

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего профессионального образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

**Трунин П.В., Синельников-Мурылев С.Г.,
Перевышин Ю.Н., Егоров Д.А.**

Анализ региональной дифференциации инфляции

Москва 2017

Аннотация. В работе проведено исследование факторов дифференциации региональных уровней цен и темпов инфляции в разрезе субъектов РФ. Закон единой цены на отдельные товары в российских регионах выполняется для группы товаров, которую можно условно назвать однородной: их качество и функциональные свойства не отличаются между регионами. Для 70% рассмотренных товаров гипотеза единой цены не подтвердилась. Масштабы ценовых различий в российских регионах сокращаются, но по-прежнему существенны. В 2015 г. стоимость потребительской корзины в самом дешевом и самом дорогом регионе отличалась примерно в 2,5 раза. Причины пространственных различий цен в регионах: уровень доходов на душу населения и степень удаленности региона от всех остальных. Национальные факторы, выделенные на основе макроэкономических показателей, объясняют примерно 53% вариации региональных темпов инфляции во времени в 1996-2015 гг.

The paper studied the factors of regional differentiation of price levels and inflation in the Russian regions. The law of one price for certain goods in the Russian regions is true for a group of products that can be called homogeneous: their quality and functional properties do not differ between regions. For 70% goods considered the hypothesis of one price was rejected. The extent of price differences in the Russian regions are declining, but still remain significant. In 2015, the cost of living in the cheapest and most expensive region differed 2.5 times. The reasons for price differences in the Russian regions include the level of per capita income and the degree of remoteness of the region from the rest. Domestic factors, determined on the basis of macroeconomic indicators, explained about 53% of the variation of the regional rate of inflation in 1996-2015.

Трунин П.В. ведущий научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Синельников-Мурылев С.Г. проректор Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Перевышин Ю.Н. старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Егоров Д.А. младший научный сотрудник студенческого центра ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2016 год.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	4
1 Выявление факторов и механизмов их влияния на различия в региональных темпах инфляции (на теоретическом уровне)	6
2 Критический обзор существующих подходов и методик к изучению региональных различий в уровнях цен	9
3 Проверка относительной версии закона единой цены в российских регионах 2003-2015 гг. 15	
3.1 Описание данных	15
3.2 Результаты тестирования региональных относительных цен на наличие единичного корня.....	26
Выводы.....	32
4 Выявление факторов, объясняющих различия общего уровня цен российских регионов 33	
4.1 Описание масштаба различий региональных уровней цен в российской экономике	33
4.2 Описание используемых факторов и первичный анализ данных	36
4.3 Исследование различий региональных цен в пространственном разрезе	41
Выводы.....	53
5 Определение общих для региональных темпов инфляции факторов на основе эмпирического анализа и оценка их вклада в динамику общего уровня цен.....	54
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	62
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ.....	65

ВВЕДЕНИЕ

Проблема дифференциации ценовой динамики между регионами, имеющими единую валюту, имеет давнюю историю развития. В зарубежной литературе эта тема изучается в контексте закона единой цены или паритета покупательной способности. В российской экономической литературе наблюдается дефицит исследований, посвященных выявлению источников ценовых различий между регионами. Этот вопрос затрагивается в ряде работ К. Глущенко, а также в исследованиях зарубежных авторов, выполненных во время становления рыночной экономики. 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.

Помимо общего уровня цен могут существенно варьироваться и региональные темпы инфляции. Например, в 2005 году темп годовой инфляции составлял по субъектам РФ от 7,5 до 21,5% при общероссийском уровне в 10,9%. В 2015 году разброс в темпах инфляции также сохранялся: от 10,3 до 17,5% при общероссийском уровне в 12,9%. Проблема различий в ценовой динамике между регионами одного государства характерна не только для России, но и для других стран (США, зоны евро как между странами, так и внутри стран). В России причины региональной дифференциации инфляции мало изучены. Таким образом, тема исследования представляется актуальной.

Основная цель исследования – определить факторы, обуславливающие различия в уровнях цен и темпах инфляции между регионами Российской Федерации.

Для достижения этой цели решаются следующие задачи:

- Проанализировать существующие подходы и методы к изучению региональных различий в темпах инфляции;
- Выявить основные факторы, которые теоретически могут служить причиной дифференциации уровня цен в регионах;
- Сформировать массив данных для проведения эмпирического исследования причин дифференциации региональных уровней цен и темпов инфляции;

- Охарактеризовать масштабы региональной дифференциации уровня цен и темпов инфляции в России;
- На основе эконометрических методов выявить факторы, оказывающие значимое влияние на различия уровней цен и темпов инфляции между российскими регионами;
- С помощью количественных методов оценить, какую часть региональных темпов инфляции можно объяснить действием общих для России факторов, а какую часть – специфическими региональными факторами;
- Сформулировать рекомендации в области экономической политики, направленные на сокращение уровня сегментации российского рынка товаров и услуг.

1 Выявление факторов и механизмов их влияния на различия в региональных темпах инфляции (на теоретическом уровне)

Согласно закону единой цены, одинаковые товары в различных регионах должны продаваться по одной и той же цене. Однако на практике наблюдаются отклонения от этого закона, в том числе и в регионах одной страны. Объяснение возможных причин нарушения этого закона представлено в многочисленных теоретических и эмпирических работах.

Основным теоретическим фундаментом для объяснения региональных различий в общем уровне цен является модель Балассы-Самуэльсона [1], [2] без учета изменений номинального валютного курса, так как он одинаков для всех регионов. В рамках этой модели объяснение ценовых различий в регионах с одинаковой валютой основано на несовпадении относительных цен неторгуемых товаров в этих субъектах.

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 будет сопровождаться ростом цен. Но для товаров торгуемого сектора выполняется закон единой цены, поэтому подорожают только неторгуемые товары, что приведет к повышению общего уровня цен в том регионе, в котором произошел шок производительности.

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 [3] 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 первом регионе за счет более высоко совокупного спроса общий уровень цен окажется выше, чем во втором.

В модели [6] еще одним фактором различных уровней потребительских цен является неоднородность потребления торгуемых товаров в разных регионах. Доля потребления торгуемых товаров в общей потребительской корзине может различаться между регионами, что будет приводить к различиям общего регионального уровня цен в ответ на общие для территорий макроэкономические шоки.

Еще одним фактором региональных ценовых различий являются несовершенства на рынке труда: ограничения мобильности рабочей силы, различия в уровнях заработной платы и пособий по безработице; и 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 [8] 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 [8] 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 таблица 1.1, в которой эти факторы разделены на две группы: действующие со стороны спроса и со стороны предложения.

Таблица 1.1- Факторы, влияющие на различия региональных уровней цен

Спрос AD	Предложение AS
Эффект Балассы-Самуэльсона Altissimo et al. (2005)	Издержки торговли Marqueas et al. (2014)
Различные фазы делового цикла Andersson et al. (2009)	Уровень конкуренции в торгуемом 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)

2 Критический обзор существующих подходов и методик к изучению региональных различий в уровнях цен

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 (Miljkovic, 1999). 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_{it}^k - цена на k -ый товар в i -ом регионе в момент времени t , p_{jt}^k - цена на k -ый товар в j -ом регионе в момент времени t . Если закон единой цены выполняется, то временные ряды: $\ln p_{it}^k = P_{it}^k$ и $\ln p_{jt}^k = P_{jt}^k$ оказываются коинтегрированными с коинтегрирующим вектором $(1, -1)$, а разность между ними: $q_{ij,t}^k = P_{it}^k - P_{jt}^k$ должна быть стационарным процессом. Современные эмпирические исследования для проверки выполнимости 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 [6] закон единой цены проверяется для 51 конечного товара или услуги в 48 городах США. В качестве «эталонного» 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 [7]. Результаты, полученные в статье [6], 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 [6] проводят расчеты 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 [6] 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 [8] 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 [7] и Има-Песарана-Шина [9]. Результаты работы [8] 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 гг. авторы оценили время полувозврата относительного уровня цен к общему тренду, которое составило около 8,5 лет.

Однако в другой работе [10] 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 [8] используют ту же самую методику, что и в работе [6], 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 [8] рассматриваются все возможные комбинации пар относительных уровней цен между городами США, что позволяет обойти

проблему выбора «эталонного» уровня цен. В исследовании [8] использовалась статистика по 48 конечным товарам и услугам в 52 городах США в период с 1-го квартала 1990 года по 4-й квартал 2007 года. Для каждого из 48 товаров проверялось на стационарность 1326 относительных (попарных для городов) уровней цен, собранных в панель. Полученные в работе [8] результаты указывают на выполнение закона единой цены для всех типов товаров и услуг, рассматриваемых в исследовании.

Закон единой цены объясняет распределение цен между регионами или странами в пространстве. Однако в большинстве работ исследуется временная динамика цен между регионами и соответственно отклонение от ППС или закона единой цены. В отличие от большинства таких работ в статье [11] проверяется закон единой цены не в относительном, а в абсолютном виде. 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 годы, цены которых 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). В отклонениях цен от закона единой цены наблюдается 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 товаров 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 [12] делают вывод о выполнении закона единой цены для большинства товаров в странах Европейского Союза.

Выполнение закона единой цены также проверялось на данных Канады. В [13] исследовалась динамика цен 45 потребительских товаров в 25 канадских городах на ежемесячных данных в период с 1976 по 1993 годы. Для тестирования закона единой цены

в работе [13] рассчитывались 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 [13] 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 [13] 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 [13]. 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 [13] оценки времени полувозврата цен к уровню, соответствующему закону единой цены для Канады оказались ниже, чем для США, полученные в работе [10].

Выполнение закона единой цены в российских регионах проверялось в работе [14]. Автор изучал динамику общего уровня цен в 75 регионах России в период с 1994 по 2000 годы, данные ежемесячные. В качестве общего уровня цен использовалась стоимость набора из 25 основных продуктов питания. Автор так же, как и в работе [6] 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 [14]

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 [14] 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 месяцев, что сопоставимо с результатами для городов Канады. Согласно оценкам, полученным в статье [14], закон единой цены в слабой форме выполняется для 63 регионов. Скорость возврата к значению, предсказанному законом единой цены, значительно возрастает, медианное значение времени полувозврата 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 [14].

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.

3 Проверка относительной версии закона единой цены в российских регионах 2003-2015 гг.

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.

3.1 Описание данных

С 2003 года в открытом доступе на сайте Росстата имеется ежемесячная статистика о региональных ценах на товары, входящие в фиксированный набор товаров и услуг. Из 83 позиций из 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 таблице 3.1.

Таблица 3.1 – 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.
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)
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

Для большинства товаров используются данные с января 2003 года по декабрь 2015 года. Из выборки исключены следующие регионы: Чеченская Республика, Республика Ингушетия, автономные округа, входящие в состав соответствующих краев и областей, Чукотский АО и Амурская область. Таким образом, пространственная выборка включает в себя 76 регионов.

По аналогии с работой [18] были вычислены коэффициенты вариации, которые могут дать наглядное представление о процессе выравнивания региональных цен. На рисунках 3.1-3.8 представлено изменение 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.

В частности, из рисунка 3.1 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.

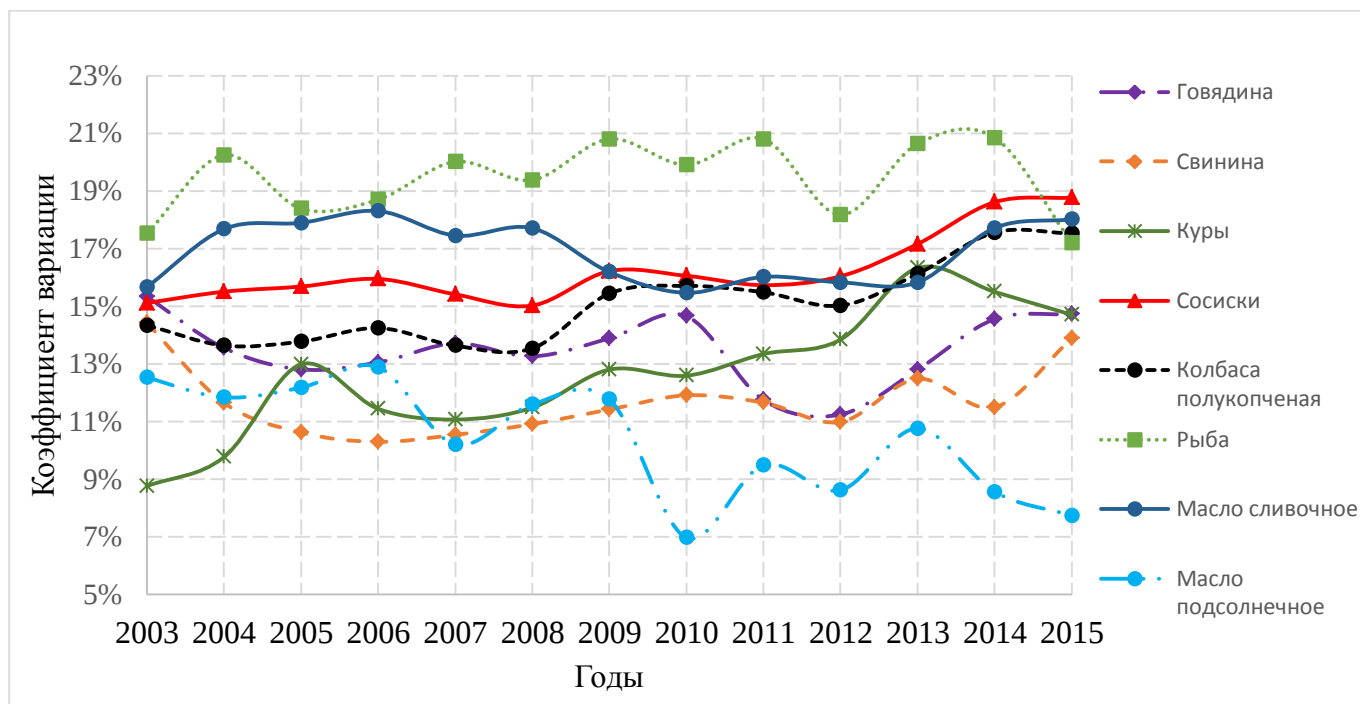


Рисунок 3.1 - Коэффициент вариации цен на продукты питания (мясо и мясные изделия, рыба, масло) по регионам РФ 2003-2015 гг.

