



РАНХиГС

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Ю. Н. Перевышин
С. Г. Синельников-Мурылев
А. А. Скроботов, П. В. Трунин

Анализ региональной дифференциации цен



| Издательский дом ДЕЛО |

Москва | 2018

УДК 338.516.4
ББК 65.25я73
П71

Перевышин, Ю. Н., Синельников-Мурылев, С. Г., Скроботов, А. А., Трунин П. В.

П71 Анализ региональной дифференциации цен / Ю. Н. Перевышин, С. Г. Синельников-Мурылев, А. А. Скроботов, П. В. Трунин. — М. : Издательский дом «Дело» РАНХиГС, 2018. — 72 с. (Научные доклады: экономика).

ISBN 978-5-7749-1326-8

Работа посвящена анализу факторов дифференциации региональных уровней цен в российской экономике. В ней представлены результаты проведенной проверки закона единой цены в 76 российских регионах по набору из 69 товаров на ежемесячных данных в период 2003-2015 гг. Полученные в исследовании результаты могут быть использованы при моделировании и анализе последствий экономической политики, направленной на борьбу с бедностью, так как отличия в покупательной способности одного и того же дохода в различных регионах России создают предпосылки для непредвиденных изменений неравенства. Результаты исследования следует учитывать при оценке эффективности реализации транспортно-логистических проектов, также они важны при разработке и анализе последствий денежно-кредитной политики. Учет ценовых и инфляционных различий между регионами РФ может повысить точность прогнозирования последствий мер денежно-кредитной политики.

ISBN 978-5-7749-1326-8

УДК 338.516.4
ББК 65.25я73

© ФГБОУ ВО «Российская академия
народного хозяйства и государственной службы
при Президенте Российской Федерации», 2018

Содержание

Введение	5
1. Теоретические и эмпирические подходы к анализу региональных ценовых различий.	7
1.1. Выявление факторов и механизмов их влияния на различия региональных цен.	8
1.2. Критический обзор эмпирических подходов и методик к изучению региональных ценовых различий	11
2. Проверка относительной версии закона единой цены в российских регионах в 2003–2015 годах	17
2.1. Описание данных.	17
2.2. Результаты тестирования региональных относительных цен на наличие единичного корня	33
3. Выявление факторов, объясняющих различия общего уровня цен в российских регионах	40
3.1. Описание масштаба региональных различий уровня цен в российской экономике	40
3.2. Описание используемых переменных и первичный анализ данных	43
3.3. Исследование различий региональных цен в пространственном разрезе	49
Заключение	66
Список литературы	69
Abstract	71

Введение

Российские регионы различаются не только размерами, климатом, численностью населения, но и ценами на одни и те же товары и, как следствие, общим уровнем цен. Согласно данным о стоимости фиксированного набора товаров и услуг, в декабре 2015 г. наименьшее его значение наблюдалось в Кемеровской области — 11288 руб., а наибольшее — 22970 руб. в Камчатском крае¹. Таким образом, региональные ценовые различия достигают 100%.

Дифференциация цен между отдельными российскими регионами превышает различия цен между штатами США, а также между странами еврозоны. Возникают вопросы, почему внутри страны, где используется единая валюта, наблюдаются столь значительные ценовые различия? Какие факторы влияют на дифференциацию цен между регионами? К каким последствиям могут приводить различия в региональных уровнях цен? Можно ли мерами экономической политики повысить однородность уровней цен в регионах? Обсуждению возможных вариантов ответа на эти вопросы посвящено это исследование.

Проблема дифференциации цен между регионами, использующими единую валюту, имеет дав-

¹ Данные по автономным округам (в том числе по Чукотскому АО) в исследовании не рассматривались.

ную историю развития. Она характерна не только для России, но и для других стран (США, зоны евро как между странами, так и внутри стран). В теоретической литературе эта тема изучается в контексте закона единой цены или паритета покупательной способности. В России причины региональной дифференциации общего уровня цен мало изучены. В российской экономической литературе наблюдается дефицит исследований, посвященных выявлению источников ценовых различий между регионами. Этот вопрос затрагивался в ряде работ К. Глущенко [1], [2] а также в исследованиях зарубежных авторов, выполненных в период становления рыночной экономики [3], [4].

Вместе с тем понимание причин, вызывающих дифференциацию уровней цен в российских регионах на современном этапе, может помочь как при моделировании инфляции, так и при разработке мер экономической политики, направленной на выравнивание цен в субъектах РФ.

В рамках текущего исследования предпринята попытка определить факторы, обуславливающие различия в уровнях цен между регионами Российской Федерации.

1. Теоретические и эмпирические подходы к анализу региональных ценовых различий

Согласно закону единой цены одинаковые товары в различных странах (регионах) должны продаваться по равной цене, скорректированной на транспортные издержки, если она выражена в единой валюте. Гипотеза паритета покупательной способности (ППС) утверждает, что подобное соотношение должно выполняться в среднем: идентичная корзина товаров и услуг должна стоить одинаково в разных странах. Стоит отметить, что обе концепции представляются в абсолютной и относительной версиях. В случае абсолютной версии закона единой цены или ППС требуется точное совпадение уровней цен в различных регионах. Относительная версия требует совпадения темпов изменения цен в регионах, при этом отношение уровней цен может быть не равно единице.

В рамках этой темы проведено значительное количество эмпирических исследований, проверяющих гипотезу ППС или закон единой цены, а также предложено множество теоретических моделей, объясняющих причины отклонений фактических уровней цен от паритета. В текущем разделе исследования сначала будет приведен обзор основных факторов, вызывающих отклонения уровня цен от предсказанных ППС, и описан механизм их действия. Затем будут проанализированы методы, применяемые в эмпирических исследованиях, а также проведен обзор результатов, полученных в этих работах.

1.1. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ И МЕХАНИЗМОВ ИХ ВЛИЯНИЯ НА РАЗЛИЧИЯ РЕГИОНАЛЬНЫХ ЦЕН

Теоретической основой для объяснения различий региональных общих уровней цен является модель Балассы — Самуэльсона [5], [6]. В рамках этой модели причиной ценовых различий в регионах с одинаковой валютой является несовпадение относительных цен неторгуемых товаров.

Механизм действия эффекта Балассы — Самуэльсона на региональные различия общего уровня цен можно описать следующим образом. Технологический прогресс развивается активнее в торгуемом секторе, что объясняется межрегиональной конкуренцией и быстрой модернизацией производства торгуемых товаров. Если происходит положительный шок производительности в торгуемом секторе в одном из регионов, то заработная плата в этом секторе увеличивается. Вслед за этим увеличиваются зарплаты и в секторе производства неторгуемых товаров, чтобы все работники не перешли в торгуемый сектор. Рост зарплат сопровождается ростом цен на неторгуемые товары, так как для товаров торгуемого сектора выполняется закон единой цены. В результате это приводит к повышению общего уровня цен в том регионе, в котором произошел шок производительности (за счет подорожания неторгуемых товаров).

Эффект Балассы — Самуэльсона объясняет, почему общие уровни цен в высокоразвитых регионах с высоким уровнем производительности выше, чем в относительно менее успешных.

В теоретических моделях выделяют и другие экономические факторы, приводящие к ценовой дифференциации в отдельных регионах. Так, в работе [7] ценовые различия между регионами объясняются различиями в фискальной политике. Общий уровень цен окажется выше в том регионе, в котором региональная бюджетно-налоговой политика сильнее простимулирует совокупный спрос.

Важной причиной ценовой дифференциации являются различные фазы делового цикла: если в одном регионе наблюдаются высокие темпы роста, а в другом, наоборот, спад, то в пер-

вом регионе за счет более высоко совокупного спроса общий уровень цен окажется выше, чем во втором.

В модели [8] в качестве одного из факторов различных уровней потребительских цен авторы называют неоднородную структуру потребления торгуемых и неторгуемых товаров в разных регионах. Структура потребления торгуемых товаров в общей потребительской корзине может различаться между регионами:

- из-за разной пропорции потребления отечественных и импортных торгуемых товаров в общем наборе торгуемых товаров (в разных регионах неодинаковые доли потребляемых торгуемых товаров изготовлены отечественными и зарубежными производителями);
- различной доли неторгуемых товаров в общем потреблении разных регионов. Если в двух регионах неторгуемые товары, на которые не распространяется закон единой цены, занимают разную долю в потребительской корзине, то даже при одинаковой производительности в секторе производства торгуемых товаров (уровне экономического развития) в этих регионах будет разный общий уровень цен. В каком регионе он будет выше, зависит от уровня цен на неторгуемые товары по отношению к торгуемым.

Еще одним фактором региональных ценовых различий являются несовершенства на рынке труда: ограничения мобильности рабочей силы; различия в уровнях заработной платы и пособий по безработице; несовершенства в секторе розничной торговли. Чем меньше окажется уровень конкуренции в секторе розничной торговли в отдельных регионах, тем больше стимулов у продавцов конечных товаров завышать торговые наценки конечных товаров. А это скажется в повышении общего уровня цен в этих регионах.

В работе [9] построена теоретическая модель, согласно которой основным фактором региональных ценовых различий являются издержки межрегиональной торговли. Изменение издержек торговли будет приводить к асимметричному изменению цен в регионах, если в одном из них, например, в центральном производится большая часть товаров. Это связано

с тем, что жители периферийного региона должны будут оплачивать возросшие издержки по транспортировке торгуемых товаров. Таким образом, в модели [9] различия в региональных общих уровнях цен, а также в темпах их роста, объясняются неравномерностью распределения производителей конечных товаров по территории страны и, как следствие, издержками на транспортировку товаров.

Наконец, на региональные уровни цен могут влиять такие факторы, как барьеры межрегиональной торговли: в регионах, которые устанавливают ограничения для ввоза или вывоза товаров, цены будут выше, чем в субъектах, где ограничений на торговлю нет.

На основе обзора теоретических работ, анализирующих причины различий регионального уровня, была составлена табл. 1.1, в которой эти факторы разделены на две группы: действующие со стороны спроса и действующие со стороны предложения.

Таблица 1.1. Факторы, влияющие на различия региональных уровней цен

Совокупный спрос	Совокупное предложение
Эффект Балассы — Самуэльсона Altissimo et al. (2005)	Издержки торговли Marqueas et al. (2014)
Различные фазы делового цикла Andersson et al. (2009)	Уровень конкуренции в торговом секторе Andress et al. (2008)
Региональная фискальная политика Duarte, Wolman (2008)	Характеристики рынка труда: переговорная сила, жесткость цен Campolmi, Faia (2011)
	Барьеры межрегиональной торговли
	Различная цена ресурсов Crucini et al. (2005)
	Структура экономики региона Krugman, Venables (1996)

1.2. КРИТИЧЕСКИЙ ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКИХ ПОДХОДОВ И МЕТОДИК К ИЗУЧЕНИЮ РЕГИОНАЛЬНЫХ ЦЕНОВЫХ РАЗЛИЧИЙ

Выравнивание цен на идентичные товары, реализуемые на различных территориях в один и тот же момент времени, следует из теоретической концепции, названной законом единой цены. Множество исследований было посвящено эмпирической проверке выполнения этого закона на межстрановом уровне, а также построению теоретических моделей, в которых объясняются причины, препятствующие выравниванию цен [10]. В гораздо меньшем количестве исследований тестировалось выполнение закона единой цены для регионов одной страны или стран, использующих единую валюту, например, входящих в зону евро.

При аналитическом задании закона единой цены для регионов одной страны обычно используются следующие обозначения: $p_{i,t}^k$ — цена на k -й товар в i -м регионе в момент времени t , $p_{j,t}^k$ — цена на k -й товар в j -м регионе в момент времени t . Если закон единой цены выполняется, то временные ряды $\ln p_{i,t}^k = P_{i,t}^k$ и $\ln p_{j,t}^k = P_{j,t}^k$ оказываются коинтегрированными с коинтегрирующим вектором $(1, -1)$, а разность между ними $q_{i,j,t}^k = P_{i,t}^k - P_{j,t}^k$ должна быть стационарным процессом.

Современные эмпирические исследования для тестирования закона единой цены в основном используют различные процедуры проверки на стационарность логарифма относительной цены. Стоит обратить внимание, что если в выборке используется более двух регионов, то возникает проблема выбора «эталонного» региона или региона с паритетным уровнем цен, к которому должны стремиться цены в других регионах. Эмпирические работы различаются по способу выбора «эталонного» уровня цен: это могут быть цены конкретного региона или средний уровень цен по стране. Помимо этого эмпирические работы отличаются уровнем агрегирования товаров: в некоторых рассматривается стоимость корзины товаров, а в других — цены на отдельные товары.

Так, в статье [11] закон единой цены проверяется для 51 конечного товара или услуги в 48 городах США. В качестве «эта-

лонного» выбран уровень цен в городе Новый Орлеан. Была составлена панельная выборка из временных рядов относительных цен для каждого города. Затем тестировалась гипотеза о наличии единичного корня в панельных данных с использованием подхода [12]. Результаты, полученные в статье [11], свидетельствуют о том, что для 39 из 51 товара и услуги выполняется закон единой цены: относительные цены на 22 из 26 нескоропортящихся товаров, 12 из 15 скоропортящихся товаров и 5 из 10 услуг оказались стационарными. Стоит отметить, что выбор «эталонного» уровня цен может повлиять на результаты тестирования закона единой цены. В связи с этим для проверки устойчивости полученных результатов авторы [11] проводят расчеты еще и для случая, когда в качестве «эталонного» используется уровень цен на эти товары в Нью-Йорке. Авторы утверждают, что результаты от этого практически не меняются. В работе [11] определено время полувозврата к «эталонному» уровню цен, которое составило 4 квартала для нескоропортящихся товаров, 5 кварталов для скоропортящихся товаров и 15 кварталов для услуг.

В более позднем исследовании [13] закон единой цены проверялся для корзины товаров и услуг, авторы проверяли на стационарность изменение относительного общего уровня цен между городами США. Рассматривалась динамика индекса потребительских цен 19 крупнейших городов США. Методы эмпирического анализа базировались на тестировании единичных корней в панельных данных. Использовались два панельных теста на единичные корни: Левина — Лина — Чу [12] и Има — Песарана — Шина [14]. Результаты работы [13] свидетельствуют о том, что гипотеза о наличии единичного корня в относительных ценах между городами США отвергается на всей выборке и на большинстве подвыборок (об этом свидетельствуют оба теста). Таким образом, был сделан вывод в пользу выполнения закона единой цены для индексов цен в городах США. На выборке с 1918 по 1995 г. авторы оценили время полувозврата относительного уровня цен к общему тренду, которое составило около 8,5 лет.

Однако в другой работе [15] были получены результаты, согласно которым время полувозврата уровня цен к среднему

по городам США составляет всего 1,64 квартала для всех товаров, 1,37 квартала для скоропортящихся товаров и 2,75 квартала для неторгуемых товаров. Авторы [13] используют ту же самую методику, что и в работе [11], основанную на тестировании гипотезы о наличии единичного корня в панельных регрессиях относительных региональных уровней цен. Особое внимание уделяется решению проблемы выбора «эталонного» уровня цен. В работе [13] рассматриваются все возможные комбинации пар относительных уровней цен между городами США, что позволяет обойти проблему выбора «эталонного» уровня цен. В исследовании [13] использовалась статистика по 48 конечным товарам и услугам в 52 городах США в период с I квартала 1990 г. по IV квартал 2007 г. Для каждого из 48 товаров проверялось на стационарность 1326 относительных (попарных для городов) уровней цен, собранных в панель. Полученные в работе [13] результаты указывают на выполнение закона единой цены для всех типов товаров и услуг, рассматриваемых в исследовании.

Закон единой цены призван объяснить распределение цен между регионами или странами в пространстве. Однако в большинстве работ исследуется временная динамика цен между регионами и соответственно отклонения от ППС или закона единой цены. В отличие от большинства таких работ в статье [16] проверяется закон единой цены не во временном, а в пространственном разрезе. Авторы сопоставляют уровни цен на более чем 1800 наименований товаров и услуг по странам Европейского союза за четыре временных промежутка 1975, 1980, 1985 и 1990 гг. Цены на товары выражены в валюте одной страны. Применялся графический и статистический анализ. Результаты указывают на то, что отклонения от закона единой цены для отдельных товаров могут быть весьма значительными (цены в разных странах могут отклоняться от средних по Европейскому союзу в 2 раза).

Авторы [16] отмечают, что основной причиной отклонений от закона единой цены является эффект дохода. Цены в относительно бедных Греции, Португалии и Испании, как правило, ниже, чем в среднем по Европейскому союзу (распределение смещено влево). В относительно богатых странах отклонения

цен от среднего значения по Европейскому союзу крайне незначительные, при этом количество переоцененных товар примерно равно количеству недооцененных (распределение симметрично). Графики функций распределения практически не меняются во времени. После устранения эффекта дохода и разных ставок налога на добавленную стоимость отклонения цен товаров между странами стали еще меньше. Отклонение от среднего уровня цен оказывается гораздо ниже для торгуемых товаров, чем для неторгуемых. Из чего авторы [16] делают вывод о выполнении закона единой цены для большинства товаров в странах Европейского союза.

