

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

**Добронравова Е.П., Перевышин Ю.Н.,  
Шемякина К.А.**

**Закон единой цены и различия инфляции в  
российских регионах**

**Москва 2019**

**Аннотация.** В исследовании протестировано выполнение закона единой цены для отдельных товаров в российских регионах, выделены факторы, влияющие на различия региональных уровней цен и причины дифференциации темпов инфляции в субъектах Российской Федерации. Определены пороговые уровни региональных цен, достижение которых приводит в действие рыночные силы, вызывающие выравнивание региональных цен. Показано, что закон единой цены в абсолютной формулировке в российских регионах не выполняется для большинства товаров.

**Abstract.** We examined the implementation of the law of one price in Russian regions, highlighted the factors affecting the differences in regional price levels and identified the causes of inflation differentiation across different regions. We also defined threshold of regional prices, which triggers market forces, causing the alignment of regional prices. The study shows that the law of one price in Russian regions fails for most goods.

Добронравова Е.П. старший научный сотрудник Центр изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

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

Шемякина К.А. младший научный сотрудник Центр изучения проблем центральных банков 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 2018 год

# СОДЕРЖАНИЕ

<b>Содержание .....</b>	<b>3</b>
<b>Введение.....</b>	<b>4</b>
<b>1 Причины отклонения от закона единой цены в российских регионах .....</b>	<b>5</b>
1.1 Обзор теоретических подходов, объясняющих причины отклонения от закона единой цены .....	5
1.2 Тестирование закона единой цены в российских регионах: пространственный анализ .....	7
1.3 Описание используемых переменных, объясняющих пространственную дифференциацию региональных цен в субъектах РФ .....	10
1.4 Результаты эконометрического исследования факторов отклонения от закона единой цены в российских регионах .....	16
1.5 Выводы .....	17
<b>2 Тестирование слабой версии закона единой цены в российских регионах с использованием пороговых регрессий.....</b>	<b>19</b>
2.1 Описание методики оценивания .....	19
2.2 Выбор товаров и эталонных регионов для тестирования закона единой цены .....	22
2.3 Результаты проверки закона единой цены с эталонами – лидерами производства соответствующих товаров.....	27
2.4 Результаты проверки закона единой цены для отдельных товаров с разделением территории России на три части.....	30
2.5 Результаты проверки закона единой цены на продукты питания в региональном разрезе.....	39
2.6 Выводы .....	44
<b>3 Факторы дифференциации региональной инфляции .....</b>	<b>47</b>
3.1 Факторы региональной дифференциации инфляции.....	50
3.2 Прочие факторы различий инфляции в регионах/странах, использующих единую валюту.....	53
3.3 Методика эмпирического анализа дифференциации инфляции.....	53
3.4 Дифференциация инфляции между российскими регионами .....	54
3.5 Описание данных.....	55
3.6 Пространственные различия региональной инфляции .....	56
3.7 Различия региональной инфляции во времени .....	57
3.8 Выводы .....	59
<b>Заключение .....</b>	<b>60</b>
<b>Список использованных источников .....</b>	<b>61</b>

## ВВЕДЕНИЕ

Проблема различий цен отдельных товаров между регионами имеет давнюю историю исследования. Эта тема изучается в контексте тестирования закона единой цены (LOP) или паритета покупательной способности (PPP). Обе концепции представимы в абсолютной и относительной формах. В основном в эмпирических исследованиях с использованием тестов на единичные корни проверяется либо относительная версия гипотезы PPP, либо исследуется процесс сходимости уровней цен к PPP во времени. При этом практически не уделяется внимания тестированию закона единой цены для отдельных товаров в пространственном разрезе (в конкретный момент времени). Изучение данной проблемы может позволить получить интересные результаты об особенностях функционирования рынков отдельных товаров в российских регионах, оказаться полезным при разработке мер экономической политики, направленных на стимулирование конкуренции в сфере производства и реализации конечных потребительских товаров и услуг.

Если при проведении экономической политики не учитывать пространственные различия в ценах товаров, то это может привести к увеличению регионального неравенства. Например, выплата прибавки к пенсии в одинаковом размере для пенсионеров различных регионов России будет по-разному влиять на благосостояние пожилых людей в зависимости от региона проживания. Принятие во внимание различий в уровне региональных цен может помочь повысить реальное благосостояние граждан регионов и при этом снизить масштабы неравенства в уровне доходов. Кроме того, экономическая политика, учитывающая региональные различия в ценах, может поспособствовать интеграции экономик регионов. Например, понимая причины различий в уровне цен по регионам РФ можно предложить комплекс мер, направленных на устранение ценовых различий, что будет, при прочих равных, сопровождаться углублением интеграции экономик различных регионов.

Все вышеперечисленное указывает на высокий уровень актуальности выбранной для исследования темы.

# 1 Причины отклонения от закона единой цены в российских регионах

## 1.1 Обзор теоретических подходов, объясняющих причины отклонения от закона единой цены

Перед тем, как перечислить факторы, объясняющие отклонения от закона единой цены с точки зрения теории, определимся с тем, из чего складывается цена конечного товара. В работе [1] цена товара  $i$  в розничном магазине региона  $j$  представляется в виде функции от затрат на торгуемые и неторгуемые промежуточные товары, которые используются в его производстве:

$$P_{ij} = W_j^{\alpha_i} T_{ij}^{(1-\alpha_i)}, \quad (1.1)$$

где  $W_j$  – затраты на неторгуемую составляющую товара в  $j$ -ой стране (например, заработная плата),  $T_{ij}$  – затраты на торгуемые промежуточные товары, необходимые для производства  $i$ -го товара в  $j$ -ой стране,  $\alpha_i$  – доля неторгуемых товаров в общих затратах на производство  $i$ -го товара.

Из уравнения (1.1) следует, что гипотезу Балассы-Самуэльсона (о более высокой цене неторгуемых товаров в богатых регионах) можно расширить и на торгуемые товары, так как в их производстве используется неторгуемая компонента. То есть все товары, включая торгуемые, в богатом регионе будут стоить дороже, потому что в производстве любых товаров используются неторгуемые компоненты.

В работе [2] в качестве еще одной причины дифференциации цен приводят разную степень конкуренции на рынках: различия в ценах будут больше в ситуации, когда производитель на одном рынке действует в рамках совершенной конкуренции, а на другом обладает монопольной силой, чем в том случае, когда производитель воспринимает на всех рынках цену своей продукции как заданную. Различия в уровне конкуренции на региональных рынках как фактор неравенства цен также выделены в работе [3].

В работе [4] продемонстрировано, что причиной различий в ценах может стать несовпадение региональных эластичностей спроса на однородные товары и, как следствие, ценовая дискриминация. Так как поставщик товара на разных рынках сталкивается с неодинаковой эластичностью спроса по цене, то для того чтобы максимизировать прибыль и/или обеспечить свое присутствие на всех рынках, он может устанавливать различные цены в зависимости от особенностей спроса в регионе, тем самым вызывая отклонения от закона единой цены.

В работе [5] с помощью теоретической модели авторы объясняют, что пространственная дифференциация цен на товары может быть следствием различий фаз

делового цикла в регионах. Если экономика одного региона находится в стадии подъема, а другого – в стадии спада, то высокие темпы экономического роста в первом регионе будут вызывать рост цен на неторгуемые товары, что в свою очередь означает рост покупательной способности и спроса, а значит, и рост цен на торгуемые товары. Во втором регионе будет наблюдаться обратная ситуация, что будет усиливать ценовые различия между регионами.

В работе [6] в качестве причины неравенства цен рассматривают производственную специализацию регионов. Если товар производится только в одном регионе или группе регионов (в силу экономии от масштаба или из-за того, что издержки по производству товара в других регионах выше, чем издержки на доставку) и все остальные регионы только завозят этот товар, то цены будут неодинаковыми в силу существования транспортных издержек (пусть даже незначительных по сравнению с издержками производства).

Подводя итог сделанному обзору теоретических исследований, можно выделить следующие факторы дифференциации цен, представленные в таблице 1.1.

Таблица 1.1 – Факторы пространственной дифференциации цен

Фактор	Работа	Механизм влияния на различия в ценах
Транспортные издержки	[2]	Так как транспортные издержки увеличивают конечную цену товара, то различия в стоимости доставки одинакового товара будут вызывать несовпадение региональных цен на данный товар.
Различия в доходах регионов	[7], [8], [1]	В более богатом регионе цены на неторгуемые товары будут выше, чем в бедном. Так как неторгуемые товары используются в производстве торгуемых, то и на последние цены в богатом регионе будут выше.
Разная степень конкуренции на товарных рынках	[2], [3]	В регионах, различающихся по степени конкуренции, будут различаться и цены: в регионе с более конкурентным рынком цены будут ниже
Несовпадение региональных эластичностей спроса	[4]	Максимизируя прибыль, продавец будет устанавливать разные цены в регионах, отличающихся по эластичности спроса по цене
Отличия в фазах бизнес-цикла в регионах	[5]	В регионе, находящемся в стадии подъема, цены будут выше, чем в регионе, где наблюдается спад, в силу более высокой покупательской способности в первом регионе
Специализация регионов	[6]	В регионе, специализирующемся на производстве товара и поставляющем его в остальные, цена будет ниже

Источник: составлено авторами

## 1.2 Тестирование закона единой цены в российских регионах: пространственный анализ

Для тестирования закона единой цены в российских регионах, а также для оценки масштабов отклонений от него в работе используются цены на 208 товаров, публикуемые на сайте Росстата<sup>1</sup>. Товары отбирались в итоговую выборку таким образом, что обеспечить их наибольшую сопоставимость между российскими регионами (минимальные различия в качестве и функциональных свойствах. Схожие товары были объединены в товарные группы.

Анализ проводился на данных для 80 регионов Российской Федерации (Республика Крым, г. Севастополь были исключены из анализа, автономные округа были учтены в составе соответствующих областей). Исследование осуществлялось на данных за 2015 год.

В качестве показателя дифференциации цен было использовано отношение цены конкретного товара в рассматриваемом регионе к среднерегionalной цене на данный товар:

$$q_{ij}^k = \frac{p_{ij}^k}{\bar{p}_i^k}, \quad (1.2)$$

где  $p_{ij}^k$  – цена  $i$ -го товара из  $k$ -ой группы товаров в  $j$ -ом регионе,  $\bar{p}_i^k = \sum_{j=1}^N p_{ij}^k / N$  – средняя по  $N$  регионам цена  $i$ -го товара.

Анализ масштабов различий в ценах проводился с помощью расчета стандартных отклонений по регионам для каждого товара  $q_{ij}^k$ :

$$s.d._i = \sqrt{\sum_{j=1}^N (q_{ij}^k - \bar{q}_i^k)^2 / (N - 1)}. \quad (1.3)$$

Результаты расчетов по товарным группам приведены в таблице 1.2. Для каждой группы товаров приведено наименьшее стандартное отклонение в рассматриваемой группе (1 столбец), товар с наименьшим стандартным отклонением (3 столбец), наибольшее стандартное отклонение (4 столбец), товар с наибольшим стандартным отклонением (5 столбец) и среднее по товарной группе стандартное отклонение. Товарные группы расположены по степени возрастания стандартных отклонений.

---

<sup>1</sup> <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1921001>

Таблица 1.2 – Стандартное отклонение цен между регионами по товарным группам и отдельным товарам в 2015 г.

