 2.2. Возможные неточности данных

Одна из проблем недостаточной надежности данных — это равенство начальных значений  $\tilde{P}_{ir0}$ . Предположение о том, что абсолютные региональные уровни цен в декабре 1991 г. были одинаковыми во всех регионах, можно оспаривать. Есть некоторые данные, противоречащие этому предположению. В табл. 2 приведены имеющиеся значения годовых ИПЦ за 1991 г.

Представленные в таблице региональные индексы не являются официальными (официальные данные за 1991 г. существуют только по России в целом). Два последних столбца таблицы ( $P_{irt}$ ), т.е. региональные уровни цен, отнесенные к среднероссийскому, рассчитывались по формулам (1) и (2) при значении  $i$ , соответствующем общему уровню цен, для момента времени  $t$ , отвечающего июню 1998 г. Предпоследний столбец основан на официальных данных за 1992–1998 гг., исходные (в декабре 1991 г.) уровни цен приняты равными единице для всех регионов.

---

<sup>6</sup> Состав товаров и услуг, охватываемых сводным индексом потребительских цен и его основными компонентами, приведен в справочнике (Госкомстат, 1996а, с. 439–451).

**Таблица 2.** Индексы потребительских цен в Западной Сибири и в России за 1991 г.

Регион	ИПЦ в декабре 1991 г. относительно декабря 1990 г., %				Общий уровень цен в июне 1998 г. относительно среднероссийского	
	сводный	продов. товары	пром- товары	услуги	без учета инфляции за 1990 г.	с учетом инфляции за 1990 г.
Россия	260.4	236.3	310.7	178.6	1.00	1.00
Республика Алтай*	—	—	—	—	0.87	1.18
Алтайский край**	354.1	340.0	510	190	1.27	1.73
Кемеровская обл.	236.8	222.8	186.4	—	1.30	1.18
Новосибирская обл.	322.9	301.1	416.9	248.9	1.17	1.45
Омская обл.	264.8	192.8	284.1	156.8	0.96	0.98
Томская обл.	428.8	445.1	400.9	206.1	1.22	2.01
Тюменская обл.**	211.6	259.7	214.2	162.6	1.15	0.93

\* — По Республике Алтай ИПЦ рассчитываются только с 1993 г.; до этого она рассматривалась как часть Алтайского края и ИПЦ для этих регионов были общими.

\*\* — ИПЦ для продовольственных товаров даны без учета алкогольных напитков.

Источники: региональные комитеты по статистике; частные сообщения; данные по России — Госкомстат РФ; два последних столбца — расчеты автора.

Последний столбец таблицы отличается от предпоследнего тем, что начальные значения приняты равными росту цен за 1991 г., т.е. значениям из столбца "сводный ИПЦ" (это предполагает, что в декабре 1990 г. уровни цен одинаковы во всех регионах). Сравнение двух последних столбцов табл. 2 показывает, что, если учесть инфляцию за 1991 г., изменения региональных относительных уровней цен оказываются действительно значительными.

Однако приведенные в табл. 2 региональные ИПЦ крайне ненадежны. Неудивительно, поэтому, что они так и не признаны официально. Дело в том, что в 1991 г. индексы цен определялись в каждом регионе по-своему (по единой методологии они пересчитывались впоследствии только для некоторых регионов).



Анализ данных табл. 2 свидетельствует об их малой правдоподобности: в действительности столь больших межрегиональных расхождений цен в 1991 г. не наблюдалось. Скорее всего, это всецело обязано недостаткам первичной регистрации цен и расчетов ИПЦ. Ярким примером является сводный ИПЦ по Омской области: он выше среднероссийского, тогда как *все* его компоненты ниже. Некоторые другие значения, как исходные, так и расчетные (например, двукратное превышение российского уровня в Томской области в последнем столбце), тоже не согласуются с реальностью. Таким образом, вряд ли есть смысл использовать приведенные в табл. 2 данные.

Другая информация о ценах, хотя и обрывочная, дает совершенно иную картину: региональные уровни цен не очень различались даже в конце 1991 г. Наибольшее влияние на рост цен в 1991 г. оказала "государственная" инфляция — единовременное повышение в два раза государственных розничных цен в апреле 1991 г. (так называемая "реформа цен"). Этот скачок цен был единым для всей страны. Тогда инфляцию сверх "государственной", которую демонстрируют цифры табл. 2, следует отнести на счет движения рыночных цен. Однако есть основания полагать, что доля затрат на блага со свободными ценами в общих потребительских расходах населения до конца 1991 г. была относительно невелика. Следовательно, даже если рыночные цены резко различались по регионам, это не могло дать существенной дифференциации *агрегированных* уровней цен (поскольку такие различия сглаживались бы низкими агрегирующими весами).

Высказанные соображения оставляют место для сомнений. Не имея полных данных, нельзя исключить возможность того, что годовые темпы инфляции за 1991 г. все же различаются по регионам (но если это и так, различия темпов по регионам не могут быть значительными, скорее всего, они не выше 10–15%). Если начальные значения региональных уровней цен действительно неодинаковы, предположение об их равенстве несколько исказит картину поведения цен. В этом случае как числовые значения, так и графики становятся ненадежными для непосредственных умозаключений. Например, различие региональных уровней цен в некоторый момент может оказаться свидетельством сближения цен, компенсирующим начальное расхождение (и наоборот).

Однако для эконометрического анализа проблема начальных значений несущественна. Как будет показано в разделе 3.2, любое изменение исходных значений вообще не влияет на *свойства* динамики цен (а именно, на наличие или отсутствие сходимости цен к равновесию).

Вместе с тем есть и более серьезные проблемы. Во-первых, используемый для построения уровней цен цепной метод обладает тем недостатком, что ошибки измерения могут накапливаться: однажды допущенная ошибка будет постоянно присутствовать в производстве индексов. Во-вторых, ИПЦ за разные годы и по разным регионам не вполне сопоставимы. Дело в том, что агрегирующие веса ежегодно обновляются, в течение 1992–1998 гг. неоднократно менялся набор благ-представителей; кроме того, в каждом регионе используется своя система весов. Правда, по сведениям статистических органов, резких различий между весами в разных регионах нет (сами же веса для какого-либо анализа недоступны — это "страшная тайна" Госкомстата). В-третьих, тщательный анализ свойств российских ИПЦ, проведенный В. Бессоновым (1998), показал, что методика их расчета приводит к заметному смещению вверх оценки роста цен (которое, вероятно, неодинаково по регионам).

Резюмируя, можно сказать, что надежность официальных ИПЦ невысока. Поэтому следует иметь в виду обусловленные этим возможные неточности региональных уровней цен. Можно лишь надеяться, что вследствие использования отношений ИПЦ (см. формулу (2)) некоторые смещения в паре ИПЦ будут взаимно погашать друг друга.

В данном исследовании используются агрегированные уровни цен, несмотря на их недостаточную надежность. Это обусловлено тем, что изучение поведения агрегированных уровней цен в разных регионах имеет, как представляется, немалый интерес. Оно позволяет получить общее представление о наличии тенденции к сближению цен *по всему* набору основных потребительских благ.

При анализе цен на отдельные товары выборка товаров должна быть довольно обширной. Не исключено, что в нынешних российских условиях картина динамики цен на разные товары будет весьма пестрой (например, из-за того, что возможности и интенсивности арбитража по разным товарам значительно различаются) и мы получим лишь отдельные фрагменты мозаики, составляющей общую картину<sup>7</sup>.

Существует вероятность того, что такая динамика не будет отражать общего поведения цен. Поэтому представляется целесообраз-

---

<sup>7</sup> Это может иметь место даже в развитой рыночной экономике. Так, результаты анализа поведения цен отдельных благ по 48 городам США в работе (Parsley, Wei, 1996) показывают, что отсутствие сходимости к закону единой цены нельзя отвергнуть примерно для 15% *высокомобильных* товаров.

ным начать сравнительное изучение поведения цен именно с агрегированных уровней цен и лишь затем перейти к анализу цен отдельных товаров или узких товарных групп. Полученные при этом результаты будут служить "точкой отсчета" для последующих более детальных исследований и позволят оценить, насколько поведение частных составляющих регионального уровня цен согласуется с поведением этого уровня *в целом*.

Кроме того, вопрос, существует ли тенденция к сближению стоимости жизни и ее основных составляющих в регионах, важен сам по себе с точки зрения динамики территориальной дифференциации уровня жизни. Именно поэтому данное исследование охватывает, наряду с агрегатами по товарам, ценовые агрегаты, которые не обязательно должны подчиняться закону единой цены, т.е. уровень цен на услуги и общий уровень цен (включающий цены на услуги).

### 3. СПЕЦИФИКАЦИЯ МОДЕЛЕЙ

#### 3.1. Формализация задачи

Согласно закону единой цены совершенный арбитраж должен приводить к уравниванию цен всех товаров  $\{i\}$ , которые являются мобильными (tradable goods), т.е. могут свободно перемещаться между рынками регионов  $r$  и  $s$  :

$$\tilde{P}_{irt} = \tilde{P}_{ist} \quad \text{или} \quad P_{irst} \equiv \tilde{P}_{irt} / \tilde{P}_{ist} = 1 \quad (3)$$

(обозначения введены в разделе 2.1). В логарифмической форме (при  $\tilde{Q}_{irt} \equiv \ln \tilde{P}_{irt}$ ,  $Q_{irst} \equiv \ln P_{irst}$ ) это соотношение имеет вид

$$Q_{irst} = \tilde{Q}_{irt} - \tilde{Q}_{ist} = 0. \quad (4)$$

Вследствие различных возмущений на самом деле мы будем наблюдать иное соотношение независимо от того, справедливо равенство (4) или нет:

$$Q_{irst} = \eta_{irst}, \quad (5)$$

где  $\eta_{irst}$  — некоторая случайная величина. При этом возникает проблема определения того, действительно ли наблюдаемый процесс (5) является реализацией закона (4).

Если закон единой цены справедлив, то процесс (5) представляет собой результат непрерывного противоборства возмущений, выво-

дующих цены из межрегионального равновесия, и рыночных сил, вынуждающих цены возвращаться к равновесию. Это означает, что случайный процесс  $\eta_{irst}$  является просто стационарным шумом с математическим ожиданием, равным равновесному (нулевому) значению. Если же закон единой цены не выполняется, то возмущения будут оказывать необратимые воздействия, уводя цены все дальше и дальше от равновесия, т.е. процесс  $\eta_{irst}$  окажется нестационарным. Таким образом, проблема проверки закона единой цены сводится к выяснению, стационарен ли наблюдаемый процесс (5).

В эконометрических терминах соотношение (5) представляет собой уравнение коинтеграции с известным (заранее заданным) коинтегрирующим вектором  $(1, -1)$ . Этот вектор определяется способом построения переменной  $Q_{irst}$  как  $Q_{irst} = \tilde{Q}_{irt} - \tilde{Q}_{ist}$ . Если процесс  $\eta_{irst}$  стационарен, то цены  $\tilde{Q}_{irt}$  и  $\tilde{Q}_{ist}$  коинтегрированы.

Из работ по проблематике паритета покупательной способности (ППС) известно, что если используются не абсолютные цены, а ИПЦ, то равновесное различие цен может быть ненулевым. Это означает, что случайный процесс  $\eta_{irst}$  может быть представлен как  $\eta_{irst} = a'_{irs} + v'_{irst}$ , где  $a'_{irs}$  — некоторая константа (среднее значение  $\eta_{irst}$ ),  $v'_{irst}$  (а также  $v''_{irst}$  и  $v_{irst}$ ; см. ниже) — случайная величина, на которую теперь переносится сказанное выше относительно  $\eta_{irst}$ .

Более того, ряд работ, например (Obstfeld, 1993; Chinn, Johnston, 1996; Obstfeld, Taylor, 1997), указывает на возможность зависимости среднего значения от времени, моделируемой долгосрочным детерминированным трендом:  $\eta_{irst} = a'_{irs} + b'_{irs}t + v'_{irst}$ , где  $b'_{irs}$  — параметр тренда. Оба эти эффекта трактуются как присущие *изменяемым* различиям уровней цен, а не реальным. Поэтому *сходимость к равновесию* отождествляется со *сходимостью цен*.

Наличие константы  $a'_{irs}$  обусловлено ненаблюдаемостью реальных уровней цен. По сути, если случайная величина  $v'_{irst}$  стационарна и  $\bar{v}'_{irst} = 0$ , то она равна логарифму отношения уровней цен в странах  $r$  и  $s$  в начальный момент. Как следует из раздела 2.2, то же самое может иметь место в нашем случае. Если предположение о равенстве уровней цен во всех регионах в 1991 г. не выполняется, но эти уровни были едиными к концу 1990 г., то все относительные уровни цен следует умножить на величину  $I_{ir0}/I_{is0}$  (т.е. на отношение роста цены агрегата  $i$  в регионах  $r$  и  $s$  за 1991 г.). Тогда константа  $a'_{irs} = \ln(I_{ir0}/I_{is0})$ .

Согласно цитированным выше работам тренд может быть обязан агрегированию (различию набора благ и систем весов в национальных ИПЦ), наличию немобильных составляющих в ИПЦ, качественным различиям товаров. Из сказанного в разделе 2.2 вытекает, что и такой эффект возможен в нашем случае. Хотя набор благ в ИПЦ один и тот же для всех регионов, системы агрегирующих весов в них различны, а роль немобильных компонентов в региональных ИПЦ ничем не отличается от той, которую они играют в ППС.

Таким образом, нужно предполагать, что в общем случае наблюдаемый процесс имеет вид

$$Q_{irst} = a'_{irs} + b'_{irs}t + v'_{irst}. \quad (6)$$

Если сходимость к закону единой цены имеет место, то в случае  $b'_{irs} = 0$  процесс (6) будет стационарным процессом с некоторым ненулевым (в отличие от (5)) средним. При  $b'_{irs} \neq 0$  процесс (6) будет также стационарным, но относительно детерминированного линейного тренда, и его среднее оказывается зависящим от времени<sup>8</sup>.

Коэффициенты  $a'_{irs}$ ,  $b'_{irs}$  в (6) являются параметрами долгосрочного равновесного различия в ценах. Свойства *долгосрочного* тренда этого различия представляют определенный интерес, однако настоящее исследование сосредоточено на *краткосрочных* свойствах возврата к равновесию. Основное внимание сфокусировано на том, имеет ли место сходимость к закону единой цены. Следуя литературе по проблематике ППС, мы будем трактовать сходимость к равновесию как сходимость цен.