Выполнение закона единой цены также проверялось на данных Канады. В [17] исследовалась динамика цен 45 потребительских товаров в 25 канадских городах на ежемесячных данных в период с 1976 по 1993 г. Для тестирования закона единой цены в работе [17] рассчитывался логарифм относительной цены одного и того же товара в двух разных регионах. Так как исследовалось 25 городов, то получалось 300 пар относительных цен для каждого товара. Проверка закона единой цены в работе [17] осуществлялась на основе тестирования временного ряда относительных цен на единичный корень с использованием одномерных тестов (Дики — Фуллера). В качестве «эталонного» был выбран уровень цен в Торонто.

Результаты указывают на выполнение закона единой цены. Так, гипотеза о наличии единичного корня отклоняется на 10% уровне значимости для 55% временных рядов относительных цен. В работе [17] справедливо отмечается, что одномерный тест Дики — Фуллера обладает низкой мощностью, что приводит к не отвержению нулевой гипотезы о наличии единичного корня, когда его на самом деле нет, для малых выборок. Для решения этой проблемы использовался тест Фишера, который учитывает значения тестов Дики — Фуллера для всех городов по заданному товару. Согласно полученным с помощью теста Фишера оценкам закон единой цены выполняется на 10% уровне значимости для 41 товара, а на 1% уровне — для 39 [17]. Время полувозврата цен на отдельные товары к «эталонному» значению, составляет от 0,1 до 2,1 года. Для большинства товаров это время составляет менее года, а медианное значение —

0,55 года. Полученные в [17] оценки времени полувозврата цен к уровню, соответствующему закону единой цены, для Канады оказались ниже, чем для США, полученные в работе [15].

Выполнение закона единой цены в российских регионах проверялось в работе [2]. Автор изучал динамику общего уровня цен в 75 регионах России в период с 1994 по 2000 г., использовались ежемесячные данные. В качестве общего уровня цен рассматривалась стоимость набора из 25 основных продуктов питания. Автор так же, как и в работе [11] вычислял логарифм относительного уровня цен в регионе по сравнению с общероссийским и тестировал полученный временной ряд на стационарность, используя для этого тест Филлипса — Перрона.

В работе отмечается, что строгое выполнение закона единой цены является очень жестким предположением из-за существования трансакционных издержек арбитража. Если издержки межрегиональной торговли превышают различия в ценах, то арбитражные операции оказываются невыгодными и стимулы к выравниванию цен между регионами исчезают. Поэтому помимо строгого закона единой цены в работе [2] проверяется выполнение слабой версии закона единой цены, согласно которой цены между регионами будут сходиться, если их различия выходят за определенный интервал, в противном случае могут наблюдаться постоянные различия в региональных ценах. Для проверки слабой версии закона единой цены в [2] используется пороговая авторегрессионная модель.

Результаты, полученные автором, указывают на то, что в рассматриваемый временной интервал строгий вариант закона единой цены выполнялся примерно в половине российских регионов. При этом основная часть регионов, для которых закон единой цены не выполнялся, была сосредоточена в Центральной России. Среднее время полувозврата региональных цен к уровню, соответствующему закону единой цены, составляет, по оценкам автора, 6,5 месяца, что сопоставимо с результатами для городов Канады.

Согласно оценкам, полученным в статье [2], закон единой цены в слабой форме выполняется для 63 регионов. Скорость возврата к значению, предсказанному законом единой цены, значительно возрастает, медианное значение времени полу-

возврата снижается до 1,3 месяца. Среднее значение порога по регионам составляет 13,3%. Это свидетельствует о том, что до тех пор, пока в среднестатистическом регионе РФ цена не отклонится от среднероссийской на 13% в большую или меньшую сторону, арбитражные операции, приводящие к выравниванию цен в этом регионе, будут невыгодны [2].

Проведенный обзор работ указывает на то, что эмпирическую литературу, посвященную региональным различиям общего уровня цен, можно условно разделить на две группы в зависимости от уровня агрегирования цен: тестирующие закон единой цены или проверяющие гипотезу паритета покупательной способности. Как правило, в таких исследованиях анализируются еще и факторы, препятствующие выполнению закона единой цены или гипотезы ППС.

При тестировании закона единой цены и гипотезы ППС используются разнообразные тесты на единичные корни (панельные, одномерные). В случае если гипотезу о наличии единичного корня удастся отклонить, то говорят о выполнении гипотезы ППС или закона единой цены.

В некоторых работах используются нелинейные тесты на наличие единичных корней, которые позволяют установить порог, превышение которого приведет к активизации арбитражных операций, способствующих выравниванию региональных цен.

Как правило, авторы находят подтверждение закона единой цены и гипотезы ППС, причем даже для неторгуемых товаров.

Наблюдается недостаток эмпирических работ, в которых бы проверялось выполнение закона единой цены в российских регионах для отдельных товаров. Чтобы закрыть этот пробел, проводится исследование, представленное в следующем разделе.

2. Проверка относительной версии закона единой цены в российских регионах в 2003–2015 годах

В ходе проведенного в предыдущем разделе обзора эмпирических исследований, посвященных анализу дифференциации региональных цен, не было найдено работ, в которых бы исследовался закон единой цены в российских регионах для отдельных товаров. В связи с этим было решено выполнить исследование этой проблемы. На первом этапе необходимо было определиться с набором товаров, временным интервалом и частотой.

2.1. ОПИСАНИЕ ДАННЫХ

С 2003 г. в открытом доступе на сайте Росстата имеется ежемесячная статистика о региональных ценах на товары, входящие в фиксированный набор товаров и услуг. Из 83 позиций этого набора в исследование включено 69. Удалены те товары или услуги, описание или состав которых менялись с течением времени. Список товаров и услуг, цены на которые используются в последующем анализе, а также их краткие обозначения представлены в табл. 2.1.

Для большинства товаров используются данные с января 2003 г. по декабрь 2015 г. Из выборки исключены следующие регионы: Чеченская Республика, Республика Ингушетия, автономные округа, входящие в состав соответствующих краев и обла-

стей, Чукотский АО и Амурская область. Таким образом, странственная выборка включает в себя 76 регионов.

Таблица 2.1. Товары и услуги, цены на которые используются в исследовании

Обозначение	Наименование товара/услуги
prod1	Говядина (кроме бескостного мяса), кг
prod2	Свинина (кроме бескостного мяса), кг
prod3	Куры охлажденные и мороженые, кг
prod4	Сосиски, сардельки, кг
prod5	Колбаса полукопченая и варено-копченая, кг
prod6	Рыба мороженая неразделанная, кг
prod7	Масло сливочное, кг
prod8	Масло подсолнечное, кг
prod9	Сметана, кг
prod10	Творог жирный, кг 75 регионов, 156 интервалов
prod11	Сыры сычужные твердые и мягкие, кг
prod12	Яйца куриные, 10 шт.
prod13	Сахар-песок, кг
prod14	Чай черный байховый, кг
prod15	Соль поваренная пищевая, кг
prod16	Мука пшеничная, кг
prod17	Хлеб из ржаной муки и из смеси муки ржаной и пшеничной, кг
prod18	Рис шлифованный, кг
prod19	Пшено, кг
prod20	Вермишель, кг
prod21	Макаронные изделия из пшеничной муки высшего сорта, кг
prod22	Картофель, кг
prod23	Капуста белокочанная свежая, кг
prod24	Лук репчатый, кг
prod25	Морковь, кг
prod26	Яблоки, кг
prod27	Костюм-двойка мужской из шерстяных, полушерстяных или смесовых тканей, шт.
prod28	Брюки мужские из полушерстяных или смесовых тканей, шт.

2. ПРОВЕРКА ОТНОСИТЕЛЬНОЙ ВЕРСИИ ЗАКОНА ЕДИНОЙ ЦЕНЫ

Продолжение табл. 2.1

Обозначение	Наименование товара/услуги
prod29	Сорочка верхняя мужская из хлопчатобумажных или смесовых тканей, шт.
prod30	Пальто женское демисезонное из шерстяных или полушерстяных тканей, шт.
prod31	Блузка женская, шт.
prod32	Брюки для детей школьного возраста из джинсовой ткани, шт.
prod33	Платье (сарафан) летнее для девочек дошкольного возраста, шт.
prod34	Комплект постельного белья 1,5 спальное (простыня, пододеяльник, 2 наволочки) из хлопчатобумажной ткани, комплект
prod35	Одеяло стеганое, шт.
prod36	Подушка, шт.
prod37	Джемпер мужской, шт.
prod38	Джемпер женский, шт.
prod39	Джемпер для детей школьного возраста, шт.
prod40	Футболка детская, шт.
prod41	Носки мужские из хлопчатобумажной или смесовой пряжи, пара
prod42	Колготки женские эластичные плотностью 15–20 DEN, шт.
prod43	Колготки детские, шт.
prod44	Полуботинки, туфли мужские с верхом из натуральной кожи, пара
prod45	Сапоги женские зимние с верхом из натуральной кожи, пара
prod46	Туфли женские закрытые с верхом из натуральной кожи, пара
prod47	Кроссовые туфли для детей с верхом из искусственной кожи, пара
prod48	Мыло хозяйственное, 200 г
prod49	Порошок стиральный, кг
prod50	Мыло туалетное, 100 г
prod51	Шампунь, 250 мл
prod52	Паста зубная, 100 г (100 мл) 76 регионов, но 144 интервала (с 2004 года)

Обозначение	Наименование товара/услуги
prod53	Сигареты с фильтром отечественные, пачка
prod54	Спички, коробок
prod55	Стол обеденный, шт.
prod56	Стул с мягким сиденьем, шт.
prod57	Телевизор цветного изображения, шт.
prod58	Бензин автомобильный марки АИ-92 (АИ-93 и т. п.), л
prod59	Корвалол, капли 25 мл
prod60	Метамизол натрия (анальгин отечественный), 500 мг, 10 таблеток
prod61	Ацетилсалициловая кислота (аспирин отечественный), 500 мг, 10 таблеток
prod62	Постановка набоек, пара
prod63	Помывка в бане в общем отделении, билет
prod64	Стрижка модельная в женском зале, стрижка
prod65	Проезд в городском муниципальном автобусе, поездка 72 региона и 144 интервала (с 2004 года)
prod66	Абонентская плата за неограниченный объем местных телефонных соединений, месяц 76 регионов, но 144 интервала (с 2004 года)
prod67	Плата за жилье в домах государственного и муниципального жилищных фондов, м2 общей площади
prod68	Газ сетевой, месяц с человека 63 региона и 156 интервалов
prod69	Электроэнергия в квартирах без электроплит за минимальный объем потребления, 100 кВт.ч 72 региона и 156 интервалов

По аналогии с работой [18] были вычислены коэффициенты вариации (отношение стандартного отклонения к среднему значению), которые могут дать наглядное представление о процессе выравнивания региональных цен. На рис. 2.1–2.8 представлены изменения коэффициентов вариации по различным регионам на отдельные товары во времени. Основываясь на динамике этого показателя, можно делать косвенные выводы о сходимости цен между регионами на отдельные товары с течением времени.

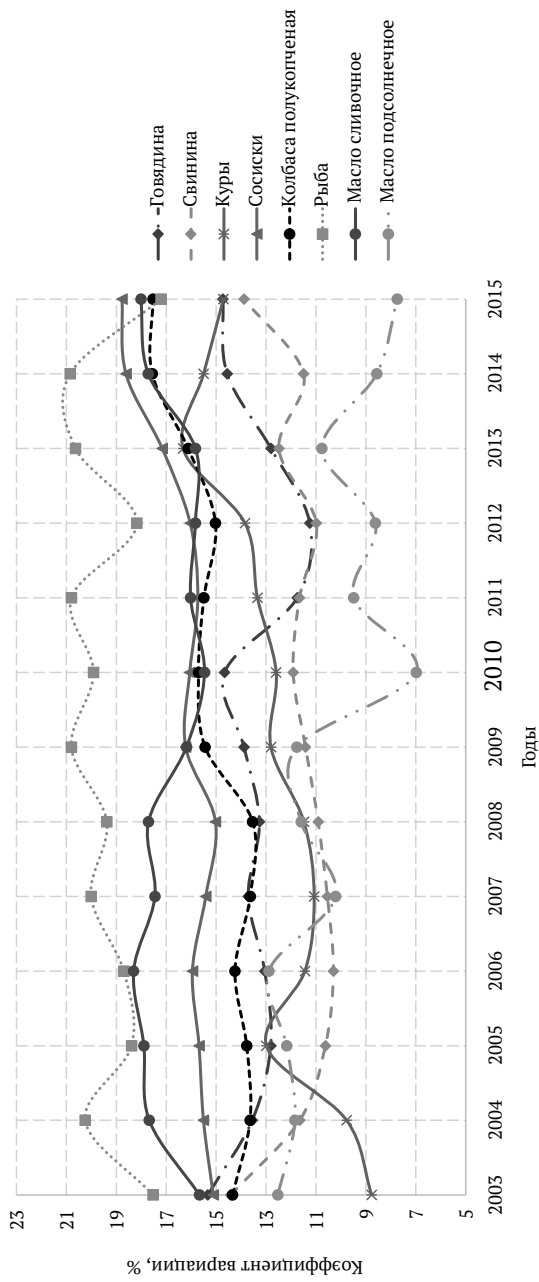


Рис. 2.1. Коэффициент вариации цен на продукты питания (мясо и мясные изделия, рыба, масло) по регионам РФ, 2003-2015 годы

В частности, из рис. 2.1 следует, что разброс в ценах по регионам в период 2003–2015 гг. снизился на подсолнечное масло с 13% от средней цены до 8%. По остальным продуктам питания вариация региональных цен либо не изменилась (рыба, свинина, говядина), либо незначительно увеличилась (сосиски, полукопченая колбаса, сливочное масло). Почти в 2 раза (с 9 до 15% от средней цены) вырос разброс цен на куриное мясо.

Из рис. 2.2 следует, что сближение цен между субъектами РФ в рассматриваемый период времени наблюдалось для творога, сахара и яиц. Цены на соль, чай и муку незначительно разошлись в региональном разрезе, а вариация цен на сметану и сыр практически не изменилась. Стоит обратить внимание на тот факт, что из товаров, представленных на рис. 2.2, цены на сметану и соль наименее однородны в российских регионах, а наибольшую однородность демонстрируют цены на сыр, сахар и яйца.

Динамика ценовой неоднородности для заключительной группы товаров, относящихся к продуктам питания, представлена на рис. 2.3. Максимальные колебания различий в региональных ценах наблюдаются для капусты, картофеля, лука и моркови (в отдельные годы региональные различия достигали 50% от средней по стране цене, а в некоторые снижались почти до 15%). Для остальных товаров вариация региональных цен меняется слабо, но при этом не наблюдается тенденции к ее сокращению.

Из рис. 2.4 следует, что вариация цен между регионами на одежду в среднем выше, чем на продукты питания. Этот результат отчасти объясняется тем, что товар оказывается более сложным, а его трактовка и состав может значительно отличаться в российских регионах. Обусловлено это может быть климатическими особенностями, а также традициями и предпочтениями населения. Тем не менее практически по всем товарам, представленным на рис. 2.4 (за исключением женского пальто), наблюдается плавное выравнивание цен между регионами.