Из рисунка 3.2 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 рисунке 3.2, цены на сметану и соль наименее однородны в российских регионах, а наибольшую однородность демонстрируют цены на сыр, сахар и яйца.

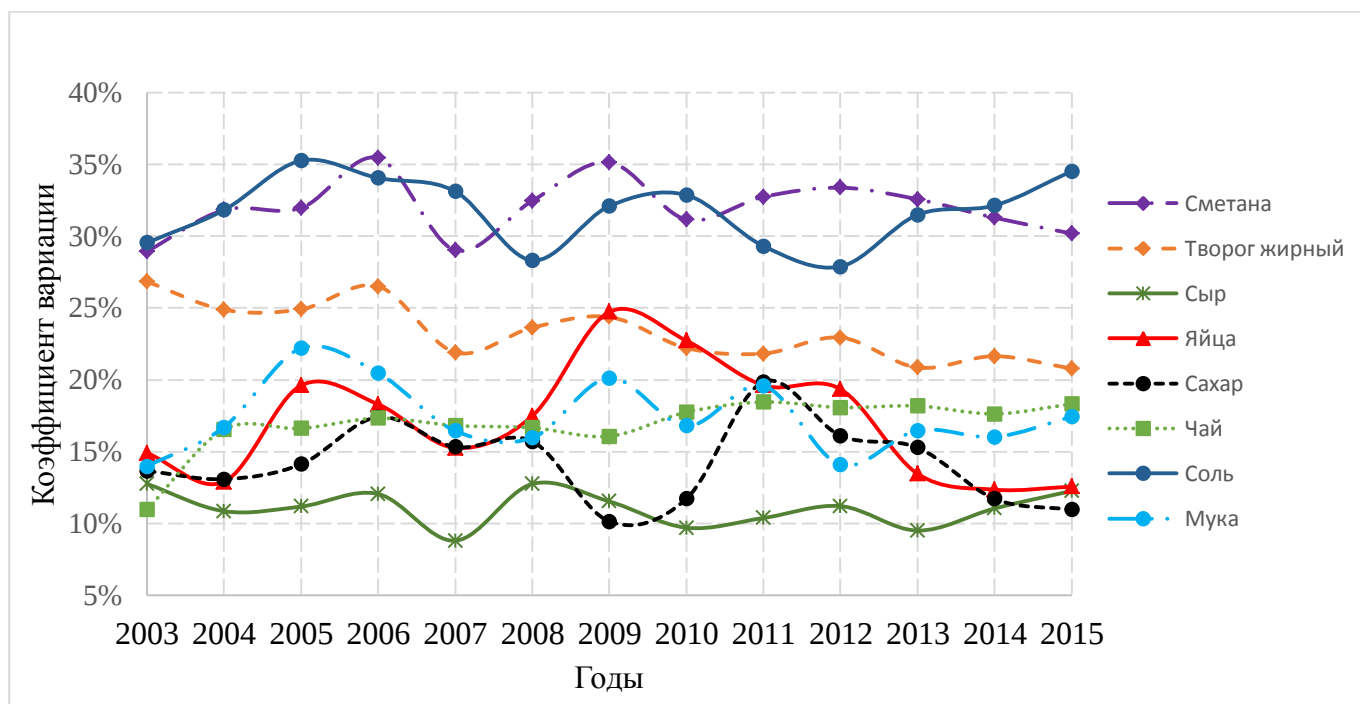


Рисунок 3.2 - Коэффициент вариации цен на продукты питания (молочные товары и бакалея) по регионам РФ 2003-2015 гг.

Динамика ценовой неоднородности для заключительной группы товаров, относящихся к продуктам питания, представлена на рисунке 3.3. 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.

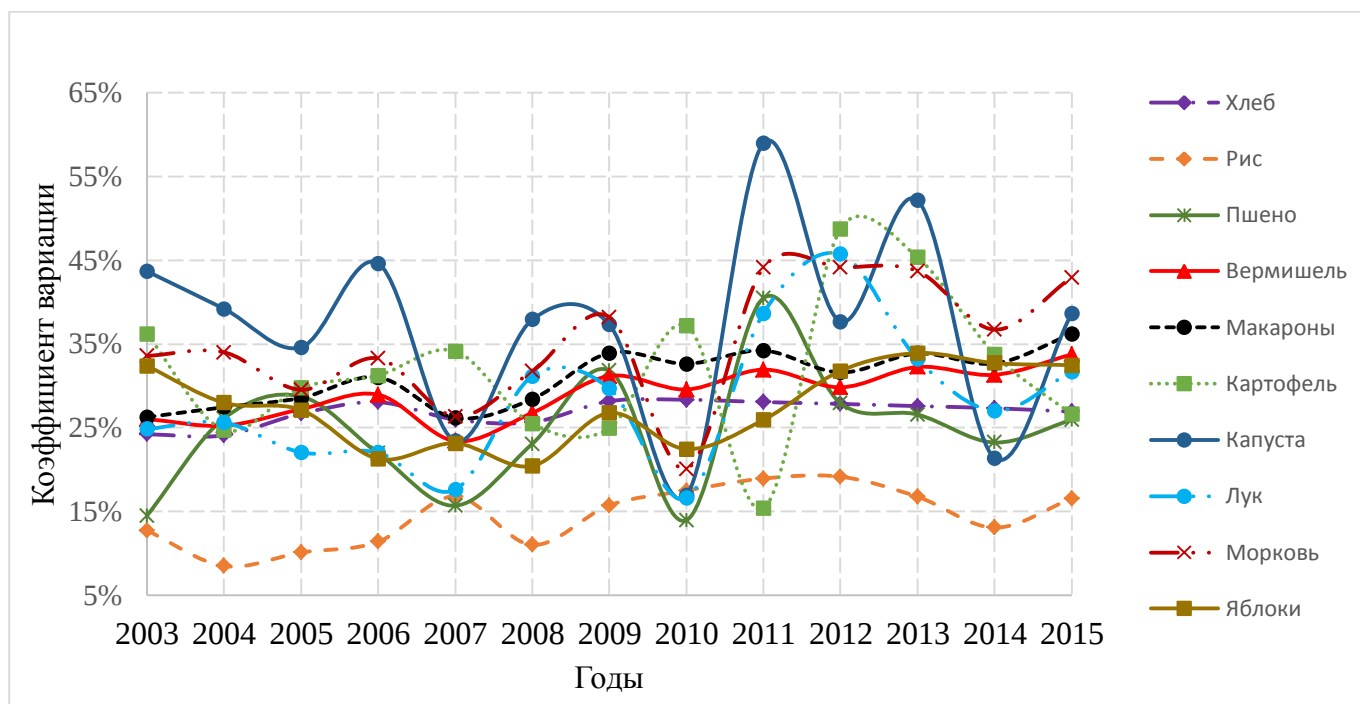


Рисунок 3.3 - Коэффициент вариации цен на продукты питания (бакалея, овощи и фрукты) по регионам РФ 2003-2015 гг.

Из рисунка 3.4 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 рисунке 3.4 (за исключением женского пальто) наблюдается плавное выравнивание цен между регионами.

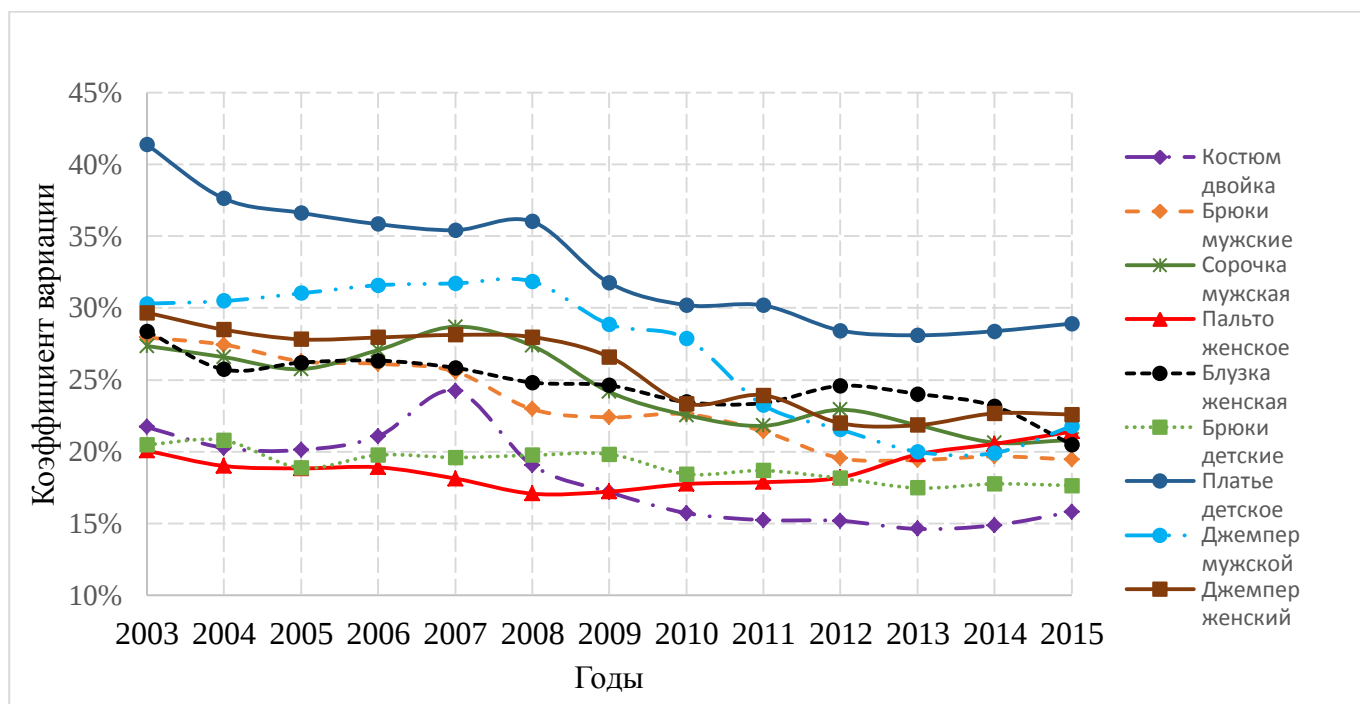


Рисунок 3.4 - Коэффициент вариации цен на одежду по регионам РФ 2003-2015 гг.

Похожая ситуация наблюдается и для динамики вариации цен на товары, изображенные на рисунке 3.5. Среди всех 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).

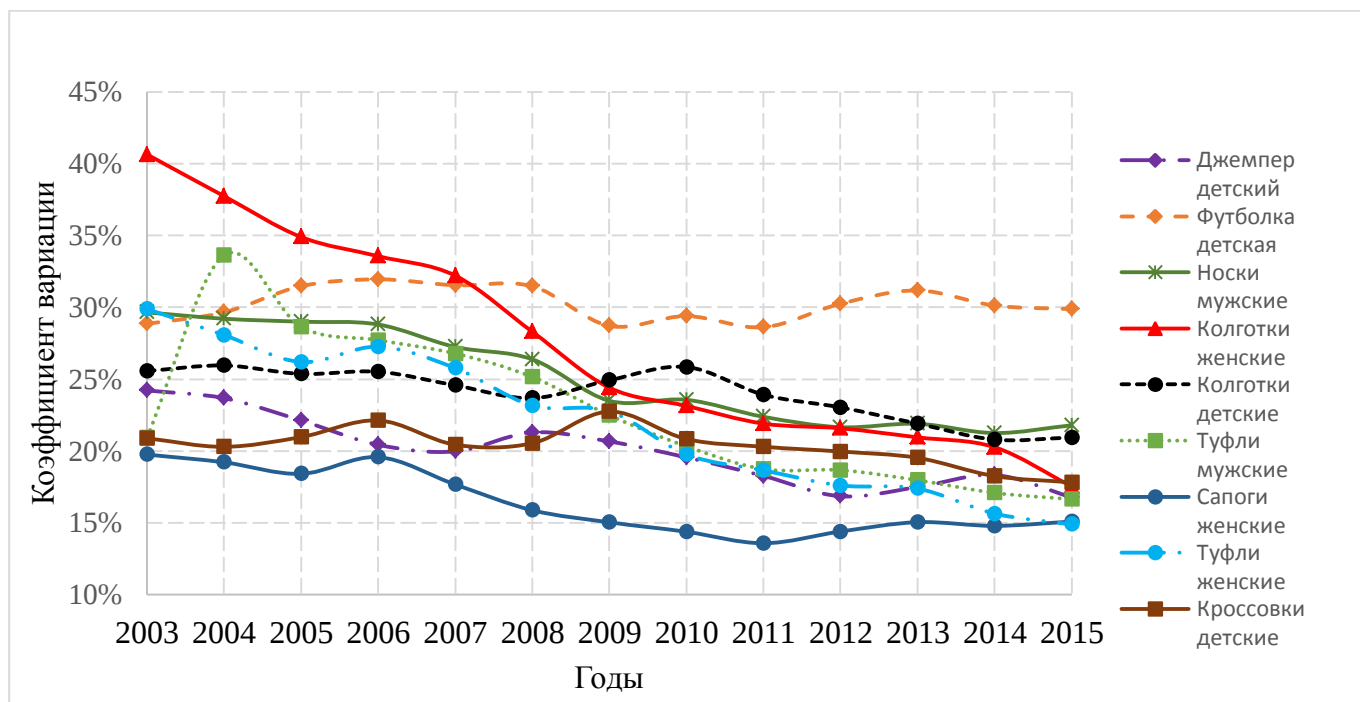


Рисунок 3.5 - Коэффициент вариации цен на одежду и обувь по регионам РФ 2003-2015 гг.