Строгая форма закона единой цены (3) требует совпадения цен в разных регионах. Однако, как отмечает К. Рогов (Rogoff, 1996), закон единой цены выполняется большей частью в интервале. Вследствие транспортных затрат, региональных налогов и других факторов, которые можно интерпретировать как трансакционные издержки арбитража (в широком смысле), образуется некоторый интервал, в котором могут колебаться относительные цены.

---

<sup>8</sup> Для таких процессов картина динамики цен становится неясной: сдвиги и тренды могут замаскировать тенденцию к сближению региональных уровней цен, если она имеется. Как показывают результаты статистического анализа, именно с этой проблемой мы сталкиваемся при интерпретации рис. 1–4. Иначе говоря, визуальный анализ графиков динамики цен — не лучший способ судить о характере поведения цен.

Более того, изменение транзакционных издержек во времени может вызвать смещение самого интервала (см., например, Parsley, Wei, 1996). Отсюда вытекает слабая форма закона единой цены в виде

$$1/(1 + C_{irs}) \leq \tilde{P}_{irt} / \tilde{P}_{ist} \leq 1 + C_{irs} , \quad (7)$$

где  $C_{irs}$  — транзакционные издержки арбитража (в процентах к цене товара), или в логарифмическом виде:

$$|Q_{irst}| \leq c_{irs} , \quad c_{irs} \equiv \ln(1 + C_{irs}) . \quad (8)$$

При этом возможны две трактовки равновесия: (1) равновесием считается некоторая точка внутри интервала  $[1/(1+C_{irs}), 1+C_{irs}]$  — среднее значение различия в ценах; (2) любая точка в интервале  $[1/(1+C_{irs}), 1+C_{irs}]$  рассматривается как равновесная, т.е. равновесием является весь этот интервал. В данной работе используются обе трактовки, с каждой из которых связана своя модель, применяемая для статистического анализа; эти модели представлены в разделах 3.2 и 3.3 соответственно.

Обратимся к более привычной трактовке (1). Очевидно, что точка равновесия будет зависеть от транзакционных издержек арбитража, которые, в свою очередь, могут быть обусловлены действием ряда *детерминированных* факторов  $\mathbf{X}_{irst} = (X_{irst, k})$ , где  $k$  — индекс фактора. Тогда относительный уровень цен  $P_{irst} = f(C_{irs}(\mathbf{X}_{irst}))$ .

Предполагая функцию  $f(C(\cdot))$  логарифмически-линейной, наблюдаемый процесс можно представить как

$$Q_{irst} = a_{irs}'' + \sum_k b_{irs, k}'' X_{irst, k} + v_{irst}'' , \quad x_{irst, k} \equiv \ln X_{irst, k} . \quad (9)$$

Таким образом, при слабой форме закона единой цены для коинтеграции могут потребоваться дополнительные переменные  $\mathbf{x}_{irst}$ , объясняющие долгосрочные отклонения от строгого закона единой цены.

Изменения во времени детерминант транзакционных издержек арбитража  $\mathbf{X}_{irst}$  может вызвать смещение точки равновесия. В отсутствие информации о значениях  $\mathbf{X}_{irst}$  совокупное воздействие этих факторов можно смоделировать некоторой регулярной функцией времени, в качестве которой разумно принять логарифмически-линейный тренд. Тогда, используя  $b_{irs}''t$  как модель суммы в правой части (9), получаем выражение, аналогичное (6):

$$Q_{irst} = a_{irs}'' + b_{irs}''t + v_{irst}'' . \quad (10)$$

Вместе с тем сказанное выше относительно эффектов измерения  $Q_{irst}$  остается в силе. Принимая во внимание указанные эффекты, получаем

$$Q_{irst} = (a'_{irs} + a''_{irs}) + (b'_{irs} + b''_{irs})t + (v'_{irst} + v''_{irst}) = a_{irs} + b_{irst} + v_{irst}. \quad (11)$$

Это показывает, что трактовка параметров  $a_{irs}$  и  $b_{irs}$  как определяемых *только* эффектами измерения страдает некоторой условностью (как в случае ППС, так и в нашем). Не исключено, что параметры  $a_{irs}$  и  $b_{irs}$  могут отражать также влияние каких-либо *реальных* экономических процессов.

Пусть трансакционные издержки арбитража определяются только транспортными затратами:  $X_{irst} = \tau_{irst}$ , где  $\tau_{irst}$  — тариф на перевозку между пунктами  $r$  и  $s$  в расчете на единицу товара  $i$ . Если товар перемещается из  $s$  в  $r$ , то имеет место равенство

$$\tilde{P}_{irt} = (1 + C_{irs}(\tau_{irst})) \tilde{P}_{ist} = (1 + \tau_{irst}/\tilde{P}_{ist}) \tilde{P}_{ist}. \quad (12)$$

Если транспортные тарифы и цены товаров растут одинаковыми темпами (по крайней мере примерно), то отношение  $\tau_{irst}/\tilde{P}_{ist}$  остается постоянным во времени и в качестве индикатора трансакционных издержек арбитража  $C_{irs}$  можно использовать расстояние  $L_{rs}$  между  $r$  и  $s$ . Тогда соотношение (9) принимает вид

$$Q_{irst} = a_{irs}^0 \ln L_{rs} + v''_{irst}.$$

Таким образом, кроме эффекта измерения, константа в (11) может неявно отражать географические факторы.

Для России предположение о близких темпах роста транспортных тарифов и уровней цен далеко от истины. За 1992–1997 гг. тарифы на грузовые перевозки в стране выросли в 7.7 тыс. раз (причем на железнодорожные — в 9.1 тыс. раз, автомобильные — в 5.7 тыс. раз), тогда как потребительские цены — в 2.4 тыс. раз, цены на продовольственные товары — в 2.1 тыс. раз, на промышленные товары — в 1.5 тыс. раз (Госкомстат, 1998, с. 35, 159).

Таким образом, отношение  $\tau_{irst}/\tilde{P}_{ist}$  в (12) оказывается зависящим от времени. Поэтому не исключено, что наряду с эффектами агрегирования тренд в (11) может охватывать эффект расхождения цен и транспортных тарифов.

К сожалению, использование в данной работе модели закона единой цены с единственной переменной (т.е. без привлечения допол-

нительных показателей  $X_{irst}$ ) не позволяет разделить эффекты, обусловленные измерением, и эффекты, вызванные реальными экономическими процессами.

### 3.2. Основная модель

Основная модель, используемая для статистического анализа, базируется на представлении наблюдаемого процесса в виде (11). Задача анализа состоит в выяснении, имеет ли место в этом процессе возврат к среднему, т.е. в определении, стационарны ли ошибки  $v_{irst}$ .

Общепринятый подход заключается в представлении ошибок как авторегрессионного процесса  $v_{irst} = \rho_{irs}v_{irs,t-1} + \varepsilon_{irst}$  и в проверке отсутствия единичного корня, т.е. выполнения условия  $|\rho_{irs}| < 1$ . В данной работе предполагается, что это — авторегрессионный процесс первого порядка AR(1). Такое допущение требуется для обеспечения сопоставимости основной модели с рассматриваемой в разделе 3.3 пороговой моделью, спецификация которой тестируется против AR(1)-модели.

При этом модель (11) преобразуется в равенство<sup>9</sup>

$$\Delta Q_{irst} = \alpha_{irs} + \beta_{irs} t + \lambda_{irs} Q_{irs,t-1} + \varepsilon_{irst}, \quad (13)$$

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

Оцениваемый параметр  $\lambda_{irs}$  характеризует скорость сходимости процесса, т.е. скорость, с которой рыночные силы возвращают цены к равновесию. Более наглядной является производная характеристика — "время полураспада разрыва в ценах", определяемое как

$$T_{irs} = \frac{\ln 0.5}{\ln |1 + \lambda_{irs}|}. \quad (14)$$

Параметр  $T_{irs}$  показывает, за какое время в принятых единицах (в данной работе — в месяцах) отклонение от равновесия (разрыв в ценах между регионами  $r$  и  $s$ ), вызванное отдельным возмущением, уменьшается вдвое.

Динамика относительной цены стационарна (и, значит, имеется сходимость к закону единой цены), если  $-2 < \lambda_{irs} < 0$ . Как видно из

<sup>9</sup> Параметры моделей (11) и (13) связаны следующими соотношениями:  $\alpha_{irs} = -\lambda_{irs} a_{irs} + (\lambda_{irs} + 1)b_{irs}$ ,  $\beta_{irs} = -\lambda_{irs} b_{irs}$  (при  $-2 < \lambda_{irs} < 0$ ).



(14), при  $\lambda_{irs} = 0$  (или  $\lambda_{irs} = -2$ ) время полураспада разрыва в ценах бесконечно, т.е. эффект возмущения постоянен; при  $\lambda_{irs} = -1$  отклонение от равновесия устраняется мгновенно ( $T_{irs} = 0$ ).

Легко видеть, что поправка на неравные начальные (в декабре 1991 г.) значения переменных  $Q_{irst}$  не является существенной. Умножение  $P_{irst}$  на константу  $I_{ir0} / I_{is0}$  для всех значений  $t$  просто изменяет свободный член в (13), так что значения параметров  $\lambda_{irs}$  и  $\beta_{irs}$  остаются прежними. Это означает, что свойства процесса не изменяются. Следовательно, точность начальных значений не важна; более того, они могут быть совершенно произвольными.

Переменную  $Q_{irst}$  в (13) можно заменить на "очищенный" от среднего и тренда компонент различия цен

$$Q_{irst}^* = Q_{irst} - (\hat{a}_{irs} + \hat{b}_{irs}t), \quad (15)$$

где  $\hat{a}_{irs}$  и  $\hat{b}_{irs}$  — оценки параметров  $a_{irs}$  и  $b_{irs}$  в (11), т.е.  $Q_{irst}^* = v_{irst}$ . С учетом этого соотношение (13) принимает вид

$$\Delta Q_{irst}^* = \lambda_{irs} Q_{irs, t-1}^* + \varepsilon_{irst}. \quad (16)$$

Замена переменных (15) по сути является преобразованием системы координат  $t, Q_{irs}$ : сдвигом по оси  $Q_{irs}$  на  $\hat{a}_{irs}$  и поворотом на угол  $\hat{b}_{irs}$ . Таким образом, в новой системе координат "линия равновесия", будь она первоначально горизонтальной или линией тренда, совмещается с горизонтальной осью  $Q_{irst}^* = 0$ .

Для проверки сходимости к закону единой цены в данной работе использовалась модель в форме (16). В качестве нулевой гипотезы  $H_0$  принималось отсутствие сходимости, т.е. наличие единичного корня  $\lambda_{irs} = 0$ . В альтернативной гипотезе  $H_A$  принималось, что процесс сходится, т.е.  $\lambda_{irs} < 0$ . Это — гипотезы отсутствия и наличия коинтеграции соответственно. Случаи с  $\lambda_{irs} < -1$  довольно экзотичны, тем не менее при оценке пороговой модели они имели место. Гипотезами в таких случаях являлись  $H_0: \lambda_{irs} = -2$  и  $H_A: \lambda_{irs} > -2$ .

Для тестирования гипотез применялся  $\tau$ -тест Дикки-Фуллера. Хотя модель (16) формально не содержит константы и тренда, неявно они в ней присутствуют (см. соотношение (15)). Поэтому для определения наблюдаемых значимостей оценки  $\lambda_{irs}$  ( $p$ -значений) использовалась статистика с учетом наличия константы и линейного

тренда (как и для спецификации (13)) —  $\tau_t$ -тест по терминологии Дикки-Фуллера (Dickey, Fuller, 1979).

Предположение о том, что изучаемый процесс относится к классу AR(1), может быть слишком ограничивающим. Для проверки этого временные ряды дополнительно тестировались с помощью расширенного теста Дикки-Фуллера. Исходное число лагов первых разностей  $\Delta Q_{irs,t-n}^*$  принималось равным 5 ( $n = 1, \dots, 5$ ) и затем сокращалось до последнего  $n$ , при котором лаг был значимым. Если таковой был, им всегда оказывался единственный лаг с  $n = 1$ . При использовании расширенного теста Дикки-Фуллера качественная картина, полученная в предположении AR(1)-процесса, не изменялась: случаи сходимости и расходимости оставались теми же.

### 3.3. Нелинейная пороговая модель

Уравнение (16), хотя и может неявно моделировать слабую форму закона единой цены, но по сути исходит из строгой формы закона. Кроме линейной спецификации (16), для анализа использовалась нелинейная пороговая авторегрессионная модель (TAR), предложенная М. Обстфельдом и А. Тэйлором (Obstfeld, Taylor, 1997), которая основывается на слабой форме закона (8).

Теоретические предпосылки модели следующие. Арбитраж происходит, лишь если выигрыш от него превышает трансакционные издержки, т.е. когда  $|Q_{irst}^*| > c_{irs}$ . Если же разрыв в ценах заключен в интервале  $[-c_{irs}, c_{irs}]$ , то из-за невыгодности арбитраж не действует и, следовательно, не оказывает влияния на соотношение цен в регионах  $r$  и  $s$ .

Таким образом, трансакционные издержки создают "порог для арбитража", и арбитраж может сократить разрыв в ценах только до порогового значения. Отсюда следует, что под воздействием арбитража цены будут сходиться к внешней границе интервала цен  $[-c_{irs}, c_{irs}]$ . Если же различие цен меньше порогового значения, то их поведение может быть произвольным, в том числе нестационарным.

Итак, предполагается, что динамика цен представляет собой суперпозицию двух процессов, первый из которых сходящийся, а второй — не обязательно стационарный. Пороговая модель явно разделяет эти две составляющие и в отличие от модели (16) позволяет оценить "порог недейственности арбитража".