Похожая ситуация наблюдается и для динамики вариации цен на одежду и обувь (см. рис. 2.5). Среди всей группы этих

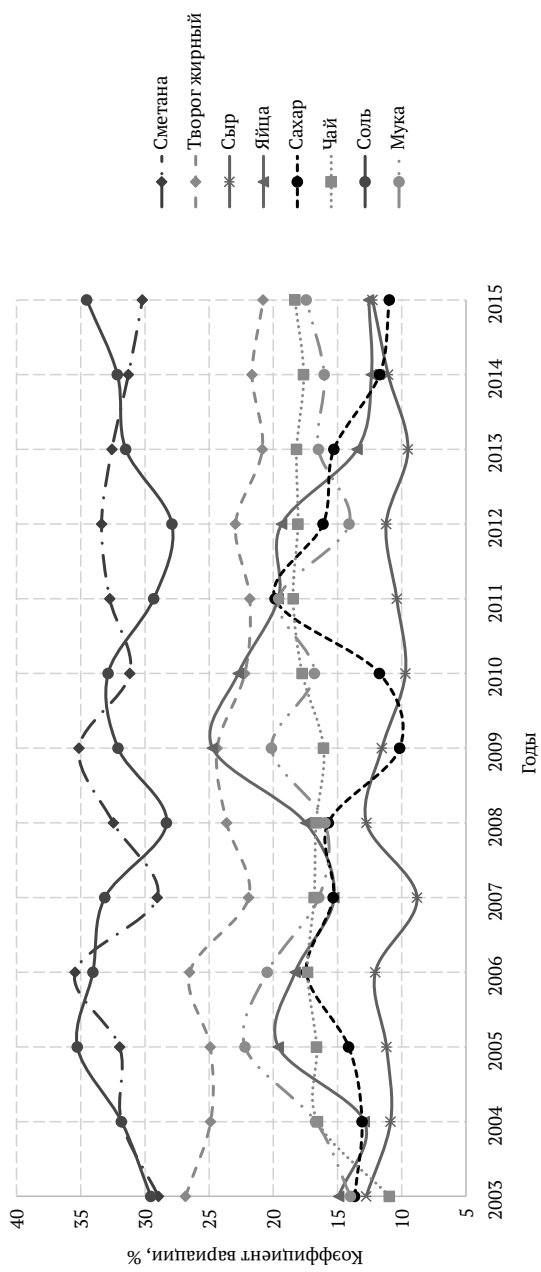


Рис. 2.2. Коэффициент вариации цен на продукты питания (молочные товары и бакалея) по регионам РФ, 2003–2015 годы

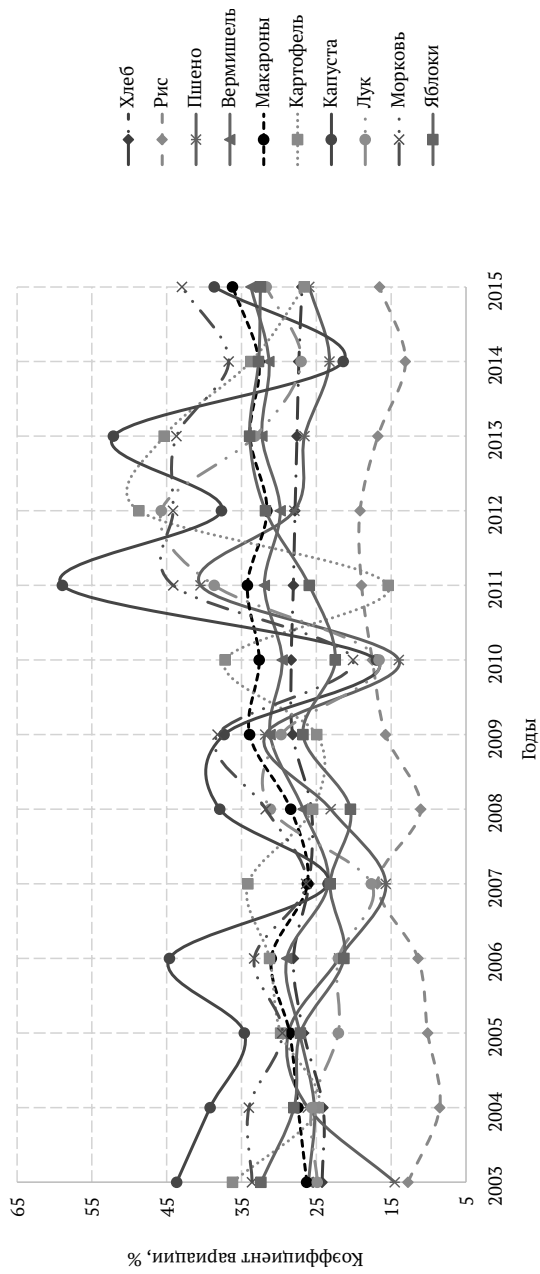


Рис. 2.3. Коэффициент вариации цен на продукты питания (бакалея, овощи и фрукты) по регионам РФ, 2003-2015 годы

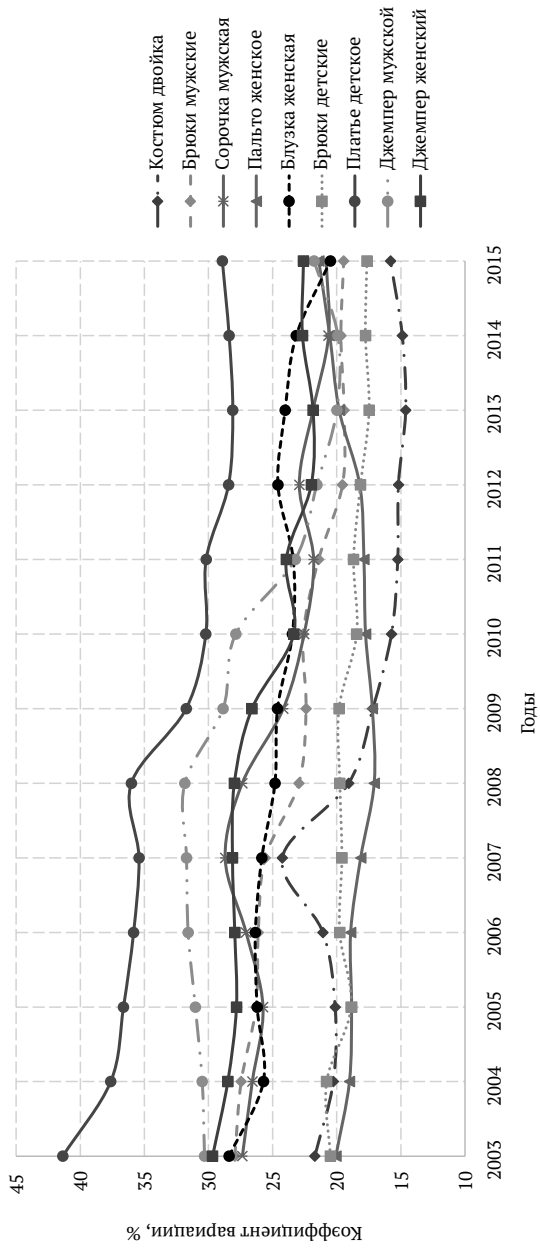


Рис. 2.4. Коэффициент вариации цен на одежду по регионам РФ, 2003-2015 годы

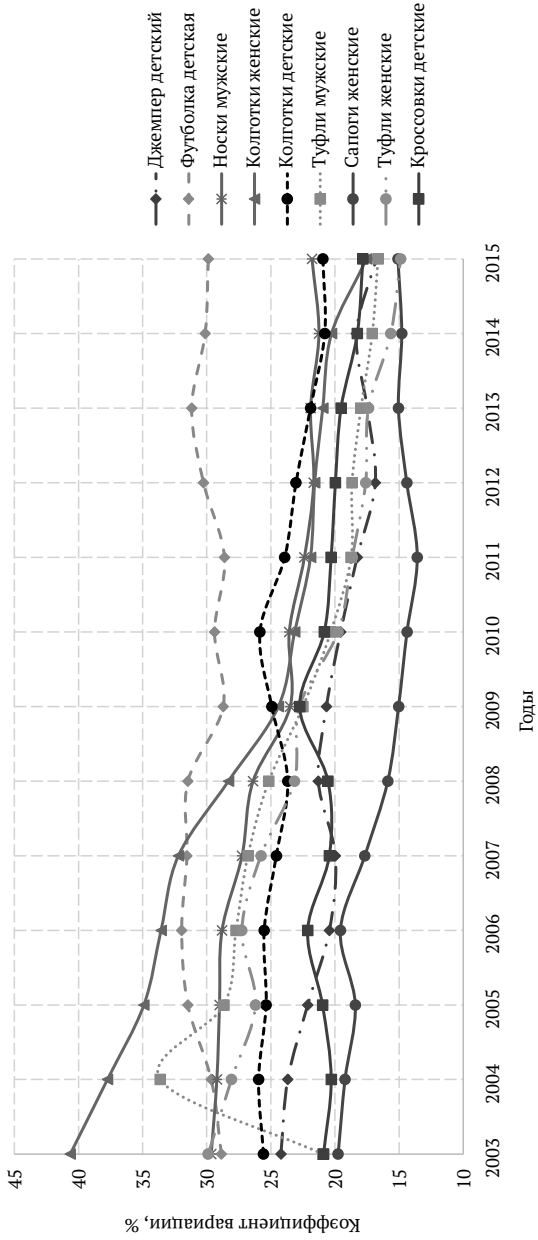


Рис. 2.5. Коэффициент вариации цен на одежду и обувь по регионам РФ, 2003-2015 годы

товаров разброс цен между регионами увеличился только на детские футболки. Обращает на себя внимание довольно низкий разброс в ценах на обувь (его величина сопоставима с некоторыми продуктами питания).

На рис. 2.6 представлена динамика коэффициентов вариации на товары, которые в основном относятся к категории бытовая химия (за исключением бензина, спичек и сигарет). Вынося за рамки рассмотрения динамику разброса цен на спички, можно сделать вывод о том, что вариация цен на товары бытовой химии практически не менялась в рассматриваемый период времени и находилась в довольно узком коридоре от 14 до 26% средней цены.

Интересную динамику демонстрирует вариация цен на сигареты, начиная с 2008 г. она значительно снизилась и к 2015 г. составляла менее 6% от средней цены. Это явление, по всей видимости, объясняется обязанностью производителя с июля 2006 г. устанавливать максимальную розничную цену пачки сигарет, на основе которой определяется и ее минимальная стоимость. Обращает на себя внимание вариация цен на бензин. До 2012 г. цены на этот товар менее всего отличались между российскими регионами (коэффициент вариации региональных цен на бензин практически не превышал 10% от его средней стоимости).

Довольно интересной представляется картина коэффициентов вариации цен на лекарственные препараты на рис. 2.7, которые относятся к жизненно необходимым. Ценообразование на эти препараты регулируется законодательно. Однако коэффициенты вариации свидетельствуют о том, что разброс цен в регионах на эти препараты увеличился с примерно 15% от цены в 2003 г. до 20% в 2015 г. Наблюдается снижение разброса цен на стулья, телевизоры, подушки и постельное белье. Не меняется вариация цен на одеяла. Растет вариация цен на обеденные столы.

Вариация региональных цен на услуги, большая часть которых предоставляется государственными компаниями, представленная на рис. 2.8, свидетельствует об очень плавном выравнивании цен между регионами. При этом колебания достигают 15–35% от средней стоимости услуги (за исключени-

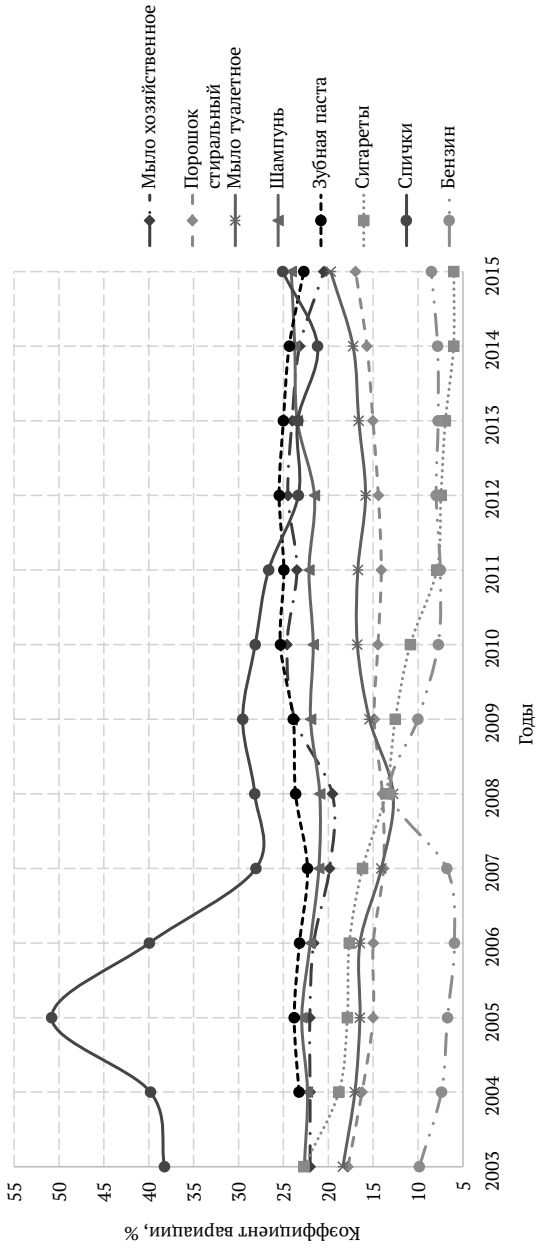


Рис. 2.6. Коэффициент вариации цен на бытовую химию, сигареты и бензин по регионам РФ, 2003-2015 годы

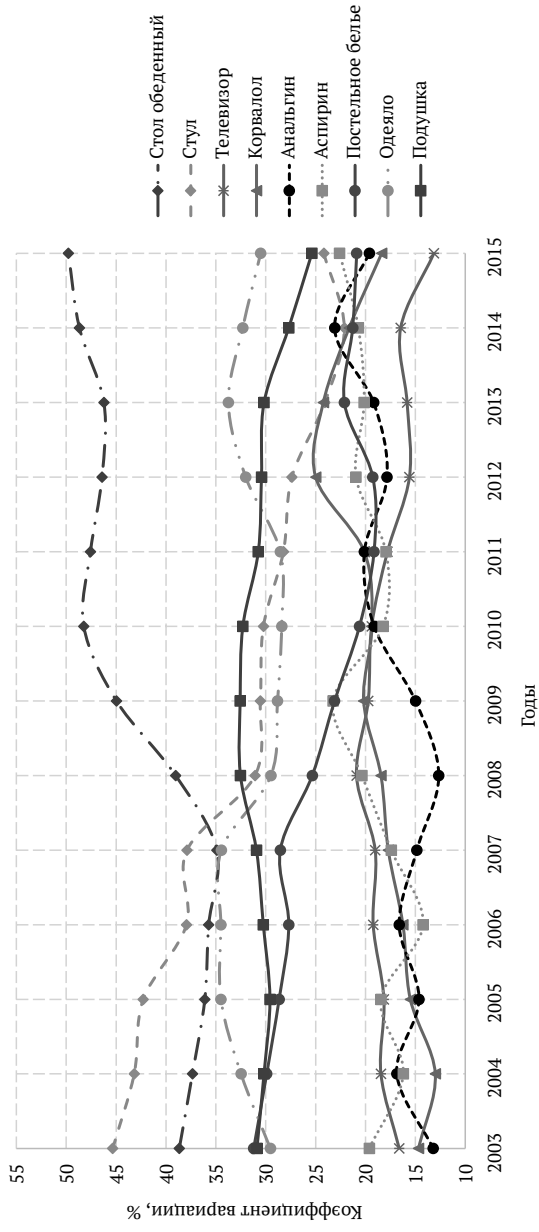


Рис. 2. 7. Коэффициент вариации цен на мебель, лекарства и прочее по регионам РФ, 2003-2015 годы

ем помывки в бане, колебания региональных цены на эту услугу превышают 50%).

Таким образом, исходя из результатов графического анализа коэффициентов вариации цен, проведенного на основе рис. 2.1–2.8, можно сделать следующие выводы: а) вариация региональных цен для большинства продуктов питания (которые относятся к категории товаров с высокой степенью торгуемости) в период 2003–2015 гг. не снижалась; б) разброс цен на продукты питания между регионами составляет около 10–35% от средней цены (за исключением овощей); в) однозначно отклонить или подтвердить выполнение закона единой цены на основе графического анализа вариации цен на продукты питания в российских регионах затруднительно; г) вариация цен на одежду и обувь с течением времени снижалась, находясь в диапазоне от 15 до 40% средней цены; д) разброс цен на бытовую химию практически не изменялся во времени, его величина сопоставима с разбросом цен на продукты питания; е) цены на услуги, предоставляемые преимущественно государственными компаниями с течением времени становились все более однородными между регионами; ж) наименьший разброс региональных цен в 2015 г. был характерен для сигарет, ценообразование регулируется законодательно, а также на бензин (вариация около 6–8%); з) максимальный разброс региональных цен характерен для услуги помывка в бане, а также для овощей (около 50% средней цены).

Однозначного ответа на вопрос о выполнении относительной версии закона единой цены на основе графического анализа получить не удалось, поэтому необходимо прибегнуть к эконометрическим тестам на стационарность.

Перейдем к формальным тестам, позволяющим ответить на вопрос о выполнении закона единой цены между регионами во времени.