Группа товаров	Мин с.о.	Товар с мин с.о.	Макс с.о.	Товар с макс с.о.	Среднее с.о. (1)
Чай и кофе (4)	0,152	Чай черный байховый пакетированный, 25 пакетиков	0,206	Кофе натуральный в зернах и молотый, кг	0,180
Масла и жиры (5)	0,088	Масло подсолнечное, кг	0,274	Маргарин, кг	0,180
Алкоголь (6)	0,129	Коньяк ординарный отечественный, л	0,283	Пиво зарубежных торговых марок, л	0,193
Мясомолочная продукция (23)	0,116	Свинина бескостная, кг	0,391	Сыры плавленые, кг	0,197
Электротовары и прочие бытовые приборы (7)	0,129	Лампа энергосберегающая, шт	0,288	Дрель электрическая, шт	0,198
Кондитерские изделия и конфеты (7)	0,129	Карамель, кг	0,692	Варенье, джем, повидло, кг	0,202
Медицинские изделия и лекарства (48)	0,076	Валокордин, 20 мл	0,692	Лоперамид, 2 мг, 10 капсул	0,225
Прочие непродовольственные товары (22)	0,055	Сигареты с фильтром отечественные, пачка	0,39	Зеркало навесное для ванной комнаты, шт.	0,239
Одежда и обувь (24)	0,158	Брюки для детей школьного возраста из джинсовой ткани	0,552	Платок носовой, шт	0,248
Чистящие и моющие средства (5)	0,198	Порошок стиральный, кг	0,309	Жидкие чистящие и моющие средства, л	0,251
Макаронны и крупы (11)	0,157	Рис шлифованный, кг	0,424	Овсяные хлопья "Текулес кг	0,271
Хлебобулочные изделия (4)	0,260	Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки высшего сорта, кг	0,284	Бараночные изделия, кг	0,274



Продолжение таблицы 1.2

Фрукты и овощи (20)	0,311	Чеснок, кг	0,491	Капуста белокочанная свежая, кг	0,314
Прочие продовольственные товары (11)	0,116	Жевательная резинка, упаковка	0,887	Соль йодированная пищевая, кг	0,324
Услуги (11)	0,311	Общий анализ крови	0,541	Изготовление коронки	0,384

Источник: составлено авторами

Из таблицы 1.2 следует, что наименьшие региональные различия по ценам наблюдаются для категорий «Чай и кофе» и «Масла и жиры» и, как и ожидалось, для алкогольной продукции. Небольшая дифференциация цен на алкоголь может объясняться государственным регулированием только цен на алкоголь крепостью выше 28%, а также на вина и шампанское, а не на весь спектр алкогольной продукции. Также можно заметить, что пиво, на которое данное регулирование не распространяется, является товаром с наибольшим стандартным отклонением в данной категории товаров. В соответствии с выдвинутым предположением, сигареты являются товаром с минимальным разбросом цен в категории непродовольственных товаров (данный товар также является товаром с наименьшим стандартным отклонением по всей выборке).

Ожидаемым является результат в отношении услуг, для которых различия в региональных ценах максимальны среди всех категорий товаров.

Для того чтобы проиллюстрировать масштабы отклонения цен в регионах РФ от закона единой цены, можно привести два примера. Первый – лекарство Лоперамид, максимальная стоимость которого регулируется законом о жизненно необходимых и важнейших лекарствах (ЖНВЛ). Помимо того, что стандартное отклонение на данный товар равно почти 0,7, максимальная цена превышала минимальную в 27 раз. Второй пример – соль, которая представлена двумя наименованиями: «Соль поваренная пищевая» и «Соль йодированная пищевая». Данный продукт является товаром с наибольшей дифференциацией цен во всей выборке (стандартное отклонение йодированной соли составляет почти 0,9) и максимальная цена соли в Хабаровском крае превышает минимальную в Курганской области в 11 раз. Возможно, такое поведение цен на соль можно объяснить тем, что данный товар производится лишь в нескольких регионах России: Оренбургской, Иркутской, Астраханской, Нижегородской областях и Алтайском крае, при доле импорта 33%, в связи с чем большую долю в конечных ценах могут занимать

транспортные издержки. Еще одной причиной столь значительных относительных различий цен этого товара между российскими регионами является его низкая средняя цена.

Проведенный дескриптивный анализ отклонений региональных цен отдельных товаров указывает на невыполнение закона единой цены в российских регионах. Степень дифференциации цен на отдельные товары разнится по товарным группам, причем различия в относительных ценах сохраняются со временем. Наименьшие различия в ценах наблюдаются на такие однородные товары, как чай и кофе, масла и жиры, алкогольная продукция и сигареты. Наиболее дифференцированными являются цены услуг, фруктов и овощей, а также хлебобулочных изделий.

В связи с полученными результатами, свидетельствующими о значительных различиях региональных цен на отдельные товары, возникает необходимость исследования причин, их вызывающих.

### 1.3 Описание используемых переменных, объясняющих пространственную дифференциацию региональных цен в субъектах РФ

Основной причины региональных ценовых различий является дифференциация доходов населения в субъектах РФ. Для иллюстрации этого мы построили эмпирические плотности распределения показателя  $q_{ij} = \ln \frac{P_{ij}}{\bar{P}_i}$  (отклонение цены  $i$ -го товара в  $j$ -м регионе от среднероссийской).

Оказалось, что если упорядочить регионы РФ по убыванию ВРП, то обнаружится такая закономерность: чем больше доход, тем сильнее распределение логарифма относительной цены будет смещено вправо от нуля. Этот факт проиллюстрирован на примере четырех самых богатых и четырех самых бедных российских регионов (см. рисунок 1.1 и 1.2). На рисунках 1.1 и 1.2 также представлены плотности распределения за 2005 и 2010 год: на их основе можно сказать, что смещение распределений в данных регионах сохраняется во времени.

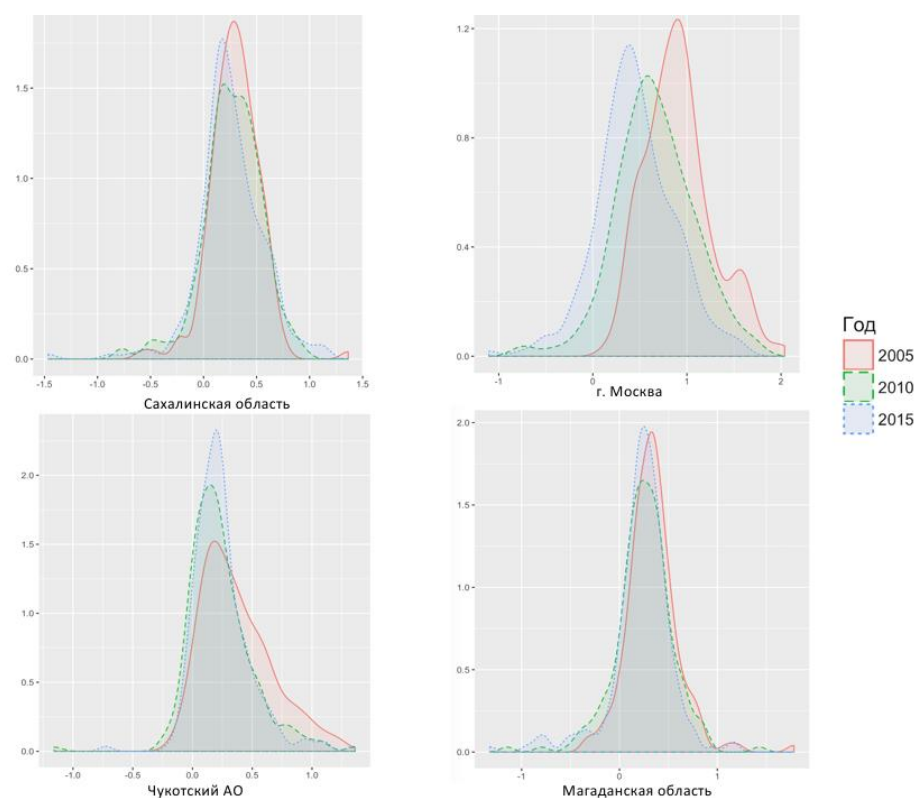


Рисунок 1.1 – Плотность распределения отклонений цен отдельных товаров в российских регионах с наибольшим ВРП на душу населения

Источник: построено авторами

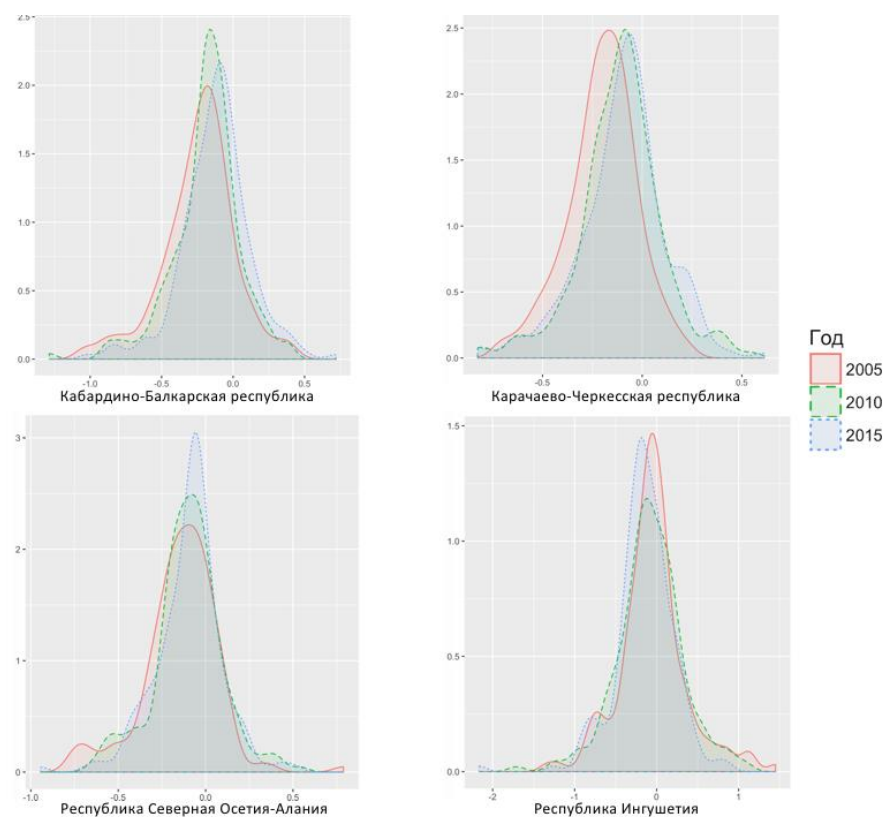


Рисунок 1.2 – Плотность распределения отклонений цен отдельных товаров в российских регионах с наименьшим ВРП на душу населения

Источник: построено авторами

При проведении исследования, оценивающего влияние различных факторов на пространственные различия в ценах для такой большой по площади страны, как Российская Федерация, необходимо учитывать транспортные издержки. В противном случае, во-первых, будет пропущен фактор, который может являться одним из наиболее значимых, во-вторых, это приведет к смещенным оценкам влияния других объясняющих переменных. В качестве прокси-переменной транспортных издержек было выбрано расстояние между столицами субъектов РФ. Для каждого региона было подсчитано расстояние от его столицы до столиц всех остальных регионов, затем на основе этих расстояний было рассчитано среднее расстояние для данного региона.

Предполагается, что цены нелинейно зависят от расстояния. Начиная с какого-то значения расстояния, перевозить товары с помощью автомобильного транспорта становится невыгодно и нецелесообразно (обычно эта граница находится в районе 2-3 тыс. км). В этот момент лучше переключиться на использование железнодорожного транспорта для доставки товаров. Однако использование железнодорожного транспорта требует наличия больших объемов, чтобы перевозка груза в расчете на килограмм или тонну выходила дешевле. Однако не все арбитражеры (розничные продавцы) нуждаются в таких объемах. Поэтому продолжают поставки товара в дальние регионы на автомобильном транспорте, несмотря на то что это начинает очень сильно увеличивать издержки торговли. Квадрат расстояния учитывает этот факт и дополнительно «штрафует» дальние регионы по сравнению с близкими.

Однако не только расстояние между регионами может отражать различия в величине транспортных затрат на доставку товара до потребителя. В качестве еще одного показателя, характеризующего стоимость доставки товара, был выбран показатель, отражающий качество транспортной инфраструктуры. Чем лучше развита инфраструктура в регионе по сравнению со среднерегиональной, тем меньше должны быть цены, так как это, при прочих равных, уменьшает транспортные издержки.

Развитая инфраструктура может снижать вклад расстояния в цену конечного товара, поэтому в регрессию помимо самого показателя инфраструктуры была включена переменная взаимодействия между инфраструктурой и расстоянием. Качество транспортной инфраструктуры измерялось с помощью показателя плотности автомобильных дорог общего пользования с твердым покрытием (км путей на 1000 км<sup>2</sup> территории). Стоит отметить неоднозначность этого показателя как прокси-переменной транспортной инфраструктуры – не всегда малые значения показателя (низкая плотность дорог с твердым покрытием) будут означать плохо развитую транспортную

инфраструктуру. Например, в большом по площади регионе могут быть незаселенные территории, поэтому в твердом покрытии на них нет необходимости.