В обозначениях настоящей работы пороговая модель записывается следующим образом:

$$\Delta Q_{irst}^* = \begin{cases} \lambda_{irs}^{\text{out}} (Q_{irs, t-1}^* - c_{irs}) + \varepsilon_{irst} & \text{если } Q_{irs, t-1}^* > c_{irs} \\ \varepsilon_{irst} & \text{если } c_{irs} \geq Q_{irs, t-1}^* \geq -c_{irs} \\ \lambda_{irs}^{\text{out}} (Q_{irs, t-1}^* + c_{irs}) + \varepsilon_{irst} & \text{если } Q_{irs, t-1}^* < -c_{irs} \end{cases} \quad (17)$$

Как видно из (17), ниже порога  $c_{irs}$  процесс представляет собой чисто случайное блуждание, однако это условие не является обязательным. Вторая строка в (17) может иметь вид  $\lambda_{irs}^{\text{in}} Q_{irs, t-1}^* + \varepsilon_{irst}$  если порог  $c_{irs} \geq Q_{irs, t-1}^* \geq -c_{irs}$ , без ограничения  $\lambda_{irs}^{\text{in}} = 0$ . Приводимые в разделе 4.2 оценки выполнялись также без этого ограничения, причем во многих случаях процесс внутри интервала  $[-c_{irs}, c_{irs}]$  оказывался на самом деле нестационарным со значением  $\lambda_{irs}^{\text{in}}$ , близким к нулю или положительным.

Оцениваемыми параметрами являются скорость сходимости  $\lambda_{irs}^{\text{out}}$  и порог  $c_{irs}$ . Используются два теста. Первый из них — это тест спецификации (16) против (17), т.е. нулевой гипотезой является AR(1)-процесс с параметром  $\lambda_{irs}$ , альтернативной — TAR-процесс с параметрами  $\lambda_{irs}^{\text{out}}$  и  $c_{irs}$ . Статистикой для этого теста служит отношение логарифмических функций правдоподобия (LLR) нулевой и альтернативной моделей. Для получения  $p$ -значений рассчитывается эмпирическое распределение LLR с помощью имитации методом Монте-Карло (при 1000 имитациях). Далее этот тест называется LLR-тестом. Второй тест — это тот же тест на единичный корень, что и в разделе 3.2, но примененный для наблюдений, находящихся вне равновесного интервала, т.е. удовлетворяющих условию  $|Q_{irst}^*| > c_{irs}$ .

#### 4. РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ

В разделах 4.1 и 4.2 представлены результаты оценки моделей (16) и (17) соответственно. Обе модели оценивались на двух временных периодах: на всем интервале с января 1992 по июнь 1998 г. и на его отрезке с января 1994 по июнь 1998 г., в котором исключен период расхождения цен, завершившийся, по предположению, в де-

кабре 1993 г. Декабрь 1991 г. не включался в число наблюдений, так что анализ данных осуществлялся для 77 наблюдений (первых разностей) на интервале 1992–1998 гг. и 54 наблюдений на отрезке 1994–1998 гг.

Проводились два типа оценок. Оценки первого типа выполнялись по региональному уровню цен относительно среднероссийского ( $Q_{irt}^*$ ). Это означает, что искался ответ на вопрос: сходится ли уровень цен в регионе к уровню цен по России в целом, или (что то же самое) коинтегрирована ли динамика цен в регионе с общероссийской?

Оценки второго типа выполнялись по региональным уровням цен, отнесенным к уровню цен другого региона ( $Q_{irst}^*$ ). Всего таких пар регионов было  $7 \times (7-1)/2 = 21$  (или 42, если различать обратные пары, т.е.  $\{r, s\}$  и  $\{s, r\}$ ). Вопрос ставился таким образом: сближается ли уровень цен в одном регионе с уровнем цен в другом, или коинтегрировано ли поведение цен в паре регионов?

Как правило, исследовалось поведение цен только тех благ, которые могут быть предметом арбитража, т.е. поведение уровней цен на продовольственные и промышленные товары. Однако в одном случае (см. раздел 4.1) анализ охватывал также общий уровень цен и уровень цен на услуги.

#### 4.1. Основная модель

Результаты оценки основной модели представлены в табл. 3–6, а также в табл. A1, A2 приложения А. Курсивом в таблицах выделены  $p$ -значения в случаях, когда тест Дикки–Фуллера (DF-тест) отвергает гипотезу единичного корня на принятом уровне значимости 10%, т.е. имеет место сходимость уровней цен.

В связи с тестом Дикки–Фуллера на единичный корень необходимо сделать одно важное замечание. Применение этого теста порождает серьезную проблему: он слишком жесткий для процессов с детерминированным трендом. На уровне значимости 10% критическое значение  $\tau$ -статистики Дикки–Фуллера для спецификации (13) составляет  $-3.162$  при 77 наблюдениях и  $-3.177$  при 54 наблюдениях в сравнении с  $-1.614$  и  $-1.613$ , если принята спецификация без константы и тренда, или  $-1.665$  и  $-1.674$  по обычной  $t$ -статистике.

Казалось бы, дело заключается в том, что при тестировании используются слишком короткие временные ряды (например, в работе Froot *et al.* (1995) данные охватывают несколько столетий). Одна-

ко это не так: даже бесконечная выборка снижает критическое значение лишь до  $-3.127$ . Из-за малой мощности применяемого теста в представленных результатах есть ряд случаев, когда неотвергнутая гипотеза единичного корня не дает уверенности, что коинтеграция действительно отсутствует, и можно подозревать, что соответствующие процессы все же сходятся, но с не очень высокой скоростью.

**Таблица 3.** Результаты оценки основной модели для общего уровня цен

Регион	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>
Республика Алтай	0.000	-0.312 (0.050)	1.9		-0.122 (0.058)	5.3
Алтайский край	0.000	-0.380 (0.042)	1.4	0.044	-0.200 (0.056)	3.1
Кемеровская обл.	0.936	-0.032 (0.032)	21.2	0.000	-0.425 (0.079)	1.3
Новосибирская обл.	0.121	-0.225 (0.073)	2.7	0.041	-0.341 (0.094)	1.7
Омская обл.	0.003	-0.224 (0.049)	2.7	0.368	-0.157 (0.065)	4.0
Томская обл.	0.857	-0.066 (0.047)	10.1	0.629	-0.168 (0.088)	3.8
Тюменская обл.	0.515	-0.097 (0.045)	6.8	0.087	-0.195 (0.060)	3.2
Панель*	<0.01	-0.187 (0.018)	3.4	<0.01	-0.230 (0.027)	2.6

\* — *P*-значения даны для теста Левина–Лина.

В табл. 3–6 приведены результаты для уровней цен, отнесенных к среднероссийскому. В данном случае, кроме уровней цен на товары, анализ охватывает также общий уровень цен и уровень цен на услуги (табл. 3 и 6). Этот дополнительный анализ призван дать ответ на вопрос: есть ли надежда на то, что межрегиональные различия в стоимости жизни со временем снизятся или же их размах будет становиться все шире, что усилит территориальное неравенство?

Наряду с оцениванием по отдельным региональным временным рядам осуществлялось также оценивание по панели всех регионов

( $77 \times 7 = 539$  наблюдений в 1992–1998 гг. и  $54 \times 7 = 378$  наблюдений в 1994–1998 гг.). При этом использовался тест Левина–Лина на панельный единичный корень, критические значения тестовой статистики брались из табл. 3 работы Levin, Lin (1992) при  $N = 5$  и  $t = 50$ .

**Таблица 4.** Результаты оценки основной модели для уровня цен на продовольственные товары

Регион	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>
Республика Алтай	0.016	-0.251 (0.064)	2.4	0.058	-0.373 (0.108)	1.5
Алтайский край	0.132	-0.192 (0.063)	3.3	0.013	-0.229 (0.057)	2.7
Кемеровская обл.	0.245	-0.148 (0.055)	4.3	0.218	-0.255 (0.093)	2.4
Новосибирская обл.	0.000	-0.287 (0.038)	2.1	0.185	-0.237 (0.083)	2.6
Омская обл.	0.000	-0.340 (0.050)	1.7	0.022	-0.424 (0.110)	1.3
Томская обл.	0.079	-0.244 (0.074)	2.5	0.015	-0.457 (0.114)	1.1
Тюменская обл.	0.407	-0.127 (0.054)	5.1	0.028	-0.342 (0.091)	1.7
Панель*	<0.01	-0.227 (0.020)	2.7	<0.01	-0.309 (0.034)	1.9

\* — *P*-значения даны для теста Левина–Лина.

Как следует из представленных в табл. 3 результатов оценок для общего уровня цен (стоимости жизни), на интервале 1992–1998 гг. гипотезу единичного корня можно отвергнуть для 3 из 7 регионов. При переходе к отрезку 1994–1998 гг. результаты улучшаются: добавляется еще один регион, а относительно других есть основания предполагать, что здесь тоже имеет место сходимости (если судить по временам полураспада разрыва в ценах). Для оценок по панели сходимости имеет высокую значимость в обоих периодах (не хуже 1%), при этом во втором периоде ее скорость растет: время полураспада снижается с 3.4 до 2.6 месяца (хотя в 3 регионах увеличивается).

Приведенные результаты можно сравнить с результатами (Obsfeld, Taylor, 1997), полученными в сопоставимых условиях: AR(1)-модель, месячная периодичность, агрегированные данные. Для сводного ИПЦ (CPI-All) по панели, включающей 4 города США, время полураспада разрыва в ценах составило 4.9 месяца, а по отдельным городам находилось в диапазоне 1.9–12.8 месяца (при 1.4–21.2 месяца в Западной Сибири).

**Таблица 5.** Результаты оценки основной модели для уровня цен на промышленные товары

Регион	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>
Республика Алтай	0.000	-0.329 (0.045)	1.7	0.645	-0.075 (0.040)	8.9
Алтайский край	0.000	-0.335 (0.032)	1.7	0.322	-0.159 (0.063)	4.0
Кемеровская обл.	0.761	-0.077 (0.047)	8.6	0.657	-0.126 (0.068)	5.1
Новосибирская обл.	0.026	-0.153 (0.041)	4.2	0.858	-0.071 (0.052)	9.4
Омская обл.	0.263	-0.115 (0.044)	5.6	0.844	-0.063 (0.044)	10.6
Томская обл.	0.154	-0.194 (0.066)	3.2	0.905	-0.076 (0.064)	8.6
Тюменская обл.	0.000	-0.336 (0.061)	1.7	0.935	-0.042 (0.042)	16.2
Панель*	<0.01	-0.264 (0.017)	2.3	<0.01	-0.077 (0.017)	8.6

\* — *P*-значения даны для теста Левина–Лина.

Таким образом, можно утверждать, что на отрезке 1994–1998 гг. тенденция к сближению стоимости жизни в западносибирских регионах существует по крайней мере в половине из них, причем эта тенденция несколько усиливается, если исключить из рассмотрения начальный период рыночных реформ.

Сходную (и даже несколько лучшую) картину дает поведение уровня цен на продовольственные товары, показанное в табл. 4. Здесь можно с уверенностью говорить о сходимости цен к среднероссийскому уровню в 4 или 5 регионах (в зависимости от периода), и

есть основания предполагать ее наличие в остальных случаях. На интервале 1992–1998 гг. времена полураспада разрыва в ценах заключены в диапазоне 1.7–5.1 месяца, оценка по панели дает 2.7 месяца. Если же исключить 1992–1993 гг. из рассматриваемого периода, то тенденция к сближению цен усиливается: время полураспада по панели снижается в 1.4 раза (в сравнении с 1.3 раза для общего уровня цен), а индивидуальные времена полураспада уменьшаются в 6 из 7 случаев.

**Таблица 6.** Результаты оценки основной модели для уровня цен на услуги

Регион	I. 1992–VI. 1998			I. 1994–VI. 1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полураспада <i>T</i>
Республика Алтай	0.159	-0.196 (0.067)	3.2	0.189	-0.266 (0.093)	2.2
Алтайский край	0.029	-0.313 (0.085)	1.8	0.322	-0.219 (0.088)	2.8
Кемеровская обл.	0.850	-0.060 (0.043)	11.1	0.001	-0.421 (0.084)	1.3
Новосибирская обл.	0.202	-0.192 (0.069)	3.2	0.000	-0.867 (0.106)	0.3
Омская обл.	0.457	-0.130 (0.058)	5.0	0.178	-0.210 (0.073)	2.9
Томская обл.	0.135	-0.165 (0.055)	3.9	0.074	-0.351 (0.106)	1.6
Тюменская обл.	0.000	-0.346 (0.047)	1.6	0.002	-0.595 (0.124)	0.8
Панель*	<0.01	-0.145 (0.021)	4.4	<0.01	-0.425 (0.035)	1.3

\* — *P*-значения даны для теста Левина–Лина.

Для цен на продовольственные товары (CPI-Food) Обстфельд и Тэйлор получили времена полураспада разрыва в ценах, равные 12 месяцам по панели, включающей 4 города США, и 7.9–24.7 месяца по отдельным городам.

В отличие от общего уровня цен и уровня цен на продовольственные товары уровни цен на промышленные товары демонстрируют совершенное иное поведение (табл. 5). На интервале 1992–1998 гг. единичный нуль можно отвергнуть для 4 регионов; времена полураспада разрыва в ценах колеблются от 1.7 до 8.6 месяца при 2.3



месяца по панели. Эти значения близки к полученным для уровня цен на продовольственные товары. Однако на отрезке 1994–1998 гг. нет ни одного случая сходимости; лишь в Алтайском крае и Кемеровской области можно предполагать ее наличие. Тем не менее оценка по панели значима и показывает, что время полураспада на этом временном отрезке возрастает в 3.7 раза.

Таким образом, можно заключить, что на начальном периоде рыночных преобразований 1992–1993 гг. расхождение цен в западно-сибирских регионах быстро уступило место их интенсивному сближению, но вскоре эта тенденция резко ослабла (если не исчезла вообще) и поэтому не может быть обнаружена, если исключить данный период из рассмотрения.

Оценки для уровня цен на услуги, представленные в табл. 6, говорят о том, что на интервале 1992–1998 гг. гипотезу единичного корня можно отвергнуть только для 2 регионов, хотя времена полураспада разрыва в ценах во всех остальных случаях, кроме одного, невелики. Однако оценки по панели показывают, что для Западной Сибири в целом сходимость цен все же существует. Если вместо интервала 1992–1998 гг. взять отрезок 1994–1998 гг., то скорость сходимости значительно возрастает: диапазон индивидуальных времен полураспада 1.6–11.1 месяца меняется на 0.3–2.9 месяца, а время полураспада по панели уменьшается в 3.4 раза.