На первом этапе обработки исходных данных необходимо вычислить относительные цены одних и тех же товаров в разных регионах. Проблема состоит в выборе базового региона с «эталонным» уровнем цен. Из 76 регионов можно составить 2850 пар относительных цен, меняя базовый регион. Обработка такого объема данных затруднительна, поэтому в качестве

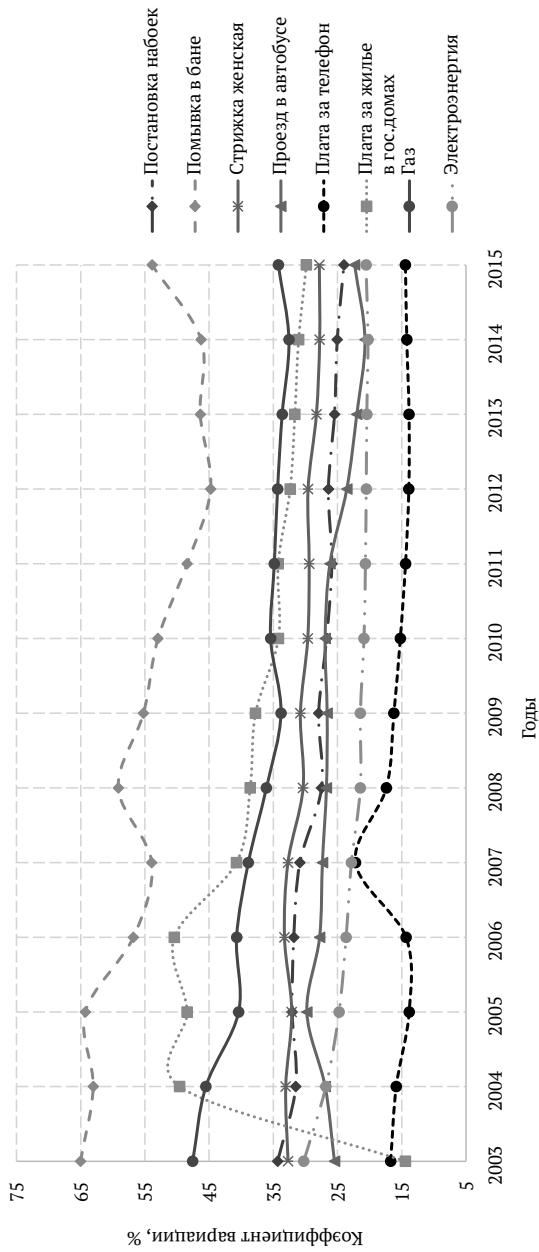


Рис. 2.8. Коэффициент вариации цен на услуги по регионам РФ, 2003–2015 годы

«эталонного» было решено использовать среднероссийский уровень цен для каждого из товаров, по аналогии с работой [2].

После определения относительного уровня цен на каждый из товаров в каждом регионе вычислялся логарифм полученного соотношения. В дальнейшем будет использоваться следующее обозначение:

$$P_{i,t}^k = \ln \left(\frac{p_{i,t}^k}{p_t^k} \right), \text{ где } k = 1, \dots, 69; i = 1, \dots, 76; t = 1, \dots, 156, \quad (2.1)$$

где $p_{i,t}^k$ — цена k -го товара в i -ом регионе в момент времени t ,

p_t^k — среднероссийская цена k -го товара в момент времени t .

Обычно в эмпирических работах полученный на основе уравнения (2.1) временной ряд проверяется на стационарность с помощью одномерных тестов (Дики — Фуллера или Филлипса — Перрона). Однако эти тесты обладают малой мощностью на коротких временных рядах (не могут отличить стационарный ряд, медленно сходящийся к своему среднему значению, от нестационарного ряда). Решение этой проблемы может быть найдено при объединении временных рядов в панель и тестировании наличия панельных единичных корней.

В работе [19] предлагается метод разделения временных рядов в панели на стационарные и нестационарные. На первом шаге проверяется гипотеза о панельном единичном корне, и если данная гипотеза не отвергается, процедура останавливается. В противном случае, если гипотеза отвергается, строятся тестовые статистики для каждого временного ряда (например, ADF), выбирается минимальная из них (минимальная для левосторонних тестов), и ряд, соответствующий этой минимальной статистике, удаляется из панели и снова тестируется гипотеза о панельном единичном корне. Процедура не останавливается до тех пор, пока гипотеза о панельном единичном корне будет отвергаться. Автор доказывает состоятельность полученной доли стационарных (или нестационарных) временных рядов в панели при $\frac{N}{T} \rightarrow 0$ и некоторых дополнительных условиях.

2. ПРОВЕРКА ОТНОСИТЕЛЬНОЙ ВЕРСИИ ЗАКОНА ЕДИНОЙ ЦЕНЫ

Существуют стандартные тесты, реализованные во многих эконометрических пакетах (Има — Песарана — Шина, Левина — Лина — Чу), но их недостатком является невозможность понять, какие из временных рядов стационарны или хотя бы какова доля стационарных рядов в панели. Похожая идея была предложена в [20], где автор разрабатывает бутстраповский последовательный квантильный тест (*bootstrap sequential quantile test*, *BSQT*). При реализации этого теста предполагается $k_0 = 0, 1, \dots, N$ — число стационарных временных рядов, а $q_0 = \frac{k_0}{N}$ — соответствующая пропорция этих стационарных рядов. При проверке закона единой цены для отдельных товаров будет использоваться *BSQT* методика, предложенная в работе [20].

2.2. РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТИРОВАНИЯ РЕГИОНАЛЬНЫХ ОТНОСИТЕЛЬНЫХ ЦЕН НА НАЛИЧИЕ ЕДИНИЧНОГО КОРНЯ

В табл. 2.2 представлены результаты тестов *BSQT*, на основе которых можно оценить долю стационарных временных рядов.

Таблица 2.2. Доля стационарных временных рядов относительных цен отдельных товаров

Обозначение	Наименование товара/услуги	Доля стационарных временных рядов, %				
		<i>BSQT</i>	<i>BSQT2</i>	<i>IBSQT</i>	<i>IBSQT2</i>	Среднее
prod1	Говядина	60,5	80,3	39,5	53,9	58,6
prod2	Свинина	19,7	39,5	13,2	39,5	28,0
prod3	Куры охлажденные и мороженые	39,5	39,5	19,7	28,9	31,9
prod4	Сосиски, сардельки	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
prod5	Колбаса полукопченая и варено-копченая	19,7	19,7	0,0	0,0	9,9

Продолжение табл. 2.2

Обозначение	Наименование товара/услуги	Доля стационарных временных рядов, %				
		<i>BSQT</i>	<i>BSQT2</i>	<i>IBSQT</i>	<i>IBSQT2</i>	Среднее
prod6	Рыба мороженая неразделанная	19,7	39,5	0,0	19,7	19,7
prod7	Масло сливочное	19,7	19,7	0,0	0,0	9,9
prod8	Масло подсолнечное	80,3	80,3	39,5	60,5	65,1
prod9	Сметана	0,0	0,0	2,6	2,6	1,3
prod10	Творог жирный	20,0	20,0	0,0	0,0	10,0
prod11	Сыры сычужные твердые и мягкие	39,5	39,5	19,7	19,7	29,6
prod12	Яйца куриные	19,7	19,7	9,2	10,5	14,8
prod52	Паста зубная	0,0	19,7	1,3	1,3	5,6
prod53	Сигареты	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
prod54	Спички	19,7	19,7	0,0	0,0	9,9
prod55	Стол обеденный	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
prod56	Стул	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
prod57	Телевизор	19,7	19,7	0,0	0,0	9,9
prod58	Бензин	80,3	80,3	73,7	81,6	78,9
prod59	Корвалол	60,5	60,5	39,5	53,9	53,6
prod60	Анальгин	39,5	39,5	19,7	19,7	29,6
prod61	Аспирин	39,5	39,5	19,7	28,9	31,9
prod62	Постановка наборок	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
prod63	Помывка в бане	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
prod64	Стрижка модельная женская	19,7	19,7	1,3	2,6	10,9

Окончание табл. 2.2

Обозначение	Наименование товара/услуги	Доля стационарных временных рядов, %				
		<i>BSQT</i>	<i>BSQT2</i>	<i>IBSQT</i>	<i>IBSQT2</i>	Среднее
prod65	Проезд в городском автобусе	59,7	100,0	40,3	80,6	70,1
prod66	Абонентская плата за телефон	19,7	19,7	13,2	13,2	16,4
prod67	Плата за жилье	39,5	39,5	19,7	28,9	31,9
prod68	Газ	20,6	20,6	6,3	6,3	13,5
prod69	Электроэнергия	59,7	59,7	40,3	52,8	53,1

Из табл. 2.2 следует, что в строгом виде закон единой цены выполняется для определенных регионов только по некоторым продуктам питания, лекарствам и услугам. Для наглядности список товаров, для которых закон единой цены выполняется не менее чем в 10% регионов из выборки, представлен в табл. 2.3.

Из табл. 2.3 следует, что для 11 товаров и услуг доля регионов, в которых выполняется закон единой цены выше 50%. В список этих товаров входят продукты питания: картофель, мука, капуста, пшено, масло подсолнечное, говядина, сахар; услуги: проезд в автобусе, электроэнергия; лекарственный препарат — корвалол; бензин. Выполнение закона единой цены для группы продуктов и бензина объясняется достаточно очевидной спецификацией этих товаров при регистрации цены, возможностью их перемещения на значительные расстояния, относительно высоким сроком хранения. Попадание услуг и лекарственных препаратов в группу товаров, для которых в большом количестве регионов цены одинаковы, скорее всего, обуславливается административным установлением цен на них.

Еще для 18 товаров строгий закон единой цены выполняется в 10–40% российских регионов. В этот набор товаров входят только продукты питания, услуги и лекарственные препараты.

Таблица 2.3. Товары, для которых закон единой цены выполняется не менее, чем в 10% регионов

Обозначение	Наименование товара/услуги	Доля стационарных временных рядов, %				
		Тест-1	Тест-2	Тест-3	Тест-4	Среднее
prod22	Картофель	100,0	100,0	80,3	80,3	90,1
prod58	Бензин	80,3	80,3	73,7	81,6	78,9
prod16	Мука пшеничная	80,3	100,0	60,5	73,7	78,6
prod23	Капуста	80,3	80,3	73,7	78,9	78,3
prod19	Пшено	80,3	80,3	60,5	82,9	76,0
prod65	Проезд в городском автобусе	59,7	100,0	40,3	80,6	70,1
prod8	Масло подсолнечное	80,3	80,3	39,5	60,5	65,1
prod1	Говядина	60,5	80,3	39,5	53,9	58,6
prod13	Сахар-песок	60,5	80,3	39,5	39,5	54,9
prod59	Корвалол	60,5	60,5	39,5	53,9	53,6
prod69	Электроэнергия	59,7	59,7	40,3	52,8	53,1
prod25	Морковь	39,5	39,5	32,9	38,2	37,5
prod3	Куры охлажденные и мороженые	39,5	39,5	19,7	28,9	31,9
prod61	Аспирин	39,5	39,5	19,7	28,9	31,9
prod67	Плата за жилье	39,5	39,5	19,7	28,9	31,9
prod11	Сыры сычужные твердые и мягкие	39,5	39,5	19,7	19,7	29,6
prod60	Анальгин	39,5	39,5	19,7	19,7	29,6
prod2	Свинина	19,7	39,5	13,2	39,5	28,0
prod18	Рис шлифованный	19,7	39,5	6,6	19,7	21,4
prod6	Рыба мороженая неразделанная	19,7	39,5	0,0	19,7	19,7
prod24	Лук	19,7	19,7	15,8	17,1	18,1
prod15	Соль поваренная пищевая	19,7	19,7	13,2	13,2	16,4

Окончание табл. 2.3

Обозначение	Наименование товара/услуги	Доля стационарных временных рядов, %				
		Тест-1	Тест-2	Тест-3	Тест-4	Среднее
prod66	Абонентская плата за телефон	19,7	19,7	13,2	13,2	16,4
prod12	Яйца куриные	19,7	19,7	9,2	10,5	14,8
prod17	Хлеб	19,7	19,7	9,2	9,2	14,5
prod26	Яблоки	19,7	19,7	6,6	9,2	13,8
prod68	Газ	20,6	20,6	6,3	6,3	13,5
prod64	Стрижка модельная женская	19,7	19,7	1,3	2,6	10,9
prod10	Творог жирный	20,0	20,0	0,0	0,0	10,0

Обращает на себя внимание тот факт, что применяемые эконометрические тесты не отвергают нулевую гипотезу о наличии единичного корня ни для одного временного ряда цен на непродовольственные товары: одежда, обувь, бытовая химия. Возможно, этот результат объясняется неоднозначной спецификацией товара, по которому регистрируется уровень цен. К примеру, зимние сапоги в южных, центральных, сибирских регионах могут очень сильно отличаться по своим характеристикам, в результате цены на них могут значительно варьироваться от региона к региону на протяжении всего периода наблюдений.

Еще одним интересным и непонятным явлением является невыполнение закона единой цены практически ни для одного из регионов по таким продуктам питания, как колбасные изделия, сметана, чай, вермишель и макаронные изделия. Возможно, что для этих товаров закон единой цены выполняется в слабой форме, а формальные тесты не могут отклонить гипотезу о существовании единичного корня.

Теперь посмотрим на полученные результаты в пространственном разрезе: вторая группа тестов позволяет определить регионы, в которых выполнение закона единой цены по заданному товару наиболее вероятно. Такая постановка вопроса кор-

ректна только для товаров, представленных в табл. 2.3 (так как цены этих товаров доступны для каждого региона в любой момент времени), для остальных товаров будем считать, что закон единой цены не выполняется ни в одном из регионов.

Регионы, в которых закон единой цены выполняется для наибольшего количества товаров — Орловская, Смоленская и Белгородская области, располагаются в центральной части России. Стоит отметить, что в двадцатку регионов с наибольшим количеством товаров, по которым выполняется закон единой цены, попали регионы практически из всех федеральных округов (за исключением Северо-Западного). Однако преимущественно это субъекты РФ, находящиеся в Европейской части России.

Наименьшее количество товаров, по которым выполняется закон единой цены в строгом виде, приходится на Архангельскую область, Хабаровский край, Иркутскую, Новосибирскую области, Республики Хакасия и Дагестан, а также на Мурманскую и Тверскую области. Часть из этих регионов относится к труднодоступным территориям, расхождения с общероссийским уровнем цен можно объяснить очень высокими транспортными издержками, для части других регионов причиной может быть низкий уровень дохода. Однако попадание в этот список Иркутской, Новосибирской и Тверской областей можно отнести к довольно неожиданным результатам, которые идут вразрез с выводами работы [2]. Возможно, это связано с рассмотрением отдельных товаров, а не корзины в целом. При этом вполне справедливым кажется замечание автора [1] о том, что рассмотрение отдельных товаров дает очень пестрое представление о выполнении закона единой цены. В частности, на динамику цен отдельных товаров может влиять множество прочих факторов, поэтому эконометрические тесты не могут подтвердить конвергенцию региональных цен к среднероссийскому уровню.

Итак, панельные тесты на стационарность цен для большинства товаров указывают на невыполнение закона единой цены между регионами. Такой вывод характерен для некоторых продуктов питания, одежды, обуви, товаров бытовой химии.

2. ПРОВЕРКА ОТНОСИТЕЛЬНОЙ ВЕРСИИ ЗАКОНА ЕДИНОЙ ЦЕНЫ

Только для 19 товаров закон единой цены выполняется более чем в 10% регионов. Лидерами по этому показателю оказались следующие товары: картофель, бензин, мука. Отчасти этот результат можно объяснить тем, что товары, для которых закон единой цены выполняется, оказываются простыми для фиксации цен, в отличие от предметов одежды, обуви, мебели, состав, качество и функциональные свойства которых могут значительно отличаться в разных регионах.

В региональном разрезе также достаточно сложно определить какую-либо зависимость в подтверждении или отклонении закона единой цены. Среди субъектов, в которых на наибольшее количество товаров цены совпадают с «эталонным» уровнем, встречаются регионы практически из каждого федерального округа РФ. То же касается и регионов, в которых по наименьшему количеству товаров наблюдается выполнение закона единой цены.

В связи с этим имеет смысл перейти к рассмотрению региональной дифференциации *общего* уровня цен и проанализировать факторы, приводящие к ее возникновению.

3. Выявление факторов, объясняющих различия общего уровня цен в российских регионах

В этом разделе дается ответ на вопрос о том, какие факторы влияют на различия общего уровня цен в российских регионах. Вначале будет охарактеризован масштаб различий региональных цен, определен период времени, на котором целесообразно проводить исследование. Затем приводится описание используемых данных, построение гистограмм и диаграмм рассеяния. После этого будут отражены результаты эконометрического исследования факторов, вызывающих пространственные различия общего уровня цен в российских регионах.

3.1. ОПИСАНИЕ МАСШТАБА РЕГИОНАЛЬНЫХ РАЗЛИЧИЙ УРОВНЯ ЦЕН В РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКЕ

Перед тем как анализировать причины различий уровня потребительских цен в российских регионах необходимо понять масштаб исследуемого явления, сравнить отклонения в региональных индексах цен для российской экономики с США и с еврозоной. Для этого была собрана имеющаяся в открытом доступе на сайте Росстата инфор-

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

мация о годовых темпах роста индекса потребительских цен (ИПЦ) по регионам РФ с 1992 по 2015 г. (24 года).

На основе полученной информации был составлен базисный индекс потребительских цен. В качестве базового был выбран декабрь 1991 г., в котором индекс цен для всех регионов был принят за единицу. В рассматриваемый период времени общероссийский индекс цен вырос примерно в 34000 раз. В табл. 3.1 представлены регионы с наибольшим и наименьшим значением базисного индекса цен в 2015 г.