Важной причиной дифференциации цен в субъектах РФ может выступать инвестиционная привлекательность и бизнес-климат региона. В качестве прокси для этой переменной мы рассматриваем уровень зарегистрированных преступлений коррупционной направленности. Эта переменная измерена как сумма трех показателей, публикуемых на портале правовой статистики Генеральной Прокуратуры РФ: зарегистрировано преступлений по статье злоупотребление должностными полномочиями, зарегистрировано преступлений по статье получение взятки, зарегистрировано преступлений по статье дача взятки – которые затем были поделены на душу населения.

Еще одним фактором, потенциально влияющим на различия в ценах по регионам, могут выступать региональные различия в уровне конкуренции. Предполагается, что чем более монополизирован рынок, тем выше будут цены и, наоборот, относительно высокая степень конкуренции будет снижать цены в регионе по сравнению со среднерегиональными. В силу недоступности на региональном уровне данных для расчета индексов рыночной концентрации был использован показатель «количества объектов розничной торговли». Данные по этому показателю детализированы и содержат в себе следующие виды объектов:

- аптеки, аптечные пункты, киоски и магазины;
- гипермаркеты;
- магазины-дискаунтеры;
- универмаги;
- палатки и киоски;
- павильоны;
- супермаркеты;
- специализированные продовольственные магазины;
- специализированные непродовольственные магазины;
- прочие магазины.

Так как не представляется возможным по данной детализации установить, в каком количестве магазинов продаются только продовольственные, а в каком – только непродовольственные товары (за исключением специализированных объектов), то в уравнение регрессии для объяснения различий цен товаров была включена сумма всех магазинов (кроме аптек). Таким образом, число объектов розничной торговли для продовольственных и для непродовольственных товаров разнится только количеством специализированных магазинов. Вместе с тем регионы РФ значительно различаются по

численности населения, которая влияет на количество магазинов в регионах, поэтому в исследовании использовалось количество объектов розничной торговли на душу населения, чтобы устранить эффекта масштаба.

Не последнюю роль в уравнивании региональных цен на товары играют федеральные сети ритейлеров, которые в разных регионах чаще всего устанавливают одинаковые цены на идентичные товары, либо цены отличаются незначительно. Таким образом, при прочих равных, большее количество федеральных сетей ведет к меньшей межрегиональной дифференциации цен. Обычно ритейлеры открывают магазин в регионе, если в нем плотность населения превышает установленный порог. Поэтому в качестве переменной, отражающей привлекательность региона для федеральных сетей ритейлеров, была выбрана плотность населения региона.

Важным фактором формирования уровня потребительских цен является валютный курс в силу существования эффекта переноса валютного курса в цены. Так как для регионов в рамках одной страны валютный курс одинаков, то различия в региональных эффектах переноса будут возникать из-за различий в объемах импорта по регионам: чем больше импорт в рассматриваемом регионе, тем, при прочих равных, выше будут цены. Чаще всего для оценки влияния валютного курса на цены на страновом уровне используется номинальный эффективный курс, но рассчитать такой показатель для регионов не представляется возможным в силу отсутствия данных об объемах торговли отдельного региона с остальным миром. Поэтому мы предполагаем, что региональные различия в эффекте переноса валютного курса в цены аппроксимируются долей импорта региона из зарубежных стран, в % от ВРП. Чем выше доля импорта, тем больше эффект переноса и при прочих равных сильнее будут отклоняться цены в регионе от среднерегионального уровня.

Помимо региональных причин, влияющих на неравенство цен для всех групп товаров, могут существовать специфические для отрасли факторы, воздействие которых проявляется в рамках конкретной категории товаров.

Одним из таких факторов могут стать погодные условия, от которых зависит урожайность в регионе. В связи с этим для таких товарных групп, как «Овощи и фрукты», «Макароны и крупы», «Хлебобулочные изделия», «Мясомолочная продукция», в уравнение регрессии, оценивающее влияние потенциальных факторов на различия в ценах, был включен показатель климатической нормы среднегодовой температуры.

Кроме того, цены на данные группы товаров зависят от собственных аграрных мощностей региона. Для аппроксимации этого фактора были выбраны индикаторы «Валовой сбор сельскохозяйственных культур по регионам» и «Поголовье скота». Первый показатель, представляющий сбор по отдельным видам с/х культур, был включен либо в

регрессию для соответствующей культуры, либо в продукт, в производстве которого используется данная культура.

«Поголовье скота» содержит в себе данные по поголовью крупного рогатого скота, свинины и птицы. Логика включения этой переменной аналогична включению «валового сбора»: учет имеющихся в регионе мощностей по производству мясных и молочных изделий (для таких продуктов, как сардельки, фарш мясной, колбаса было включено среднее арифметическое трех показателей).

В результате уравнение регрессии, исследующее влияние вышеперечисленных факторов на различия в ценах, выглядит следующим образом:

$$q_{ij} = \beta_1 + \beta_2 wage_j + \beta_3 retail_{ij} + \beta_4 asf_j + \beta_5 dist_j + \beta_6 asf_j \times dist_j + \beta_7 corrup_j + \beta_8 dens_j + \beta_9 imp_j + \varepsilon_{ij}, \quad (1.4)$$

где  $q_{ij} = \ln \frac{P_{ij}}{\bar{P}_i}$  – логарифм отношения цены  $i$ -го товара в  $j$ -ом регионе к средней по всем  $M$  регионам цены на данный товар,  $wage_j$  – логарифм отношения средней начисленной заработной платы в  $j$ -ом регионе к среднему по всем  $M$  регионам значению;  $asf_j$  – разность между логарифмом плотности автодорог с твердым покрытием в регионе и логарифмом среднерегионального значения<sup>2</sup>;  $retail_{ij}$  – разность между логарифмом количества объектов розничной торговли в регионе и логарифмом среднерегионального значения;  $dist_j$  – разность логарифма квадрата среднего расстояния от региона  $j$  до всех остальных и логарифма среднерегионального показателя;  $asf_j \times dist_j$  – переменная взаимодействия транспортной инфраструктуры и расстояния,  $corrup_j$  – показатель делового климата в регионе  $j$  по сравнению со среднероссийским,  $dens_j$  – разность между логарифмом плотности населения в регионе и логарифмом среднерегиональной плотности;  $imp_j$  – разность логарифма доли импорта в ВРП в регионе  $j$  и логарифма среднерегиональной доли импорта.

Регрессия для некоторых товарных групп: «Мясомолочные продукты», «Овощи и фрукты», «Макароны и крупы», «Хлебобулочные изделия» – оценивалась отдельно из-за учета специфических отраслевых факторов и выглядела следующим образом:

$$q_{ij} = \alpha + \beta_1 tempr_j + \beta_2 wage_j + \beta_3 retail_{ij} + \beta_4 asf_j + \beta_5 dist_j + \beta_6 asf_j \times dist_j + \beta_7 corrup_j + \beta_8 dens_j + \beta_9 agric_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (1.5)$$

где  $tempr_j$  – логарифм отношения среднегодовой температуры в регионе к среднерегиональному показателю,  $agric_{ij}$  – для товарных групп «Овощи и фрукты», «Макароны и крупы», «Хлебобулочные изделия» – значение валового сбора

---

<sup>2</sup> Далее все переменные представлены в аналогичном виде.

соответствующей сельскохозяйственной культуры; а для товарной группы «Мясомолочные продукты» – поголовье соответствующего вида скота.

#### 1.4 Результаты эконометрического исследования факторов отклонения от закона единой цены в российских регионах

Результаты оценки регрессий приведены в таблице 1.3. В скобках приведены устойчивые к гетероскедастичности стандартные ошибки. В первом столбце таблицы приведены оценки, коэффициентов уравнения (1.4), в котором зависимой переменной являются относительные отклонения цен всех товаров из выборки. Во втором столбце представлены результаты оценки коэффициентов уравнения (1.5), в котором зависимой переменной являются относительные отклонения цен трех обозначенных выше товарных групп.

Таблица 1.3 – Результаты оценивания факторов, вызывающих региональные различия цен на отдельные товары

Переменная	Уравнение (1.4)	Уравнение (1.5)
wage	0.246*** (0.008)	0.190*** (0.021)
asf	-0.031*** (0.006)	-0.008 (0.011)
dist	0.062*** (0.005)	0.217*** (0.015)
asf×dist	-0.043*** (0.007)	-0.062** (0.029)
retail	-0.002 (0.001)	0.009 (0.007)
corrup	0.013*** (0.004)	0.025** (0.010)
imp	0.012** (0.003)	
dens	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.004)
tempr		-0.235*** (0.038)
agric		-0.005*** (0.002)
Скорректированный $R^2$	0.170	0.372
***, ** и * означают значимость на 1%, 5% и 10% соответственно)		

Источник: расчеты авторов

В уравнении (1.4) все показатели, за исключением плотности населения, значимы и знаки коэффициентов соответствуют ожидаемым.

Напомним, что большая плотность населения отражала привлекательность региона для федеральных сетей ритейлеров. Незначимость данного показателя можно объяснить тем, что несмотря на то что сеть входит на региональный рынок, ей не удается снизить цену



в силу необходимости конкурировать с местными производителями. Еще одной причиной могут быть разные по регионам в рамках одной сети затраты на оплату труда, электричества и прочих услуг. В качестве дополнительной причины незначимости данного показателя можно привести следующую: методика Росстата для расчета региональных цен, используемых в данном исследовании, подразумевает сбор цен по отдельным городам в регионе, а затем их усреднение, однако в нашем случае плотность населения посчитана для всего региона, а не усреднена как плотность населения городов.

Незначимость показателя объектов розничной торговли как прокси уровня конкуренции можно объяснить тем, что в регионах РФ существует определенный порог числа магазинов, влияющих на степень конкуренции. Для более точного ответа на вопрос, является ли данный показатель хорошей аппроксимацией конкуренции, необходимо было бы принимать в расчет поведение потребителей в регионах: если при повышении цены на товар покупатель не переходит в другой магазин, а остается в том же, то качество данного показателя ставится под сомнение.

Результаты оценки регрессии для групп товаров «мясомолочные продукты», «овощи и фрукты», «макароны и крупы» и «хлебобулочные изделия» приведены во втором столбце таблицы 1.3.

Как видно из таблицы, для данных товарных групп еще один показатель является незначимым: транспортная инфраструктура. Это можно объяснить неоднозначностью данного показателя, о чем было сказано в предыдущем пункте.

Стоит отметить, что в показатель количества объектов розничной торговли не входит количество рынков и ярмарок, которые могут оказывать значительное влияние на цены товаров из сельскохозяйственной категории.

По сравнению с регрессией для всех групп товаров снизилось влияние заработной платы и существенно увеличилось влияние транспортных издержек на дифференциацию цен сельскохозяйственных товаров. Значительное воздействие на различия в ценах данной группы оказывают погодные условия, аппроксимируемые климатической нормой среднегодовой температуры.

## 1.5 Выводы

По результатам проведенного в этом разделе исследования было обнаружено, что степень отклонения от закона единой цены по группам товаров сильно разнится: группами с наименьшей дифференциацией цен являются масла и жиры, алкоголь и сигареты, цены на которые регулируются государством.

Было выявлено, что на различия в региональных ценах влияет эффект Балассы-Самуэльсона, аппроксимируемый заработной платой, издержки межрегиональной торговли, коррупция, различия в производительности труда и эффекте переноса валютного курса. Для товаров из отрасли сельского хозяйства важными причинами дифференциации цен являются отличия в погодных условиях и аграрных мощностях региона.

## 2 Тестирование слабой версии закона единой цены в российских регионах с использованием пороговых регрессий

В этом разделе мы хотим выявить критическое отклонение цены товара  $k$  в регионе  $i$  по сравнению с ценой этого же товара в регионе  $j$ , превышение которого стимулирует появление дополнительных (к уже имеющимся) продавцов товара  $k$  в регионе  $i$  и покупателей в регионе  $j$ . Это отклонение мы будем называть в дальнейшем порогом. При этом величину отклонения мы будем определять только на основе информации о динамике относительной цены товара  $k$  в регионе  $i$ . Стоит отметить, что причиной сближения цен в регионах может быть как действие рыночных цен, так и прочие факторы. Но мы будем предполагать, что причиной являются только рыночные силы. Надо понимать, что это предпосылка модели, причем очень жесткая. В случае обнаружения порога мы можем утверждать, что если цена в одном регионе отклонится от цены в другом на величину большую порогового, то скорее всего это приведет к появлению дополнительных покупателей в том регионе, где товар дешевле и дополнительных продавцов в том регионе, где товар дороже и в результате действия этих рыночных сил цены будут сближаться. Но есть ненулевая вероятность того, что цены сближаются по другим причинам, не связанным с действием рыночных сил.