На рисунке 3.6 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 изменялась в рассматриваемый период времени и находится в довольно узком коридоре от 14% до 26% средней цены. Интересную динамику демонстрирует вариация цен на сигареты, начиная с 2008 года она значительно снизилась и к 2015 году составляла менее 6% от средней цены. Этот явление, по всей видимости, объясняется обязанностью производителя с июля 2006 года устанавливать максимальную розничную цену пачки сигарет, на основе которой определяется и ее минимальная стоимость. Обращает на себя внимание вариация цен на бензин. До 2012 года цены на этот товар менее всего отличались между российскими регионами, при этом коэффициент вариации региональных цен на бензин практически не превышал 10% от его средней стоимости.

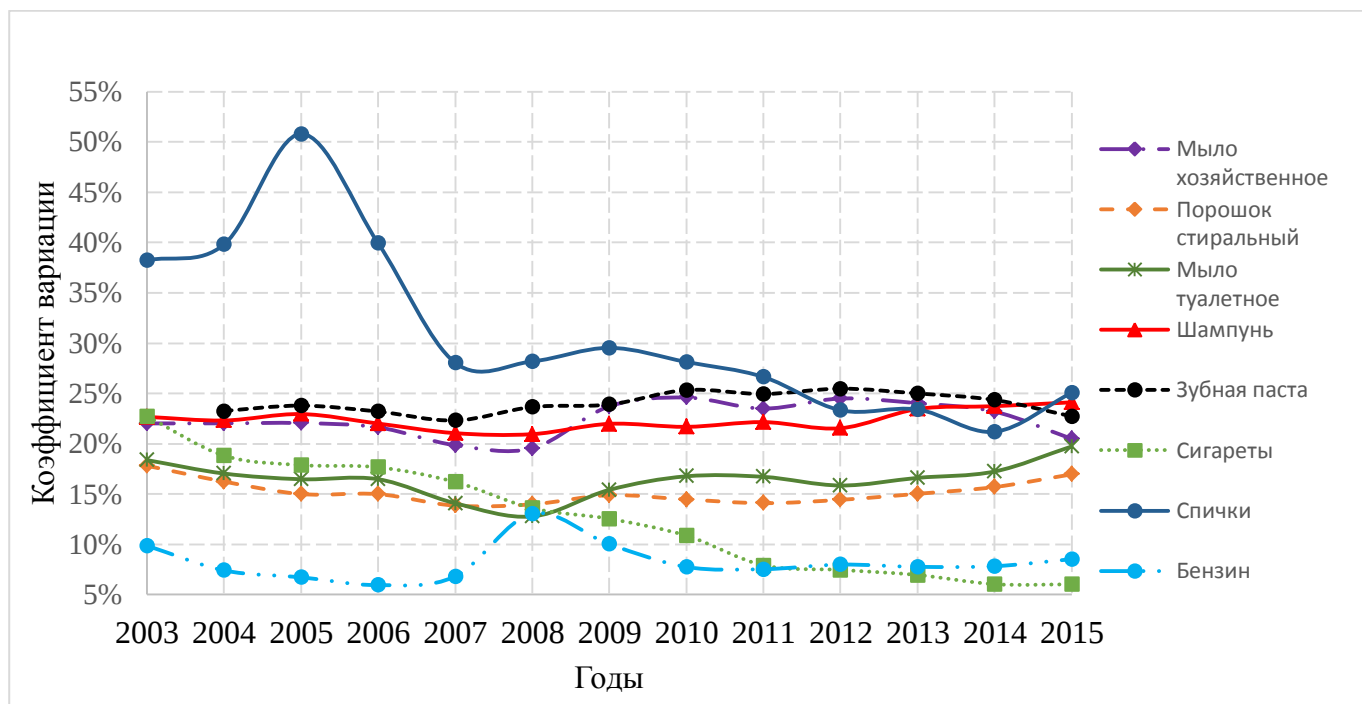


Рисунок 3.6 - Коэффициент вариации цен на бытовую химию, сигареты и бензин по регионам РФ 2003-2015 гг.

Довольно интересной представляется картина коэффициентов вариации цен на лекарственные препараты на рисунке 3.7, 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 году до 20% в 2015 году. Наблюдается снижение разброса цен на стулья, телевизоры, подушки и постельное белье. Не меняется вариация цен на одеяла. Растет вариация цен на обеденные столы.

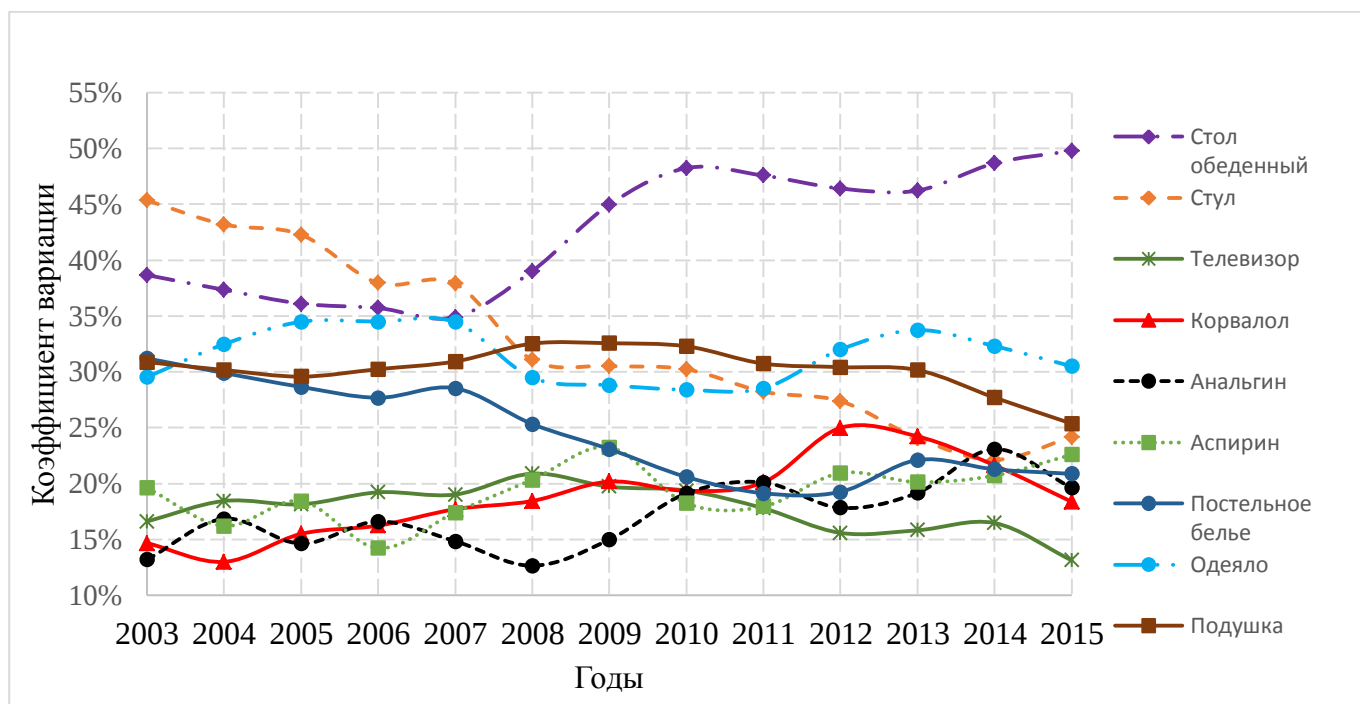


Рисунок 3.7 - Коэффициент вариации цен на мебель, лекарства и прочее по регионам РФ 2003-2015 гг.

Вариация региональных цен на услуги, большая часть которых предоставляется государственными компаниями, представленная на рисунке 3.8, свидетельствует об очень плавном выравнивании цен между регионами. При этом колебания достигают 15-35% от средней стоимости услуги (за исключением помывки в бане, колебания региональных цен на эту услугу превышают 50%).

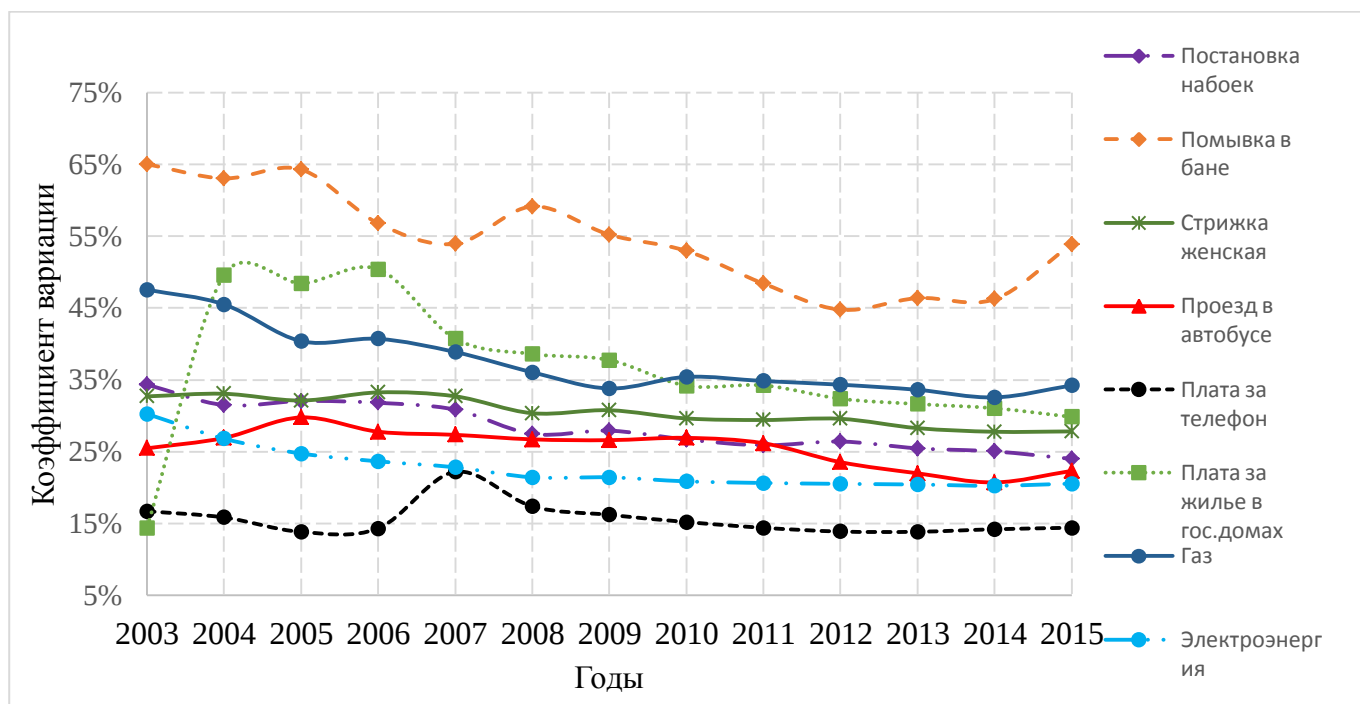


Рисунок 3.8 - Коэффициент вариации цен на услуги по регионам РФ 2003-2015 гг.

Таким образом, на основе графического анализа коэффициентов вариации цен, проведенного на основе рисунков 3.1-3.8, 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 году 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 в стоимости 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 «эталонного» было решено использовать среднероссийский уровень цен для каждого из товаров, по аналогии с работой [26].

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

$$p_{i,t}^k = \ln \left(\frac{p_{i,t}^k}{p_t^k} \right), \text{ где } k=1, \dots, 69; i=1, \dots, 76; t=1, \dots, 156, \quad (3.1)$$

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 (3.1) 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 [31] 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.

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 [32], где автор разрабатывает бутстраповский последовательный квантильный тест (bootstrap sequential quantile test, BSQT). При реализации этого теста предполагается $k_0=0,1,...,N$ - 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 [32]

3.2 Результаты тестирования региональных относительных цен на наличие единичного корня

В таблице 3.2 представлены результаты тестов BSQT, на основе которых можно оценить долю стационарных временных рядов.

Таблица 3.2 – доля стационарных временных рядов относительных цен отдельных товаров

Обозначение	Наименование товара/услуги	Доля стационарных временных рядов				
		BSQT	BSQT2	IBSQT	IBSQT2	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%
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%
prod13	Сахар-песок	60,5%	80,3%	39,5%	39,5%	54,9%
prod14	Чай черный байховый	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod15	Соль поваренная пищевая	19,7%	19,7%	13,2%	13,2%	16,4%
prod16	Мука пшеничная	80,3%	100,0%	60,5%	73,7%	78,6%
prod17	Хлеб	19,7%	19,7%	9,2%	9,2%	14,5%
prod18	Рис шлифованный	19,7%	39,5%	6,6%	19,7%	21,4%
prod19	Пшено	80,3%	80,3%	60,5%	82,9%	76,0%
prod20	Вермишель	19,7%	19,7%	0,0%	0,0%	9,9%
prod21	Макаронные изделия	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod22	Картофель	100,0%	100,0%	80,3%	80,3%	90,1%
prod23	Капуста	80,3%	80,3%	73,7%	78,9%	78,3%
prod24	Лук	19,7%	19,7%	15,8%	17,1%	18,1%
prod25	Морковь	39,5%	39,5%	32,9%	38,2%	37,5%
prod26	Яблоки	19,7%	19,7%	6,6%	9,2%	13,8%
prod27	Костюм-двойка мужской	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod28	Брюки мужские	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod29	Сорочка мужская	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod30	Пальто женское демисезонное	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod31	Блузка женская	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod32	Брюки для детей	19,7%	0,0%	0,0%	0,0%	4,9%
prod33	Платье летнее для девочек	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod34	Комплект постельного белья	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod35	Одеяло стеганое	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod36	Подушка	19,7%	19,7%	0,0%	0,0%	9,9%
prod37	Джемпер мужской	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod38	Джемпер женский	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod39	Джемпер для детей	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod40	Футболка детская	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod41	Носки мужские	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod42	Колготки женские	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod43	Колготки детские	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod44	Полуботинки, туфли	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

	мужские					
prod45	Сапоги женские зимние	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod46	Туфли женские	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod47	Кроссовые туфли для детей	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod48	Мыло хозяйственное	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod49	Порошок стиральный	0,0%	0,0%	2,6%	2,6%	1,3%
prod50	Мыло туалетное	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
prod51	Шампунь	19,7%	19,7%	0,0%	0,0%	9,9%
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 набоек	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%
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 таблицы 3.2 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 таблице 3.3.