Результат, казалось бы, парадоксальный: закон единой цены для услуг (чисто немобильных благ) выполняется лучше, чем для товаров (особенно промышленных). Это можно объяснить конкретными особенностями динамики цен на услуги. Гигантский единовременный скачок уровня цен на услуги в том или ином регионе (такие скачки начались как раз с 1994 г.) приводил к тому, что затем долгое время цены на жилищно-коммунальные и другие подобные услуги в регионе не менялись, тогда как в России в целом они продолжали расти, что повлекло относительно быстрое уменьшение разброса цен между региональным уровнем и среднероссийским.

Более детальную картину поведения цен дают связи региональных динамик цен друг с другом. Результаты оценок для межрегиональных относительных цен на продовольственные и промышленные товары представлены в табл. А1 и А2 приложения. Для удобства в эти таблицы (как и в таблицы приложения Б) включены все пары регионов (42 пары), в том числе обратные, хотя в тексте рассматриваются только основные (21 пара).

Как показывает табл. А1, для уровня цен на продовольственные товары в интервале 1992–1998 гг. гипотеза коинтеграции не подтверждается в 7 случаях из 21 (т.е. коинтегрированы 14 пар регионов); из них 5 случаев — это пары с Тюменской областью. Динамика цен

на продовольственные товары в этой области коинтегрирована только с динамикой цен Кемеровской области. Не будучи признан сходящимся к среднероссийскому уровню (см. табл. 4), уровень цен в Кемеровской области коинтегрирован с уровнями цен в остальных регионах. Сходная ситуация имеет место и в Алтайском крае. Именно это дает основания предполагать, что уровни цен в данных регионах коинтегрированы также и со среднероссийским.

Для временного отрезка 1994–1998 гг. (без начального периода рыночных преобразований) картина более пестрая: коинтегрированы 11 пар из 21, т.е. около половины. Ценовая динамика каждого региона коинтегрирована с динамиками лишь одного-трех других регионов. При этом Тюменская область не выделяется на фоне остальной части Западной Сибири.

Любопытно отметить, что отсутствует связь между коинтеграцией и близостью регионов: имеют место случаи, когда динамика цен в регионе не коинтегрирована с динамикой цен в соседних регионах и в то же время коинтегрирована с динамикой в отдаленных регионах (это справедливо, например, для Тюменской области).

На отрезке 1994–1998 гг. времена полураспада разрыва в ценах довольно малы во всех парах регионов. Исходя из этого можно полагать, что из-за малой мощности тест на единичный корень не позволил распознать ряд случаев коинтеграции. Похоже, что на самом деле уровни цен на продовольственные товары сближаются в большинстве пар регионов. Если на интервале 1992–1998 гг. среднее (по всем парам регионов) время полураспада составляет 2.8 месяца, то на отрезке 1994–1998 гг. оно уменьшается до 2.1 месяца. Вместе с тем в 6 парах регионов времена полураспада разрыва в ценах увеличиваются.

Приведенные в табл. А2 оценки показывают, что детализированная картина поведения цен на промышленные товары лучше согласуется с общей картиной (см. табл. 5), чем в случае продовольственных товаров (при схожих соображениях о неудачах теста на единичный корень). На интервале 1992–1998 гг. сближение уровней цен имеет место в 16 парах регионов из 21, сходимость к среднероссийскому уровню — в 4 регионах из 7.

Что же касается 1994–1998 гг.<sup>10</sup>, то на этом временном отрезке имеются только две коинтегрированные пары: Кемеровская область–Алтайский край и Кемеровская область–Омская область, хотя "кандидатами" являются еще несколько пар регионов (с низкими

---

<sup>10</sup> На отрезке 1994–1998 гг. можно видеть "почти достоверный" единичный корень в паре Омская область–Тюменская область с  $\lambda = 0.003$ .

временами полураспада разрыва в ценах), так что отсутствие коинтеграции с общероссийской динамикой представляется совершенно естественным.

При переходе от интервала 1992–1998 гг. к отрезку 1994–1998 гг. времена полураспада разрыва в ценах резко увеличиваются: в первом случае их среднее значение составляет 3.4 месяца, во втором — 13.1 месяца (без учета пары Омская область – Тюменская область).

Резкое снижение мощности теста на единичный корень при предположении о наличии детерминированного тренда ставит вопрос о справедливости этого предположения. Оценки модели показывают, что оно подтверждается. В приложении В представлены тренды в используемых временных рядах для пар регион–Россия (табл. В1) и регион–регион (табл. В2 и В3).

Таблицы приложения В включают увеличенные в 1000 раз параметры  $\beta_{irs}$  регрессии (13) и их  $p$ -значения по обычной  $t$ -статистике. Последние приведены только там, где гипотеза единичного корня отвергнута (поскольку иначе нельзя сказать, является ли тренд действительно детерминированным или стохастическим). Курсивом в таблицах выделены случаи, когда гипотеза  $\beta = 0$  отвергается на уровне значимости 10%. Как видно из табл. В1–В3, существенная доля временных рядов с отвергнутым единичным корнем — это действительно процессы, стационарные относительно детерминированного тренда.

#### 4.2. Пороговая модель

Результаты оценки пороговой модели представлены в табл. 7 и 8, а также в табл. Б1–Б4 приложения Б. Для большей наглядности пороговые значения в этих таблицах даны не в логарифмах, а в процентах:  $C_{irs} = \exp c_{irs} - 1$ . Курсивом в таблицах выделены  $p$ -значения в случаях, когда отвергается гипотеза AR(1)-спецификации против TAR-модели и при этом тест Дикки–Фуллера отвергает гипотезу единичного корня на принятом уровне значимости 10%.

В принципе из того, что TAR-спецификация не отвергается, должно следовать (по построению модели), что процесс вне интервала недействительности арбитража заведомо стационарен. Однако свойства пороговой модели пока еще плохо изучены, и неизвестно, дает ли это гарантию стационарности процесса. Среди полученных результатов есть случаи, вызывающие сомнения, так как стандартная ошибка  $\lambda^{\text{out}}$  близка к самой оценке или даже превышает ее (на-

пример, для Кемеровской области на интервале 1992–1998 гг. в табл. 8). Поэтому в дополнение к LLR-тесту проводился также тест Дикки–Фуллера.

**Таблица 7.** Результаты оценки пороговой модели для уровня цен на продовольственные товары (в скобках даны стандартные отклонения)

Регион	<i>P</i> -значение LLR-теста	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полураспада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
I. 1992–VI. 1998					
Республика Алтай	0.118	0.006	-0.268 (0.063)	2.2	0.7
Алтайский край	0.000	0.280	-0.218 (0.084)	2.8	0.9
Кемеровская обл.	0.000	0.429	-0.162 (0.071)	3.9	1.1
Новосибирская обл.	0.000	0.003	-0.542 (0.091)	1.0	8.2
Омская обл.	0.021	0.000	-0.421 (0.070)	1.3	2.3
Томская обл.	0.004	0.217	-0.325 (0.118)	1.8	1.4
Тюменская обл.	0.000	0.596	-0.357 (0.182)	1.6	7.7
I. 1994–VI. 1998					
Республика Алтай	0.027	0.007	-0.445 (0.103)	1.2	0.7
Алтайский край	0.015	0.102	-0.283 (0.088)	2.1	1.1
Кемеровская обл.	0.002	0.272	-0.300 (0.114)	1.9	0.6
Новосибирская обл.	0.023	0.223	-0.334 (0.121)	1.7	0.8
Омская обл.	0.002	0.278	-0.672 (0.257)	0.6	1.6
Томская обл.	0.019	0.019	-1.004 (0.245)	0.1	1.6
Тюменская обл.	0.030	0.540	-0.556 (0.272)	0.9	1.9

**Таблица 8.** Результаты оценки пороговой модели для уровня цен на промышленные товары (в скобках даны стандартные отклонения)

Регион	<i>P</i> -значение LLR-теста	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полураспада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
I. 1992–VI. 1998					
Республика Алтай	0.000	0.027	-0.618 (0.127)	0.7	20.2
Алтайский край	0.000	0.010	-0.576 (0.098)	0.8	18.5
Кемеровская обл.	0.000	0.948	-0.104 (0.123)	6.3	7.2
Новосибирская обл.	0.000	0.069	-0.251 (0.075)	2.4	3.7
Омская обл.	0.001	0.823	-0.424 (0.333)	1.3	19.2
Томская обл.	0.003	0.005	-0.298 (0.068)	2.0	2.5
Тюменская обл.	0.000	0.061	-0.955 (0.242)	0.2	11.2
I. 1994–VI. 1998					
Республика Алтай	0.060	0.080	-0.316 (0.093)	1.8	12.1
Алтайский край	0.000	0.026	-0.162 (0.043)	3.9	0.1
Кемеровская обл.	0.007	0.900	-0.301 (0.269)	1.9	2.7
Новосибирская обл.	0.027	0.729	-0.807 (0.543)	0.4	6.8
Омская обл.	0.006	0.916	-0.129 (0.125)	5.0	2.8
Томская обл.	0.344	0.905	-0.079 (0.067)	8.4	0.1
Тюменская обл.	0.077	0.077	-1.038 (0.213)	0.2	6.5

Однако исключение "подпороговых" наблюдений может существенно уменьшить объем выборки и тем самым значительно снизить мощность тестов на единичный корень. Поэтому тест Дикки-Фуллера играет здесь сугубо вспомогательную роль. Если он не отвергает гипотезу единичного корня, то с учетом сказанного это еще ничего

не означает. Но если тест Дикки–Фуллера отвергает гипотезу единичного корня, это дает уверенность в стационарности процесса вне интервала недейственности арбитража.

При явном учете трансакционных издержек арбитража оказывается, что различия между уровнями цен на продовольственные товары в западносибирских регионах и среднероссийским уровнем во всех регионах сходятся к интервалу равновесия (табл. 7). Пороговая модель отвергается лишь в одном случае — для Республики Алтай на интервале 1992–1998 гг., однако этот временной ряд стационарен в AR(1)-модели. Это означает отсутствие порога для арбитража между Республикой Алтай и остальной частью России, взятой агрегированно.

Исключение порога недейственности арбитража дает существенное увеличение скорости сходимости: диапазон времени полураспада разрыва в ценах по регионам становится равным 1.0–2.8 месяца вместо 1.7–5.1 месяца (в табл. 4) на интервале 1992–1998 гг. и 0.1–2.1 месяца вместо 1.1–2.7 месяца на отрезке 1994–1998 гг. Только в одном случае (для Новосибирской области) скорость сходимости уменьшается при оценке по пороговой модели (как и по AR(1)-модели), если исключить начальный период рыночных преобразований 1992–1993 гг.

На интервале 1992–1998 гг. пороги для арбитража  $C$  заключены в диапазоне 0.9–8.2%. В двух случаях (для Новосибирской и Тюменской областей) они представляются чрезмерно высокими. Однако на отрезке 1994–1998 гг. пороги для арбитража снижаются до 0.6–1.9% (несколько возрастает порог только в Алтайском крае). Эти значения сопоставимы с имеющимися место в развитых рыночных экономиках: для уровней цен на продовольственные товары (CPI-Food) в 4 городах США Обстфельд и Тэйлор получили оценки порога в диапазоне 0.6–4.2%.

Табл. 8 содержит соответствующие результаты для промышленных товаров. На интервале 1992–1998 гг. TAR-спецификация не отвергается ни в одном случае, правда, для Кемеровской области сходимость сомнительна из-за большой стандартной ошибки  $\lambda^{\text{out}}$ . Единичный корень отвергается для тех же самых регионов, что и в табл. 5, и еще для Томской области.

Что же касается 1994–1998 гг., то оценки по AR(1)-модели не обнаруживают на этом временном отрезке ни одного случая сходимости, тогда как TAR-модель показывает, что она все же имеется. По сути TAR-модель говорит об отсутствии сходимости лишь в единственном случае — для Томской области, причем временной ряд уровня цен этого региона не является стационарным и в AR(1)-модели.

Можно сомневаться также в стационарности рядов для Кемеровской и Омской областей из-за сравнимости оценок и их стандартных ошибок. Вместе с тем динамика уровней цен вне интервала недейственности арбитража в 3 регионах оказывается стационарной даже по тесту Дикки–Фуллера. TAR-модель подтверждает результаты оценок по AR(1)-модели, свидетельствующей об ухудшении поведения цен на временном отрезке 1994–1998 гг. в сравнении с 1992–1998 гг.

Значения порогов для арбитража  $C$  в ряде случаев аномально высоки, особенно на интервале 1992–1998 гг. (достигают 20%), причем характерно то, что 3 из 4 таких порогов на этом интервале имеют место для временных рядов, стационарных по обоим тестам. Несмотря на то что динамика цен на отрезке 1994–1998 гг. ухудшается, пороги для арбитража, за единственным исключением, снижаются, однако в некоторых случаях они довольно велики. У Обстфельда и Тэйлора сопоставимых результатов нет; для одежды их оценки порога  $C$  находятся в диапазоне 0.7–2.2% по 4 городам США, что гораздо ниже, чем для всех промышленных товаров в западносибирских регионах.

Нельзя не отметить значительное различие порогов у Республики Алтай и Алтайского края, центры которых разделены расстоянием всего лишь в 200 км, причем товарные потоки в Республику Алтай идут исключительно через Алтайский край.

Картину интегрированности западносибирского рынка продовольственных товаров дают табл. Б1 и Б2 приложения Б. Для интервала 1992–1998 гг., включающего начальный период рыночных преобразований, пороговая модель отвергается в 3 случаях из 21. В случае пары Алтайский край–Тюменская область это свидетельствует об отсутствии препятствий арбитражу между данными регионами, поскольку временной ряд сходится в обычной авторегрессионной модели (см. табл. А1), в двух других — об отсутствии сходимости к закону единой цены в любом смысле.

Исключение порога недейственности арбитража дает значительное ускорение сходимости уровней цен: времена полураспада разрыва в ценах составляют диапазон 0.5–2.4 месяца при среднем значении 1.1 месяца (без учета пар, отвергнутых LLR-тестом) в сравнении с 1.0–7.0 и 2.8 месяца, полученными при оценке с помощью AR(1)-модели. Значения порогов находятся в диапазоне 1.1–14.6% при среднем значении 6.1%.