### 2.1 Описание методики оценивания

В тестируемой гипотезе предполагается, что динамика ценовых отклонений описывается пороговой моделью авторегрессии. Если случайный шок приводит к тому, что разница в ценах оказывается выше некоторого порогового значения, то рыночные механизмы запускают процесс схождения цен к равновесию. Поэтому ожидается, что при наличии порога динамика ценовых отклонений во «внешних» режимах описывается стационарным процессом, сходящимся к порогу. Во «внутреннем» режиме ценовые отклонения могут вести себя произвольным образом. Поскольку одним из основных показателей, определяющих величину порога являются транспортные издержки, зависящие от расстояния между регионами и качеством инфраструктуры, то предполагается, что разницы между отклонением в положительную и в отрицательную сторону нет – модель симметрична во «внешних» режимах. Экономическим агентам требуется время на то, чтобы осознать, что разница в ценах достаточно высока, чтобы выгодно проводить сделки по перепродаже товаров в регионах с более высокой ценой, поэтому в качестве переменной, по которой берётся порог, выступает зависимая переменная с лагом – «задержкой».

В исследовании используется стандартная постановка пороговой авторегрессионной модели (SETAR-модели). Для каждого  $i$ -го региона и  $j$ -го товара рассматривается следующая спецификация:

$$p_{ijt} = -(\lambda_0^{out} + \lambda_1^{out} p_{ijt-1} + \dots + \lambda_h^{out} p_{ijt-h}) * I(p_{ijt-d} \leq -\gamma) + (\lambda_0^{in} + \lambda_1^{in} p_{ijt-1} + \dots + \lambda_k^{in} p_{ijt-k}) * I(-\gamma < p_{ijt-d} < \gamma) + (\lambda_0^{out} + \lambda_1^{out} p_{ijt-1} + \dots + \lambda_h^{out} p_{ijt-h}) * I(p_{ijt-d} \geq \gamma) + \varepsilon_{ijt}, \quad (2.1)$$

где  $p_{ijt}$  – отклонение логарифма среднемесячной цены товара  $j$  в регионе  $i$  от логарифма среднемесячной цены этого же товара в эталонном регионе;  $\lambda_s^{out}$  – коэффициенты авторегрессионной функции во «внешних» режимах;  $\lambda_s^{in}$  – параметры авторегрессионной функции во внутреннем режиме;  $h$  – количество авторегрессионных лагов во «внешнем» режиме;  $k$  – количество авторегрессионных лагов во «внутреннем режиме»;  $d$  – параметр «задержки»;  $\gamma$  – значение арбитражного порога, в % от цены;  $I(\cdot)$  – идентификационная функция.

В рамках данной спецификации выбор величины порога производится эндогенно, а выбор количества режимов задаётся экзогенно. В рамках заданной постановки используется три режима, однако, если обратить внимание на данные о ценовых отклонениях от эталона, то видно, что большое количество рядов смещены либо в положительную, либо в отрицательную сторону, т.е. цены на отдельные товары либо стандартно выше, либо стандартно ниже эталона. Поиск симметричного порога в такой ситуации невозможен, тем более что исследователи советуют производить поиск порога по тем значениям, чтобы в каждом режиме оставалось как минимум 15% наблюдений от полной выборки. Таким образом, на первом этапе построения модели по каждому товару регионы были разбиты на 3 подгруппы по следующему критерию:

- 1) Если 15%-ный квантиль наблюдений больше нуля, то производится поиск положительного порога в модели с двумя режимами, и «нижний» режим воспринимается как режим, в котором спекулятивная торговля с целью извлечения арбитражного дохода невыгодна;
- 2) Если 15%-ный квантиль меньше нуля, а 85%-ный больше, то строится стандартная трёхрежимная модель с симметричными порогами. Тем не менее это не означает, что выборка не может быть смещена в сторону преобладания завышенной или заниженной от эталона цены;
- 3) Если 85%-ный квантиль меньше нуля, то производится поиск отрицательного порога в модели с двумя режимами, и «нижний» режим воспринимается как режим, в котором спекулятивная торговля с целью извлечения арбитражного

дохода выгодна и происходит постепенное уменьшение ценовых отклонений, приближение к порогу.

Построение модели проводится при помощи программы R и пакета «tsDyn». Трёхрежимная модель с симметричным порогом может быть построена при помощи встроенной функции, которая накладывает линейное ограничение на исходные параметры модели. Но в таком случае смещение выборки часто приводит к тому, что процедура не может отыскать адекватную величину порога – она получается слишком близка к 0, даже в достаточно отдалённых регионах. Поэтому при применении этого метода ко второй группе регионов относятся только те, в которых 15%-ный квантиль меньше, чем 0,05, а 85%-ный квантиль больше, чем 0,05. Вторым методом построения модели с симметричным порогом является использование модулей ценовых отклонений. Этот метод позволяет получить более высокие значения порогов и использовать исходную классификацию регионов.

На втором этапе проводится автоматический подбор гиперпараметров  $h$ ,  $k$  и  $d$  в SETAR-модели. Предполагается, что память AR-процесса может длиться до полугода, поэтому в качестве максимального лага тестируется лаг 6. Также предполагается, что максимально на осознание выгоды от спекулятивной торговли у экономических агентов может уйти до 3 месяцев, поэтому в качестве максимального значения параметра «задержки» используется 3. Выбор производится по критерию Акаике, который высчитывается как сумма критериев Акаике по модели с нижним режимом и по модели с верхним режимом. На основе критерия удаётся выбрать «наилучшую» пороговую модель.

На третьем этапе проводится тест на наличие порога, в котором «наилучшая» пороговая спецификация сравнивается с линейной авторегрессионной моделью. Для этого используется тест Хансена [9]. Тест проверяет нулевую гипотезу о линейности предложенной AR-модели против альтернативной гипотезы о наличии порога. Спецификация теста основана на стандартном F-тесте, однако критические значения не соответствуют обычным распределениям и зависят от эмпирического распределения остатков модели. Поэтому Хансен предлагает поиск асимптотических  $p$ -значений теста при помощи процедуры бутстрапа. Поэтому результаты теста будут различаться на разных итерациях вычисления и тем точнее будет тест, чем больше количество вычислительных итераций. По умолчанию в функции `setarTest` в пакете «tsDyn» заложено 10 итераций, однако для повышения точности результата было рассчитано 100 бутстрап-итераций. По результатам теста делается вывод о том, принимается ли пороговая спецификация.

Если принимается гипотеза о линейной спецификации, то следует проверить выполнение закона единой цены в строгой форме. Если ценовые отклонения представляют собой стационарный авторегрессионный процесс, сходящийся к нулю, то можно говорить

о том, что при любом случайном отклонении от закона единой цены за счёт арбитражных сделок экономика будет постепенно возвращаться к исходному равновесию. Для тестирования стационарности используются расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест) и тест Филлипса-Перрона (PP-тест) без константы и тренда, в которых нулевой гипотезой выступает наличие единичного корня, а также тест Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина (KPSS-тест), в котором нулевая гипотеза говорит в пользу стационарности. Если результаты хотя бы двух из трёх тестов оказываются в пользу стационарности, то принимается гипотеза о выполнении закона единой цены в строгой форме. В противном случае закон единой цены не выполняется.

Помимо теста на линейность в построенной «наилучшей» пороговой модели проверяется наличие единичного корня во внешнем режиме при помощи ADF-теста. Если гипотеза единичного корня принимается, то наилучшей получается пороговая модель, но поведение ценовых дифференциалов за пределами порогового значения нельзя описать законом единой цены. В данном случае также делается вывод о том, что закон единой цены для рассматриваемого региона и рассматриваемого товара не выполняется.

Если же в построенной пороговой модели тест Хансена подтверждает условие нелинейности, а ADF-тест не выявляет единичных корней во «внешних» режимах, то принимается гипотеза о том, что закон единой цены выполнен в слабой форме, т.е. выполняется только если ценовые отклонения настолько велики, что между регионами будет наблюдаться торговля с целью получения дополнительной выгоды от перепродажи товара из региона с более низкими ценами в регионе с более высокими ценами.

## 2.2 Выбор товаров и эталонных регионов для тестирования закона единой цены

Большинство существующих исследований тестируют закон единой цены, используя региональные данные об индексе потребительских цен.

Мы используем цены на отдельные товары из минимального набора продуктов питания. К отличительным характеристикам большинства товаров из рассматриваемой корзины относится то, что они являются наиболее однородными.

При расчете логарифма относительного уровня цен на  $k$ -й товар между  $i$ -м и  $j$ -м регионом возникает проблема выбора базы для сравнения (эталонного уровня цен). Решений у этой задачи есть несколько:

а) перебрать все возможные пары регионов и провести тесты для получившихся временных рядов;

б) усреднить цены на  $k$ -й товар по регионам с помощью простого или взвешенного среднего арифметического (или геометрического);

в) назначить определенный регион эталонным (волевым исследовательским решением) и считать, что рыночные силы будут устремлять цены в других регионах к эталонному уровню.

Недостатком первого способа является очень большое число временных рядов, которые необходимо анализировать (их будет  $\frac{n(n-1)}{2}$ , где  $n$  - количество регионов), в нашем случае по каждому из 33 товаров может быть  $\frac{75 \cdot 74}{2} = 2775$  временных рядов, что делает результаты сложно обозримыми.

Наиболее распространенный в литературе второй подход также не лишен недостатков. Лежат они в области коинтеграционного анализа временных рядов. Логарифмы уровней цен на  $k$ -й товар в  $i$ -м ( $p_i^k$ ),  $j$ -м ( $p_j^k$ ) и  $l$ -м ( $p_l^k$ ) регионах - это временные ряды, которые порождены некоторым процессом, предположим, что все три  $I(1)$ . Допустим, что между временными рядами логарифмов уровней цен  $i$ -го ( $p_i^k$ ) и  $j$ -го ( $p_j^k$ ) региона наблюдается коинтеграция (их линейная комбинация описывается стационарным процессом), а между рядами логарифмов цен  $i$ -го ( $p_i^k$ ) и  $l$ -го ( $p_l^k$ ) равно как и между логарифмами цен  $j$ -го ( $p_j^k$ ) и  $l$ -го ( $p_l^k$ ) регионов коинтеграции нет (их линейная комбинация - нестационарный процесс). Вычисляем среднее арифметическое логарифмов цен на  $k$ -й товар ( $\bar{p}^k$ ) по трем регионам, получаем линейную комбинацию, в которую входят два коинтегрированных друг с другом временных ряда и один некоинтегрированный. Затем вычисляем разность между логарифмом цен в  $i$ -м регионе и логарифмом среднего уровня цен ( $p_i^k - \bar{p}^k$ ). Получается (по построению), что эта линейная комбинация должна быть нестационарной, так как логарифм средней цены содержит в себе линейную комбинацию с ненулевым весом временного ряда ( $p_i^k$ ), который не коинтегрирован с ( $p_l^k$ ). Следовательно, делать выводы о выполнении/невыполнении закона единой цены на основе тестирования такого временного ряда не вполне корректно.

Недостатком третьего подхода является субъективность в выборе эталонного региона. В «идеальном» мире выбор эталонного региона не должен влиять на результаты исследования (т.е. выполнение/невыполнение закона единой цены), в зависимости от эталона должны лишь пересчитываться величины порогов, т.к. меняются расстояния между регионами и, соответственно, транспортные издержки на перевозку товаров. В некоторых работах [10], где используется такой подход к расчету относительного уровня цен авторы приводят результаты для нескольких эталонов и, если они не сильно отличаются, говорят, что выбор точки отсчета не влияет на их выводы. Наши предварительные расчеты по

российским регионам свидетельствуют о том, что выбор эталонного региона значительно влияет на результаты исследования. Это происходит потому, что для соблюдения этого правила должно выполняться много достаточно строгих предпосылок, например, о том, что все регионы торгуют со всеми с одинаковой интенсивностью, об одинаковом качестве и плотности дорожных сетей, соединяющих разные регионы и т.д. На примере России эти предпосылки не выполняются, поэтому к выбору эталонного региона следует подойти с содержательной точки зрения.