Изменение цен за этот период крайне неоднородное, различия в накопленном ИПЦ между самым «дорогим» и «дешевым» регионом достигают 10 раз. Возможные причины: а) в 1991 г. цены в регионах не были одинаковыми, поэтому некорректно во всех регионах использовать одинаковое начальное значение базисного индекса (при этом изменить начальный момент

Таблица 3.1. Регионы с максимальными и минимальными значениями базисного ИПЦ в 2015 году

Наибольшее увеличение цен		Наименьшее увеличение цен	
Регион	Рост (тыс. раз)	Регион	Рост (тыс. раз)
Камчатский край	128,1	Вологодская область	13,0
Сахалинская область	94,1	Саратовская область	15,7
Магаданская область	57,2	Ростовская область	18,5
Забайкальский край	56,8	Калининградская область	19,3
Республика Калмыкия	55,9	Республика Якутия	21,0
Курганская область	52,7	Пензенская область	21,4
Удмуртская Республика	51,8	Республика Мордовия	21,6
г. Москва	50,8	Республика Татарстан	22,8
Ставропольский край	50,7		
ЕАО	50,4		

времени затруднительно, так как за 1991 год нет официальных данных о различиях в региональных уровнях цен [1]); б) возможны ошибки при измерении ИПЦ особенно на ранних этапах, что в результате накапливания этой ошибки может значительно исказить реальную картину; в) в регионах цены растут с различными темпами в долгосрочном периоде, что соответствует ситуации разной региональной инфляции.

Еще одним способом измерения различий в уровне цен между регионами является расчет стоимости фиксированного набора товаров и услуг, проводимый Росстатом. Статистические данные по этому показателю в региональном разрезе доступны с 2000 г. Согласно информации за 2015 г. в этот набор включается 30 продовольственных, 41 непродовольственный товар и 12 видов услуг. В среднем по РФ стоимость фиксированного набора товаров и услуг составляла в 2000 г. 2254 руб., а в 2015 г. — 13404 руб., что соответствует росту в 5,95 раза. В табл. 3.2 представлен список регионов с самым дорогим и дешевым фиксированным набором товаров и услуг в 2015 г.

Таблица 3.2. Регионы с дорогим и дешевым фиксированным набором товаров и услуг в 2015 году

Самые дорогие		Самые дешевые	
Регион	Стоимость, руб	Регион	Стоимость, руб
Камчатский край	22970	Кемеровская область	11288
Магаданская область	19692	Саратовская область	11448
г. Москва	19274	Омская область	11513
Хабаровский край	17207	Оренбургская область	11524
Сахалинская область	17001	Курская область	11529
Республика Якутия	16747	Липецкая область	11600
Мурманская область	16236	Республика Мордовия	11616
Приморский край	16118	Чувашская Республика	11646
ЕАО	15681	Орловская область	11682
Тюменская область	15159	Алтайский край	11751

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

Согласно этому показателю уровень цен между самым дорогим и дешевым регионом РФ в 2015 г. отличался в 2 раза, что является интуитивно более корректным результатом. Помимо этого использование стоимости фиксированного набора товаров и услуг решает проблему начального значения базисного индекса для регионов.

На рис. 3.1 представлена карта российских регионов, на которой наглядно показана дифференциация стоимости фиксированного набора товаров и услуг в субъектах РФ в декабре 2015 г.

Проведенный анализ позволяет сделать вывод, что различия уровня цен в субъектах РФ являются существенными, поэтому изучение факторов, вызывающих эти различия, становится актуальной практической задачей.

3.2. ОПИСАНИЕ ИСПОЛЬЗУЕМЫХ ПЕРЕМЕННЫХ И ПЕРВИЧНЫЙ АНАЛИЗ ДАННЫХ

Эмпирический анализ проводился на годовых данных в период с 2000 по 2015 г. Выбор периода обусловлен тем, что до середины 1990-х гг. происходили значительные изменения цен, вызванные трансформацией экономики, что затрудняет корректное оценивание влияния описанных выше факторов на ценовые различия. Период 1998–1999 гг. не попал в анализ, так как в августе 1998 г. произошло значительное обесценение национальной валюты, вслед за которым в 1998–1999 гг. последовал резкий и неоднородный в региональном разрезе рост общего уровня цен. Так, в 1998 г. в восточных регионах РФ (Магаданская область, Республика Саха, Чукотский автономный округ) наблюдалось увеличение стоимости потребительской корзины примерно на 50–60%, а в центральных регионах (г. Москва, Нижегородская, Московская, Самарская области) — на 80–110%. Аналогичная ситуация произошла и в 1999 г. В итоге наблюдаемые в 1998–1999 гг. различия в региональных уровнях цен, по нашему мнению, в большей степени объясняются разной величиной эффекта переноса валютного курса в цены в разных субъектах РФ. Таким образом, включение в выборку периода 1998–1999 гг. вместе с относительно

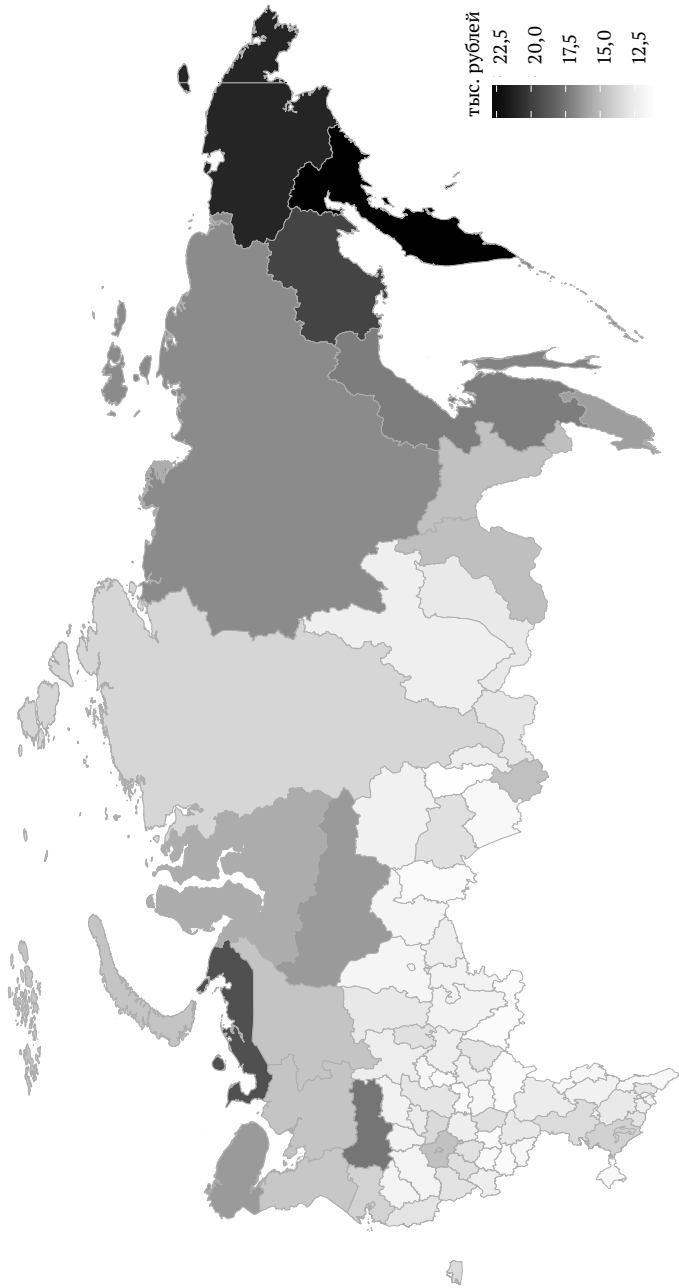


Рис. 3.1. Стоимость фиксированного набора товаров и услуг в российских регионах в 2015 году

стабильным интервалом 2000-х гг. может привести к смещению оценок коэффициентов.

При проведении эконометрического исследования факторов региональной дифференциации цен предполагается, что процесс установления цен не имеет структурных различий между регионами. Такое предположение едва ли применимо для российской экономики в период 1992–1999 гг., когда изменение поведения экономических агентов, в том числе при установлении цен было одной из характеристик трансформации российской экономики [2]. Причем вероятно, что эти изменения протекали асинхронно в российских регионах.

Так как начальный период в статистических данных ограничен 2000 г., то появляется возможность включить в рассмотрение статистику еще по трем автономным округам: Чукотскому, Ханты-Мансийскому и Ямало-Ненецкому. Таким образом, в дальнейшем анализе будет рассматриваться 81 субъект РФ.

При эконометрическом моделировании возникает проблема, заключающаяся в подборе подходящих переменных, способных аппроксимировать поведение выделенных факторов. В качестве аппроксимации регионального уровня цен можно использовать стоимость фиксированного набора товаров и услуг в регионе либо базисный ИПЦ, рассчитанный на основе цепных региональных ИПЦ. В исследовании мы будем использовать второй подход к измерению регионального уровня цен, так как он позволяет рассматривать пространственную дифференциацию стоимости фактически потребляемых потребительских наборов, а также дает лучшее понимание различий между номинальным и реальным доходом населения. Способ измерения региональных уровней цен на основе фактически приобретаемых потребительских корзин позволит лучше учитывать фактическое изменение благосостояния населения регионов при реализации мер экономической политики.

Пусть P_i — базисный индекс цен в i -м регионе, рассчитанный на основе цепных региональных ИПЦ, где в качестве базы взят декабрь 2000 г. Уровни цен в декабре 2000 г. различались между регионами РФ. Соответственно, не вполне корректно принимать начальный уровень цен во всех регионах равным единице. Поэтому при построении региональных базисных уровней

цен использовалось различное значение базы для разных регионов. Начальные значения определялись на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг в регионе в конце 2000 г. Например, стоимость фиксированного набора товаров и услуг во Владимирской области в конце 2000 г. составляла 1788 руб., а в Белгородской области — 1959 руб., поэтому начальные значения базисного индекса цен в этих областях различались и составляли 1788 и 1959 соответственно.

Все объясняющие переменные также представлены в виде отношения регионального значения к среднероссийскому. Таким образом, они показывают, насколько отклоняется величина показателя в отдельном регионе от среднего по российской экономике значения в каждый момент времени. При небольших различиях между региональным и общероссийским значениями показателей логарифм переменной, умноженный на 100%, будет характеризовать процентное отклонение регионального фактора от среднероссийского.

Эффект Балассы — Самуэльсона аппроксимировался с помощью среднедушевых доходов в регионе. Предполагается, что коэффициент перед этой переменной, которую обозначим inc , будет положительным. Чем выше уровень подушевого дохода в регионе, тем выше в этом регионе зарплаты в секторе торгуемых и неторгуемых товаров, а значит, и общий уровень региональных цен.

Для учета различий в фазах делового цикла использовался индекс физического объема валового регионального продукта (ВРП), в дальнейшем обозначается gr . Предполагается, что если темп прироста ВРП отдельного субъекта РФ превышает темп прироста российского ВВП, то за счет более высокого спроса в этом регионе уровень цен окажется выше общероссийского.

Чтобы учесть уровень конкуренции в секторе торгуемых товаров использовалась доля оборота розничной торговли, приходящаяся на розничные рынки и ярмарки, обозначается $comp$. Предполагается, что если в каком-то из регионов доля розничных продаж через рынки и ярмарки выше, чем среднероссийский показатель, то уровень цен в этом регионе будет ниже, чем в среднем в российской экономике. Связано это с тем, что уровень конкуренции выше при продажах на рынках и ярмар-

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

ках, чем при реализации товаров через магазины и торговые сети, где у продавцов есть определенный уровень монопольной власти, а рыночная структура лучше описывается моделями монополистической конкуренции. Однако наблюдается следующий эмпирический факт: по мере роста благосостояния региона увеличивается объем розничных продаж через магазины и торговые сети, а доля продаж через рынки и ярмарки сокращается, поэтому этот показатель может улавливать эффект Балласы — Самуэльсона, который аппроксимируется уровнем душевого дохода.

Начиная с 2008 г. доступна статистика по доле розничных продаж через торговые сети. С помощью этого показателя, который обозначим *retail*, тоже можно измерять уровень конкуренции в секторе розничной торговли.

Для учета региональных различий в ценах на трудовые ресурсы (зарплатах) будет использоваться уровень безработицы в регионе, в дальнейшем обозначается *un*. Если уровень безработицы оказывается выше в каком-то из регионов по сравнению с общероссийским, то это может приводить к замедлению темпов роста заработной платы в этом регионе, что ведет к снижению регионального уровня цен по сравнению с общероссийским [21].

Цены на неторгуемые промежуточные товары, используемые при производстве конечных продуктов, аппроксимируются через индекс цен производителей (производство и распределение) электроэнергии, газа и воды, обозначается *inp*. Повышение цен на электроэнергию, газ и воду в отдельном регионе на большую по сравнению со среднероссийским уровнем величину должно приводить к более быстрому повышению уровня цен в этом регионе на конечную продукцию.

Доля издержек неторгуемых ресурсов в цене конечного товара аппроксимируется с помощью доли сектора услуг в ВРП региона, в дальнейшем будет обозначаться *serv*. Чем выше этот показатель, тем сильнее может отклоняться региональный уровень цен от общероссийского.

Издержки торговли обычно аппроксимируются расстоянием между регионами. В нашем исследовании будет использоваться переменная *normdist*, которая вычисляется следующим об-

разом. Определяются расстояния от административного центра региона до других столиц субъектов РФ по автомобильной дороге, вычисляется простое среднее арифметическое (получается переменная, характеризующая степень удаленности региона от других российских регионов), и полученная величина делится на усредненное по всем регионам расстояние. Предполагается, что чем дальше регион расположен от остальных, тем выше будут издержки торговли и, как следствие, выше цены. С ростом переменной *normdist* относительные цены должны увеличиваться. Стоит обратить внимание, что эта переменная принимает одинаковые значения в каждый момент времени.

Обозначения исходных переменных и их краткое описание представлены в табл. 3.3.

Таблица 3.3. Расшифровка используемых обозначений

Список переменных (отношение абсолютных значений)	
Обозначение	Описание
p	Отношение общего базисного уровня цен в <i>j</i> -м регионе к среднероссийскому общему базисному уровню цен, 2000 г. в качестве базисного, база для каждого региона скорректирована с учетом стоимости фиксированного набора товаров и услуг в 2000 г.
inc	Отношение среднедушевых денежных доходов в регионе к среднероссийскому уровню
gr	Отношение темпа прироста ВРП региона к темпу прироста российского ВВП
comp	Отношение доли розничных продаж на рынках и ярмарках в регионе к аналогичному среднероссийскому показателю
retail	Отношение доли розничных продаж через сети в регионе к аналогичному среднероссийскому показателю
un	Отношение уровня безработицы в регионе к среднероссийскому показателю
inp	Отношение базисного индекса цен производителей электроэнергии, газа и воды в регионе, аналогичном среднероссийскому показателю
serv	Отношение доли сектора услуг в ВРП региона к доли сектора услуг в российском ВВП

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

Окончание табл. 3.3

Обозначение	Описание
normdist	Отношение среднего расстояния от центра региона до центров всех остальных субъектов РФ по автомобильной дороге к среднероссийскому расстоянию
Интервал оценивания 2000–2015 гг.	
Количество регионов — 81	

Описательные статистики и корреляционная матрица используемых показателей представлены в табл. 3.4 и 3.5.