Обращают на себя внимание довольно высокие пороги для арбитража между соседними регионами: Алтайский край–Новосибирская

область (8.0%), Кемеровская область–Новосибирская область (8.5%), Новосибирская область–Томская область (10.3%).

Если исключить начальный период расхождения цен, т.е. рассматривать отрезок 1994–1998 гг. (табл. Б2), то пороги для арбитража заметно снижаются: их диапазон становится равным 0.3–7.2%, а среднее значение — 2.4%. TAR-спецификация отвергается в 4 случаях: в одном — для сходящегося AR(1)-процесса (пара Алтайский край–Тюменская область), в остальных — для расходящегося. Времена полураспада разрыва в ценах в основном уменьшаются, однако в 7 парах регионов они возрастают.

В табл. Б3 и Б4 приложения Б представлены результаты оценок для уровня цен на промышленные товары. На интервале 1992–1998 гг. пороговая модель не отвергается ни в одном случае. Среднее значение времени полураспада разрыва в ценах составляет 1.5 месяца при диапазоне 0.4–10.0 месяца. Однако пороги для арбитража весьма высоки: в среднем они равны 14.2% при изменении от 4.6 до 33.9%.

Исключение начального периода расхождения цен резко ухудшает картину: TAR-спецификация отвергается в 8 случаях, что свидетельствует (вместе с табл. А2) о нестационарности временных рядов уровней цен в соответствующих парах регионов. К ним следует добавить также пару Кемеровская область–Тюменская область, для которой TAR-модель дает странный результат:  $\lambda^{\text{out}} < -2$ , т.е. расходящийся "запороговый" процесс.

Среднее значение времени полураспада разрыва в ценах (по парам регионов, для которых TAR-спецификация принимается) увеличивается втрое: до 4.6 месяца при диапазоне 0.4–21.2 месяца. Однако следует отметить, что пороги для арбитража снижаются: их диапазон становится равным 0.2–17.2%, а среднее значение — 6.0%. Расхождение уровней цен характерно для пар регионов, в которые входят Тюменская (4 из 6 пар), Томская (4 из 6 пар) и Новосибирская (3 из 6 пар) области. Как ни удивительно, уровни цен расходятся также между близко расположенными Алтайским краем и Республикой Алтай.

Представленные в таблицах результаты оценивания пороговой модели показывают, что пороговая модель отвергается в пользу AR(1)-модели лишь в 2 случаях из 15 для пар регион–Россия (табл. 7 и 8), и в 15 случаях из 84 для пар регион–регион (табл. Б1–Б4 приложения Б). Даже при всех сомнительных случаях сходимости это дает основание заключить, что в большинстве своем неудачи теста на стационарность в AR(1)-модели обусловлены неадекват-



ным представлением принципиально нелинейного процесса линейной моделью, приводящей к смещению оценки параметра  $\lambda$  в сторону занижения. При этом следует признать, что пороговая модель лучше описывает реальную динамику уровней цен.

Вместе с тем в ряде случаев пороги для межрегиональной торговли оказываются слишком значительными, чтобы отнести их на счет только транспортных издержек, особенно когда дело касается промышленных товаров. Это свидетельствует о наличии серьезных препятствий на пути межрегиональных товарных потоков.

### 5. ЧТО ПРЕПЯТСТВУЕТ СБЛИЖЕНИЮ УРОВНЕЙ ЦЕН?

Экономическая действительность свидетельствует о множестве причин, обуславливающих сегментацию российского потребительского рынка. Ниже обсуждаются только факторы, играющие, как представляется, наиболее существенную роль.

Одну из групп таких факторов составляет административное регулирование торговли. К ней, в частности, относится регулирование цен региональными властями. В основном оно затрагивает продовольственные товары; среди промышленных товаров объектом регулирования является небольшая группа товаров детского ассортимента. Представление о масштабах административного регулирования цен дает проведенное Госкомстатом РФ обследование, результаты которого показаны в табл. 9.

**Таблица 9.** Масштабы регулирования цен на продовольственные товары в 1995 г.

Регион	Март	Июнь	Сентябрь	Декабрь
Россия	31.0	23.9	19.2	16.7
Западная Сибирь	23.5	26.2	13.9	17.4

Источник: (Госкомстат, 1996б, с. 89). Числовые значения приведены в процентах от общего числа городов и наблюдаемых Госкомстатом продуктов.

Более подробные данные приводятся в отчете TACIS (1996), где российские регионы ранжированы по степени регулирования цен от 6 до 1. Наибольшую степень регулирования цен (ранг 6) в Западной Сибири имеет Омская область. Республика Алтай, Алтайский край и Новосибирская область имеют ранг 4, Тюменская и Кемеровская области — 3, Томская область — 2.

Ранги регулирования цен довольно хорошо согласуются со средними значениями порогов для продовольственных товаров на отрезке 1994–1998 гг., рассчитанными по табл. Б2 приложения Б. Наибольший средний порог (3.5%) имеет Омская область. За ней следуют Республика Алтай (3.3%), Алтайский край (2.8%), Тюменская (2.2%), Кемеровская (1.8%) и Новосибирская (1.7%) области. Минимальный средний порог (1.4%) имеет Томская область.

Следует отметить, что к настоящему времени перечень товаров с регулируруемыми ценами стал незначительным. Попытки усилить и расширить местный контроль над ценами возобновились после августовского кризиса 1998 г., но в большинстве своем оказались безуспешными. Наряду с прямым регулированием цен практикуется также косвенное, осуществляемое посредством дотаций на некоторые товары первой необходимости (прежде всего на хлеб). В Западной Сибири это наиболее характерно для Тюменской области, где дотации были отменены только в последние годы.

Помимо административного регулирования цен, некоторые региональные власти создают непосредственные барьеры для межрегиональной торговли, несмотря на незаконность такой меры. Например, в Алтайском крае и Омской области некоторое время действовали запреты на вывоз сельскохозяйственной продукции в другие регионы. Опять же такая практика имела место в течение некоторого времени после кризиса 1998 г. Решения о запрете или ограничении вывоза товаров за пределы региона были приняты в 11 субъектах федерации (Стариков, 1999).

В ряде регионов проводится протекционистская политика, направленная на ограничение ввоза отдельных товаров (в первую очередь алкоголя, иногда пива, мясной и молочной продукции). В Западной Сибири это Алтайский край, Кемеровская и Омская области (Баженова, 1999). Один из инструментов такой политики — введение повторной сертификации, маркировки, идентификации продукции, причем стоимость этих процедур для ввозимой продукции оказывается в 3–5 раз выше, чем для местных производителей.

Так, в 1999 г. в Омской области была введена процедура идентификации ввозимого алкоголя, сделавшая абсолютно невыгодным его ввоз. Другой ограничительной мерой, которая проводилась опять-таки в Омской области, стали многочисленные проверки инспектирующими органами магазинов, торгующих товарами из Новосибирской области. Имели место даже случаи, когда местные власти устанавливали прямые запреты на ввоз.

В случае запрета вывоза продукции цель региональных властей состояла в том, чтобы воспрепятствовать росту цен в регионе на эту

продукцию. Препятствия же для ввоза продукции создавались в целях ограничения конкуренции местным производителям, потенциально чреватой потерей рабочих мест. Однако в случае алкоголя (ввоз которого ограничивался региональными властями наиболее часто) основной мотив иной: поскольку акцизы взимаются по месту производства, сокращение объемов продаж местными производителями приводит к сокращению налоговых поступлений в бюджет региона.

Воздействие организованной преступности выражается в прямом ограничении арбитража и в увеличении издержек торговли. В первом случае преступные группы, заинтересованные в поддержании размера извлекаемой ими "ренды", прямо препятствуют доступу на рынок товаров из регионов с более низкими ценами, а также вынуждают продавцов не опускать цены ниже "установленной" границы. Издержки торговли увеличивает вымогаемая преступными группами "дань" с розничных и оптовых торговцев и поборы на междугородных трассах (например, Новосибирск–Кемерово). Ряд конкретных примеров приведен в работе (Berkowitz *et al.*, 1998).

Важным фактором межрегиональных разрывов в ценах являются весьма варьируемые по регионам розничные наценки<sup>11</sup>. С одной стороны, это стало следствием различия немобильного компонента в ценах мобильных товаров, т.е. разной цены труда (по Западной Сибири уровни заработной платы в розничной торговле различались в 2.5–2.6 раза) и иных составляющих издержек торговли (арендной платы, местного транспорта, электроэнергии и т.д.).

С другой стороны, в разных регионах действовали различные нормы прибыли в розничных ценах, причем даже высокий уровень конкуренции в розничной торговле не побуждает к снижению этой нормы. В этом одна из особенностей поведения нынешней российской торговли, которая в своей массе больше ориентирована на получение прибыли за счет высоких наценок, чем за счет увеличения оборота.

Следует упомянуть также о различиях по регионам в рисках арбитража, обусловленных тем, что из-за нехватки оборотных средств торговые агенты зачастую берут товары "под реализацию".

Однако в масштабах страны гораздо большее значение, на наш взгляд, имеет отсутствие общероссийской инфраструктуры рынка

---

<sup>11</sup> В бухгалтерском понимании эти наценки определяются разностью между оптовой и розничной ценой, т.е. наценка включает как издержки, так и прибыль розничной торговли.

потребительских товаров и неодинаковая интенсивность ее формирования в разных регионах. В России до сих пор нет развитой товаропроводящей структуры; отдельные ее островки представлены распределительными сетями немногих товаров (до конца 1998 г. в основном импортных), например жевательной резинки, сигарет и т.п.

В оптовой (и частично в розничной) торговле всех уровней доля постоянных прямых связей с поставщиками невелика, преобладают разовые (случайные) сделки. При этом товар проходит через многих посредников, теряя "по пути" выигрыш от арбитража. Местные производители в большинстве своем не имеют средств для широкого маркетинга; поэтому их рынок обычно ограничен пределами своего региона (и иногда соседних).

Еще один инфраструктурный аспект — весьма несовершенная информационная основа рынка, вследствие чего агенты товарного рынка (как продавцы, так и покупатели) просто не получают многих "ценовых сигналов".

В России нет сетей торговых фирм, охватывающих всю страну (или хотя бы несколько регионов). Поэтому конечные покупатели (как и агенты розничной торговли) лишены общей для страны или группы регионов "точки отсчета" розничных цен и вынуждены ориентироваться лишь на уровень цен, специфичный для данного региона.

Весьма скудна и труднодоступна информация для межрегионального арбитража. Отсутствуют какие-либо средства получения более-менее систематизированной и регулярной информации о ценах предложения и спроса в различных регионах. Поэтому зачастую продавцы-"арбитражеры" при выборе места продажи исходят не столько из четкого знания цен в разных регионах, сколько из своих представлений об уровне доходов населения в тех или иных местах. Это отчасти объясняет, почему "центрами притяжения" товарных потоков в Западной Сибири стали Тюменская область и до некоторой степени Кемеровская (в согласии с результатами Райской и др., 1997), или почему в некоторых более бедных западносибирских регионах уровень цен на товары выше, чем в этих областях.

В целом можно сказать, что оптовая торговля потребительскими товарами по стране характеризуется значительной долей случайных сделок и скорее хаотична, чем упорядочена. В результате арбитражная деятельность по выравниванию цен в одних регионах может вызывать в качестве побочного эффекта увеличение расхождения цен в других регионах. Например, Ю. Воронов (1995) обнаружил любопытное явление, названное им "тюменской ценовой пробкой".

В 1993–1994 гг. Тюменская область отличалась высокими ценами и спросом. Это привело к тому, что значительная часть товаров, приходящих с запада, стала оседать здесь, так что область оказалась "плотиной" на пути дальнейшего движения товаров на восток — в другие регионы Западной Сибири. В результате относительный уровень цен на товары в Тюменской области снизился, тогда как в некоторых других западносибирских регионах он вырос.

Есть основания полагать, что немаловажную роль в слабой интегрированности рынка играет институциональный фактор, а именно то, что арбитражная деятельность как институт в России все еще находится в стадии становления. Это подтверждается результатами опроса специалистов ряда новосибирских фирм оптовой и розничной торговли, которые не считают товарный арбитраж сколь-либо серьезным фактором повышения эффективности торговли. Поэтому, естественно, товарный арбитраж либо вообще не практикуется, либо используется в очень незначительном масштабе.

Таким образом, слабая интегрированность товарного рынка обусловлена не только несовершенством рыночной инфраструктуры, но и недооценкой арбитражной деятельности вследствие ее нетрадиционности для отечественной торговли, отсутствия соответствующих навыков, привычек и традиций. Поскольку менталитет — вещь довольно инерционная, то, по-видимому, потребуются довольно значительное время, чтобы товарный арбитраж широко вошел в практику российской торговли и заработал в полную силу.

Представленные в разделе 4 результаты демонстрируют разительные различия в поведении уровней цен на продовольственные и промышленные товары. И хотя регулирование цен, препятствия ввозу–вывозу, установление нижних пределов цен преступными группами затрагивают в основном продовольственные товары, поведение уровней их цен лучше согласуется с законом единой цены. Причина видится в гораздо меньшей дифференцированности продовольственных товаров в сравнении с промышленными. Так, российский ИПЦ охватывает 83 продовольственных товаров, тогда как промышленных — 144. При этом многие позиции продовольственных товаров представляют собой конкретные товары (например, сахар, сливочное масло и т.п.), большинство же промышленных товаров — агрегированные группы (например, ткани ситцевые, костюм мужской и т.д.).

Если взять главные продукты, занимающие основную долю в потреблении (и, следовательно, имеющие большие веса в ИПЦ), то их насчитывается всего около трех с половиной десятков. Обозри-

мость и относительная однородность рынка продовольственных товаров облегчает межрегиональное сопоставление цен, оценку спроса и тем самым снижает риск арбитража. Более развита и инфраструктура рынка продовольственных товаров (что также можно объяснить их большей однородностью). Наряду с этим важное значение имеет большой объем продовольственного рынка по сравнению с рынком промышленных товаров: из-за низкого уровня жизни население России тратит основную часть своих доходов на питание.