Первый вопрос, на который нужно найти ответ: следует ли выбирать один эталонный регион на территории всей страны? С одной стороны, выбор единого эталона делает сопоставимыми полученные результаты по величинам порогов, т.к. точка отсчёта одна. С другой стороны, качество инфраструктуры, плотность транспортных сетей, площади регионов заметно различаются в европейской и азиатской частях страны. К тому же при больших расстояниях, высокие транспортные издержки могут привести к тому, что в некоторых регионах выгоднее вести торговлю аналогичными импортными товарами, нежели перевозить отечественные из одного конца страны в другой. Поэтому в данной работе протестирован закон единой цены как с одним эталонным регионом, так и с несколькими.

Если же тестировать закон единой цены с выбором нескольких эталонных регионов по стране, то каким образом производить деление регионов на однородные группы? В настоящей работе распределение регионов происходит на основе Общероссийского классификатора экономических регионов (ОК 024-95). Согласно классификатору, на территории Российской Федерации выделяется 12 экономических районов в соответствии с «относительной общностью объективных условий хозяйствования в пределах данной территории» [11]. Тестирование выполнения закона единой цены в каждом из 12 экономических районов приводит к чрезмерному дроблению территории и потере информации о 12 регионах (тем более, что отдельным экономическим районом выделена Калининградская область). В итоге территория была поделена на 3 группы. В первую вошли экономические районы из европейской части России – Центральный, Центрально-Черноземный, Северный, Северо-Кавказский, Северо-Западный, Поволжский, Уральский, Волго-Вятский и Калининградский экономический районы. Во второй группе представлены Западно-Сибирский и Восточно-Сибирский районы. Третья группа представлена одним экономическим районом – Дальневосточным.

Второй вопрос, который важно решить при выборе эталонного региона, это то, по какому принципу следует выбирать эталонный регион. Какой регион может выступать в анализе закона единой цены точкой отсчёта? В текущем исследовании попытка найти ответ



на это вопрос носит содержательный характер. С одной стороны, точкой отсчёта может выступать регион, лидирующий в производстве соответствующего товара. Избыток предложения товара, на котором специализируется регион, приводит к тому, что каналы продаж товара именно из этого региона налажены достаточно хорошо, и закон единой цены должен выполняться. Но этот подход приводит к проблеме, заключающейся в том, что для каждого товара будут выбраны разные эталонные регионы, что сделает несопоставимыми результаты по разным товарам. С другой стороны, в качестве эталона может быть выбран регион, являющийся крупным транспортным и торговым узлом, так как именно через него осуществляются основные товарные потоки.

Таким образом, в настоящем исследовании закон единой цены протестирован двумя способами:

1. Тестируются отклонения цен товаров от единого по всей стране эталона, являющегося лидером в производстве каждого конкретного товара. Список эталонных регионов представлен в таблице 2.1. При выборе эталонных регионов авторы опирались на данные по урожайности основных сельскохозяйственных культур, улову и производству рыбы, поголовью скота и т.п. Для таких товаров как печенье и карамель в качестве эталонного региона была выбрана Московская область. Для чёрного перца, который не производится в России, а импортируется из Вьетнама и Китая, в качестве эталона выбран г. Санкт-Петербург. В Курской области в среднем за все периоды наблюдалась минимальная стоимость минимального набора продуктов питания, поэтому в качестве эталонного региона для стоимости корзины в целом, был выбран именно этот регион.

Таблица 2.1 – Эталонные регионы по ключевым поставщикам товаров

Товар	Эталонный регион
Говядина (кроме бескостного мяса)	Республика Башкортостан
Свинина (кроме бескостного мяса)	Белгородская область
Баранина (кроме бескостного мяса)	Республика Дагестан
Куры охлажденные и мороженые	Белгородская область
Рыба мороженая неразделанная	Камчатский край
Сельдь соленая	Камчатский край
Масло сливочное	Республика Татарстан
Масло подсолнечное	Краснодарский край
Маргарин	Белгородская область
Молоко питьевое цельное пастеризованное 2,5-3,2% жирности	Республика Татарстан
Сметана	Краснодарский край
Творог нежирный	Краснодарский край
Сыры сычужные твердые и мягкие	Алтайский край
Яйца куриные	Ленинградская область
Сахар-песок	Краснодарский край
Мука пшеничная	Ростовская область
Хлеб из ржаной муки и из смеси муки ржаной и пшеничной	Краснодарский край
Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки 1 и 2 сортов	Краснодарский край
Рис шлифованный	Краснодарский край
Пшено	Саратовская область
Горох и фасоль	Ростовская область
Вермишель	Краснодарский край
Картофель	Воронежская область
Капуста белокочанная свежая	Московская область
Морковь	Волгоградская область
Огурцы свежие	Краснодарский край
Лук репчатый	Волгоградская область
Яблоки	Краснодарский край
Печенье	Московская область
Карамель	Московская область
Чай черный байховый	Краснодарский край
Соль поваренная пищевая	Оренбургская область
Перец черный (горошек)	г. Санкт-Петербург
Набор	Курская обл.

Источник: составлено авторами по данным [12], [13], [14], [15].

2. Тестируются отклонения цен товаров от эталонного региона, являющегося крупным транспортным узлом в представленной территориальной группе регионов. Для Дальневосточного экономического района выбран Приморский край с крупным портом – Владивостоком, для Западной и Восточной Сибири –

Новосибирская область с Новосибирском – крупнейшим железнодорожным узлом на Транссибирской магистрали. В европейской части России крупнейшим узлом является Москва, но в силу более высоких доходов цены на основные продукты питания в ней намного превышают цены в других регионах, поэтому в качестве эталона выбрана Московская область. Распределение субъектов федерации по территориальным группам представлено в таблице

### 2.3 Результаты проверки закона единой цены с эталонами – лидерами производства соответствующих товаров

В настоящем подразделе представлены результаты тестирования закона единой цены между российскими регионами в сильной и слабой форме для минимального набора продуктов питания, состоящего из 33 продуктов.

Эталонный регион, отклонения от среднемесячной цены в котором тестируются, единый для страны в целом, но разный для каждого используемого товара в соответствии с таблицей 2.1.

В таблице 2.2 представлены результаты построения пороговой авторегрессионной модели для каждого региона с использованием модулей отклонений по рядам отклонений стоимости минимального набора продуктов питания с января 2008 года по сентябрь 2018 года. В неё вошли только те регионы, для которых TAR-модель показала «адекватные» результаты, т.е. был найден порог, за пределами которого ценовые различия будут вести себя как стационарный авторегрессионный процесс, постепенно возвращаясь к равновесию.

Разброс пороговых значений при расчёте TAR-модели – от 6,71% в Липецкой области до 75% в Камчатском крае. Средняя величина порога – 28,42%. «Адекватная» пороговая модель получена всего для 15 регионов из 77 исследуемых.

Однако оценка «адекватной» пороговой модели не гарантирует, что регион будет отнесён к категории тех, в которых выполняется закон единой цены. Большинство оценённых TAR-моделей уступают по качеству обычной линейной AR-спецификации. На основании результатов теста Хансена и трёх тестов на стационарность линейного временного ряда, регионы России были разбиты на 3 группы по выполнению закона единой цены для стоимости минимального набора продуктов питания (см. таблицу 2.3).

Таблица 2.2 – Оценка пороговых моделей по различиям стоимости минимального набора продуктов питания в регионах России с использованием 1 эталона (Курской области) с января 2008 года по сентябрь 2018 года

Регион	Порог	Значимость порога
Воронежская область	7,61%	**
Липецкая область	6,71%	
Рязанская область	8,57%	
Тверская область	11,82%	
Республика Карелия	29,59%	
Архангельская область	29,54%	
Мурманская область	36,10%	
Республика Адыгея	16,16%	
Республика Ингушетия	14,39%	
Республика Северная Осетия - Алания	14,73%	
Тюменская область	39,41%	
Республика Алтай	17,33%	***
Камчатский край	75,00%	
Хабаровский край	57,73%	
Сахалинская область	61,61%	

Источник: рассчитано авторами. В 3 столбце результаты теста Хансена: «\*\*\*» - гипотеза о линейной спецификации отвергнута на 1% уровне, «\*\*» - на 5% уровне, «\*» - на 10% уровне, « » - не отвергнута.

Согласно расчётам, закон единой цены выполняется всего в 5 из 77 регионов Российской Федерации. При этом в трёх регионах – Калининградской области, Мурманской области и республике Ингушетии – он выполнен в сильной форме (принята гипотеза о линейной стационарной AR-спецификации динамического ряда ценовых отклонений от эталона), а в двух регионах – Воронежской области и республике Алтай – закон единой цены выполнен в слабой форме (принята гипотеза о пороговой авторегрессионной спецификации). Значения порогов равны, соответственно, 7,61% и 17,66%.

Полученный набор регионов оказался достаточно неожиданным: сложно дать содержательную интерпретацию тому, почему закон единой цены выполняется именно в этих регионах.

Таблица 2.3 – Выполнение закона единой цены на примере стоимости минимального набора продуктов питания в регионах России с использованием 1 эталона (Курской области) с января 2008 по сентябрь 2018 года

Закон единой цены не выполнен	Закон единой цены выполнен в сильной форме	Закон единой цены выполнен в слабой форме	
Белгородская область	Калининградская область	Воронежская область	7,61%
Брянская область	Мурманская область	Республика Алтай	17,33%
Владимирская область	Республика Ингушетия		
Ивановская область			
Калужская область			
Костромская область			
Липецкая область			
Московская область			
Орловская область			
Рязанская область			
Смоленская область			
Тамбовская область			
Тверская область			
Тульская область			
Ярославская область			
г.Москва			
Республика Карелия			
Республика Коми			
Архангельская область			
Вологодская область			
Ленинградская область			
Новгородская область			
Псковская область			
г.Санкт-Петербург			
Республика Адыгея			
Республика Калмыкия			
Краснодарский край			
Астраханская область			
Волгоградская область			
Ростовская область			
Республика Дагестан			
Кабардино-Балкарская Республика			
Карачаево-Черкесская Республика			
Республика Северная Осетия - Алания			
Ставропольский край			
Республика Башкортостан			

Продолжение таблицы 2.3

Республика Марий Эл			
Республика Мордовия			
Республика Татарстан			
Удмуртская Республика			
Чувашская Республика			
Пермский край			
Кировская область			
Нижегородская область			
Оренбургская область			
Пензенская область			
Самарская область			
Саратовская область			
Ульяновская область			
Курганская область			
Свердловская область			
Тюменская область			
Челябинская область			
Республика Бурятия			
Республика Тыва			
Республика Хакасия			
Алтайский край			
Забайкальский край			
Красноярский край			
Иркутская область			
Кемеровская область			
Новосибирская область			
Омская область			
Томская область			
Республика Саха (Якутия)			
Камчатский край			
Приморский край			
Хабаровский край			
Амурская область			
Магаданская область			
Сахалинская область			
Еврейская автономная область			

Источник: составлено авторами.

## 2.4 Результаты проверки закона единой цены для отдельных товаров с разделением территории России на три части

В текущем подразделе представлены результаты тестирования закона единой цены между российскими регионами в сильной и слабой форме для минимального набора продуктов питания, с разделением территории Российской Федерации на 3 части и использованием трёх эталонных регионов – Московской области для европейской части

России, Новосибирской области для Западной и Восточной Сибири и Приморского края для Дальнего Востока.

В таблице 2.4 представлены результаты построения пороговой авторегрессионной модели для каждого региона двумя альтернативными способами – с использованием линейных ограничений на коэффициенты во «внешних» режимах и с использованием модулей отклонений по рядам отклонений стоимости минимального набора продуктов питания с августа 2003 года по сентябрь 2018 года. В неё вошли только те регионы, для которых TAR-модель показала «адекватные» результаты, т.е. был найден порог, за пределами которого ценовые различия будут вести себя как стационарный авторегрессионный процесс, постепенно возвращаясь к равновесию.