Таблица 3.4. Описательные статистики используемых обозначений

	<i>p</i>	<i>inc</i>	<i>gr</i>	<i>comp</i>	<i>un</i>	<i>inp</i>	<i>serv</i>
Среднее	1,02	0,88	1,00	0,91	1,13	1,01	0,94
Медиана	0,97	0,77	1,00	0,80	1,05	1,00	0,96
Максимум	1,78	3,23	1,20	5,02	3,67	1,56	1,51
Минимум	0,80	0,30	0,72	0,03	0,11	0,83	0,20
Станд. отклон.	0,19	0,39	0,04	0,56	0,48	0,08	0,20

Таблица 3.5. Корреляционная матрица используемых переменных

	<i>p</i>	<i>inc</i>	<i>gr</i>	<i>comp</i>	<i>un</i>	<i>inp</i>	<i>serv</i>
<i>p</i>	1,00	0,78	0,01	-0,14	-0,11	-0,06	-0,02
<i>inc</i>	0,78	1,00	0,07	-0,13	-0,30	0,04	-0,17
<i>gr</i>	0,01	0,07	1,00	0,05	-0,08	0,13	-0,08
<i>comp</i>	-0,14	-0,13	0,05	1,00	0,31	0,11	0,09
<i>un</i>	-0,11	-0,30	-0,08	0,31	1,00	0,11	0,12
<i>inp</i>	-0,06	0,04	0,13	0,11	0,11	1,00	-0,10
<i>serv</i>	-0,02	-0,17	-0,08	0,09	0,12	-0,10	1,00

3.3. ИССЛЕДОВАНИЕ РАЗЛИЧИЙ РЕГИОНАЛЬНЫХ ЦЕН В ПРОСТРАНСТВЕННОМ РАЗРЕЗЕ

Посмотрим теперь на диаграммы рассеяния зависимой переменной и независимых на тех же интервалах времени. На рис. 3.2 видна устойчивая положительная связь между

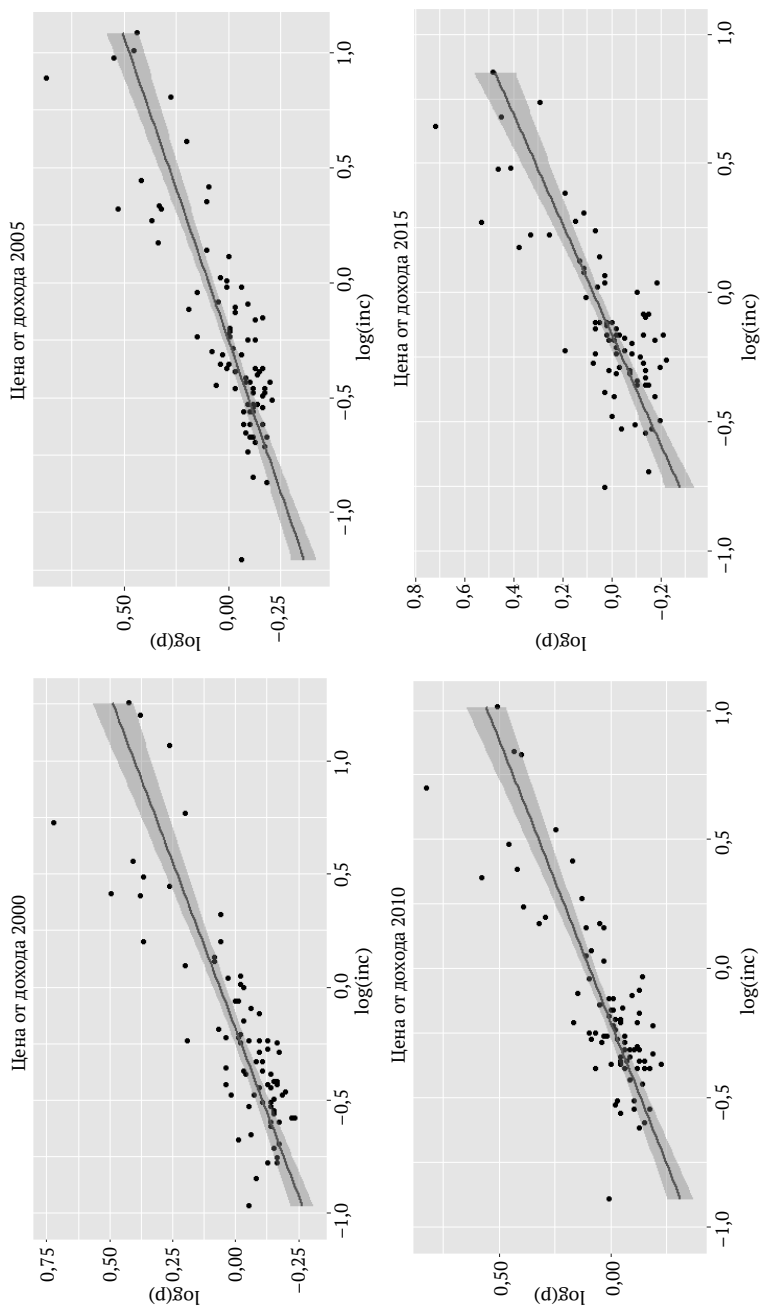


Рис. 3.2. Относительный уровень цен — относительный доход на душу населения

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

относительным уровнем регионального дохода и относительным уровнем цен. В рассматриваемые периоды времени угловой коэффициент линии регрессии и постоянный член практически не менялись.

Взаимосвязь между относительным уровнем цен и относительным темпом роста ВРП представлена на рис. 3.3. Обращает на себя внимание наличие явных выбросов, о которых говорилось при обсуждении гистограмм. Их наличие приводит к появлению неустойчивых связей: удаление или добавление нескольких точек может изменить угол наклона с положительного на отрицательный. Довольно интересным выглядит увеличение разброса цен с течением времени в регионах, у которых темпы роста ВРП оказываются одинаковыми: облако точек вытягивается относительно вертикальной оси с увеличением времени. Такое поведение точек может свидетельствовать о том, что переменная gr не является хорошим предиктором для разброса относительных цен.

Зависимость между относительным уровнем цен и относительным уровнем конкуренции в региональном разрезе представлена на рис. 3.4. Обращает на себя внимание увеличение разброса уровня конкуренции с течением времени, а также облако точек, расположенное над линией парной регрессии, которые соответствуют регионам с высоким относительным уровнем цен и высоким уровнем конкуренции. Устранение этих точек может привести к повышению устойчивости наблюдаемой отрицательной корреляционной связи между показателями. Интересным является тот факт, что с течением времени линия парной регрессии становится все более пологой. Это может свидетельствовать об ослаблении связи между показателями, которое может происходить в связи с развитием сетевой торговли и снижением значимости рынков и ярмарок в розничном товарообороте. В результате эта переменная перестает адекватно измерять уровень конкуренции в секторе розничной торговли.

Зависимость между относительным уровнем цен и относительным уровнем безработицы представлена на рис. 3.5. Диаграммы указывают на то, что в начале 2000-х гг. зависимости между этими показателями не наблюдалось: в регионах

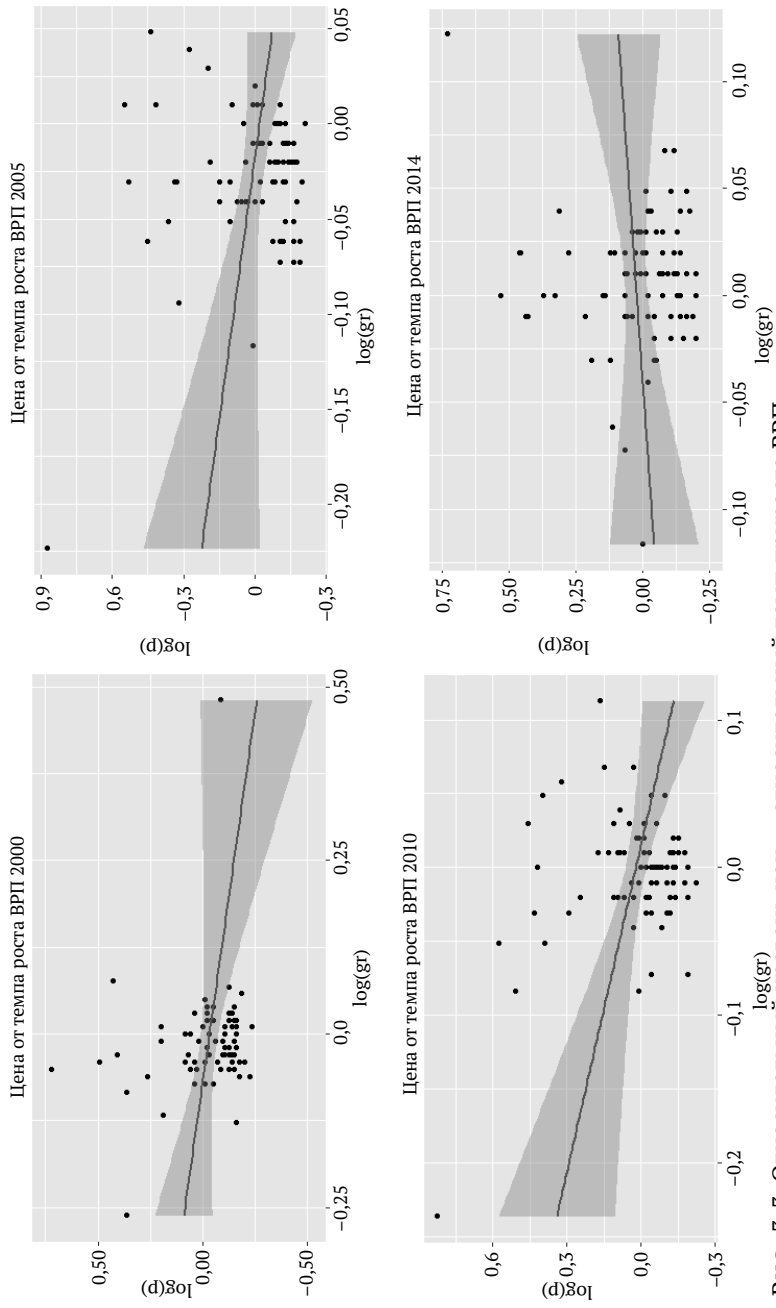


Рис. 3.3. Относительный уровень цен — относительный темп прироста ВРП

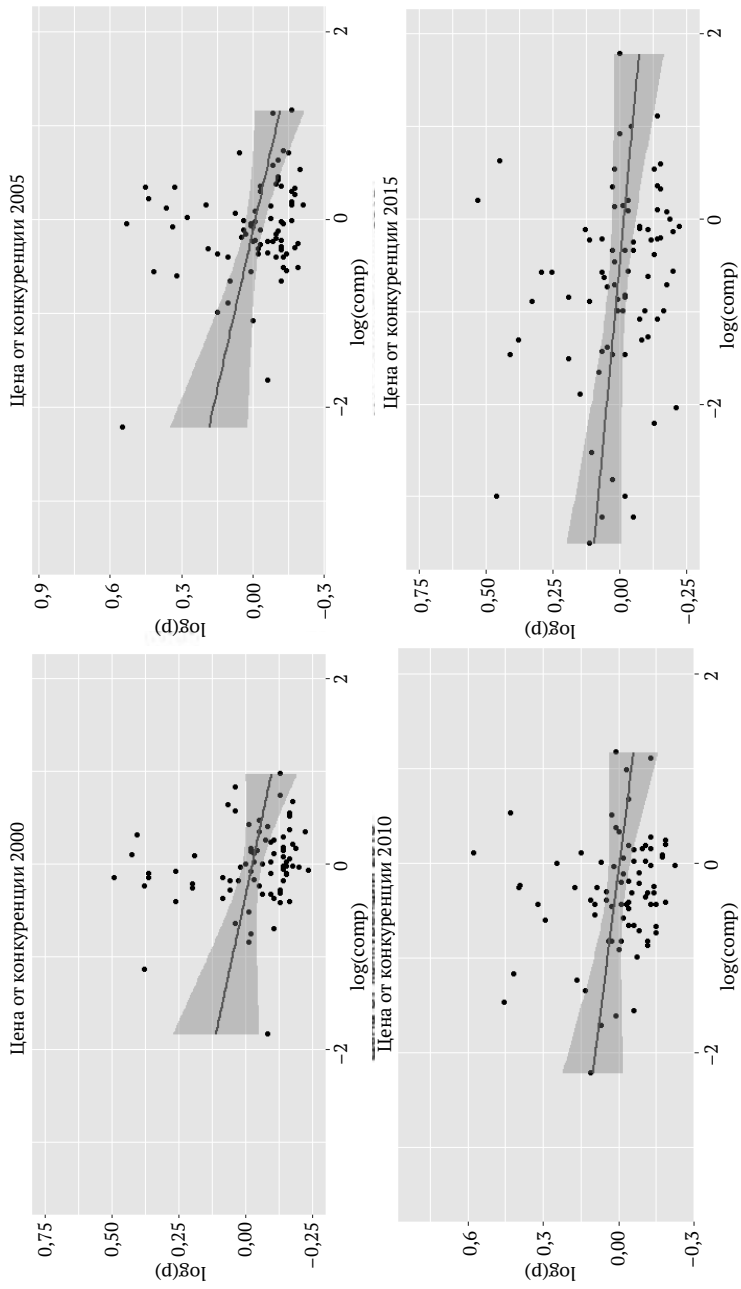


Рис. 3.4. Относительный уровень цен — относительный уровень конкуренции

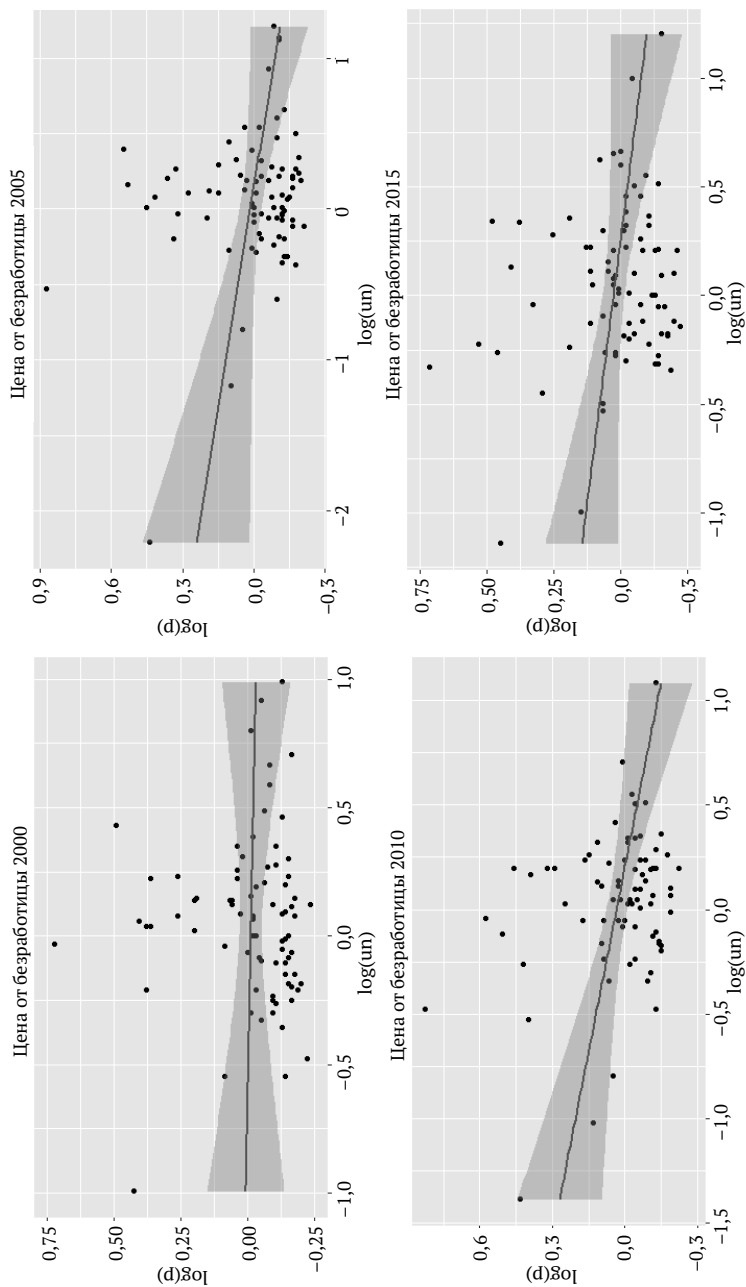


Рис. 3.5. Относительный уровень цен — относительный уровень безработицы

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

с высоким и низким уровнем безработицы уровень цен равновероятно мог быть высоким или низким. Однако с течением времени начала появляться отрицательная зависимость, которая может объясняться наличием наблюдений-выбросов в 2005 и 2010 гг., но к 2015 г. облако точек становится более однородным. Тем не менее связь между этими показателями прослеживается плохо. Весьма вероятно, что относительный уровень безработицы будет плохо объяснять относительный разброс цен в пространстве. Возможно, что безработица в российской экономике измеряет уровень бедности в регионе. Коэффициент корреляции между этим показателем и относительным доходом на душу населения составляет 0,3.

Устойчивой связи между относительным уровнем цен и относительной стоимостью неторгуемых ресурсов при производстве конечной продукции в российских регионах не наблюдается. Об этом свидетельствуют диаграммы рассеяния, представленные на рис. 3.6. До 2007 г. разброса в переменной *inр* между регионами практически не наблюдалось, поэтому говорить на этом периоде о какой-либо зависимости нельзя. Однако даже после реформ в электроэнергетике, которые привели к появлению вариации этой переменной в пространстве, зависимости между относительным региональным уровнем цен и относительным уровнем цен производителей электроэнергии, газа и воды не наблюдается. Линия парной регрессии практически горизонтальна.

Похожая ситуация складывается и для переменной *относительная доля сектора услуг в ВРП*, представленной на рис. 3.7. Лишь ближе к окончанию периода наблюдений возникает слабая отрицательная зависимость между переменной *serv* и относительным уровнем цен. Причем велика вероятность того, что наклон линия парной регрессии приобретает из-за наличия наблюдений-выбросов. Поэтому связь между этими показателями, скорее всего, будет незначимой.