Негативным фактором является наличие детерминированных трендов в ряде относительных уровней цен (см. приложение В). Это означает, что, хотя цены сходятся к межрегиональному равновесию, разрыв в ценах растет во времени, поскольку смещается сама точка равновесия<sup>12</sup>. Как отмечалось в разделе 3, одной из вероятных причин этого явления может быть опережающий рост транспортных тарифов. Однако возможно также, что тренды являются артефактом, обусловленным измерением уровней цен с помощью ИПЦ. К сожалению, использованная в работе методика анализа не позволяет разрешить этот вопрос.

## 6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Наблюдаемые из года в год различия темпов инфляции в разных регионах России приводят к вопросу об их совокупном результате. Являются ли эти различия просто отражением неравномерного распространения инфляции по стране, временными отклонениями от общей тенденции или они порождают устойчивые расхождения уровней цен в регионах?

Как показывает результаты проведенного анализа, нет оснований считать российскую экономику в переходном периоде настолько специфичной, что в ней не действует закон единой цены. В принципе тенденция к уменьшению наблюдаемых различий в уровнях цен между регионами, хотя и замаскированная разнообразными помехами, все же имеет место. Обнадешивает то, что эта тенденция за-

---

<sup>12</sup> Это можно проиллюстрировать на простом примере. Пусть товар поставляется из первого региона во второй и в любой момент времени различие цен между этими регионами в точности равно издержкам на транспортировку единицы товара. Если транспортные издержки растут, а цена товара в первом регионе остается постоянной, то таким же образом будет расти и различие цен, хотя в каждый момент времени имеет место точное межрегиональное равновесие.

трагивает и общий уровень цен (стоимость жизни), что дает основания утверждать, что со временем разрывы между уровнями жизни в разных регионах станут не столь значительными.

Но "в принципе" означает, что имеются существенные препятствия, мешающие этой тенденции работать в полную силу на уменьшение межрегиональных разрывов в ценах. И если относительно продовольственных товаров, взятых в целом, можно с уверенностью говорить о сближении цен, то с промышленными товарами (также взятыми как единое целое) картина не очевидная. Кроме того, разрывы в ценах остаются довольно большими даже для продовольственных товаров, несмотря на указанную тенденцию. Это говорит о том, что российский потребительский рынок еще далек от интегрированности.

Можно согласиться с утверждением В. Коэна и П. Де Маззи (Коеп, De Masi, 1977), что "со временем цены и темпы инфляции в регионах сблизились", но с большой осторожностью. Это может быть справедливо для ряда товаров и некоторых регионов, но эмпирические данные по России (в частности, по Западной Сибири) дают пока мало свидетельств в пользу столь широкого обобщения.

Полученные в работе результаты требуют определенной осторожности, поскольку мы смотрим на картину поведения цен, как она видится в зеркале госкомстатовских индексов, которое вполне может оказаться кривым. В любом случае это касается количественной стороны. Если можно удовлетвориться числовыми значениями, скажем, относительной стоимости жизни (рассчитанными через месячные темпы инфляции за семь лет) для исследовательских целей, то в качестве реальных измерителей межрегиональных различий они непригодны. В то же время не исключено, что картина не вполне достоверна и с качественной стороны.

Для верификации надежности полученных оценок целесообразно провести анализ на возможно широком наборе отдельных товаров. Следует также иметь в виду, что вынужденная ограниченность пространственной выборки сужает возможности для анализа и не позволяет выявить роль отдельных факторов из совокупного эффекта всех помех. Более детальные результаты могут дать дальнейшие исследования, предусматривающие расширение пространственного охвата анализа поведения как агрегированных индексов, так и индивидуальных цен.

Представленные в работе результаты анализа приводят к важному методологическому выводу. Суть коинтеграционного анализа заключается в изучении отклонений от долгосрочного равновесия.

Однако на относительно коротком временном отрезке, характерном для переходных экономик, нельзя быть уверенным в идентификации долгосрочного равновесия: не исключено, что весь наблюдаемый процесс представляет собой флуктуацию (shock).

Более того, оценки, которые дают коинтеграционные регрессии, в некотором смысле усредняют поведение цен за рассматриваемый период. Это означает, что неявно принимается предположение о неизменном характере поведения цен в течение исследуемого периода. Такое предположение естественно для стабильных, "устоявшихся" экономик, но для переходных экономик оно может оказаться далеким от истины.

Значительное различие оценок для двух временных периодов (1992–1998 и 1994–1998 гг.) показывает, что поведение цен в России существенно меняется во времени. Это согласуется с выводами о причинах слабой интегрированности рынка, изложенными в разделе 5: многие факторы представляют собой развивающиеся во времени (усиливающиеся либо ослабляющиеся) процессы.

Вследствие вышесказанного коинтеграционный анализ является, возможно, слишком грубым инструментом для исследования динамики цен в переходных экономиках. Таким образом, необходимы иные подходы, которые могли бы улавливать динамику изменений интегрированности рынка в течение переходного процесса. Разработка таких подходов должна стать предметом дальнейших исследований.



**ПРИЛОЖЕНИЯ**

**А. Оценки основной модели для пар регионов**

**Таблица А1.** Уровень цен на продовольственные товары<sup>13</sup>

Пара регионов	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>
<i>Республика Алтай</i>						
Алтайский край	0.435	-0.124 (0.054)	5.2	0.087	-0.233 (0.072)	2.6
Кемеровская обл.	0.014	-0.228 (0.058)	2.7	0.089	-0.333 (0.103)	1.7
Новосибирская обл.	0.000	-0.329 (0.060)	1.7	0.333	-0.205 (0.083)	3.0
Омская обл.	0.001	-0.429 (0.086)	1.2	0.137	-0.295 (0.098)	2.0
Томская обл.	0.147	-0.197 (0.066)	3.2	0.130	-0.313 (0.103)	1.8
Тюменская обл.	0.437	-0.132 (0.058)	4.9	0.025	-0.403 (0.106)	1.3
<i>Алтайский край</i>						
Республика Алтай	0.435	-0.124 (0.054)	5.2	0.087	-0.233 (0.072)	2.6
Кемеровская обл.	0.000	-0.399 (0.074)	1.4	0.000	-0.677 (0.092)	0.6
Новосибирская обл.	0.008	-0.203 (0.049)	2.9	0.377	-0.113 (0.047)	5.8
Омская обл.	0.009	-0.265 (0.064)	2.3	0.109	-0.243 (0.078)	2.5
Томская обл.	0.012	-0.354 (0.088)	1.6	0.357	-0.186 (0.076)	3.4
Тюменская обл.	0.252	-0.175 (0.066)	3.6	0.031	-0.329 (0.089)	1.7

<sup>13</sup> Здесь и далее в таблицах приложений А–В в скобках даны стандартные отклонения.

Продолжение табл. А1

Пара регионов	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>
<i>Кемеровская обл.</i>						
Республика Алтай	0.014	-0.228 (0.058)	2.7	0.089	-0.333 (0.103)	1.7
Алтайский край	0.000	-0.399 (0.074)	1.4	0.000	-0.677 (0.092)	0.6
Новосибирская обл.	0.000	-0.244 (0.042)	2.5	0.302	-0.213 (0.083)	2.9
Омская обл.	0.000	-0.299 (0.052)	1.9	0.034	-0.400 (0.109)	1.4
Томская обл.	0.008	-0.267 (0.064)	2.2	0.055	-0.364 (0.105)	1.5
Тюменская обл.	0.000	-0.495 (0.082)	1.0	0.004	-0.514 (0.115)	1.0
<i>Новосибирская обл.</i>						
Республика Алтай	0.000	-0.329 (0.060)	1.7	0.333	-0.205 (0.083)	3.0
Алтайский край	0.008	-0.203 (0.049)	2.9	0.377	-0.113 (0.047)	5.8
Кемеровская обл.	0.000	-0.244 (0.042)	2.5	0.302	-0.213 (0.083)	2.9
Омская обл.	0.000	-0.462 (0.090)	1.1	0.016	-0.457 (0.116)	1.1
Томская обл.	0.000	-0.268 (0.048)	2.2	0.194	-0.286 (0.101)	2.1
Тюменская обл.	0.219	-0.094 (0.034)	7.0	0.308	-0.216 (0.085)	2.8
<i>Омская обл.</i>						
Республика Алтай	0.001	-0.429 (0.086)	1.2	0.137	-0.295 (0.098)	2.0
Алтайский край	0.009	-0.265 (0.064)	2.3	0.109	-0.243 (0.078)	2.5
Кемеровская обл.	0.000	-0.299 (0.052)	1.9	0.034	-0.400 (0.109)	1.4
Новосибирская обл.	0.000	-0.462 (0.090)	1.1	0.016	-0.457 (0.116)	1.1
Томская обл.	0.000	-0.411 (0.068)	1.3	0.005	-0.546 (0.125)	0.9
Тюменская обл.	0.233	-0.140 (0.052)	4.6	0.094	-0.326 (0.102)	1.8

Окончание табл. А1

Пара регионов	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>
<i>Томская обл.</i>						
Республика Алтай	0.147	-0.197 (0.066)	3.2	0.130	-0.313 (0.103)	1.8
Алтайский край	0.012	-0.354 (0.088)	1.6	0.357	-0.186 (0.076)	3.4
Кемеровская обл.	0.008	-0.267 (0.064)	2.2	0.055	-0.364 (0.105)	1.5
Новосибирская обл.	0.000	-0.268 (0.048)	2.2	0.194	-0.286 (0.101)	2.1
Омская обл.	0.000	-0.411 (0.068)	1.3	0.005	-0.546 (0.125)	0.9
Тюменская обл.	0.204	-0.184 (0.066)	3.4	0.405	-0.232 (0.099)	2.6
<i>Тюменская обл.</i>						
Республика Алтай	0.437	-0.132 (0.058)	4.9	0.025	-0.403 (0.106)	1.3
Алтайский край	0.252	-0.175 (0.066)	3.6	0.031	-0.329 (0.089)	1.7
Кемеровская обл.	0.000	-0.495 (0.082)	1.0	0.004	-0.514 (0.115)	1.0
Новосибирская обл.	0.219	-0.094 (0.034)	7.0	0.308	-0.216 (0.085)	2.8
Омская обл.	0.233	-0.140 (0.052)	4.6	0.094	-0.326 (0.102)	1.8
Томская обл.	0.204	-0.184 (0.066)	3.4	0.405	-0.232 (0.099)	2.6

**Таблица А2.** Уровень цен на промышленные товары

Пара регионов	I.1992–VI.1998			I.1994–VI.1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>
<i>Республика Алтай</i>						
Алтайский край	0.319	-0.064 (0.048)	10.5	0.919	-0.040 (0.036)	17.0
Кемеровская обл.	0.001	-0.221 (0.045)	2.8	0.524	-0.085 (0.040)	7.8
Новосибирская обл.	0.000	-0.306 (0.058)	1.9	0.455	-0.104 (0.046)	6.3
Омская обл.	0.000	-0.368 (0.049)	1.5	0.907	-0.047 (0.041)	14.3
Томская обл.	0.000	-0.335 (0.047)	1.7	0.940	-0.040 (0.041)	16.9
Тюменская обл.	0.000	-0.431 (0.045)	1.2	0.394	-0.114 (0.048)	5.7
<i>Алтайский край</i>						
Республика Алтай	0.319	-0.064 (0.048)	10.5	0.919	-0.040 (0.036)	17.0
Кемеровская обл.	0.000	-0.323 (0.034)	1.8	0.000	-0.409 (0.077)	1.3
Новосибирская обл.	0.000	-0.379 (0.045)	1.5	0.913	-0.052 (0.046)	13.0
Омская обл.	0.000	-0.503 (0.034)	1.0	0.365	-0.205 (0.084)	3.0
Томская обл.	0.000	-0.391 (0.035)	1.4	0.485	-0.192 (0.088)	3.2
Тюменская обл.	0.000	-0.357 (0.037)	1.6	0.980	-0.021 (0.041)	32.5
<i>Кемеровская обл.</i>						
Республика Алтай	0.001	-0.221 (0.045)	2.8	0.524	-0.085 (0.040)	7.8
Алтайский край	0.000	-0.323 (0.034)	1.8	0.000	-0.409 (0.077)	1.3
Новосибирская обл.	0.221	-0.134 (0.049)	4.8	0.828	-0.081 (0.055)	8.2
Омская обл.	0.000	-0.425 (0.073)	1.3	0.003	-0.321 (0.071)	1.8
Томская обл.	0.040	-0.238 (0.067)	2.5	0.133	-0.263 (0.087)	2.3
Тюменская обл.	0.078	-0.178 (0.054)	3.5	0.899	-0.058 (0.048)	11.6

Продолжение табл. А2

Пара регионов	I. 1992–VI. 1998			I. 1994–VI. 1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>
<i>Новосибирская обл.</i>						
Республика Алтай	0.000	-0.306 (0.058)	1.9	0.455	-0.104 (0.046)	6.3
Алтайский край	0.000	-0.379 (0.045)	1.5	0.913	-0.052 (0.046)	13.0
Кемеровская обл.	0.221	-0.134 (0.049)	4.8	0.828	-0.081 (0.055)	8.2
Омская обл.	0.000	-0.455 (0.055)	1.1	0.966	-0.032 (0.044)	21.3
Томская обл.	0.001	-0.254 (0.051)	2.4	0.981	-0.023 (0.047)	29.3
Тюменская обл.	0.000	-0.276 (0.046)	2.1	0.499	-0.164 (0.076)	3.9
<i>Омская обл.</i>						
Республика Алтай	0.000	-0.368 (0.049)	1.5	0.907	-0.047 (0.041)	14.3
Алтайский край	0.000	-0.503 (0.034)	1.0	0.365	-0.205 (0.084)	3.0
Кемеровская обл.	0.000	-0.425 (0.073)	1.3	0.003	-0.321 (0.071)	1.8
Новосибирская обл.	0.000	-0.455 (0.055)	1.1	0.966	-0.032 (0.044)	21.3
Томская обл.	0.285	-0.142 (0.055)	4.5	0.412	-0.204 (0.088)	3.0
Тюменская обл.	0.924	-0.040 (0.037)	16.8	0.996	0.003 (0.035)	—
<i>Томская обл.</i>						
Республика Алтай	0.000	-0.335 (0.047)	1.7	0.940	-0.040 (0.041)	16.9
Алтайский край	0.000	-0.391 (0.035)	1.4	0.485	-0.192 (0.088)	3.2
Кемеровская обл.	0.040	-0.238 (0.067)	2.5	0.133	-0.263 (0.087)	2.3
Новосибирская обл.	0.001	-0.254 (0.051)	2.4	0.981	-0.023 (0.047)	29.3
Омская обл.	0.285	-0.142 (0.055)	4.5	0.412	-0.204 (0.088)	3.0
Тюменская обл.	0.374	-0.135 (0.056)	4.8	0.990	-0.011 (0.045)	60.3

Окончание табл. А2

Пара регионов	I. 1992–VI. 1998			I. 1994–VI. 1998		
	<i>P</i> -значение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda$	Время полурас- пада <i>T</i>
<i>Тюменская обл.</i>						
Республика Алтай	0.000	-0.431 (0.045)	1.2	0.394	-0.114 (0.048)	5.7
Алтайский край	0.000	-0.357 (0.037)	1.6	0.980	-0.021 (0.041)	32.5
Кемеровская обл.	0.078	-0.178 (0.054)	3.5	0.899	-0.058 (0.048)	11.6
Новосибирская обл.	0.000	-0.276 (0.046)	2.1	0.499	-0.164 (0.076)	3.9
Омская обл.	0.924	-0.040 (0.037)	16.8	0.996	0.003 (0.035)	—
Томская обл.	0.374	-0.135 (0.056)	4.8	0.990	-0.011 (0.045)	60.3

**Б. Оценки пороговой модели для пар регионов**

Таблица Б1. Уровень цен на продовольственные товары в 1992–1998 гг.