Таблица 2.4 – Оценка пороговых моделей по различиям стоимости минимального набора продуктов питания в регионах России с использованием 3 эталонов с августа 2003 по сентябрь 2018 года

Результаты с использованием линейных ограничений			Результаты с использованием модулей		
Регион	Порог		Регион	Порог	
			Белгородская область	21,89%	***
Брянская область	11,89%		Брянская область	17,34%	
			Ивановская область	10,29%	
Костромская область	7,35%	*	Костромская область	7,72%	
Липецкая область	18,92%		Липецкая область	17,66%	
Орловская область	10,91%				
			Рязанская область	9,37%	
			Смоленская область	2,27%	
Тамбовская область	19,36%	*	Тамбовская область	15,63%	**
Тульская область	5,54%	*	Тульская область	5,60%	***
			г.Москва	17,55%	***
Республика Карелия	10,95%		Республика Карелия	6,92%	
Республика Коми	12,98%	***	Республика Коми	11,77%	
Архангельская область	15,62%				
Вологодская область	6,54%				
Калининградская область	9,57%	**	Калининградская область	7,47%	
Ленинградская область	14,17%		Ленинградская область	14,11%	*
Мурманская область	16,67%		Мурманская область	16,40%	
г.Санкт-Петербург	14,83%				
			Новгородская область	3,34%	**
			Псковская область	7,63%	
Республика Адыгея	5,17%		Республика Адыгея	8,47%	
Республика Калмыкия	4,67%		Республика Калмыкия	15,35%	

Продолжение таблицы 2.4

Краснодарский край	0,29%	**	Краснодарский край	2,74%	
Астраханская область	7,42%		Астраханская область	8,03%	
			Ростовская область	11,26%	***
Республика Дагестан	8,63%		Республика Дагестан	13,50%	***
Республика Ингушетия	7,51%	**	Республика Ингушетия	6,10%	***
Кабардино-Балкарская Республика	16,62%	*	Кабардино-Балкарская Республика	10,03%	
			Республика Северная Осетия - Алания	8,17%	***
Ставропольский край	11,21%		Ставропольский край	7,02%	
			Республика Башкортостан	9,99%	
			Республика Марий Эл	11,46%	*
			Республика Мордовия	13,10%	
Республика Татарстан	19,38%		Республика Татарстан	13,38%	
			Удмуртская Республика	11,10%	
Чувашская Республика	12,40%		Чувашская Республика	18,77%	
			Пермский край	3,63%	
			Кировская область	10,94%	
			Оренбургская область	15,24%	
			Пензенская область	13,63%	
Саратовская область	21,08%				
			Ульяновская область	16,96%	
Курганская область	8,88%	***	Курганская область	11,89%	
Свердловская область	5,61%		Свердловская область	1,83%	**
Челябинская область	8,32%		Челябинская область	5,71%	
Тюменская область	11,76%		Тюменская область	11,48%	
Республика Бурятия	6,08%		Республика Бурятия	9,16%	
			Республика Тыва	0,49%	**
Республика Хакасия	5,43%		Республика Хакасия	3,62%	
			Алтайский край	11,77%	
			Забайкальский край	1,39%	
Красноярский край	3,43%		Красноярский край	9,14%	
			Иркутская область	1,37%	
Кемеровская область	13,20%	**			
			Омская область	24,18%	
			Республика Саха (Якутия)	12,47%	
Камчатский край	20,09%	*	Камчатский край	28,57%	
			Хабаровский край	2,81%	
Амурская область	11,86%		Амурская область	15,28%	
			Магаданская область	26,93%	
Сахалинская область	15,58%	***	Сахалинская область	14,29%	*
Еврейская автономная область	10,56%		Еврейская автономная область	10,56%	



Источник: рассчитано авторами. В 3 и 6 столбцах результаты теста Хансена: «\*\*\*» - гипотеза о линейной спецификации отвергнута на 1% уровне, «\*\*» - на 5% уровне, «\*» - на 10% уровне, « » - не отвергнута.

Разброс пороговых значений в европейской части России при расчёте TAR-модели с линейными ограничения на симметричные значения параметров и порога – от 0,29% в Краснодарском крае до 21,08% в Саратовской области. При аналогичных оценках на модулях ценовых отклонений значения колеблются от 1,83% в Свердловской области до 21,89% в Белгородской области. В Сибири при расчёте методом линейных ограничений наименьший порог получен для Красноярского края (3,43%), наибольший порог – для Кемеровской области (13,20%). При расчёте на модулях ценовых отклонений наименьший порог получен для Республики Тыва (0,49%), наибольший порог – для Омской обл. (24,18%) обоими методами. На Дальнем Востоке при расчёте методом линейных ограничений наименьший порог получен для Еврейской автономной области (10,56%), при расчёте на модулях – для Хабаровского края (2,81%), наибольший порог получен для Камчатского края (20,09% методом линейных ограничений или 28,57% методом модулей). Средняя величина порога в Европейской части России составляет 11,16% (10,76%), в Сибири – 7,98% (8,07%), на Дальнем Востоке – 14,52% (15,84%).

Оценка на модулях, как правило, даёт более высокое значение порога. Это происходит из-за того, что оценка на линейных ограничениях приводит к сильному сужению области поиска оптимального порогового значения и, как следствие к занижению порога. Также оценка при помощи модулей позволила определить большее количество порогов. Таким образом за счёт различного состава регионов, для которых удалось определить порог, средняя величина порога в европейской части России, посчитанная вторым методом, оказалась несколько ниже.

Получение «адекватной» пороговой модели не гарантирует, что регион будет отнесён к категории тех, в которых выполняется закон единой цены. Ряд оценённых TAR-моделей уступают по качеству обычной линейной AR-спецификации. На основании результатов теста Хансена и трёх тестов на стационарность линейного временного ряда, регионы России были разбиты на 3 группы по выполнению закона единой цены для стоимости минимального набора продуктов питания (см. таблицу 2.5).

Таблица 2.5 – Выполнение закона единой цены на примере стоимости минимального набора продуктов питания в регионах России с использованием 3 эталонов с августа 2003 по сентябрь 2018 год

Закон единой цены не выполнен	Закон единой цены выполнен в сильной форме	Закон единой цены выполнен в слабой форме	
Владимирская область	Брянская область	Белгородская область	21,89%
Воронежская область	Ярославская область	Тамбовская область	15,63%
Ивановская область	Архангельская область	Тульская область	5,60%
Калужская область	Республика Адыгея	г.Москва	17,55%
Костромская область	Республика Калмыкия	Ленинградская область	14,11%
Курская область	Краснодарский край	Новгородская область	3,34%
Липецкая область	Астраханская область	Ростовская область	11,26%
Орловская область	Кабардино-Балкарская Республика	Республика Дагестан	13,50%
Рязанская область	Удмуртская Республика	Республика Ингушетия	6,10%
Смоленская область	Кировская область	Республика Северная Осетия - Алания	8,17%
Тверская область	Нижегородская область	Республика Марий Эл	11,46%
Республика Карелия	Оренбургская область	Свердловская область	1,83%
Республика Коми	Ульяновская область		
Вологодская область	Курганская область		
Калининградская область			
Мурманская область			
Псковская область			
г.Санкт-Петербург			
Волгоградская область			
Карачаево-Черкесская Республика			
Ставропольский край			
Республика Башкортостан			
Республика Мордовия			
Республика Татарстан			
Чувашская Республика			
Пермский край			
Пензенская область			
Самарская область			
Саратовская область			
Челябинская область			
Тюменская область	Алтайский край	Республика Тыва	0,49%

Продолжение таблицы 2.5

Республика Алтай	Забайкальский край		
Республика Бурятия	Иркутская область		
Республика Хакасия			
Красноярский край			

Кемеровская область			
Омская область			
Томская область			
Республика Саха (Якутия)	Амурская область	Сахалинская область	14,29%
Камчатский край	Еврейская автономная область		
Хабаровский край			
Магаданская область			

Источник: составлено авторами.

Согласно расчётам, закон единой цены выполняется в 26 из 56 регионах европейской части России (46,43% регионов), 4 из 12 регионах Сибири (33,3% регионов) и 3 из 7 регионах Дальнего Востока (42,9% регионов). При этом в 14 регионах европейской части России, 3 регионах Сибири и 2 регионах Дальнего Востока закон единой цены выполняется в сильной форме, (т.е. при возникновении ценовых отклонений от эталонного региона, они со временем стремятся к нулю), в остальных 14 регионах закон единой цены выполняется в слабой форме (т.е. при возникновении отклонения цены от эталонного региона, оно постепенно сходится к нулю, но только до достижения уровня арбитражного порога).

Для проверки гипотезы о том, что со временем укрепление торговых связей между регионами и улучшение инфраструктуры приводит к снижению издержек арбитража (или, по крайней мере, не приводит к их увеличению), а, значит, и происходит снижение пороговых уровней (или они остаются неизменными), аналогичные модели были построены по данным о ценовых отклонениях с января 2008 по сентябрь 2018 года. В таблице 2.6 представлены результаты построения TAR-моделей для регионов России на сокращённых рядах двумя способами.

Таблица 2.6 – Оценка пороговых моделей по различиям стоимости минимального набора продуктов питания в регионах России с использованием 3 эталонов с января 2008 по сентябрь 2018 года

Результаты с использованием линейных ограничений			Результаты с использованием модулей		
Регион	Порог		Регион	Порог	
Брянская область	11,89%		Брянская область	11,89%	
Костромская область	7,35%	*	Костромская область	7,35%	*
Липецкая область	18,92%		Липецкая область	18,92%	
Орловская область	10,91%		Орловская область	10,91%	
			Смоленская область	2,07%	***
Тамбовская область	19,36%	*	Тамбовская область	19,36%	*
Тульская область	5,54%	*	Тульская область	5,54%	
Республика Карелия	10,95%		Республика Карелия	10,95%	
Республика Коми	12,98%	***	Республика Коми	12,98%	***
Архангельская область	15,62%		Архангельская область	15,62%	
Вологодская область	6,54%		Вологодская область	6,54%	
Калининградская область	9,57%	**	Калининградская область	9,57%	
Ленинградская область	14,17%		Ленинградская область	14,17%	
Мурманская область	16,67%		Мурманская область	16,67%	
			Новгородская область	3,34%	***
г.Санкт-Петербург	14,83%		г.Санкт-Петербург	14,83%	
Республика Адыгея	5,17%		Республика Адыгея	5,17%	
Республика Калмыкия	4,67%		Республика Калмыкия	4,67%	
Краснодарский край	0,29%	**	Краснодарский край	3,83%	
Астраханская область	7,42%		Астраханская область	7,42%	
Республика Дагестан	8,63%		Республика Дагестан	8,63%	
Республика Ингушетия	7,51%	**	Республика Ингушетия	7,38%	***
Кабардино-Балкарская Республика	16,62%	*	Кабардино-Балкарская Республика	16,62%	*
Ставропольский край	11,21%		Ставропольский край	11,21%	
Республика Татарстан	19,38%		Республика Татарстан	19,38%	
Чувашская Республика	12,40%		Чувашская Республика	12,40%	
Саратовская область	21,08%		Саратовская область	21,08%	
Курганская область	8,88%	***	Курганская область	8,88%	***
Свердловская область	5,61%		Свердловская область	5,61%	
Челябинская область	8,32%		Челябинская область	8,14%	*
Тюменская область	11,76%		Тюменская область	11,76%	
Республика Бурятия	6,08%		Республика Бурятия	6,08%	
			Республика Тыва	3,33%	**
Республика Хакасия	5,43%		Республика Хакасия	5,43%	
			Забайкальский край	7,56%	
Красноярский край	3,43%		Красноярский край	3,43%	
			Иркутская область	3,36%	**
Кемеровская область	13,20%	**	Кемеровская область	13,20%	**
Камчатский край	20,09%	*	Камчатский край	20,09%	**

Продолжение таблицы 2.6

			Хабаровский край	2,81%	
Амурская область	11,86%		Амурская область	11,86%	
Сахалинская область	15,58%	***	Сахалинская область	15,58%	***
Еврейская автономная область	10,56%		Еврейская автономная область	10,56%	

Источник: рассчитано авторами. В 3 и 6 столбцах результаты теста Хансена: «\*\*\*» - гипотеза о линейной спецификации отвергнута на 1% уровне, «\*\*» - на 5% уровне, «\*» - на 10% уровне, « » - не отвергнута.