Таблица 3.3 – 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%
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%

Из таблицы 3.3 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.

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.

Однако динамика коэффициентов вариации по некоторым из этих товаров свидетельствует в пользу выполнения закона единой цены. Еще одно объяснение нестационарности относительных цен на эту группу товаров может быть основано на идеях [18], согласно которым происходит снижение различий в уровнях цен, но цены сходятся к новой, меньшей константе, что не позволяет тестам на стационарность это учесть.

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 названия регионов, для которых выполнение закона единой цены по заданному товару наиболее вероятно. Такая постановка вопроса корректна только для товаров, представленных в таблице 3.3 (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 обл. 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 в 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 области можно отнести к довольно неожиданным результатам, которые идут вразрез с выводами работы [26]. Возможно это связано с рассмотрением отдельных товаров, а не корзины в целом. При этом вполне справедливым кажется замечание автора [27] 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.

Выводы

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

Только для 19 товаров закон единой цены выполняется более, чем в 10% регионов. Лидеры 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 от одного региона к другому.

В региональном разрезе тоже 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.

Таким образом, как и говорилось в работе [27] изучение различий цен на отдельные товары по российским регионам приводит к довольно пестрой картины. В связи с этим имеет смысл перейти к рассмотрению динамики общего уровня цен в регионах и тестированию гипотезы ППС, а также факторов, препятствующих ее выполнению.

В следующей части работы будет изучена динамика цен потребительской корзины, а не отдельных товаров. Таким образом, будет протестировано выполнение относительной версии ППС в региональном разрезе, а также проанализированы факторы, препятствующие выполнению этой гипотезы.

4 Выявление факторов, объясняющих различия общего уровня цен российских регионов

В этом разделе дается ответ на вопрос о том, какие факторы влияют на различия общего уровня цен в российских регионах.

4.1 Описание масштаба различий региональных уровней 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 информация о годовых темпах роста индекса потребительских цен (ИПЦ) по регионам РФ с 1992 по 2015 гг. (24 года).

На основе полученной информации был составлен базисный индекс потребительских цен. В качестве базового был выбран 1991 год, в который индекс цен для всех регионов был принят за единицу. В рассматриваемый период времени общероссийский индекс цен вырос примерно в 34 тысячи раз. В таблице 4.1 представлены регионы с наибольшим и наименьшим значением базисного индекса цен в 2015 году.

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 цены в регионах не были одинаковыми, поэтому некорректно во всех регионах использовать одинаковое начальное значение базисного индекса (при этом изменить начальный момент времени затруднительно, так как за 1991 год нет официальных данных о различиях в региональных уровнях цен [27]); 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 разным средним темпам инфляции.

Таблица 4.1 - Регионы с максимальными и минимальными значениями базисного ИПЦ в 2015 г.

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

Источник: составлено авторами

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 года. Согласно информации на 2015 год в этот набор включается 30 продовольственных, 42 непродовольственных товара 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 таблице 4.2 представлен список регионов с самым дорогим и дешевым фиксированным набором товаров и услуг в 2015 году.

Таблица 4.2 - Регионы с дорогим и дешевым фиксированным набором товаров и услуг в 2015 г.

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

Источник: составлено авторами

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

Выполним тестирование на наличие единичных корней в панели, составленной из региональных относительных уровней цен, по аналогии с исследованием для цен отдельных товаров. В таблице 4.3 представлены результаты тестов Левина-Лина-Чу и Има-Песарана-Шина.

Таблица 4.3 – результаты тестов на единичные корни относительного уровня цен

Panel unit root test: Summary				
Series: p				
Sample: 2000 2015				
Exogenous variables: Individual effects				
User-specified lags: 1				
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
			Cross-	
Method	Statistic	Prob.**	sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-4.79064	0.0000	81	1134
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.36937	0.3559	81	1134
ADF - Fisher Chi-square	186.936	0.0874	81	1134
PP - Fisher Chi-square	328.119	0.0000	81	1215
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi				
-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Источник: расчеты авторов

Результаты тестов оказались разными. Как следует из таблицы 4.3 тест Левина-Лина-Чу отклоняет нулевую гипотезу о наличии единичного корня, а тест Има-Песарана-Шина – нет. Для принятия решения посмотрим на динамику коэффициента вариации (отношение стандартного отклонения к среднему арифметическому для каждого года по всем регионам) региональных уровней цен в период 2000-2015, представленную на рисунке 4.1.

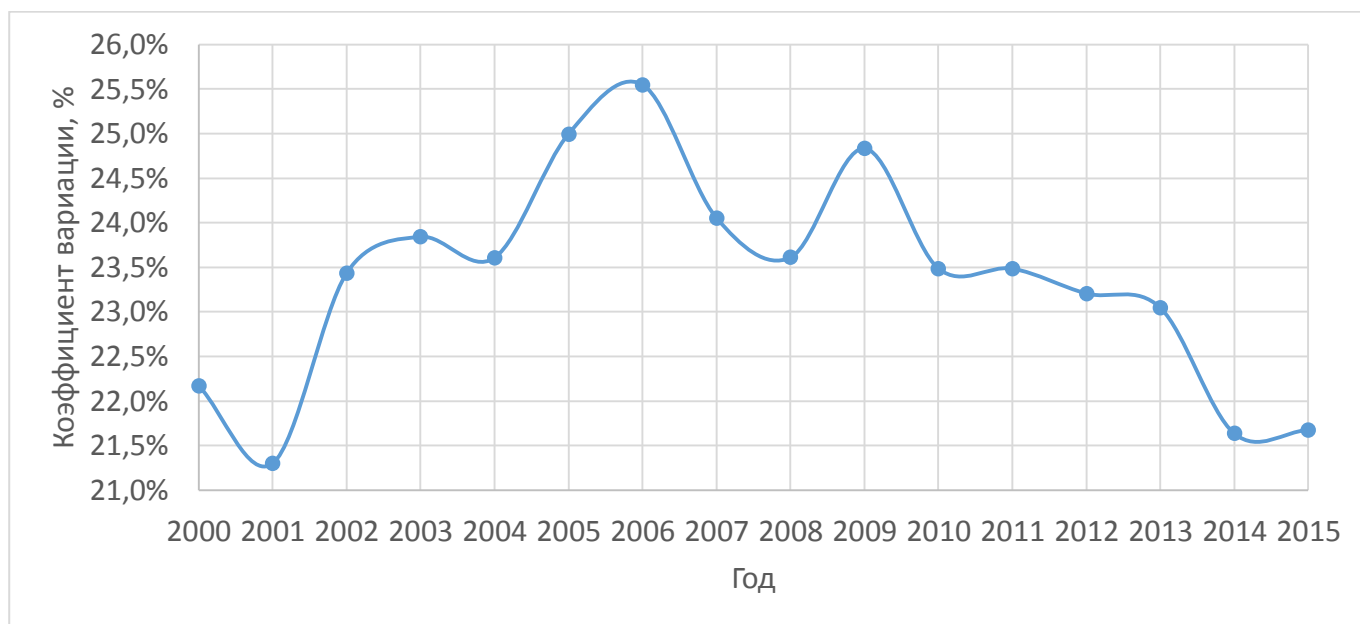


Рисунок 4.1 - Коэффициент вариации регионального уровня цен в 2000-2015 гг.

Из рисунка 4.1 следует, что динамика разброса регионального уровня цен была на рассматриваемом временном интервале неоднозначной. В период с 2000 по 2006 гг. различия росли, а на последнем отрезке времени с 2009 по 2015 гг. региональная вариация уровня цен снижалась. В итоге дифференциация цен между субъектами РФ практически не изменилась в 2015 г. по сравнению с 2000 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.

4.2 Описание используемых факторов и первичный анализ данных

В эмпирическом анализе будет рассматриваться динамика относительного общего уровня цен по регионам РФ (измеряется как отношение базисного ИПЦ в регионе к базисному общероссийскому ИПЦ) в период с 2000 по 2015 гг. Выбор этого периода обусловлен тем, что до середины 1990-х годов происходили значительные изменения в ценах, вызванные процессами перехода от плановой экономики к рыночной, что значительно затрудняет корректное оценивание влияния факторов, выделенных в теоретических работах. Период 1998-1999 годов не попадает в рассмотрение, так как после дефолта в августе 1998 года произошло значительное обесценение национальной валюты, вслед за которым в 1999 году последовал всплеск в темпе роста общего уровня цен. Таким

образом, можно предполагать, что произошел структурный сдвиг в статистических данных, обусловленный кризисом 1998 года. Включение в выборку этого периода, вместе с относительно стабильным интервалом 2000-х может вызвать смещение в оценках коэффициентов, что приведет к неправильным статистическим выводам для некоторых регионов.

Используемую в эконометрическом исследовании методику корректно применять в стабильных рыночных экономиках. Так как при ее использовании предполагается, что характер поведения цен не имеет принципиальных изменений во времени.

Так как начальный период в статистических данных ограничен 2000 годом, то появляется возможность включить в рассмотрение статистику еще по 3 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 объясняемой (зависимой) переменной будет использоваться отношение базисного индекса общего уровня цен региона к базисному общероссийскому индексу цен. Эту переменную в дальнейшем будем обозначать - p . При этом в качестве базового выбран 2000 год. Однако, очевидно, что уровни цен в 2000 году различались между регионами РФ, поэтому не вполне корректно нормировать общий уровень цен к единице для каждого российского субъекта. Для решения этой проблемы использовалось разное значение базы для разных регионов. Начальное значение определялось на основе отношения стоимости фиксированного набора товаров и услуг в регионе в 2000 году к аналогичному показателю для российской экономики в целом. Например, стоимость фиксированного набора товаров и услуг во Владимирской области в 2000 году 1788 руб., а в российской экономике в среднем 2254, поэтому начальное значение общего уровня цен для Владимирской области составляет: $1788/2254=0,79$, а не 1.

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

общероссийскими 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. Механизм действия этого фактора следующий. Если в регионе наблюдается более высокий по сравнению со средним по стране темп роста в секторе торгуемых товаров, то это ведет к росту зарплат и, соответственно, подушевого дохода в торгуемом, а вслед за ним (из-за перетока рабочей силы), и в неторгуемом секторе, что ведет к превышению уровня цен в рассматриваемом регионе над средним по стране. Предполагается, что коэффициент перед этой переменной, которую обозначим $\ln c$, 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 уровня спроса, в этом регионе и 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 ярмарках, 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 Балассы-Самуэльсона, который аппроксимируется уровнем подушевого дохода.

Начиная с 2008 года, 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 [33].

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 образом. 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), 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 таблице 4.4.

Таблица 4.4 - расшифровка используемых обозначений

Список переменных (отношение абсолютных значений)	
Обозначение	Описание
p	Отношение общего базисного уровня цен в j-м регионе к среднероссийскому общему базисному уровню цен, 2000 год в качестве базисного, база для каждого региона скорректирована с учетом стоимости фиксированного набора товаров и услуг в 2000 году
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
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 таблицах 4.5 и 4.6.