Пара регионов I. 1992–VI. 1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полурас- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Республика Алтай</i>					
Алтайский край	0.000	0.899	-0.731 (0.758)	0.5	13.4
Кемеровская обл.	0.000	0.036	-0.580 (0.155)	0.8	7.8
Новосибирская обл.	0.006	0.156	-0.741 (0.235)	0.5	8.9
Омская обл.	0.098	0.002	-0.515 (0.110)	1.0	1.4
Томская обл.	0.139	0.193	-0.242 (0.085)	2.5	1.3
Тюменская обл.	0.000	0.307	-0.746 (0.294)	0.5	14.6
<i>Алтайский край</i>					
Республика Алтай	0.000	0.899	-0.731 (0.758)	0.5	13.4
Кемеровская обл.	0.000	0.001	-0.706 (0.142)	0.6	3.2
Новосибирская обл.	0.000	0.039	-0.461 (0.125)	1.1	8.0
Омская обл.	0.015	0.022	-0.305 (0.080)	1.9	1.4
Томская обл.	0.516	0.029	-0.463 (0.124)	1.1	1.6
Тюменская обл.	0.000	0.843	-1.390 (0.479)	0.7	11.2

Окончание табл. Б1

Пара регионов I. 1992–VI. 1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полурас- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Кемеровская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.036	-0.580 (0.155)	0.8	7.8
Алтайский край	0.000	0.001	-0.706 (0.142)	0.6	3.2
Новосибирская обл.	0.000	0.000	-0.456 (0.076)	1.1	8.5
Омская обл.	0.062	0.000	-0.337 (0.062)	1.7	1.6
Томская обл.	0.008	0.034	-0.382 (0.104)	1.4	2.6
Тюменская обл.	0.000	0.000	-0.691 (0.125)	0.6	2.3
<i>Новосибирская обл.</i>					
Республика Алтай	0.006	0.156	-0.741 (0.235)	0.5	8.9
Алтайский край	0.000	0.039	-0.461 (0.125)	1.1	8.0
Кемеровская обл.	0.000	0.000	-0.456 (0.076)	1.1	8.5
Омская обл.	0.000	0.001	-0.559 (0.117)	0.8	1.1
Томская обл.	0.000	0.000	-0.715 (0.110)	0.6	10.3
Тюменская обл.	0.209	0.104	-0.129 (0.041)	5.0	5.0
<i>Омская обл.</i>					
Республика Алтай	0.098	0.002	-0.515 (0.110)	1.0	1.4
Алтайский край	0.015	0.022	-0.305 (0.080)	1.9	1.4
Кемеровская обл.	0.062	0.000	-0.337 (0.062)	1.7	1.6
Новосибирская обл.	0.000	0.001	-0.559 (0.117)	0.8	1.1
Томская обл.	0.004	0.000	-0.470 (0.085)	1.1	1.2
Тюменская обл.	0.000	0.584	-0.255 (0.128)	2.4	7.7
<i>Томская обл.</i>					
Республика Алтай	0.139	0.193	-0.242 (0.085)	2.5	1.3
Алтайский край	0.516	0.029	-0.463 (0.124)	1.1	1.6
Кемеровская обл.	0.008	0.034	-0.382 (0.104)	1.4	2.6
Новосибирская обл.	0.000	0.000	-0.715 (0.110)	0.6	10.3
Омская обл.	0.004	0.000	-0.470 (0.085)	1.1	1.2
Тюменская обл.	0.000	0.418	-0.327 (0.141)	1.8	5.0
<i>Тюменская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.307	-0.746 (0.294)	0.5	14.6
Алтайский край	0.000	0.843	-1.390 (0.479)	0.7	11.2
Кемеровская обл.	0.000	0.000	-0.691 (0.125)	0.6	2.3
Новосибирская обл.	0.209	0.104	-0.129 (0.041)	5.0	5.0
Омская обл.	0.000	0.584	-0.255 (0.128)	2.4	7.7
Томская обл.	0.000	0.418	-0.327 (0.141)	1.8	5.0

**Таблица Б2.** Уровень цен на продовольственные товары в 1994–1998 гг.

Пара регионов I.1994–VI.1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полурас- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Республика Алтай</i>					
Алтайский к рай	0.004	0.814	-0.409 (0.334)	1.3	5.0
Кемеровская обл.	0.002	0.009	-0.376 (0.089)	1.5	0.5
Новосибирская обл.	0.054	0.005	-0.685 (0.134)	0.6	4.0
Омская обл.	0.040	0.028	-1.187 (0.176)	0.4	5.6
Томская обл.	0.510	0.597	-1.381 (0.327)	0.7	5.3
Тюменская обл.	0.084	0.049	-0.566 (0.160)	0.8	1.2
<i>Алтайский край</i>					
Республика Алтай	0.004	0.814	-0.409 (0.334)	1.3	5.0
Кемеровская обл.	0.028	0.000	-0.799 (0.132)	0.4	0.8
Новосибирская обл.	0.000	0.494	-0.125 (0.058)	5.2	0.5
Омская обл.	0.023	0.660	-0.963 (0.585)	0.2	7.2
Томская обл.	0.058	0.210	-0.193 (0.069)	3.2	0.3
Тюменская обл.	0.369	0.770	-0.754 (0.513)	0.5	3.5
<i>Кемеровская обл.</i>					
Республика Алтай	0.002	0.009	-0.376 (0.089)	1.5	0.5
Алтайский край	0.028	0.000	-0.799 (0.132)	0.4	0.8
Новосибирская обл.	0.003	0.723	-0.267 (0.157)	2.2	1.8
Омская обл.	0.000	0.438	-0.511 (0.227)	1.0	2.1
Томская обл.	0.000	0.702	-0.553 (0.326)	0.9	3.1
Тюменская обл.	0.000	0.684	-1.075 (0.556)	0.3	2.7
<i>Новосибирская обл.</i>					
Республика Алтай	0.054	0.005	-0.685 (0.134)	0.6	4.0
Алтайский край	0.000	0.494	-0.125 (0.058)	5.2	0.5
Кемеровская обл.	0.003	0.723	-0.267 (0.157)	2.2	1.8
Омская обл.	0.032	0.083	-0.742 (0.233)	0.5	1.5
Томская обл.	0.000	0.218	-0.343 (0.124)	1.7	0.5
Тюменская обл.	0.126	0.190	-0.247 (0.087)	2.4	1.0



Окончание табл. Б2

Пара регионов I.1994–VI.1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{\text{out}}$	Время полурас- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Омская обл.</i>					
Республика Алтай	0.040	0.028	-1.187 (0.176)	0.4	5.6
Алтайский край	0.023	0.660	-0.963 (0.585)	0.2	7.2
Кемеровская обл.	0.000	0.438	-0.511 (0.227)	1.0	2.1
Новосибирская обл.	0.032	0.083	-0.742 (0.233)	0.5	1.5
Томская обл.	0.000	0.054	-0.938 (0.262)	0.2	1.5
Тюменская обл.	0.004	0.688	-0.516 (0.306)	1.0	2.8
<i>Томская обл.</i>					
Республика Алтай	0.510	0.597	-1.381 (0.327)	0.7	5.3
Алтайский край	0.058	0.210	-0.193 (0.069)	3.2	0.3
Кемеровская обл.	0.000	0.702	-0.553 (0.326)	0.9	3.1
Новосибирская обл.	0.000	0.218	-0.343 (0.124)	1.7	0.5
Омская обл.	0.000	0.054	-0.938 (0.262)	0.2	1.5
Тюменская обл.	0.267	0.374	-0.340 (0.142)	1.7	1.7
<i>Тюменская обл.</i>					
Республика Алтай	0.084	0.049	-0.566 (0.160)	0.8	1.2
Алтайский край	0.369	0.770	-0.754 (0.513)	0.5	3.5
Кемеровская обл.	0.000	0.684	-1.075 (0.556)	0.3	2.7
Новосибирская обл.	0.126	0.190	-0.247 (0.087)	2.4	1.0
Омская обл.	0.004	0.688	-0.516 (0.306)	1.0	2.8
Томская обл.	0.267	0.374	-0.340 (0.142)	1.7	1.7

**Таблица Б3.** Уровень цен на промышленные товары в 1992–1998 гг.

Пара регионов I.1992–VI.1998	P-значение LLR- теста	P-значение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полура- спада $T$	Порог С, %
<i>Республика Алтай</i>					
Алтайский край	0.000	0.943	-0.227 (0.256)	2.7	14.1
Кемеровская обл.	0.000	0.134	-0.607 (0.182)	0.7	33.9
Новосибирская обл.	0.000	0.103	-0.686 (0.208)	0.6	16.2
Омская обл.	0.000	0.000	-0.598 (0.099)	0.8	16.2
Томская обл.	0.000	0.025	-0.646 (0.124)	0.7	21.7
Тюменская обл.	0.000	0.003	-0.587 (0.109)	0.8	14.1
<i>Алтайский край</i>					
Республика Алтай	0.000	0.943	-0.227 (0.256)	2.7	14.1
Кемеровская обл.	0.000	0.000	-0.374 (0.064)	1.5	4.6
Новосибирская обл.	0.000	0.131	-0.574 (0.166)	0.8	10.6
Омская обл.	0.000	0.000	-0.564 (0.072)	0.8	5.8
Томская обл.	0.000	0.002	-0.553 (0.088)	0.9	15.2
Тюменская обл.	0.000	0.038	-0.624 (0.121)	0.7	24.7
<i>Кемеровская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.134	-0.607 (0.182)	0.7	33.9
Алтайский край	0.000	0.000	-0.374 (0.064)	1.5	4.6
Новосибирская обл.	0.006	0.155	-0.343 (0.115)	1.7	6.6
Омская обл.	0.000	0.320	-1.437 (0.224)	0.8	10.9
Томская обл.	0.000	0.949	-1.611 (0.693)	1.4	14.9
Тюменская обл.	0.000	0.871	-1.832 (0.175)	1.8	22.5
<i>Новосибирская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.103	-0.686 (0.208)	0.6	16.2
Алтайский край	0.000	0.131	-0.574 (0.166)	0.8	10.6
Кемеровская обл.	0.006	0.155	-0.343 (0.115)	1.7	6.6
Омская обл.	0.000	0.008	-0.857 (0.157)	0.4	10.3
Томская обл.	0.000	0.008	-0.676 (0.146)	0.6	9.5
Тюменская обл.	0.000	0.015	-0.672 (0.143)	0.6	14.2
<i>Омская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.000	-0.598 (0.099)	0.8	16.2
Алтайский край	0.000	0.000	-0.564 (0.072)	0.8	5.8
Кемеровская обл.	0.000	0.320	-1.437 (0.224)	0.8	10.9
Новосибирская обл.	0.000	0.008	-0.857 (0.157)	0.4	10.3
Томская обл.	0.000	0.890	-0.319 (0.374)	1.8	17.0
Тюменская обл.	0.002	0.888	-0.067 (0.053)	10.0	4.6

Окончание табл. Б3

Пара регионов I.1992–VI.1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полура- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Томская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.025	-0.646 (0.124)	0.7	21.7
Алтайский край	0.000	0.002	-0.553 (0.088)	0.9	15.2
Кемеровская обл.	0.000	0.949	-1.611 (0.693)	1.4	14.9
Новосибирская обл.	0.000	0.008	-0.676 (0.146)	0.6	9.5
Омская обл.	0.000	0.890	-0.319 (0.374)	1.8	17.0
Тюменская обл.	0.011	0.472	-0.389 (0.178)	1.4	10.8
<i>Тюменская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.003	-0.587 (0.109)	0.8	14.1
Алтайский край	0.000	0.038	-0.624 (0.121)	0.7	24.7
Кемеровская обл.	0.000	0.871	-1.832 (0.175)	1.8	22.5
Новосибирская обл.	0.000	0.015	-0.672 (0.143)	0.6	14.2
Омская обл.	0.002	0.888	-0.067 (0.053)	10.0	4.6
Томская обл.	0.011	0.472	-0.389 (0.178)	1.4	10.8

Таблица Б4. Уровень цен на промышленные товары в 1994–1998 гг.