Гипотеза о снижении (или неизменности) величин порога не подтвердилась. Это может быть связано с тем, что на сокращённом временном интервале с 2008 по 2018 гг. больший вес получают «кризисные» периоды, в которые, как правило, наблюдается большая волатильность цен и экономические агенты менее охотно реагируют на небольшие расхождения в ценах.

Снижение величины порога наблюдалось в таких регионах как Брянская область, Костромская область, Смоленская область, Тульская область, Новгородская область, Республика Адыгея, Республика Калмыкия, Астраханская область, Ростовская область, Республика Дагестан, Чувашская Республика, Курганская область, Республика Бурятия, Красноярский край, Камчатский край, Хабаровский край, Амурская область, Еврейская автономная область, т.е. для 12 регионов европейской части России, 2 регионов Сибири и 4 регионов Дальнего Востока.

Для ряда регионов значение порога на коротком ряду оказалось выше, чем на длинном. К этим регионам относятся Липецкая область, Тамбовская область, Республика Карелия, Республика Коми, Калининградская область, Ленинградская область, Мурманская область, Краснодарский край, Кабардино-Балкарская Республика, Ставропольский край, Республика Татарстан, Свердловская область, Челябинская область, Тюменская область, Республика Тыва, Республика Хакасия, Забайкальский край, Иркутская область, Сахалинская область, т.е. 13 регионов европейской части, 5 регионов Сибири и 1 регион Дальнего Востока.

По данным таблицы 2.6 разброс пороговых значений в европейской части России практически не изменился, как и регионы, для которых получены наименьшие и наибольшие пороги – разброс составил от 0,29% в Краснодарском крае (при оценке на линейных ограничениях) или от 2,07% в Смоленской области (при расчёте на модулях) до 21,08% в Саратовской области. В Сибири также не изменился состав регионов, для которых получены наибольшее и наименьшее значение порогов, однако разброс слегка увеличился: при оценке обоими методами наименьший порог получен в Красноярском крае (3,43%), наибольший – в Кемеровской области (13,20%). Результаты для регионов Дальнего Востока

остались неизменными: при расчёте методом линейных ограничений наименьший порог получен для Еврейской автономной области (10,56%), при расчёте на модулях – для Хабаровского края (2,81%), наибольший порог получен для Камчатского края (20,09% обоими методами).

Средняя величина порога в Европейской части России составила 11,16% (10,70%), в Сибири – 7,98% (6,77%), на Дальнем Востоке – 14,52% (12,18%). Несмотря на то, что для ряда регионов наблюдалось увеличение уровня арбитражного порога, средние пороги не изменились при расчётах методом наложения линейных ограничений и снизились при оценке с помощью модулей ценовых отклонений, благодаря чему можно судить о выполнении поставленной гипотезы о снижении (неизменности) порога со временем.

Итоговое разбиение регионов на 3 группы по выполнению закона единой цены для стоимости минимального набора продуктов питания в 2008-2018 годах представлено в таблице 2.7.

Таблица 2.7 – Выполнение закона единой цены для стоимости минимального набора продуктов питания в регионах России с использованием 3 эталонов с января 2008 по сентябрь 2018 года

Закон единой цены не выполнен	Закон единой цены выполнен в сильной форме	Закон единой цены выполнен в слабой форме	
Белгородская область	Брянская область	Костромская область	7,35%
Владимирская область	Воронежская область	Смоленская область	2,07%
Ивановская область	Липецкая область	Тамбовская область	19,36%
Калужская область	Тульская область	Республика Коми	12,98%
Курская область	Ярославская область	Новгородская область	3,34%
Орловская область	Архангельская область	Республика Ингушетия	7,38%
Рязанская область	Мурманская область	Кабардино-Балкарская Республика	16,62%
Тверская область	Республика Адыгея	Курганская область	8,88%
г.Москва	Астраханская область	Челябинская область	8,14%
Республика Карелия	Волгоградская область		
Вологодская область	Карачаево-Черкесская Республика		
Калининградская область	Кировская область		
Ленинградская область	Саратовская область		
Псковская область			
г.Санкт-Петербург			
Республика Калмыкия			

Продолжение таблицы 2.7

Краснодарский край			
Ростовская область			
Республика Дагестан			

Республика Северная Осетия - Алания			
Ставропольский край			
Республика Башкортостан			
Республика Марий Эл			
Республика Мордовия			
Республика Татарстан			
Удмуртская Республика			
Чувашская Республика			
Пермский край			
Нижегородская область			
Оренбургская область			
Пензенская область			
Самарская область			
Ульяновская область			
Свердловская область			
Республика Алтай	Тюменская область	Республика Тыва	3,33%
Республика Хакасия	Республика Бурятия	Иркутская область	3,36%
Омская область	Алтайский край	Кемеровская область	13,20%
Томская область	Забайкальский край		
	Красноярский край		
Республика Саха (Якутия)	Хабаровский край	Камчатский край	20,09%
Магаданская область	Амурская область	Сахалинская область	15,58%
	Еврейская автономная область		

Источник: составлено авторами.

Согласно расчётам, закон единой цены выполняется в 22 из 56 регионов европейской части России (39,3% регионов), для 8 из 12 регионов Сибири (66,7% регионов) и 5 из 7 регионов Дальнего Востока (71,4% регионов). При этом в 13 регионах европейской части, 5 регионах Сибири и 3 регионах Дальнего Востока закон единой цены выполняется в сильной форме, в остальных 14 регионах он выполняется в слабой форме.

Углубление ценовой интеграции на более позднем временном промежутке наблюдается в Сибири и на Дальнем Востоке, однако в регионах европейской части страны доля регионов, в которых выполняется закон единой цены сократилась.

## 2.5 Результаты проверки закона единой цены на продукты питания в региональном разрезе

Опираясь на результаты, описанные в предыдущем пункте исследования, был проведён анализ в разрезе регионов. Расчёт среднего порогового уровня для региона

осуществлять бессмысленно, т.к. порог измеряется в % от цены товара в эталонном регионе, а, следовательно, величины порогов по разным товарам не сопоставимы между собой. Однако можно провести анализ того, как часто в том или ином регионе выполняется закон единой цены для каждого отдельного товара. В таблице 2.8 для каждого региона европейской части России представлен процент товаров из минимального набора продуктов питания, для которых выполнен закон единой цены в сильной или слабой форме.

Наиболее «интегрированными» в ценовом отношении с эталонным регионом оказались такие регионы как Орловская область и Ульяновская область. В этих регионах закон единой цены выполнен для 20 из 33 товаров, представленных в корзине. Результат, полученный для Орловской области, не является устойчивым: тестирование закона единой цены на данных о стоимости минимального набора продуктов питания в целом отвергли выполнение закона единой цены.

Также высокая степень интеграции с эталоном (более 50% товаров из набора) наблюдается в таких регионах как Республика Дагестан, Ростовская область, Кировская область, Ивановская область, Тульская область, Вологодская область, Республика Марий Эл, Курганская область, Ярославская область, Ленинградская область, Волгоградская область, Карачаево-Черкесская Республика, Республика Башкортостан, Удмуртская Республика.

Наименее «интегрированными» в ценовом отношении с эталонным регионом является Липецкая область – закон единой цены выполнен только в 10 из 33 товаров набора. Также низкая степень ценовой интеграции с эталоном (ниже 39%) в таких регионах как Курская область, г.Москва, Архангельская область, Калининградская область, Мурманская область, Республика Ингушетия, Ставропольский край, Рязанская область, Республика Коми, Псковская область.

Таблица 2.8 – Результаты тестирования закона единой цены в региональном разрезе (регионы европейской части России)

Регион	с	в сильной форме (% от общего числа продуктов в наборе)	в слабой форме (% от общего числа продуктов в наборе)	Выполнен ли закон единой цены для стоимости набора в целом?
Орловская область	61%	24%	36%	Нет
Ульяновская область	61%	21%	39%	Да, в сильной форме
Республика Дагестан	58%	9%	48%	Да, в слабой форме
Ростовская область	58%	12%	45%	Да, в слабой форме
Кировская область	58%	33%	24%	Да, в сильной форме
Ивановская область	55%	15%	39%	Нет



Тульская область	55%	24%	30%	Да, в слабой форме
Вологодская область	55%	18%	36%	Нет
Республика Марий Эл	55%	21%	33%	Да, в слабой форме
Курганская область	55%	18%	36%	Нет
Ярославская область	52%	21%	30%	Да, в сильной форме
Ленинградская область	52%	27%	24%	Да, в слабой форме
Волгоградская область	52%	21%	30%	Нет
Карачаево-Черкесская Республика	52%	18%	33%	Нет
Республика Башкортостан	52%	21%	30%	Нет
Удмуртская Республика	52%	6%	45%	Да, в сильной форме
Владимирская область	48%	12%	36%	Нет
Республика Адыгея	48%	15%	33%	Да, в сильной форме
Краснодарский край	48%	12%	36%	Да, в сильной форме
Республика Татарстан	48%	12%	36%	Нет
Нижегородская область	48%	21%	27%	Да, в сильной форме
Тамбовская область	45%	21%	24%	Да, в слабой форме
Тверская область	45%	21%	24%	Нет
Республика Карелия	45%	15%	30%	Нет
Астраханская область	45%	15%	30%	Да, в сильной форме
Свердловская область	45%	21%	24%	Да, в слабой форме

Продолжение таблицы 2.8

Челябинская область	45%	24%	21%	Нет
Воронежская область	45%	18%	27%	Нет
Чувашская Республика	45%	18%	27%	Нет
Пермский край	45%	12%	33%	Нет
Самарская область	45%	18%	27%	Нет
Калужская область	42%	21%	21%	Нет
Смоленская область	42%	12%	30%	Нет
г.Санкт-Петербург	42%	24%	18%	Нет
Республика Северная Осетия - Алания	42%	6%	36%	Да, в слабой форме
Пензенская область	42%	21%	21%	Нет
Саратовская область	42%	21%	21%	Нет
Белгородская область	42%	15%	27%	Да, в слабой форме
Брянская область	39%	27%	12%	Да, в сильной форме
Костромская область	39%	21%	18%	Нет

Новгородская область	39%	18%	21%	Да, в слабой форме
Республика Калмыкия	39%	9%	30%	Да, в сильной форме
Кабардино-Балкарская Республика	39%	12%	27%	Да, в сильной форме
Республика Мордовия	39%	9%	30%	Нет
Оренбургская область	39%	24%	15%	Да, в сильной форме
Курская область	36%	24%	12%	Нет
г.Москва	36%	15%	21%	Да, в слабой форме
Архангельская область	36%	18%	18%	Да, в сильной форме
Калининградская область	36%	3%	33%	Нет
Мурманская область	36%	18%	18%	Нет
Республика Ингушетия	36%	12%	24%	Да, в слабой форме
Ставропольский край	36%	18%	18%	Нет
Рязанская область	33%	18%	15%	Нет
Республика Коми	33%	12%	21%	Нет
Псковская область	33%	12%	21%	Нет
Липецкая область	30%	15%	15%	Нет

Источник: составлено авторами. В 5 столбце представлены результаты тестирования закона единой цены на данный о стоимости минимального набора продуктов питания в целом.

В среднем регионы европейской части России интегрированы с эталоном на 45%.

В число наиболее и наименее интегрированных регионов вошли субъекты федерации из различных федеральных округов и экономических районов европейской части России. Не наблюдается строгой зависимости между удалённостью региона от эталонного и степенью его ценовой интегрированности. Это даёт основание полагать, что на выполнение закона единой цены помимо издержек на транспортировку товаров, часто выступающими в качестве основного фактора, влияющего на отклонения от закона единой цены, влияют прочие факторы, такие как факторы со стороны спроса (уровень доходов в регионе, предпочтения относительно потребления конкретного товара), степень монополизации розничной торговли, наличие складских помещений и проч.

Аналогичные расчёты проведены для регионов Сибири и Дальнего Востока. Их результаты представлены в таблицах 2.9 и 2.10 соответственно.