Таблица 4.5 - описательные статистики используемых обозначений

	P	INC	GR	COMP	UN	INP	SERV
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 4.6 - Корреляционная матрица используемых переменных

	P	INC	GR	COMP	UN	INP	SERV
P_J_TO_P	1,00	0,78	0,01	-0,14	-0,11	-0,06	-0,02
INC	0,78	1,00	0,07	-0,13	-0,30	0,04	-0,17
GR	0,01	0,07	1,00	0,05	-0,08	0,13	-0,08
COMP	-0,14	-0,13	0,05	1,00	0,31	0,11	0,09
UN	-0,11	-0,30	-0,08	0,31	1,00	0,11	0,12
INP	-0,06	0,04	0,13	0,11	0,11	1,00	-0,10
SERV	-0,02	-0,17	-0,08	0,09	0,12	-0,10	1,00

4.3 Исследование различий региональных цен в пространственном разрезе

Посмотрим теперь на диаграммы рассеяния зависимой переменной и независимых на тех же интервалах времени. На рисунке 4.2 видна устойчивая положительная связь между

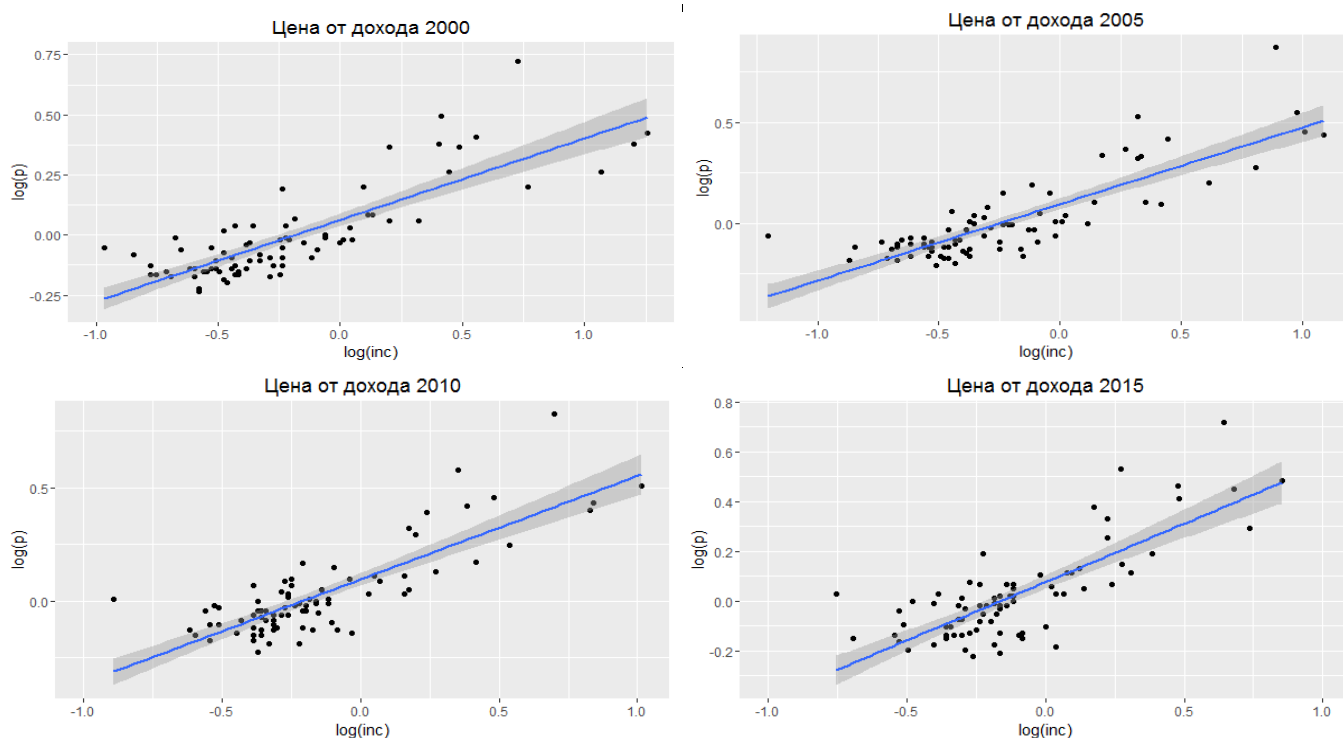


Рисунок 4.2 – Диаграмма рассеяния относительный уровень цен-относительный доход на душу населения

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 рисунке 4.3. 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.

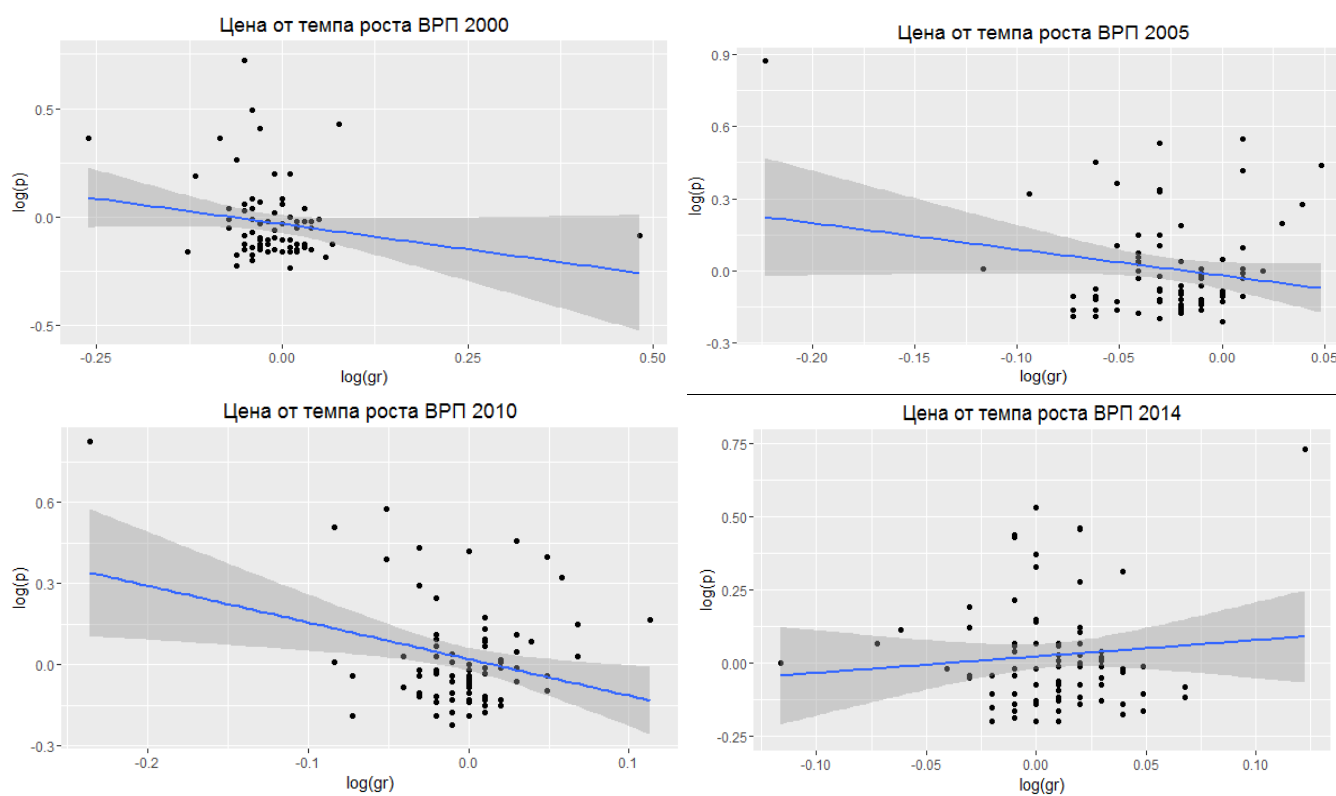


Рисунок 4.3 - Диаграмма относительный уровень цен-относительный темп прироста ВРП

Зависимость между относительным уровнем цен и относительным уровнем конкуренции в региональном разрезе представлена на рисунке 4.4. 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.

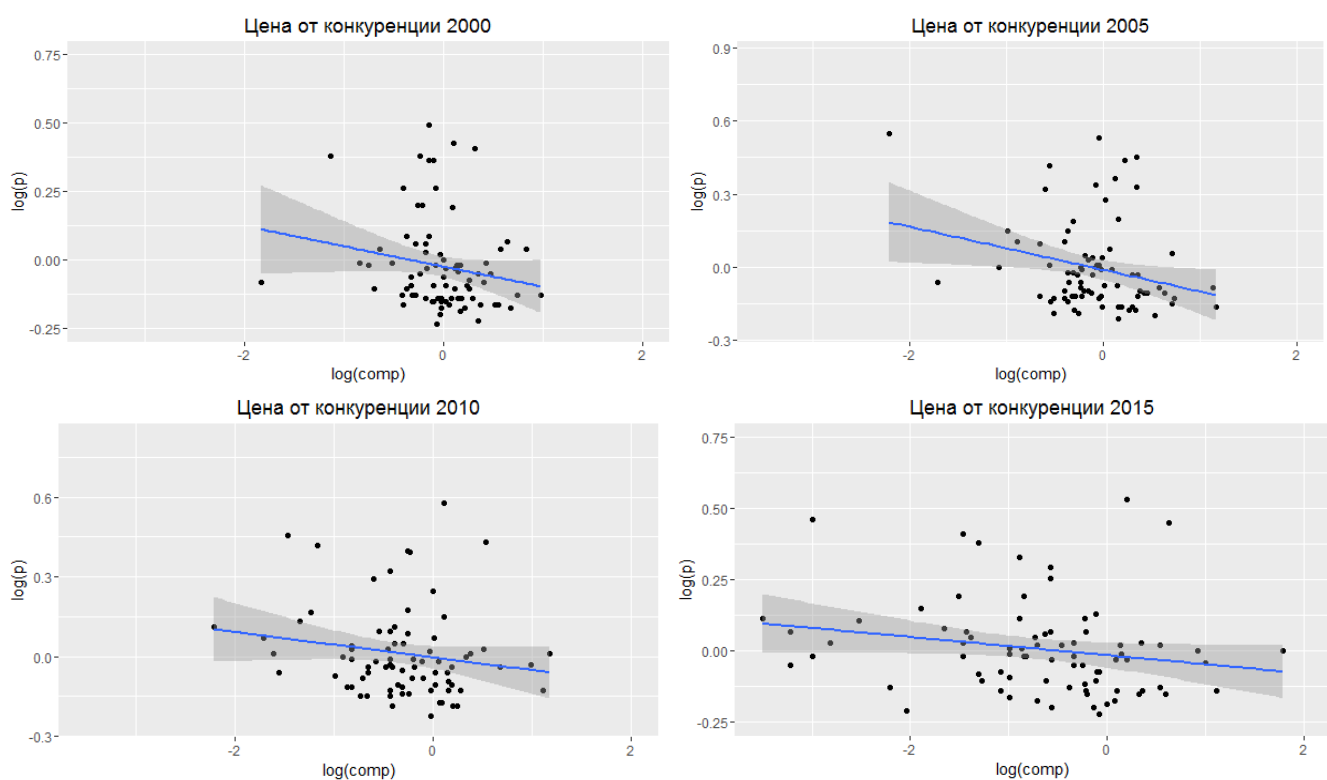


Рисунок 4.4 - Диаграмма относительный уровень цен-относительный уровень конкуренции

Зависимость между относительным уровнем цен и относительным уровнем безработицы представлена на рисунке 4.5. График указывает на то, что в начале 2000-х годов зависимости между этими показателями не наблюдалось: в регионах 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 году, но к 2015 году 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.

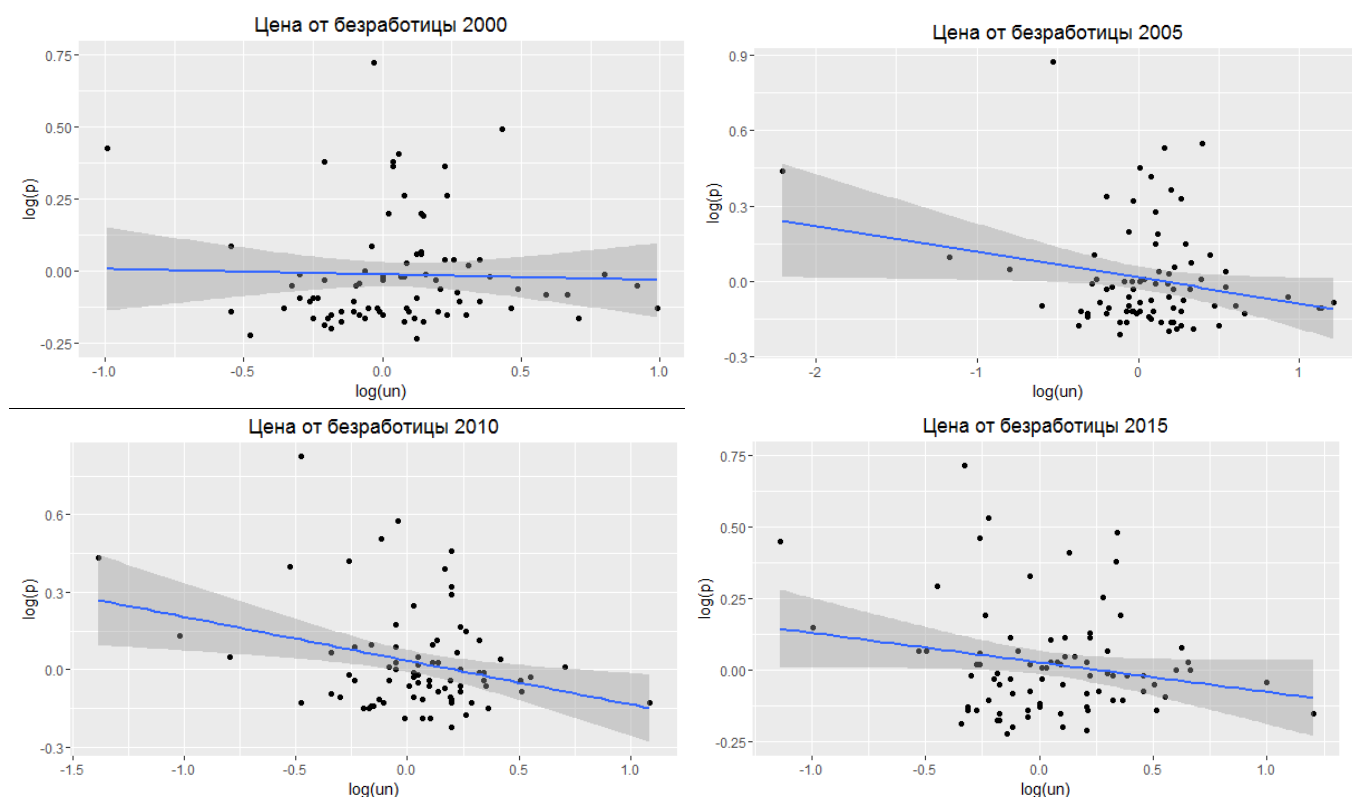


Рисунок 4.5 - Диаграмма относительный уровень цен-относительный уровень безработицы

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 рисунке 4.6. До 2007 года разброса в переменной $\ln p$ 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.