Пара регионов I.1994–VI.1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полура- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Республика Алтай</i>					
Алтайский край	0.502	0.908	-0.059 (0.052)	11.4	6.0
Кемеровская обл.	0.085	0.036	-0.751 (0.156)	0.5	17.2
Новосибирская обл.	0.000	0.892	-0.442 (0.482)	1.2	12.2
Омская обл.	0.028	0.878	-0.065 (0.051)	10.3	6.4
Томская обл.	0.007	0.976	-0.032 (0.060)	21.2	9.7
Тюменская обл.	0.057	0.412	-0.149 (0.064)	4.3	1.8
<i>Алтайский край</i>					
Республика Алтай	0.502	0.908	-0.059 (0.052)	11.4	6.0
Кемеровская обл.	0.001	0.019	-0.751 (0.171)	0.5	1.8
Новосибирская обл.	0.021	0.926	-0.057 (0.055)	11.7	0.7
Омская обл.	0.016	0.263	-0.832 (0.312)	0.4	2.5
Томская обл.	0.239	0.547	-0.249 (0.120)	2.4	0.9
Тюменская обл.	0.018	0.166	-1.261 (0.241)	0.5	7.9

Окончание табл. Б4

Пара регионов I.1994–VI.1998	<i>P</i> -зна- чение LLR- теста	<i>P</i> -зна- чение DF-теста	$\lambda^{out}$	Время полукас- пада <i>T</i>	Порог <i>C</i> , %
<i>Кемеровская обл.</i>					
Республика Алтай	0.085	0.036	-0.751 (0.156)	0.5	17.2
Алтайский край	0.001	0.019	-0.751 (0.171)	0.5	1.8
Новосибирская обл.	0.011	0.867	-0.381 (0.515)	1.4	7.0
Омская обл.	0.038	0.008	-0.340 (0.080)	1.7	0.2
Томская обл.	0.214	0.383	-0.456 (0.192)	1.1	2.2
Тюменская обл.	0.033	0.950	-2.061 (1.011)	—	8.6
<i>Новосибирская обл.</i>					
Республика Алтай	0.000	0.892	-0.442 (0.482)	1.2	12.2
Алтайский край	0.021	0.926	-0.057 (0.055)	11.7	0.7
Кемеровская обл.	0.011	0.867	-0.381 (0.515)	1.4	7.0
Омская обл.	0.106	0.684	-1.112 (0.572)	0.3	8.1
Томская обл.	0.229	0.650	-0.737 (0.426)	0.5	9.7
Тюменская обл.	0.482	0.331	-0.211 (0.085)	2.9	0.7
<i>Омская обл.</i>					
Республика Алтай	0.028	0.878	-0.065 (0.051)	10.3	6.4
Алтайский край	0.016	0.263	-0.832 (0.312)	0.4	2.5
Кемеровская обл.	0.038	0.008	-0.340 (0.080)	1.7	0.2
Новосибирская обл.	0.106	0.684	-1.112 (0.572)	0.3	8.1
Томская обл.	0.041	0.945	-1.568 (0.738)	1.2	4.3
Тюменская обл.	0.107	0.998	0.013 (0.047)	—	2.7
<i>Томская обл.</i>					
Республика Алтай	0.007	0.976	-0.032 (0.060)	21.2	9.7
Алтайский край	0.239	0.547	-0.249 (0.120)	2.4	0.9
Кемеровская обл.	0.214	0.383	-0.456 (0.192)	1.1	2.2
Новосибирская обл.	0.229	0.650	-0.737 (0.426)	0.5	9.7
Омская обл.	0.041	0.945	-1.568 (0.738)	1.2	4.3
Тюменская обл.	0.750	0.989	-0.015 (0.053)	45.0	2.0
<i>Тюменская обл.</i>					
Республика Алтай	0.057	0.412	-0.149 (0.064)	4.3	1.8
Алтайский край	0.018	0.166	-1.261 (0.241)	0.5	7.9
Кемеровская обл.	0.033	0.950	-2.061 (1.011)	—	8.6
Новосибирская обл.	0.482	0.331	-0.211 (0.085)	2.9	0.7
Омская обл.	0.107	0.998	0.013 (0.047)	—	2.7
Томская обл.	0.750	0.989	-0.015 (0.053)	45.0	2.0

**В. Тренды****Таблица В1.** Тренды уровней цен, отнесенных к среднероссийскому

Регион	I.1992–VI.1998		I.1994–VI.1998	
	$\beta \times 1000$	<i>P</i> -значение	$\beta \times 1000$	<i>P</i> -значение
Общий уровень цен				
Республика Алтай	-2.230 (0.364)	0.000	-0.477 (0.534)	
Алтайский край	-0.319 (0.161)	0.052	0.054 (0.116)	0.643
Кемеровская обл.	-0.146 (0.304)		-0.523 (0.221)	0.021
Новосибирская обл.	0.280 (0.178)		-0.228 (0.236)	0.339
Омская обл.	0.588 (0.154)	0.000	0.292 (0.044)	
Томская обл.	0.180 (0.255)		0.457 (0.289)	
Тюменская обл.	0.013 (0.174)		0.022 (0.131)	0.870
Уровень цен на продовольственные товары				
Республика Алтай	-0.971 (0.339)	0.005	-1.717 (0.561)	0.004
Алтайский край	0.151 (0.156)		0.283 (0.128)	0.032
Кемеровская обл.	-0.294 (0.158)		-0.793 (0.348)	
Новосибирская обл.	0.161 (0.152)	0.294	0.371 (0.158)	
Омская обл.	0.147 (0.151)	0.332	0.277 (0.173)	0.116
Томская обл.	0.761 (0.261)	0.005	1.422 (0.388)	0.001
Тюменская обл.	0.432 (0.261)		-0.107 (0.142)	0.454
Уровень цен на промышленные товары				
Республика Алтай	-5.099 (0.650)	0.000	-0.082 (0.542)	
Алтайский край	0.357 (0.240)	0.142	0.115 (0.121)	
Кемеровская обл.	0.233 (0.327)		0.061 (0.175)	
Новосибирская обл.	-0.586 (0.168)	0.001	-0.125 (0.240)	
Омская обл.	0.752 (0.305)		0.172 (0.141)	
Томская обл.	1.453 (0.513)		0.380 (0.463)	
Тюменская обл.	-0.508 (0.265)	0.059	0.234 (0.110)	
Уровень цен на услуги				
Республика Алтай	1.888 (1.295)		0.503 (1.224)	
Алтайский край	-1.724 (0.654)	0.010	-0.624 (0.508)	
Кемеровская обл.	0.943 (1.652)		-1.578 (1.637)	0.340
Новосибирская обл.	1.964 (1.232)		-2.261 (0.992)	0.027
Омская обл.	-0.406 (0.474)		0.761 (0.459)	
Томская обл.	-0.032 (0.521)		-1.561 (0.727)	0.037
Тюменская обл.	1.458 (0.637)	0.025	-0.078 (0.464)	0.867

**Таблица В2.** Тренды уровней цен на продовольственные товары, отнесенных к уровням других регионов

Пара регионов	I.1992–VI.1998		I.1994–VI.1998	
	$\beta \times 1000$	<i>P</i> -значение	$\beta \times 1000$	<i>P</i> -значение
<i>Республика Алтай</i>				
Алтайский край	-0.508 (0.334)		-1.340 (0.404)	0.002
Кемеровская обл.	-0.514 (0.323)	0.115	-0.495 (0.159)	0.159
Новосибирская обл.	-1.437 (0.268)	0.000	-1.256 (0.550)	
Омская обл.	-1.899 (0.418)	0.000	-1.555 (0.012)	
Томская обл.	-1.327 (0.551)		-2.390 (0.861)	
Тюменская обл.	-0.853 (0.517)		-1.709 (0.491)	0.001
<i>Алтайский край</i>				
Кемеровская обл.	0.667 (0.193)	0.001	2.425 (0.322)	0.000
Новосибирская обл.	-0.126 (0.236)	0.596	0.053 (0.682)	
Омская обл.	-0.027 (0.229)	0.905	0.107 (0.591)	
Томская обл.	-0.900 (0.309)	0.005	-0.290 (0.298)	
Тюменская обл.	-0.429 (0.284)		0.390 (0.168)	0.024
<i>Кемеровская обл.</i>				
Новосибирская обл.	-0.578 (0.232)	0.015	-1.004 (0.419)	
Омская обл.	-0.568 (0.230)	0.016	-1.508 (0.491)	0.003
Томская обл.	-1.206 (0.294)	0.000	-2.257 (0.711)	0.003
Тюменская обл.	-2.058 (0.367)	0.000	-1.359 (0.322)	0.000
<i>Новосибирская обл.</i>				
Омская обл.	-0.154 (0.212)	0.471	0.346 (0.212)	0.109
Томская обл.	-0.640 (0.273)	0.022	-0.451 (0.270)	
Тюменская обл.	0.108 (0.251)		0.360 (0.242)	
<i>Омская обл.</i>				
Томская обл.	-1.169 (0.309)	0.000	-1.338 (0.376)	0.001
Тюменская обл.	-0.181 (0.319)		0.317 (0.252)	0.215
<i>Томская обл.</i>				
Тюменская обл.	-0.026 (0.233)		7.238 (0.422)	

**Таблица В3.** Тренды уровней цен на промышленные товары, отнесенных к уровням других регионов

Пара регионов	I.1992–VI.1998		I.1994–VI.1998	
	$\beta \times 1000$	P-значение	$\beta \times 1000$	P-значение
<i>Республика Алтай</i>				
Алтайский край	-0.760 (0.888)		0.272 (0.501)	
Кемеровская обл.	-4.771 (0.895)	0.000	-0.153 (0.584)	
Новосибирская обл.	-3.928 (0.731)	0.000	-0.238 (0.474)	
Омская обл.	-7.560 (0.932)	0.000	0.182 (0.683)	
Томская обл.	-7.670 (0.994)	0.000	0.298 (0.833)	
Тюменская обл.	-5.577 (0.563)	0.000	-0.771 (0.600)	
<i>Алтайский край</i>				
Кемеровская обл.	-1.324 (0.212)	0.000	-0.472 (0.188)	0.011
Новосибирская обл.	1.548 (0.350)	0.000	0.162 (0.244)	
Омская обл.	-1.479 (0.217)	0.000	-0.366 (0.221)	
Томская обл.	-2.266 (0.244)	0.000	-1.016 (0.619)	
Тюменская обл.	1.028 (0.389)	0.010	-0.148 (0.143)	
<i>Кемеровская обл.</i>				
Новосибирская обл.	1.114 (0.407)		0.118 (0.354)	
Омская обл.	-0.020 (0.269)	0.940	-0.303 (0.108)	0.007
Томская обл.	-0.616 (0.266)	0.024	-1.315 (0.457)	
Тюменская обл.	0.825 (0.561)	0.145	-0.302 (0.195)	
<i>Новосибирская обл.</i>				
Омская обл.	3.524 (0.412)	0.000	-0.065 (0.304)	
Томская обл.	-2.664 (0.508)	0.000	-0.063 (0.527)	
Тюменская обл.	-0.470 (0.258)	0.073	-0.577 (0.250)	
<i>Омская обл.</i>				
Томская обл.	-0.192 (0.275)		-0.752 (0.431)	
Тюменская обл.	0.011 (0.370)		-0.273 (0.161)	
<i>Томская обл.</i>				
Тюменская обл.	0.901 (0.637)		-0.352 (0.399)	

**СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ**

- Баженова И. *Парадоксы сибирского рынка* // Аргументы и факты Сибири (региональное приложение к газете "Аргументы и факты"), 2000. № 21.
- Бессонов В.А. *О смещениях в оценках роста российских потребительских цен* // Экономический журнал Высшей школы экономики, 1998. № 2, 31–66.
- Берковиц Д., Дейонг Д. *Граница внутри российского экономического пространства* // Регион: экономика и социология, 2000. № 1, 85–99.
- Воронов Ю. *Ветер с востока и дуновение с запада* // Русская Азия, 1995. № 3, 14.
- Глушенко К.П. *Динамика уровней потребительских цен в Западной Сибири* // Вопросы статистики, 2000. № 2, 16–20.
- Госкомстат России. *Методологические положения по статистике*. Вып. 1. — М., 1996а.
- Госкомстат России. *Цены в России*. — М., 1996б.
- Госкомстат России. *Цены в России*. — М., 1998.
- Зарова Е., Проживина Н. *О региональных факторах российской инфляции* // Вопросы статистики, 1997. № 10, 16–22.
- Райская Н., Сергиенко Я., Френкель А. *Особенности инфляционных процессов на региональных потребительских рынках* // Вопросы статистики, 1997. № 10, 23–28.
- Райская Н., Сергиенко Я., Френкель А. *Региональные аспекты инфляционных процессов* // Вопросы статистики, 1998. № 10, 3–14.
- Стариков И. *Пути стабилизации потребительского рынка страны* // Сибирский капитал, Апр. 1999. № 7.
- Berkowitz D.M., DeJong D.N., Husted S. *Quantifying Russia's Price Liberalization* // Journal of Comparative Economics, Dec. 1998. Vol. 26, 735–760.
- Chinn M., Johnston L. *Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries*. NBER Working Paper No 5709, Aug. 1996.
- De Masi P., Koen V. *Relative Price Convergence in Russia*. IMF Working Paper No WP/95/54, 1995.
- Dickey D.A., Fuller W.A. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root* // Journal of American Statistical Association, June 1979. Vol. 74 (366), 427–431.
- Froot K.A., Kim M.R., Rogoff K. *The Law of One Price Over 700 Years*. NBER Working Paper No 5132, May 1995.
- Gardner B., Brooks K.N. *Food Prices and Market Integration in Russia: 1992–1994* // American Journal of Agricultural Economics, 1994. Vol. 76, 641–666.



Goodwin B.K., Grennes T.J., McCurdy C. *Spatial Price Dynamics and Integration in Russian Food Markets*. North Carolina State University, Raleigh, 1996 (Unpublished manuscript).

Koen V., De Masi P. *Prices in the Transition: Ten Stylized Facts*. IMF Working Paper No WP/97/158, 1997.

Levin A, Lin Chien-Fu. *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties*. University of California, San Diego, Discussion Paper No 92-93, May 1992.

Obstfeld M. *Model Trending Real Exchange Rates*. University of California, Berkley, CIDER Working Paper No C93-011, Febr. 1993.

Obstfeld M., Taylor A.M. *Non-Linear Aspects of Good-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited*. CEPR Discussion Paper No 1672, July 1997.

Parsley D.C., Wei Shang-Jin. *Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations* // Quarterly Journal of Economics, Nov. 1996. Vol. 111 (4), 1211-1236.

Rogoff K. *The Purchasing Power Parity Puzzle* // Journal of Economic Literature, June 1996. Vol. 34 (2), 647-668.

TACIS Program. *Analysis of Tendencies of Russia's Regions: Development in 1992-1995*. BIS/95/321/057. — Moscow, 1996.