Наконец на рис. 3.8 представлена диаграмма рассеяния относительного уровня в зависимости от удаленности региона от остальных. Графики свидетельствуют о том, что наблюдается устойчивая положительная связь между этими переменными. Чем дальше находится регион от остальных, тем выше

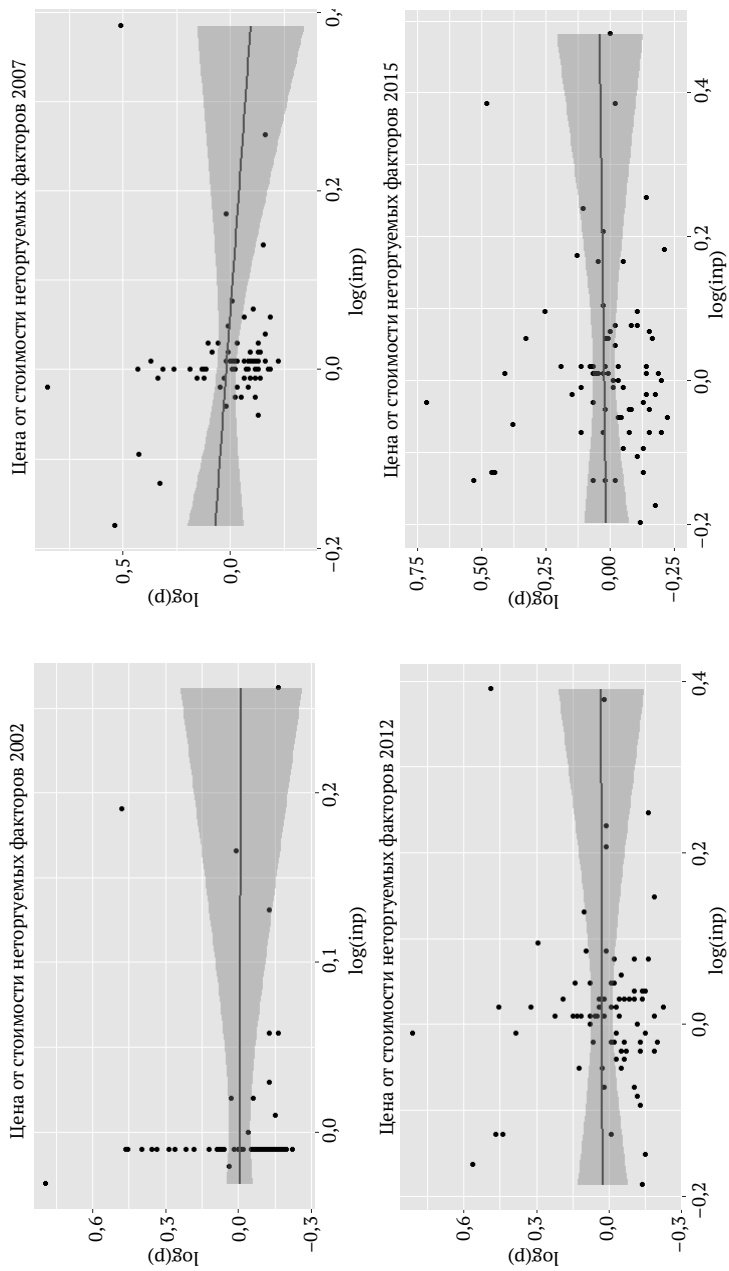


Рис. 3.6. Относительный уровень цен — относительный уровень цен производителей электроэнергии, газа и воды

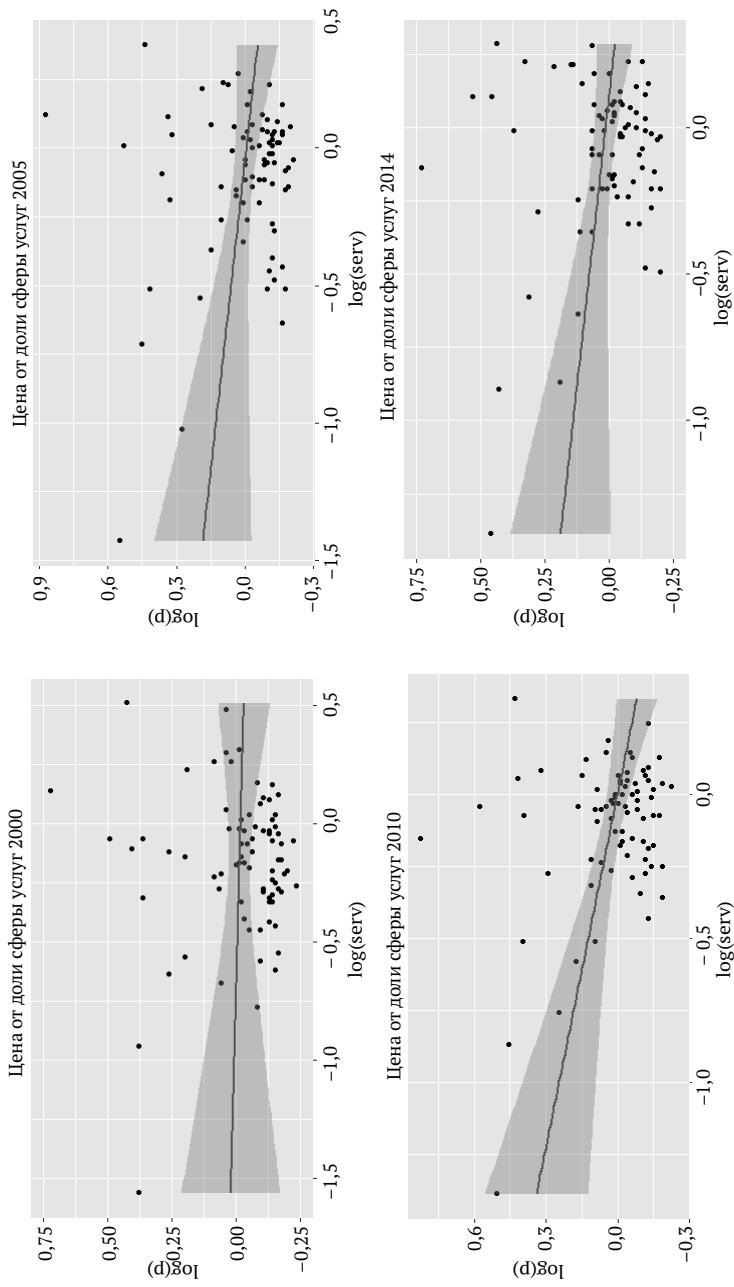


Рис. 3.7. Относительный уровень цен — относительная доля сферы услуг в ВРП

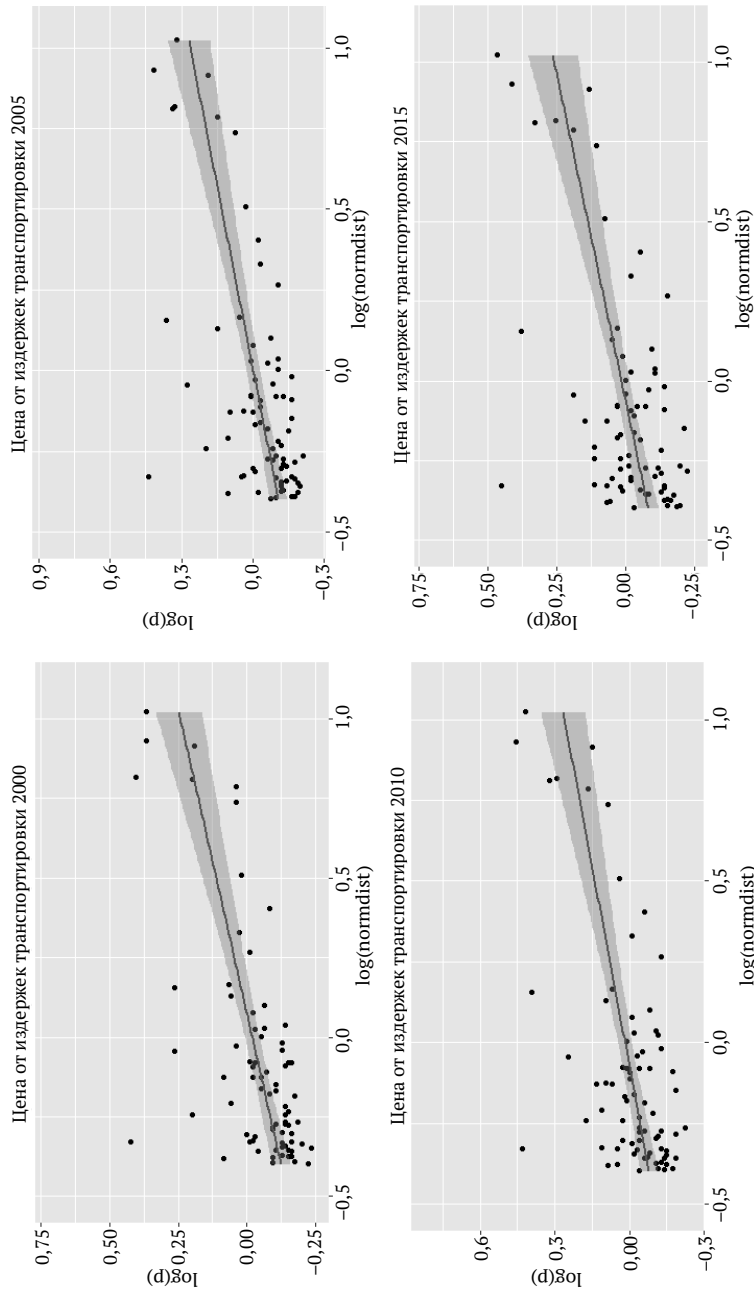


Рис. 3.8. Относительный уровень цен — относительная удаленность региона

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

в нем относительный уровень цен. Скорее всего, это связано с увеличением издержек торговли, которые перекалдываются в цену конечной продукции.

Таким образом, из графического анализа можно сделать следующие выводы: а) существует большое количество выбросов в наблюдениях, которые следует учитывать при анализе; б) устойчивая положительная связь наблюдается между относительным региональным уровнем цен и относительным уровнем дохода, а также удаленностью региона от остальных; в) отрицательная связь наблюдается между региональным уровнем цен и уровнем конкуренции.

На следующем этапе исследования попробуем ответить на вопрос, какие факторы влияют на различия региональных уровней цен в определенный момент времени. Для этого на пространственных данных (по регионам) будет оценено следующее регрессионное уравнение:

$$\log(p_i) = \beta_0 + \beta_1 \log(inc_i) + \beta_2 \log(un_i) + \beta_3 \log(comp_i) + \beta_4 \log(serv_i) + \beta_5 \log(normdist_i) + \beta_6 \log(serv_i) + \varepsilon_i, i = 1, \dots, 77. \quad (3.1)$$

Оценивание осуществляется для каждого года, поэтому получается 16 оцененных уравнений. Краткие результаты оценивания по каждому году представлены в табл. 3.6–3.8.

Таблица 3.6. Результаты оценивания уравнения (3.1) в 2000–2005 годах

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
(Intercept)	0,044***	0,049***	0,049***	0,060***	0,069***	0,071***
	(0,009)	(0,009)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,012)
log(inc)	0,245***	0,241***	0,267***	0,262***	0,272***	0,266***
	(0,019)	(0,020)	(0,025)	(0,024)	(0,025)	(0,031)
log(un)	0,005	-0,005	-0,006	-0,019	0,001	-0,003
	(0,025)	(0,021)	(0,024)	(0,022)	(0,021)	(0,025)
log(comp)	-0,042*	-0,031	-0,029	-0,022	-0,024	-0,017
	(0,017)	(0,017)	(0,020)	(0,019)	(0,018)	(0,018)
log(serv)	0,021	0,026	0,034	0,002	0,032	0,036
	(0,029)	(0,035)	(0,045)	(0,042)	(0,035)	(0,040)
log(normdist)	0,188***	0,185***	0,158***	0,170***	0,149***	0,172***
	(0,024)	(0,024)	(0,028)	(0,027)	(0,025)	(0,029)
log(inp)			-0,365	-0,392*	-0,383*	-0,407*

Окончание табл. 3.6

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
			(0,194)	(0,192)	(0,184)	(0,196)
R-squared	0,9	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
adj. R-squared	0,9	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
sigma	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
F	88,4	76,1	51,7	59,5	56,4	51,0
p	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Log-likelihood	114,9	109,5	98,2	101,9	102,6	97,4
Deviance	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
AIC	-215,8	-205,1	-180,3	-187,8	-189,1	-178,9
BIC	-199,4	-188,7	-161,9	-169,4	-170,7	-160,4
N	77	77	74	74	74	74

- * – коэффициент значим на уровне 5%;
- ** – коэффициент значим на уровне 1%;
- *** – коэффициент значим на уровне 0,1%

Таблица 3.7. Результаты оценивания уравнения (3.1) в 2006–2011 годах

	2006	2007	2008	2009	2010	2011
(Intercept)	0,075***	0,071***	0,068***	0,078***	0,083***	0,091***
	(0,012)	(0,012)	(0,013)	(0,013)	(0,014)	(0,015)
log(inc)	0,298***	0,272***	0,292***	0,320***	0,354***	0,384***
	(0,050)	(0,032)	(0,040)	(0,041)	(0,044)	(0,048)
log(un)	0,007	-0,008	-0,015	-0,016	0,030	0,049
	(0,022)	(0,021)	(0,026)	(0,038)	(0,035)	(0,037)
log(inp)	-0,399	-0,325	-0,192	-0,170	-0,269*	-0,295*
	(0,200)	(0,181)	(0,137)	(0,128)	(0,130)	(0,129)
log(comp)	-0,012	-0,012	-0,007	-0,007	-0,007	-0,008
	(0,019)	(0,016)	(0,018)	(0,016)	(0,016)	(0,015)
log(serv)	0,044	0,023	0,041	0,031	0,017	0,043
	(0,039)	(0,041)	(0,046)	(0,047)	(0,048)	(0,046)
log(normdist)	0,170***	0,161***	0,176***	0,172***	0,161***	0,168***
	(0,027)	(0,029)	(0,033)	(0,030)	(0,030)	(0,031)
R-squared	0,8	0,8	0,7	0,8	0,8	0,8
adj. R-squared	0,8	0,8	0,7	0,8	0,7	0,7
sigma	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
F	49,9	40,6	32,3	38,4	34,6	34,5
p	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Log-likelihood	95,8	92,8	86,9	89,3	87,7	85,8
Deviance	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

Окончание табл. 3.7

	2006	2007	2008	2009	2010	2011
AIC	-175,6	-169,7	-157,8	-162,7	-159,3	-155,5
BIC	-157,1	-151,2	-139,4	-144,2	-140,9	-137,1
N	74	74	74	74	74	74

- * — коэффициент значим на уровне 5%;
- ** — коэффициент значим на уровне 1%;
- *** — коэффициент значим на уровне 0,1%

Таблица 3.8. Результаты оценивания уравнения (3.1) в 2012–2015 годах

	2012	2013	2014	2015
(Intercept)	0,088***	0,094***	0,081***	0,065***
	(0,015)	(0,015)	(0,015)	(0,015)
log(inc)	0,362***	0,382***	0,361***	0,349***
	(0,051)	(0,050)	(0,053)	(0,054)
log(un)	0,032	0,052	0,032	0,025
	(0,033)	(0,036)	(0,036)	(0,040)
log(inp)	-0,284*	-0,290***	-0,239	-0,206*
	(0,120)	(0,109)	(0,100)	(0,097)
log(comp)	0,002	0,003	-0,003	-0,003
	(0,013)	(0,012)	(0,011)	(0,010)
log(serv)	0,023	0,033	0,057	
	(0,047)	(0,045)	(0,045)	
log(normdist)	0,187***	0,177***	0,178***	0,182***
	(0,034)	(0,036)	(0,038)	(0,038)
R-squared	0,7	0,8	0,7	0,7
adj. R-squared	0,7	0,7	0,7	0,7
sigma	0,1	0,1	0,1	0,1
F	30,9	33,7	29,7	31,6
p	0,0	0,0	0,0	0,0
Log-likelihood	83,3	85,5	83,9	79,5
Deviance	0,5	0,4	0,4	0,5
AIC	-150,6	-155,1	-151,9	-145,0
BIC	-132,1	-136,6	-133,4	-128,9
N	74	74	74	74

- * — коэффициент значим на уровне 5%;
- ** — коэффициент значим на уровне 1%;
- *** — коэффициент значим на уровне 0,1%

Как и ожидалось, в каждый момент времени статистически значимое положительное влияние на относительные региональные уровни цен оказывают относительный доход и удаленность региона. Из табл. 3.6 следует, что в 2000–2005 гг. коэффициент перед переменной *доход* меняется в очень узком диапазоне от 0,24 до 0,27, что не противоречит выдвинутому предположению об устойчивости связи. Коэффициент перед переменной *удаленность региона* от остальных колеблется от 0,19 в 2000 г. до 0,15 в 2004 г. Начиная с 2002 г. появляется статистика по индексу цен производителей электроэнергии, газа и воды, что приводит к сокращению выборки до 74 наблюдений. Связано это с тем, что статистика по этой переменной отсутствует для Ямало-Ненецкого АО, Республик Алтай, Адыгея и Северная Осетия. Коэффициент детерминации с течением времени в регрессионных уравнениях падает, а информационные критерии ухудшаются. Это может говорить о том, что различия в региональных ценах начинают происходить под действием новых, неучтенных в регрессионном уравнении факторов. Переменная *уровень конкуренции* в розничном секторе значима на 5%-м уровне только в одном уравнении регрессии для 2000 г. и имеет предсказанный теоретическими моделями отрицательный знак.