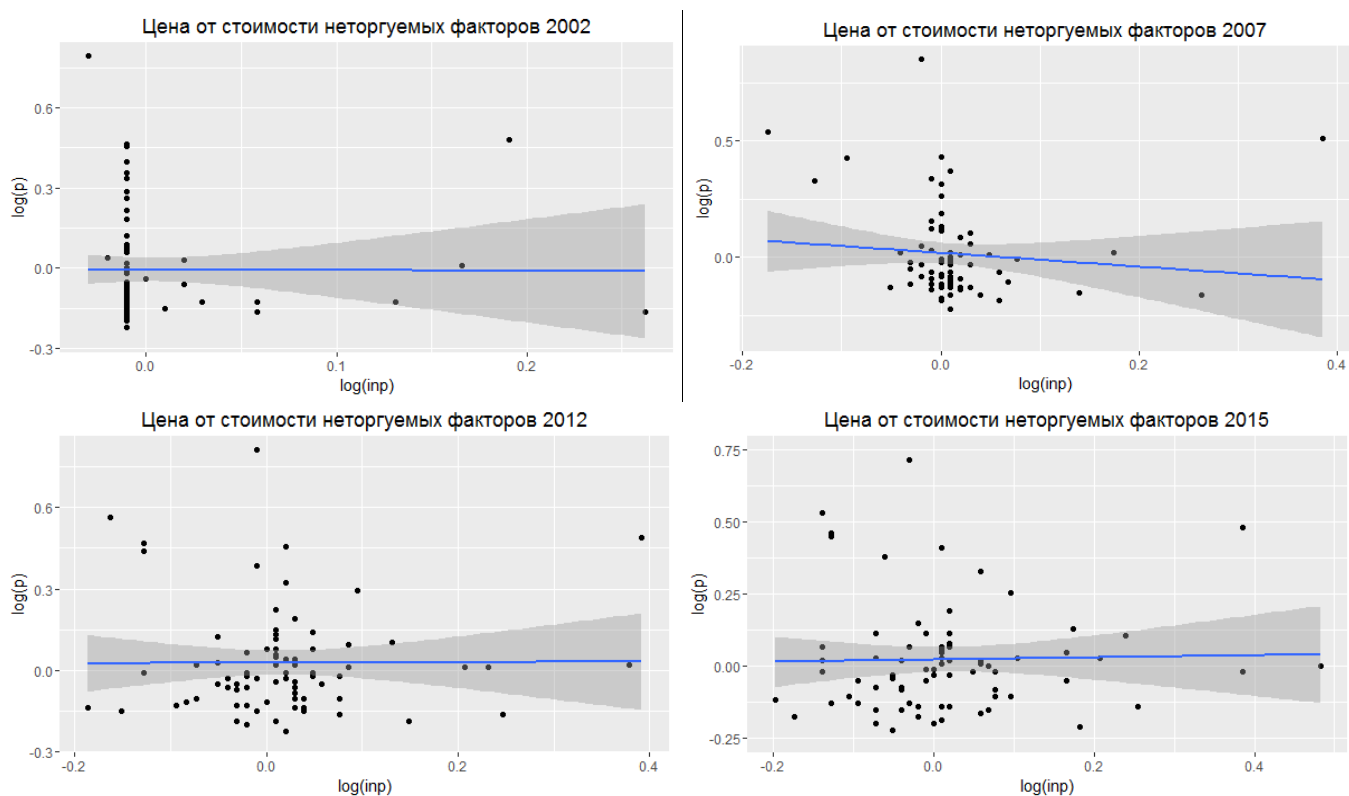


Рисунок 4.6 - Диаграмма относительный уровень цен-относительный уровень цен производителей электроэнергии, газа и воды

Похожая ситуация складывается и для переменной относительная доля сектора услуг в ВРП, представленной на рисунке 4.7. 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.

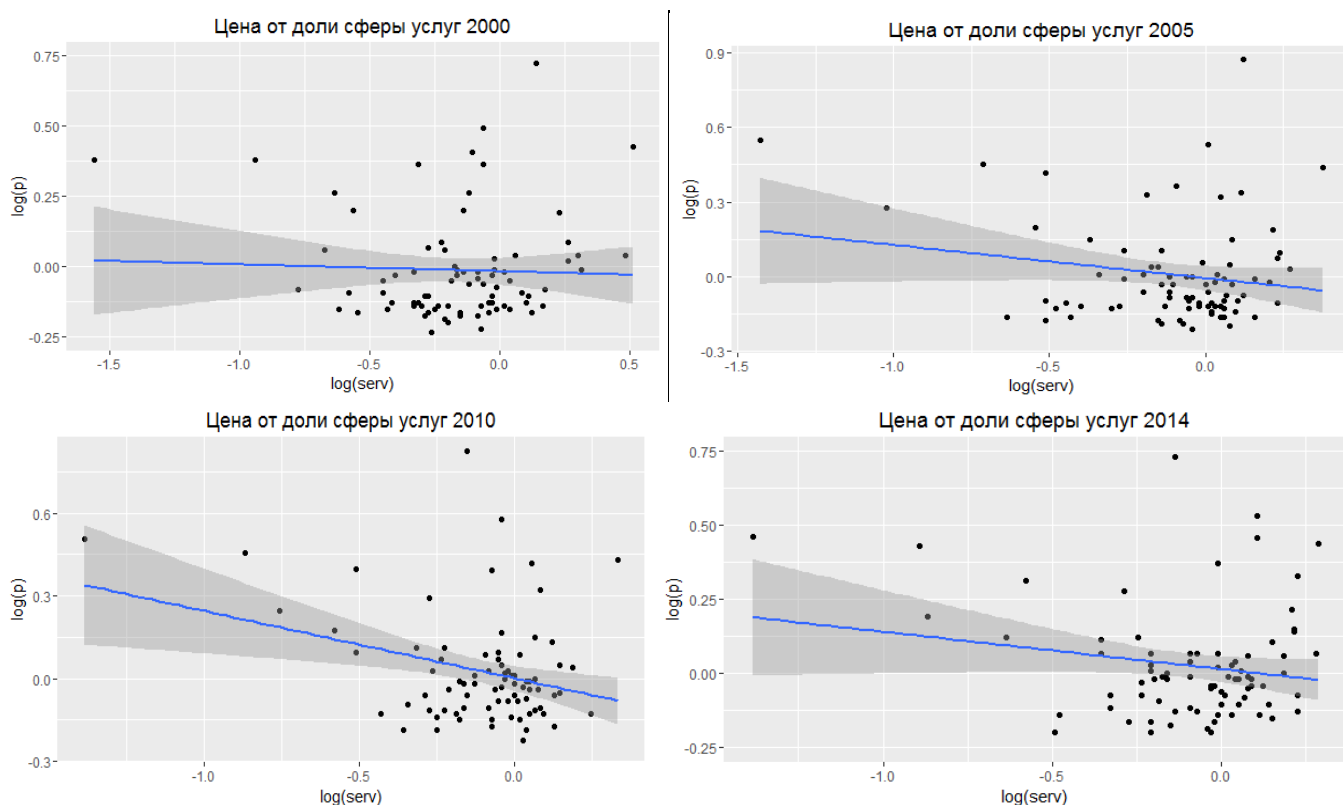


Рисунок 4.7 – Диаграмма относительный уровень цен-относительная доля сферы услуг в ВРП

Наконец на рисунке 4.8 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 в нем относительный уровень цен. Скорее всего, это связано с увеличением издержек торговли, которые перекладываются в цену конечной продукции.

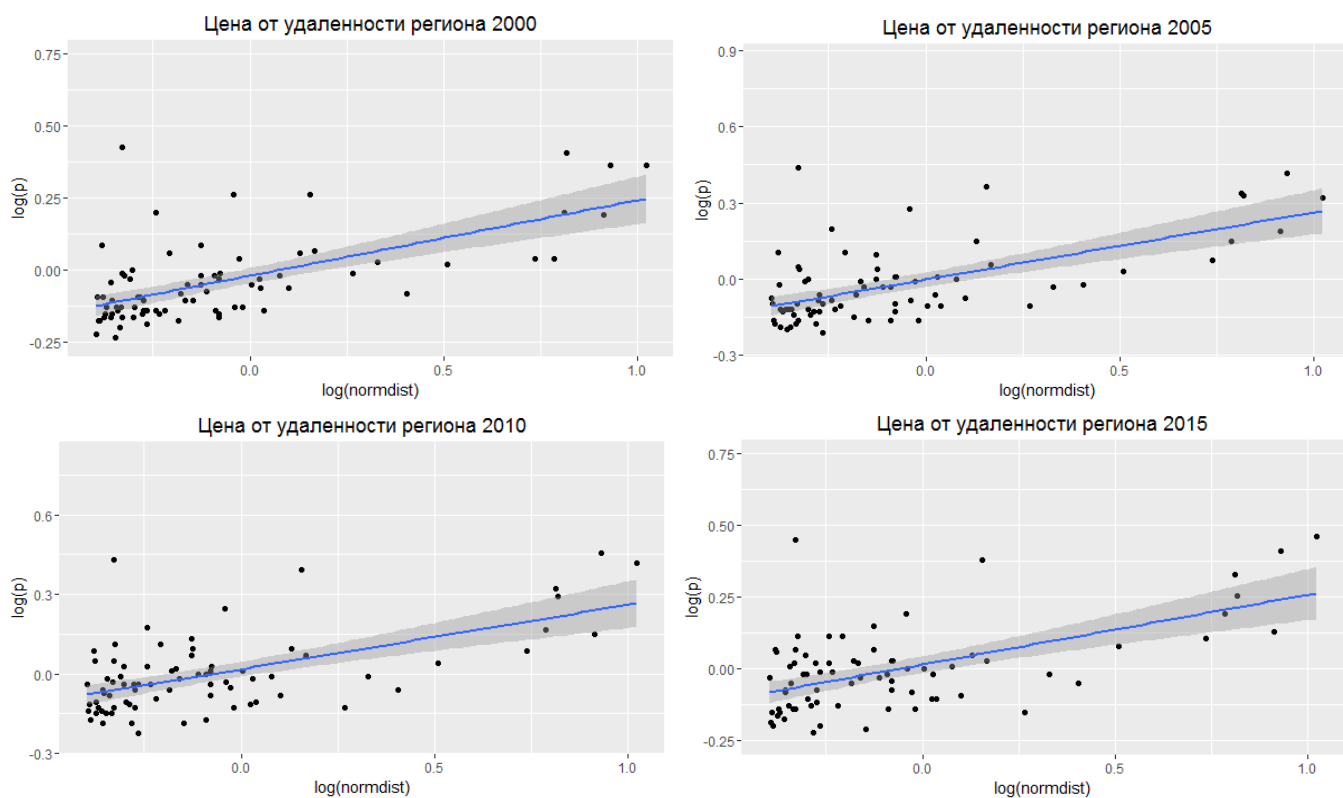


Рисунок 4.8 – Диаграмма рассеяния относительный уровень цен-относительная удаленность региона

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; г) между региональным уровнем цен и прочими переменными, используемыми в анализе с помощью графических методов связь не обнаруживается.

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:

$$\begin{aligned} \text{Log}(p_i) = & \beta_0 + \beta_1 \log(\text{inc}_i) + \beta_2 \log(\text{un}_i) + \beta_3 \log(\text{comp}_i) + \\ & + \beta_4 \log(\text{serv}_i) + \beta_5 \log(\text{normdist}_i) + \beta_6 \log(\text{serv}_i) + \varepsilon_i, i = 1, \dots, 77. \end{aligned} \quad (4.1)$$

Оценивание осуществляется для каждого года, поэтому получается 16 оцененных уравнений. Краткие результаты оценивания по каждому году представлены в таблицах 4.7-4.9.

Таблица 4.7 - Результаты оценивания уравнения (4.1) в 2000-2005 годах

	y_2000	y_2001	y_2002	y_2003	y_2004	y_2005
(Intercept)	0.044*** (0.009)	0.049*** (0.009)	0.049*** (0.010)	0.060*** (0.010)	0.069*** (0.010)	0.071*** (0.012)
log(inc)	0.245*** (0.019)	0.241*** (0.020)	0.267*** (0.025)	0.262*** (0.024)	0.272*** (0.025)	0.266*** (0.031)
log(un)	0.005 (0.025)	-0.005 (0.021)	-0.006 (0.024)	-0.019 (0.022)	0.001 (0.021)	-0.003 (0.025)
log(comp)	-0.042* (0.017)	-0.031 (0.017)	-0.029 (0.020)	-0.022 (0.019)	-0.024 (0.018)	-0.017 (0.018)
log(serv)	0.021 (0.029)	0.026 (0.035)	0.034 (0.045)	0.002 (0.042)	0.032 (0.035)	0.036 (0.040)
log(normdist)	0.188*** (0.024)	0.185*** (0.024)	0.158*** (0.028)	0.170*** (0.027)	0.149*** (0.025)	0.172*** (0.029)
log(inp)			-0.365 (0.194)	-0.392* (0.192)	-0.383* (0.184)	-0.407* (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

Как и ожидалось в каждый момент времени статистически значимое положительное влияние на относительные региональные уровни цен оказывают относительный доход и удаленность региона. Из таблицы 4.7 следует, что в 2000-2005 годах 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 колеблется от 0,19 в 2000 году до 0,15 в 2004 г. Начиная с 2002 года, 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% уровне только в одном уравнении регрессии для 2000 года и имеет предсказанный теоретическими моделями отрицательный знак.

Таблица 4.8 - Результаты оценивания уравнения (4.1) в 2006-2011 годах

	y_2006	y_2007	y_2008	y_2009	y_2010	y_2011
(Intercept)	0.075*** (0.012)	0.071*** (0.012)	0.068*** (0.013)	0.078*** (0.013)	0.083*** (0.014)	0.091*** (0.015)
log(inc)	0.298*** (0.030)	0.272*** (0.032)	0.292*** (0.040)	0.320*** (0.041)	0.354*** (0.044)	0.384*** (0.048)
log(un)	0.007 (0.022)	-0.008 (0.021)	-0.015 (0.026)	-0.016 (0.038)	0.030 (0.035)	0.049 (0.037)
log(inp)	-0.399 (0.200)	-0.325 (0.181)	-0.192 (0.137)	-0.170 (0.128)	-0.269* (0.130)	-0.295* (0.129)
log(comp)	-0.012 (0.019)	-0.012 (0.016)	-0.007 (0.018)	-0.007 (0.016)	-0.007 (0.016)	-0.008 (0.015)
log(serv)	0.044 (0.039)	0.023 (0.041)	0.041 (0.046)	0.031 (0.047)	0.017 (0.048)	0.043 (0.046)
log(normdist)	0.170*** (0.027)	0.161*** (0.029)	0.176*** (0.033)	0.172*** (0.030)	0.161*** (0.030)	0.168*** (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
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

Результаты оценивания пространственной регрессии для 2006-2011 гг. (результаты представлены в таблице 4.8) 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 году до 0,38 в 2011 году. 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 года. Это говорит о том, что с помощью используемых факторов удастся объяснить около 80% вариации общего уровня цен в российских регионах.

Таблица 4.9 - Результаты оценивания уравнения (4.1) в 2012-2015 годах

	y_2012	y_2013	y_2014	y_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
=====				

В таблице 4.9 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 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 сильнее удален от остальных. Неожиданным выглядит отрицательный и статистически значимый на 5% 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 году с помощью используемых регрессоров удастся 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 можно попробовать 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:

$$\log(p_{it}) = \beta_0 + \gamma_t + \beta_1 \log(inc_{it}) + \beta_2 \log(un_{it}) + \beta_3 \log(comp_{it}) + \beta_4 \log(serv_{it}) + \beta_5 \log(normdist_{it}) + \beta_6 \log(serv_{it}) + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 77, t = 2000, \dots, 2015, (4.2)$$

где γ_t – фиксированные временные эффекты. Для получения состоятельных оценок в спецификации (4.2) необходимо провести усреднение переменных в каждый момент времени по всем регионам, затем от исходных показателей перейти к их отклонениям от средних по регионам.

Результаты оценивания модели пула и модели с фиксированными временными эффектами представлены в таблице 4.10.

Таблица 4.10 - Результаты оценивания уравнения (4.2) и модели пула

	pool1	pool2	fix_time1	fix_time2
(Intercept)	0.071*** (0.003)	0.062*** (0.003)	0.071*** (0.003)	0.062*** (0.003)
log(inc)	0.294*** (0.009)	0.281*** (0.008)	0.295*** (0.009)	0.281*** (0.008)
log(un)	0.000 (0.007)	-0.009 (0.006)	0.001 (0.007)	-0.008 (0.007)
log(inp)	-0.236*** (0.035)		-0.240*** (0.035)	
log(comp)	-0.009* (0.004)	-0.014*** (0.003)	-0.009* (0.004)	-0.014** (0.004)
log(serv)	0.024* (0.011)	0.020* (0.010)	0.025* (0.012)	0.020 (0.010)
log(normdist)	0.175*** (0.008)	0.176*** (0.007)	0.174*** (0.008)	0.175*** (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

Как и ожидалось, увеличилась точность оценивания. Это привело к тому, что статистически значимыми стали коэффициенты перед переменными уровень конкуренции в секторе розничной 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, которые ожидался). По-прежнему статистически значимыми являются коэффициенты перед переменными относительный уровень дохода и относительная удаленность региона.

Дадим интерпретацию коэффициентам перед этими переменными на основе модели с фиксированными временными эффектами для спецификации без переменной $\ln p$.

Коэффициент при переменной относительный доход на душу населения в регионе ($\ln c$), равный 0.28, говорит о том, что если в регионе j подушевой ВРП будет выше, чем в регионе i на 1% (при этом в регионе i уровень цен и подушевой доход совпадают со среднероссийским), то уровень цен в регионе j будет на 0,28% выше, чем в регионе i .

Коэффициент перед переменной удаленность региона относительно других ($\ln \text{normdist}$), равный 0.18, свидетельствует о том, что если регион j расположен на 1% дальше от всех других регионов, чем регион i , удаленность которого от всех остальных равна среднероссийскому показателю и уровень цен совпадает с общероссийским, то уровень цен в регионе j будет на 0.18% выше, чем в регионе i .

Таким образом, на межрегиональный разброс цен действуют два фактора: доход и расстояние, которым аппроксимировались издержки торговли. На региональный подушевой доход можно повлиять с помощью мер экономической политики, направленных на сокращение неравенства в распределении доходов, что может привести к большей однородности уровня цен. Выравнивания издержек торговли между регионами можно добиться за счет развития инфраструктуры, которое может привести к снижению затрат на перевозку грузов, что, согласно полученным результатам, должно снизить вариацию региональных цен.

Выводы

Проведенный в этом разделе анализ масштабов ценовых различий в российских регионах и факторов, вызывающих эти различия, позволил получить следующие выводы:

а) к 2015 году стоимость фиксированного набора товаров и услуг в самом дешевом и самом дорогом регионе отличалась примерно в 2,5 раза;

б) в российской экономике больше регионов, в которых общий уровень цен ниже среднероссийского;

в) основными причинами, вызывающими пространственную дифференциацию региональных цен, являются различия в доходах на душу населения между регионами и степень удаленности региона от всех остальных; регионы с большими значениями этих переменных характеризуются более высокими уровнями цен;

г) согласно тестам на стационарность, колебания большинства относительных региональных уровней цен происходят вокруг постоянной во времени величины, как правило, близкой к единице, что говорит в пользу постепенной интеграции российских регионов в единый рынок.

Большая однородность общего уровня цен между регионами может быть достигнута с помощью мер экономической политики, направленных на выравнивание региональных доходов на душу населения и развитие инфраструктуры, обеспечивающей снижение затрат на перевозку грузов.

После детального рассмотрения общего уровня цен имеет смысл обсудить однородность темпов прироста этого показателя в региональном разрезе, обсудить причины, по которым темп инфляции может различаться в субъектах РФ. Этому вопросу будет посвящен следующий раздел работы.

5 Определение общих для региональных темпов инфляции факторов и оценка их вклада в динамику общего уровня цен

Фактический темп региональной инфляции складывается из общих, действующих на все регионы не обязательно одинаково, и специфических, характерных для рассматриваемого субъекта факторов. Возникает проблема разделения наблюдаемого темпа инфляции на обусловленный общими и специфическими факторами. Решается эта задача с помощью факторного анализа и применения метода главных компонент.

Проблема разделения вклада общих и специфических факторов в региональную инфляцию рассматривалась в работах [4], [19] для стран зоны евро, [5] для Чили. В нашем исследовании использовалась методика, изложенная в работе [19], адаптированная для ситуации российских регионов. Модель формирования региональной инфляции можно представить с помощью уравнения (5.1):

$$\pi_t^{*i} = \beta^i f_t + \varepsilon_t^i, \quad (5.1)$$

где π_t^{*i} – центрированный и нормированный темп инфляции в i -ом регионе в момент времени t к соответствующему периоду прошлого года (именно с таким показателем Банк России сравнивает целевой темп инфляции), f_t – вектор-столбец, состоящий из значений общих для всех российских регионов факторов в момент времени t , β^i – вектор-строка коэффициентов, характеризующих интенсивность влияния общих факторов на темп инфляции в i -ом регионе, ε_t^i – региональная компонента темпа инфляции в i -ом регионе. Общий и региональный фактор должны быть ортогональны друг другу, в таком случае ошибка в уравнении (5.1) не будет связана с регрессорами, что позволит получать состоятельные оценки методом наименьших квадратов при оценивании уравнения (5.1).

Общие факторы определяются на основе метода главных компонент. При выделении главных компонент можно использовать два подхода. Согласно первому, информация об общих факторах содержится в массиве региональных темпов инфляции, поэтому главные компоненты выделяют из фактических темпов региональной инфляции, как в работе Beck et al [19]. В этом случае аналогом переменных (показателей) выступают региональные темпы инфляции, а аналогом наблюдений – интервалы времени. При применении второго подхода используется статистика по большому количеству временных рядов общих для

всех регионов макроэкономических показателей (темпы роста денежных агрегатов, изменение валютного курса, темп роста ВВП, номинальная ставка процента и т.д.), и главные компоненты вычисляются из этого массива данных. Такая методика использована в работах [4], [5].

Затем на основе доли дисперсии нескольких главных компонент в общей дисперсии исследуемых показателей определяется количество факторов, которое целесообразно использовать, и вычисляются значения этих факторов в каждый момент времени. После чего с помощью метода наименьших квадратов для каждого региона оценивается уравнение (5.1). На основе коэффициента детерминации уравнения (5.1) делается вывод о вкладе общих факторов в динамику инфляции конкретного субъекта РФ.

В нашем исследовании применялись оба подхода к выделению общих и специфических факторов.

При реализации первого подхода к выделению общего фактора инфляции в российских регионах использовалась статистика по цепным ежемесячным региональным темпам инфляции в период с января 2002 года по декабрь 2015, доступная на сайте Росстата. На основе полученной информации вычислялись темпы инфляции по отношению к аналогичному периоду прошлого года. Итоговая выборка охватывает период с декабря 2002 по декабрь 2015 года и включает 81 субъект РФ (исключена Чеченская Республика; автономные округа (АО) входят в состав соответствующих краев или областей за исключением Чукотского, Ямало-Ненецкого и Ханты-Мансийского АО, которые рассматриваются отдельно).

На первом этапе проверялась стационарность временных рядов инфляции для каждого из регионов с помощью теста Дики-Фуллера. Для 20 из 81 региона тест отклонил нулевую гипотезу о наличии единичного корня на 10% уровне значимости. Столь малое количество стационарных (согласно тесту Дики-Фуллера) временных рядов может быть связано с низкой мощностью этого теста. Поэтому временные ряды региональных инфляций были объединены в панель и протестированы на стационарность с помощью панельных тестов Левина-Лина-Чу и Има-Песарана-Шина. Результаты тестов представлены в таблице 5.1.

Таблица 5.1 – Результаты панельных тестов на единичные корни

Название теста					
Левин-Лин-Чу			Им-Песаран-Шин		
Нулевая гипотеза	Расчетная статистика	Probability	Нулевая гипотеза	Расчетная статистика	Probability
Общий процесс с единичным корнем	-6,74	0,00	Индивидуальный процесс с единичным корнем	-14,28	0,00

Источник: составлено авторами.

Как следует из таблицы 5.1, оба теста отвергают нулевую гипотезу о наличии единичного корня во всех временных рядах региональной инфляции уже на 1% уровне значимости, что позволяет центрировать и нормировать временные ряды региональных темпов инфляции.

После стандартизации данных вычислялась ковариационная матрица региональных темпов инфляции размером 81*81, затем рассчитывались ее собственные значения и соответствующие им собственные векторы.

Согласно полученным собственным значениям, представленным в таблице 5.2, первая главная компонента содержит в себе информацию о 85% суммарной вариации инфляции в российских регионах, а три первых фактора совместно объясняют более 90% общей дисперсии. Эти результаты говорят о том, что практически вся информация о динамике региональных темпов инфляции содержится в первой главной компоненте, поэтому достаточно использовать только один общероссийский фактор для разложения региональной инфляции на общую и специфическую составляющие.

Таблица 5.2 - Оценка главных компонент российских темпов инфляции

	Компонента 1	Компонента 2	Компонента 3	Компонента 4
Собственное значение	68,70	2,50	1,80	1,12
Вклад компоненты в суммарную дисперсию, %	84,81	3,08	2,23	1,38
Кумулятивный вклад компонент в дисперсию, %	84,81	87,90	90,12	91,51

Источник: составлено авторами.

На основе координат собственного вектора, соответствующего наибольшему собственному значению, вычислены значения первой главной компоненты для каждого

периода времени. После чего оценивалось регрессионное уравнение (5.1) для каждого региона, входящего в выборку. Полученное в результате оценивания значение коэффициента детерминации R^2 показывает, какую долю вариации (во времени) инфляции каждого региона объясняет первая главная компонента (общий) фактор.

В таблице 5.3 представлены регионы с наименьшим значением коэффициента детерминации.

Таблица 5.3 – Регионы, в которых общий фактор объясняет наименьшую долю вариации инфляции

Регион	R^2	Регион	R^2
Чукотский АО	0,25	Красноярский край	0,68
Камчатский край	0,41	Республика Дагестан	0,69
Ямало-Ненецкий АО	0,41	Республика Бурятия	0,71
Магаданская область	0,44	Сахалинская область	0,72
Ханты-Мансийский АО	0,64	Тюменская область	0,73
Республика Саха	0,65	Республика Ингушетия	0,73

Источник: составлено авторами.

Из таблицы 5.3 следует, что наименее подверженные влиянию общероссийского фактора регионы в основном относятся к труднодоступным (Чукотский АО, Камчатский край, Магаданская обл., Республика Саха, Сахалинская обл.), либо к регионам с очень высоким (Ямало-Ненецкий и Ханты-Мансийский АО, Тюменская обл.) или, наоборот, очень низким уровнем дохода (Республика Дагестан, Республика Бурятия, Республика Ингушетия).

На рисунке 5.1 представлена гистограмма распределения коэффициентов детерминации регрессионного уравнения (5.1).