Результаты оценивания пространственной регрессии для 2006–2011 гг. (результаты представлены в табл. 3.7) согласуются с результатами, полученными на временном интервале 2000–2005 гг. Обращает на себя внимание рост коэффициента перед переменной *относительный доход* с 0,27 в 2007 г. до 0,38 в 2011 г. Одновременно с этим наблюдается снижение размаха колебаний коэффициента перед переменной *удаленность региона от остальных*. Коэффициент детерминации в основном стабилен и находится на уровне 80%, за исключением кризисного 2008 г. Это говорит о том, что с помощью используемых факторов удастся объяснить около 80% вариации общего уровня цен в российских регионах.

В табл. 3.8 представлены результаты пространственной регрессии по последним периодам из рассматриваемого интервала. Качественно они ничем не отличаются от тех, что получены при оценивании региональных данных в предшествующие

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

годы. По-прежнему, при переходе к региону с большим уровнем дохода в расчете на душу населения, отличие общего уровня цен в этом регионе по сравнению со среднероссийским будет увеличиваться. Аналогичное явление будет наблюдаться при переходе к региону, который дальше удален от остальных. Неожиданным выглядит отрицательный и статистически значимый на 5%-м уровне коэффициент перед переменной inp . Предполагалось, что знак углового коэффициента перед этой переменной должен быть другим. Продолжает постепенно снижаться коэффициент детерминации в регрессионном уравнении. В 2015 г. с помощью используемых регрессоров удается объяснить около 70% вариации общего уровня цен между российскими регионами.

Так как значительных изменений в величине значимых угловых коэффициентов год от года не наблюдается, то допустимо предположить, что они постоянны во времени, объединить пространственные выборки за разные годы и оценить модель пула по наблюдениям, число которых в T раз больше количества регионов (T – количество лет, за которые доступны данные), что может значительно повысить точность оцененных коэффициентов. Еще одним способом повышения точности оцениваемых коэффициентов является добавление фиксированных временных эффектов. Их включение может быть обусловлено влиянием общих для одного момента времени факторов (переменные, изменение которых одинаково для всех регионов, например, динамика валютного курса, ставки процента или денежной массы). В этом случае оценивается следующая эконометрическая модель:

$$\begin{aligned} \log(p_{it}) = & \beta_0 + \gamma_t + \beta_1 \log(inc_{it}) + \beta_2 \log(un_{it}) + \beta_3 \log(comp_{it}) + \\ & + \beta_4 \log(serv_{it}) + \beta_5 \log(normdist_{it}) + \beta_6 \log(serv_{it}) + \\ & \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 77, t = 2000, \dots, 2015. \end{aligned} \quad (3.2)$$

где γ_t – фиксированные временные эффекты.

Результаты оценивания модели пула и модели с фиксированными временными эффектами представлены в табл. 3.9.

Как и ожидалось, увеличилась точность оценивания. Это привело к тому, что статистически значимыми стали коэффициенты перед переменными *уровень конкуренции в секторе роз-*

Таблица 3.9. Результаты оценивания уравнения (3.2) и модели пула

	pool1	pool2	fix_time1	fix_time2
(Intercept)	0,071***	0,062***	0,071***	0,062***
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
log(inc)	0,294***	0,281***	0,295***	0,281***
	(0,009)	(0,008)	(0,009)	(0,008)
log(un)	0,000	-0,009	0,001	-0,008
	(0,007)	(0,006)	(0,007)	(0,007)
log(inp)	-0,236***	-0,240***		
	(0,035)	(0,035)		
log(comp)	-0,009*	-0,014***	-0,009*	-0,014**
	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
log(serv)	0,024*	0,020*	0,025*	0,020
	(0,011)	(0,010)	(0,012)	(0,010)
log(normdist)	0,175***	0,176***	0,174***	0,175***
	(0,008)	(0,007)	(0,008)	(0,007)
R-squared	0,8	0,8	0,8	0,8
adj. R-squared	0,8	0,8	0,8	0,8
sigma	0,1	0,1	0,1	0,1
F	538,4	772,6	178,3	202,1
p	0,0	0,0	0,0	0,0
Log-likelihood	1158,7	1403,1	1161,5	1406,2
Deviance	5,1	6,0	5,0	5,9
AIC	-2301,4	-2792,2	-2375,3	-2400,3
BIC	-2262,4	-2756,8	-2338,7	-2312,8
N	962	1155	962	1155

* – коэффициент значим на уровне 5%;
 ** – коэффициент значим на уровне 1%;
 *** – коэффициент значим на уровне 0,1%

ничной торговли (в регионах с высоким уровнем конкуренции цены ближе к среднероссийскому уровню), *доля производства неторгуемых товаров в ВРП* (в регионах, где доля сферы услуг будет выше, цены будут отклоняться от общероссийских в сторону увеличения), а также *динамика цен на неторгуемые ресурсы*, используемые при производстве конечного товара (но не с тем знаком, который ожидался). По-прежнему статистически значимыми являются коэффициенты перед переменными *относительный уровень дохода* и *относительная удаленность региона*.

3. ВЫЯВЛЕНИЕ ФАКТОРОВ, ОБЪЯСНЯЮЩИХ РАЗЛИЧИЯ ОБЩЕГО УРОВНЯ ЦЕН

Таким образом, на разброс цен в российских регионах в период 2000–2015 гг. статистически значимое влияние оказывали следующие группы факторов: 1) величина заработной платы, структура региональной экономики (доля неторгуемых товаров), структура доходов (доля социальных выплат в общих доходах населения); 2) издержки региональной торговли (удаленность региона от остальных); 3) уровень монополизации розничной торговли. Кроме идентификации данных факторов оценены параметры интенсивности их воздействия на дифференциацию региональных цен.

Проведенный анализ говорит о том, что органам государственной власти при разработке бюджетной и социальной политики, в частности при принятии решений о регулировании заработных плат, изменении пенсий или других социальных трансфертов, следует учитывать региональные ценовые различия. Несмотря на постепенное снижение региональной дифференциации цен, уровни цен в отдельных российских регионах все еще различаются почти в два раза. Учет данных различий позволит избежать возможных негативных социальных последствий и непредвиденных изменений неравенства в связи с различной покупательной способностью одного и того же дохода в различных субъектах РФ.

Региональные ценовые различия необходимо учитывать и при оценке проектов развития транспортно-логистической инфраструктуры, которые способствуют снижению издержек межрегиональной торговли. Как показал проведенный анализ, такие проекты могут приводить к уменьшению региональных ценовых различий, т. е. способствовать выравниванию цен и покупательной способности доходов внутри страны.

Заключение

Проведенная в исследовании проверка относительной версии закона единой цены на основе панельных тестов на стационарность свидетельствует о невыполнении закона единой цены для 22 из 69 рассматриваемых товаров. В основном это предметы одежды, обувь, товары бытовой химии и услуги, предоставляемые частными фирмами. Для оставшихся 47 товаров хотя бы один из четырех тестов указывает на существование устойчивой доли стационарных временных рядов в панели. Однако только для 19 из них закон единой цены выполняется более, чем в 10% регионов. В этот список входят продукты питания, лекарства, бензин, товары бытовой химии и услуги, предоставляемые государственными компаниями. Полученный результат можно объяснить тем, что эти товары оказываются простыми для фиксации цен. Кроме того, их состав, качество и функциональные свойства не отличаются в разных регионах.

В региональном разрезе не прослеживается какой-либо логики в подтверждении или отклонении закона единой цены. Географическое положение региона за исключением труднодоступных территорий не влияет на выполнение закона единой цены: среди субъектов, в которых цены совпадают с эталонным уровнем, встречаются регионы практически из каждого федерального округа РФ, такая же ситуация наблюдается и по месторасположению регионов, в которых закон единой цены не выполняется; для труднодоступных территорий закон единой цены не выполняется.

Выявленные в ходе проведенного исследования региональные рынки отдельных товаров, по которым не наблюдается сходимости уровня цен к среднероссийскому, могут быть изучены в дальнейшем с целью понимания причин, по которым были получены такие результаты. Мы предлагаем алгоритм дальнейшего исследования этих рынков. Если ряды относительных цен оказываются нестационарными из-за того, что математическое ожидание, относительно которого происходят их колебания, с течением времени приближается к нулю, то такие рынки находятся на пути к интеграции, что является позитивным процессом, и никаких действий применять не нужно. Если же колебания происходят относительно среднего значения, которое удаляется от нуля, то наблюдается растущая сегментация на рынке рассматриваемого товара. Необходимо искать причины этого явления. В первую очередь изучать уровень монополистической власти продавцов конечной продукции, барьеры, устанавливаемые региональными властями для продавцов из других субъектов РФ или из зарубежных стран.

Помимо задач, которые имеют практическое приложение, мы получили результаты, позволяющие внести вклад в теорию регионального уровня цен. В частности, на основе проведенного исследования не отвергнута гипотеза о том, что выполнение закона единой цены более вероятно для однородных по потребительским свойствам товаров, которые имеют высокую степень мобильности (торгуемости). Для неторгуемых и неоднородных по потребительским свойствам товаров закон единой цены выполняется гораздо реже.

Кроме того, на практике подтверждена различная мощность тестов на панельные единичные корни: тесты, которые проверяют нулевую гипотезу против однородной альтернативы, чаще отклоняют нулевую гипотезу о наличии единичного корня по сравнению с тестами против неоднородной альтернативы. Показана высокая степень согласованности тестов на панельные единичные корни, которые определяют факт наличия стабильной доли стационарных временных рядов в панели, с тестами, которые количественно оценивают пропорцию стационарных рядов в панели.

Результаты эмпирического исследования причин региональной дифференциации цен указывают на то, что разброс цен

в российских регионах в период 2000–2015 гг. объясняется следующими группами факторов: 1) величина заработной платы, структура региональной экономики (доля неторгуемых товаров), структура доходов (доля социальных выплат в общих доходах населения); 2) издержки региональной торговли (удаленность региона от остальных); 3) уровень монополизации розничной торговли. Кроме идентификации данных факторов оценены параметры интенсивности их воздействия на дифференциацию региональных цен.

Проведенный анализ говорит о том, что органам государственной власти при разработке бюджетной и социальной политики, в частности при принятии решений о регулировании заработных плат, изменении пенсий или других социальных трансфертов, следует учитывать региональные ценовые различия. Несмотря на постепенное снижение региональной дифференциации цен, уровни цен в отдельных российских регионах все еще различаются почти в два раза. Учет данных различий позволит избежать возможных негативных социальных последствий и непредвиденных изменений неравенства в связи с различной покупательной способностью одного и того же дохода в различных субъектах РФ.

Региональные ценовые различия необходимо учитывать и при оценке проектов развития транспортно-логистической инфраструктуры, которые способствуют снижению издержек межрегиональной торговли. Как показал проведенный анализ, такие проекты могут приводить к уменьшению региональных ценовых различий, т. е. способствовать выравниванию цен и покупательной способности доходов внутри страны.

Наконец, полученные результаты могут оказаться полезными при разработке и анализе последствий денежно-кредитной политики. Меры, принимаемые ЦБ РФ в монетарной сфере, являются одинаковыми для всех регионов, однако в силу действия факторов, вызывающих региональную ценовую дифференциацию, их влияние на инфляцию в отдельных субъектах РФ будет различным. Следовательно, учет ценовых различий между регионами РФ может повысить точность прогнозирования последствий мер денежной политики.

Список литературы

1. Глуценко К. П. Межрегиональная дифференциация темпов инфляции // Научные доклады Российской программы экономических исследований. 2001. № 99/17.
2. Глуценко К. Закон единой цены в российском экономическом пространстве // Прикладная эконометрика. 2010. Т. 17. № 1.
3. De Masi P. and Koen V., «Relative price convergence in Russia», International Monetary Fund, Staff Papers, Vol. 43, No. 1, 1996.
4. Berkowitz D., DeJong D., and Husted S., «Quantifying price liberalization in Russia», *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26, No. 4, 1998. Pp. 735–760.
5. Balassa B., «The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal», *Journal of Political Economy*, Vol. 72, 1964. Pp. 584–596.
6. Samuelson P., «Theoretical Notes on Trade Problems», No. 46, 1964. Pp. 145–164.
7. Duarte M., Wolman A., «Fiscal policy and regional inflation in a currency union», *Journal of International Economics*, No. 74, 2008. Pp. 384–401.
8. Altissimo F., Benigno P., and Rodriguez Palenzuela D., «Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union», *NBER Working Paper*, No. 11473, 2005.
9. Marques H., Pino G., and Horrillo J., «Regional inflation dynamics using space–time models», *Empirical Economics*, Vol. 47, No. 3, 2014. Pp. 1147–1172.
10. Miljkovic D., «The law of one price in international trade: A critical review», *Review of Agricultural Economics*, Vol. 21, No. 1, 1999. Pp. 126–139.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

11. Parsley D., Wei S., «Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations», *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 4, Nov. 1996. Pp. 1211–1236.
12. Levin A., Lin C., and Chu C., «Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties», *Journal of econometrics*, Vol. 108, No. 1, 2002. Pp. 1–24.
13. Cecchetti S., Mark N., and Sonora R., «Price index convergence among united states cities», *International Economic Review*, Vol. 43, No. 4, 2002. Pp. 1081–1099.
14. Im K et al., «Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels», University of Cambridge, 1997.
15. Yazgan M., Yilmazkuday H., «Price-level convergence: New evidence from US cities», *Economics Letters*, Vol. 110, No. 2, 2011. Pp. 76–78.
16. Crucini M., Telmer C., and Zachariadis M., «Understanding European real exchange rates», *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, 2005. Pp. 724–738.
17. Ceglowski J., «The law of one price: intranational evidence for Canada», *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, Vol. 36, No. 2, 2003. Pp. 373–400.
18. Chen L., Devereux J., «What can US city price data tell us about purchasing power parity?», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 22, No. 2, 2003. Pp. 213–222.
19. Chortareas G., Kapetanios G., «Getting PPP right: identifying mean-reverting real exchange rates in panels», *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, No. 2, 2009. Pp. 390–404.
20. Smeekes S., «Bootstrap sequential tests to determine the order of integration of individual units in a time series panel», *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 36, No. 3, 2015. Pp. 398–415.
21. Beck G., Hubrich K., and Marcellino M., «Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the US», *European Central Bank Working Paper Series*, No. 0681, 2006.
22. Crucini M., Shintani M., «Persistence in law of one price deviations: Evidence from micro-data», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, No. 3, 2008. Pp. 629–644.

Abstract

This paper studies factors of differentiation of regional price levels in Russian regions. We tested the law of one price in 76 Russian regions for 69 goods on the monthly data for the period from 2003 to 2015. Based on econometric methods of panel data analysis, it was established that in the period 2000–2015, differences in regional prices were caused by the following factors: the Balassa — Samuelson effect; the costs of regional trade; the level of monopolization of retail trade.

The results obtained in the article can be used in developing and implementing economic policy aimed at poverty reduction, since differences in the purchasing power of the same income in different regions of Russia create prerequisites for unforeseen changes in inequality. It is equally important to take into account regional price differences in assessing the efficiency of transport and logistics projects, since such projects can lead to a reduction in regional price differences due to lower interregional trade costs. The results are important in the development and analysis of the consequences of monetary policy. Decisions in the sphere of monetary policy are the same for all regions, however, due to regional price differentiation, their influence on inflation in individual regions may be different. Thus, accounting for price differences between regions can improve the accuracy of forecasting the consequences of monetary policy measures.

Научное издание

Серия: «Научные доклады: экономика»

Заказное издание

Юрий Николаевич Перевышин
Сергей Германович Синельников-Мурылев
Антон Андреевич Скроботов
Павел Вячеславович Трунин

Анализ региональной дифференциации цен

Выпускающий редактор *Е. В. Попова*
Редактор *В. Л. Ларина*
Художник *В. П. Коршунов*
Оригинал-макет *О. З. Элоева*
Верстка *Н. А. Кильдишева*

Подписано в печать 19.12.2017. Формат 60×90/16.
Гарнитура ПТ Сериф. Усл. п. л. 4,5
Тираж 350 экз. Заказ № 1602

Издательский дом «Дело» РАНХиГС
119571, Москва, пр-т Вернадского, 82

Коммерческий центр
тел. (495) 433-25-10, (495) 433-25-02
delo@ranepa.ru
www.ranepa.ru

Отпечатано в типографии РАНХиГС
119571, Москва, пр-т Вернадского, 82