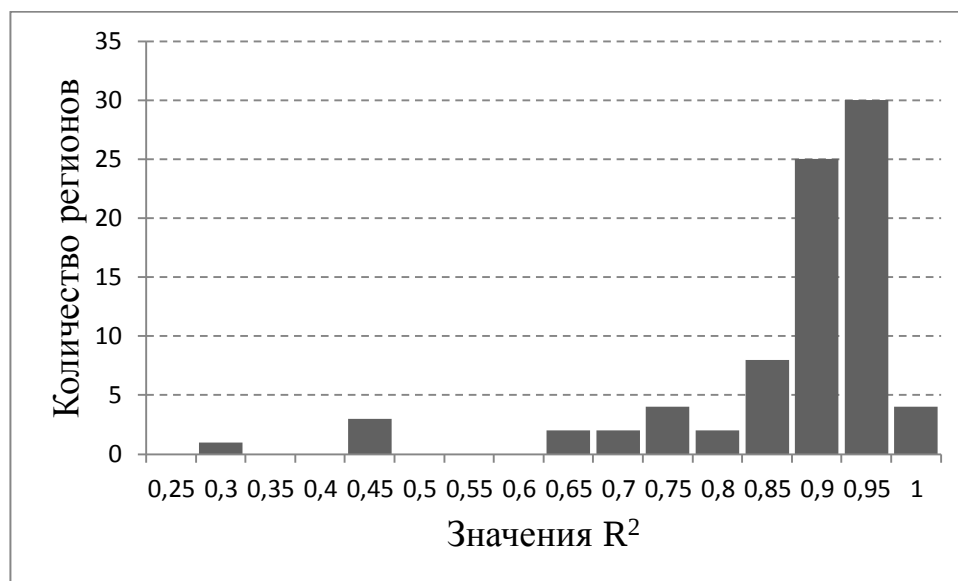


Рисунок 5.1 – Гистограмма распределения коэффициентов детерминации: месячные данные региональной инфляции

Источник: составлено авторами.

Из рисунка 5.1 следует, что в большинстве регионов не менее 80% вариации инфляции во времени объясняется действием общего фактора, остальная часть вариации приходится на региональные факторы. Этот результат отличается от тех, что получены для стран еврозоны – 50% [4], США – 57% [19], Мексики – 16% [5]. Столь существенные различия, как правило, связаны с особенностями регионального устройства различных стран: доля региональной экономики (ВРП) в ВВП страны, различная степень политической централизации или независимости регионов. Вклад большинства российских регионов в российский ВВП не превышает 1%, степень децентрализации относительно низкая, поэтому в российской экономике доля общих факторов в вариации региональной инфляции выше.

При реализации второго подхода к выделению общего фактора предполагается, что динамика региональной инфляции зависит в том числе от одинаковых для всех регионов в рассматриваемый момент времени переменных. Статистика по многим временным рядам не предоставляется с ежемесячной частотой, поэтому в этой части исследования используются годовые данные.

В качестве переменных, оказывающих влияние на региональную инфляцию, использовались: средняя за год ставка по однодневным кредитам на межбанковском

рынке, уровень безработицы, темп роста цен на нефть марки Brent, темп роста денежного агрегата M_2 , номинальный эффективный курс рубля, уровень предельных издержек труда, динамика ВВП, дефицит федерального бюджета в процентах к ВВП, дефицит консолидированного бюджета в процентах к ВВП. Временной интервал включает 1996-2015 гг. Переменные преобразовывались в разности до тех пор, пока полученные временные ряды не оказывались стационарными. После этого все ряды макроэкономических показателей центрировались и нормировались.

Основные характеристики полученных главных компонент представлены в таблице 5.4. В столбцах таблицы 5.4 представлены в порядке убывания собственные значения и вклады компонент в общую дисперсию данных. Так, первый фактор объясняет около 49% суммарной региональной дисперсии, а три первых фактора совместно объясняют более 85% суммарной региональной дисперсии.

Таблица 5.4 - Оценка главных компонент российских макроэкономических показателей

	Компонента 1	Компонента 2	Компонента 3	Компонента 4
Собственное значение	4,36	2,5	0,82	0,6
Вклад компоненты в суммарную дисперсию, %	48,5	27,8	9,1	6,7
Кумулятивный вклад компонент в дисперсию, %	48,5	76,3	85,4	92,1

Источник: составлено авторами

Из таблицы 5.4 следует, что дисперсия третьей главной компоненты меньше единицы, следовательно, фактор, соответствующий третьей главной компоненте, содержит в себе меньше информации, чем любая из исходных переменных, дисперсия которой после нормировки равна единице. Поэтому было решено использовать два первых общих фактора для оценивания регрессионного уравнения (5.1).

В уравнениях регрессии региональной инфляции на два общих фактора коэффициенты перед обоими факторами оказались статистически значимыми почти для всех регионов. Среднее значение коэффициента детерминации в этих регрессионных уравнениях составляет около 53%. Самое низкое из значений R^2 , равное 33%, наблюдалось в уравнении для Калининградской области.

На рисунке 5.2 представлена гистограмма распределения коэффициентов детерминации регрессионного уравнения региональных ИПЦ на два общих фактора, полученных из макроэкономических переменных.

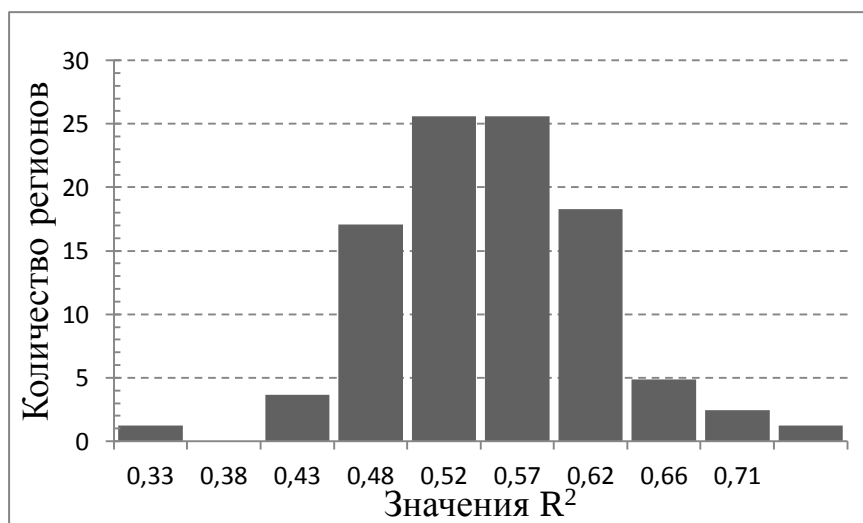


Рисунок 5.2 – Гистограмма распределения коэффициентов детерминации: годовые данные макроэкономических переменных

Источник: составлено авторами.

Из рисунка 5.2 следует, что в большинстве регионов как минимум 50% вариации инфляции во времени объясняется действием общих факторов. Эти факторы, полученные из макроэкономических показателей, можно интерпретировать как влияние монетарной политики Банка России, так и действие общих внешних шоков на экономику российских регионов. Остальная часть вариации приходится на региональные факторы. Этот результат близок к тем, что получены для стран еврозоны – 50% [4].

Основываясь на полученных результатах оценивания главных компонент, можно заключить, что выбранные общероссийские факторы объясняют примерно 53% (ориентируемся на средние значения R^2 в регрессиях) вариации региональных темпов инфляции во времени в период 1996-2015 гг. Доля вариации региональной инфляции, объясненной одинаковыми для всех субъектов РФ макроэкономическими показателями, оказалась ниже, чем аналогичный показатель, полученный на основе фактических темпов инфляции в период 2002-2015 гг. Различия могут быть связаны с тем, что: 1) используемые макроэкономические факторы содержат в себе меньше информации, чем фактические региональные темпы инфляции; 2) в период с 1996 по 2002 годы уровень

децентрализации государственной экономической политики был выше, чем на интервале 2002-2015 гг., что соответствует политическим процессам, происходившим в России; 3) на результат повлияла частота используемых данных.

Вторая причина может быть косвенным свидетельством в пользу того, что денежно-кредитная политика Банка России стала оказывать более равномерное влияние на региональную инфляцию в пространственном разрезе, что в целом должно повысить результативность монетарной политики.

Таким образом, проведенный анализ позволяет говорить о том, что причинами различий региональных темпов инфляции в российской экономике являются разная реакция субъектов РФ на общие для всех регионов шоки, а также воздействие специфических (региональных факторов). При этом общероссийские факторы объясняют не менее половины вариации региональной инфляции во времени при использовании годовых данных в период 1996-2015 гг. и около 90% при использовании ежемесячных данных о фактических темпах инфляции в российских регионах в период 2002-2015 гг.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В проведенном исследовании были получены следующие результаты.

1. Анализ экономической литературы по рассматриваемой теме показал, что она делится на две группы: в первой исследуются различия региональных уровней цен, во второй – темпов инфляции.
2. В теоретических работах различия в региональных уровнях цен объясняются действием следующих факторов:
 - а) различными ценами на неторгуемые товары в регионах (эффект Балассы-Самуэльсона);
 - б) асинхронными фазами делового цикла в регионах;
 - в) отличиями региональной фискальной политики;
 - г) разными издержками по доставке торгуемых товаров в тот или иной регион;
 - д) различными уровнями конкуренции в розничной торговле между регионами;
 - е) институциональными особенностями региональных рынков труда;
 - ж) барьерами межрегиональной торговли;
 - з) разной стоимостью неторгуемых ресурсов, используемых в производстве конечных товаров;
 - и) отличиями в структуре региональных экономик.
3. Часть факторов, влияющих на различия региональных уровней цен, не является причиной дифференциации темпов инфляции, так как они постоянны во времени (барьеры межрегиональной торговли, транспортные издержки и т.д.).
4. В эмпирической литературе о региональных различиях уровней цен тестируются закон единой цены или гипотеза паритета покупательной способности, либо определяются факторы, значимо влияющие на дифференциацию цен.
5. Выполненная в этом исследовании проверка закона единой цены на отдельные товары в российских регионах свидетельствует о том, что:

а) товары, для которых закон единой цены выполняется, являются однородными, их качество и функциональные свойства не отличаются между регионами (простые продукты питания, бензин)

б) для большинства товаров (70% от всех рассмотренных) закон единой цены не выполняется в региональном разрезе, что может быть связано с их составом, качеством и функциональными свойствами, которые могут значительно отличаться от одного региона к другому (одежда, обувь, услуги, товары бытовой химии).

в) 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.

6. Проведенный в работе анализ масштабов ценовых различий в российских регионах и факторов, вызывающих эти различия, позволил получить следующие выводы:

а) в 2015 году стоимость фиксированного набора товаров и услуг в самом дешевом и самом дорогом регионе отличалась примерно в 2,5 раза;

б) в российской экономике больше регионов, в которых общий уровень цен ниже среднероссийского;

в) основными причинами, вызывающими пространственную дифференциацию региональных цен, являются различия в доходах на душу населения между регионами и издержки торговли между регионами; субъекты с большими значениями этих переменных характеризуются более высокими уровнями цен.

7. Выполненное в исследовании разделение темпов инфляции на две составляющие, одна из которых обусловлена действием общих для всех регионов факторов, а другая – специфических, свидетельствует о следующем:

- а) общероссийские факторы, выделенные на основе макроэкономических показателей, объясняют примерно 53% вариации региональных темпов инфляции во времени в период 1996-2015 гг.
 - б) общероссийские факторы, выделенные на основе информации, содержащейся в фактических региональных темпах инфляции, объясняют более 90% вариации региональных темпов инфляции в 2002-2015 гг.
 - в) различия в полученных оценках могут быть связаны с тем, что в период с 1996 по 2002 годы уровень децентрализации государственной экономической политики был выше, чем на интервале 2002-2015 гг., что соответствует политическим процессам, происходившим в России и/или денежно-кредитная политика Банка России стала оказывать более равномерное влияние на региональную инфляцию в пространственном разрезе.
 - д) причинами различий региональных темпов инфляции в российской экономике являются разная реакция субъектов РФ на общие для всех регионов шоки, а также воздействие специфических (региональных факторов).
8. Большая однородность общего уровня цен между регионами может быть достигнута с помощью мер экономической политики, направленных на выравнивание региональных доходов на душу населения и развитие инфраструктуры, обеспечивающей снижение затрат на перевозку грузов. В субъектах РФ, где цены выше среднероссийского уровня необходимо реализовывать меры, направленные на стимулирование уровня конкуренции в сфере розничной торговли, что, согласно полученным результатам, должно приводить к выравниванию уровня цен по сравнению со среднероссийским.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

- Balassa B., "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*, Vol. 72, 1964. pp. 584-596.
- Samuelson P., "Theoretical Notes on Trade Problems," No. 46, 1964. pp. 145-164.
- Duarte M., Wolman A., "Fiscal policy and regional inflation in a currency union," *Journal of International Economics*, No. 74, 2008. pp. 384–401.
- Altissimo F., Benigno P., and Rodriguez Palenzuela D., "Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union," *NBER Working Paper*, No. 11473, 2005.
- Marques H., Pino G., and Horrillo J., "Regional inflation dynamics using space–time models," *Empirical Economics*, Vol. 47, No. 3, 2014. pp. 1147-1172.
- 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.
- 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.
- 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.
- Im K et al., "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," University of Cambridge, 1997.
- Yazgan M., Yilmazkuday H., "Price-level convergence: New evidence from US cities," *Economics Letters*, Vol. 110, No. 2, 2011. pp. 76-78.
- 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.
- Crucini M., Telmer C., and Zachariadis M., "Understanding European real exchange rates," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, 2005. pp. 724-738.
- 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.
- Глущенко К., "Закон единой цены в российском экономическом пространстве," *Прикладная эконометрика*, Т. 17, № 1, 2010. С. 3-19.
- 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.
- 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.
- Smeeke 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.
- Глущенко К П, "Межрегиональная дифференциация темпов инфляции," Научные доклады Российской программы экономических исследований № 99/17, 2001.
- 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.