Таблица 2.9 – Результаты тестирования закона единой цены в региональном разрезе (регионы Западной и Восточной Сибири)

Регион	Закон единой цены выполнен (% от общего	в сильной форме (% от общего числа	в слабой форме (% от общего числа	Выполнен ли закон единой цены для
--------	---	------------------------------------	-----------------------------------	-----------------------------------

	числа продуктов в наборе), из них:	продуктов в наборе)	продуктов в наборе)	стоимости набора в целом?
Алтайский край	61%	36%	24%	Да, в сильной форме
Забайкальский край	52%	18%	33%	Да, в сильной форме
Тюменская область	48%	15%	33%	Нет
Кемеровская область	45%	21%	24%	Нет
Республика Тыва	45%	18%	27%	Да, в слабой форме
Республика Хакасия	45%	6%	39%	Нет
Красноярский край	42%	24%	18%	Нет
Иркутская область	42%	21%	21%	Да, в сильной форме
Республика Алтай	39%	18%	21%	Нет
Томская область	39%	18%	21%	Нет
Республика Бурятия	36%	12%	24%	Нет
Омская область	33%	21%	12%	Нет

Источник: составлено авторами. В 5 столбце представлены результаты тестирования закона единой цены на данный о стоимости минимального набора продуктов питания в целом.

Наиболее «интегрированным» в ценовом отношении с эталонным регионом (Новосибирской областью) оказался Алтайский край – закон единой цены выполнен для 20 товаров из набора. Этот результат оказался ожидаемым с учётом того, что Алтайский край является ближайшим крупным аграрным регионом к эталонному, а анализ происходил на ценах продуктов питания. Наименее «интегрированный» с эталоном регион – Омская область – в которой закон единой цены выполняется только для 12 товаров из набора. Опять же не наблюдается чёткой однозначной зависимости между «ценовой интегрированностью» и удалённостью региона. В среднем регионы Сибири интегрированы с эталоном на 44%.

Также результаты обладают относительной устойчивостью: для обоих лидеров закон единой цены на наборе продуктов питания в целом выполняется в сильной форме. Среди регионов, где интегрированность составляет менее 40% закон единой цены на стоимости минимального набора не выполняется.

Таблица 2.10 – Результаты тестирования закона единой цены в региональном разрезе (регионы Дальнего Востока)

Регион	Закон единой цены выполнен (% от общего числа продуктов в наборе), из них:	в сильной форме (% от общего числа продуктов в наборе)	в слабой форме (% от общего числа продуктов в наборе)	Выполнен ли закон единой цены для стоимости набора в целом?
Хабаровский край	55%	30%	24%	Нет
Республика Саха (Якутия)	45%	15%	30%	Нет
Сахалинская область	45%	15%	30%	Да, в слабой форме
Амурская область	45%	27%	18%	Да, в сильной форме
Камчатский край	42%	27%	15%	Нет
Еврейская автономная область	39%	21%	18%	Да, в сильной форме
Магаданская область	24%	15%	9%	Нет

Источник: составлено авторами. В 5 столбце представлены результаты тестирования закона единой цены на данный о стоимости минимального набора продуктов питания в целом.

Наиболее «интегрированным» в ценовом отношении с эталонным регионом (Приморским краем) оказался Хабаровский край – закон единой цены выполнен для 18 товаров из набора. Наименее «интегрированный» с эталоном регион – Магаданская область – в которой закон единой цены выполняется только для 8 товаров из набора. В среднем регионы Сибири интегрированы с эталоном на 42%. Результаты не устойчивы относительно тестирования при помощи TAR-модели закона единой цены на стоимости набора в целом: для обоих лидеров гипотеза о сходимости региональных ценовых различий к нулю или к порогу не подтвердилась.

## 2.6 Выводы

В рассматриваемом разделе выполнено тестирование закона единой цены в сильной (при помощи тестов единичного корня) и слабой (при помощи пороговых авторегрессионных моделей) форме на ценах товаров, входящих в минимальный набор продуктов питания в регионах России за период с августа 2003 г. по сентябрь 2008 г. Проведённый анализ позволил получить следующие выводы.

1. Результаты тестов неустойчивы к выбору эталонного региона. Расчёты с использованием единого эталонного региона для всей страны в большинстве случаев приводят к неадекватным сложно интерпретируемым результатам.

Результаты тестирования закона единой цены при разделении территории страны на три части получились более адекватными, на их основании можно делать выводы о выполнении/ не выполнении закона единой цены в сильной и слабой форме в пределах соответствующей территориальной группы регионов. Зависимость результатов от выбора эталона связана с тем, что торговля между разными регионами происходит с неодинаковой интенсивностью, что может быть связано с различиями в качестве инфраструктуры, плотность транспортных сетей, площадей регионов заметно различаются. Для большей детализации результата и выделения кластеров интегрированных в ценовом плане регионов следует тестировать отклонения в ценах между регионами попарно.

2. Индивидуальные характеристики товаров влияют на выводы о выполнении закона единой цены на региональном уровне. Наилучшие результаты, т.е. наибольшее количество регионов, в которых выполняется закон единой цены, получены для наименее дифференцированных товаров, таких как овощи и фрукты, кура, яйца, пшено и сахар. Наихудшие – для наиболее дифференцированных товаров, таких как вермишель, карамель и печенье, а также для товаров, которые не производятся на территории России, а импортируются – чая и перца.
3. Однозначно сказать, что со временем со временем укрепление торговых связей между регионами и улучшение инфраструктуры приводит к снижению издержек арбитража, и значения арбитражного порога снижаются, нельзя. С содержательной точки зрения такой результат мог получиться потому, что в более короткий промежуток времени случились оба кризиса – и, значит, эти наблюдения имеют больший вес на коротком промежутке времени нежели на длинном. А во время кризиса цены, как правило, более волатильны, поэтому экономические агенты при принятии решений о спекулятивной торговле будут реагировать только на достаточно большие отклонения. Это означает, что тестировать гипотезу о снижении порога надо на более длинных временных промежутках, что невозможно в связи с доступностью данных о ценах индивидуальных товаров.
4. Не обнаружено регионов, в которых закон единой цены или строго выполняется, или строго не выполняется. В среднем он выполнен для 42-45% товаров из набора. В наиболее «интегрированных» регионах законе единой

цены выполнен примерно для 60% товаров из корзины, в наименее «интегрированных» - примерно в 30%.

5. Наблюдается положительная корреляция между результатами тестов на отдельных товарах из минимального набора продуктов питания и на стоимости набора в целом, однако результаты не всегда совпадают: т.е. те регионы, в которых закон единой цены чаще всего выполнен на отдельных товарах, не обязательно попадут в эту категорию на наборе в целом. Наиболее устойчивые результаты получены для регионов Западной и Восточной Сибири, наименее устойчивые – для регионов Дальнего Востока.
6. Не наблюдается строгой зависимости между выполнением закона единой цены, величиной порога и удалённостью рассматриваемого региона от эталонного. Это даёт основание полагать, что есть другие факторы, влияющие на ценовую интеграцию, помимо издержек на транспортировку, такие как факторы со стороны спроса (уровень доходов в регионе, предпочтения относительно потребления конкретного товара), степень монополизации розничной торговли, наличие складских помещений.

### 3 Факторы дифференциации региональной инфляции

Российская экономика характеризуется высокой региональной неоднородностью, которая проявляется в структуре экономики отдельных регионов, уровне развития субъектов РФ и т.д. Помимо экономических условий в российских регионах значительно различаются потребительские цены, как отдельных товаров, так и всей потребительской корзины. По оценкам, приведенным в работе [16], отличия региональных общих уровней цен достигает двух раз. Однако в субъектах РФ отличаются не только цены, но и темпы их прироста (инфляция).

Так, согласно последним доступным на момент публикации статистическим данным (за 2017 г.)<sup>3</sup>, различия региональной инфляции (измеренной с помощью региональных индексов потребительских цен) достигали в 2017 г. 3,3 процентного пункта (наименьшее значение 1,1% в республиках Дагестан и Мордовия, а наибольшее – 4,4% в республике Саха) при среднероссийском уровне инфляции в 2,5%. Этот показатель значительно выше, чем в штатах США и странах еврозоны см. [10]. Однако он является наименьшим для российских регионов, начиная с 1992 г.

На рисунке 3.1 представлена карта российских регионов, иллюстрирующая различия региональной инфляции в 2017 г.

---

<sup>3</sup> Данные получены с сайта Росстата <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1902001>

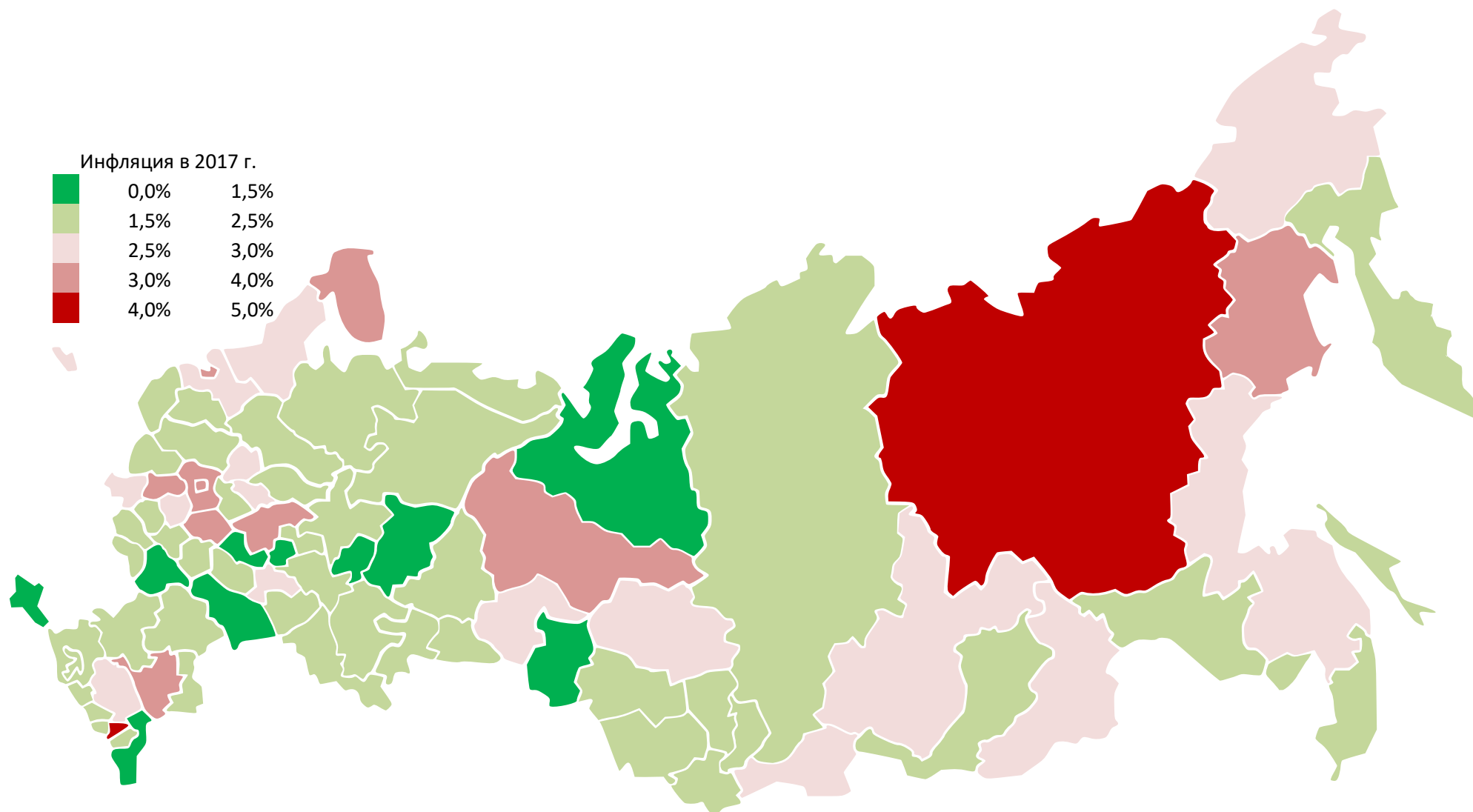


Рисунок 3.1 – Различия региональной инфляции в 2017 г.



Региональная дифференциация темпов роста цен характерна не только для суверенных государств, разделенных на отдельные регионы (штаты в США и Индии, провинции в Канаде и Китае, субъекты федерации – в РФ), но и для стран, объединившихся в валютный союз. Именно после создания зоны евро большое внимание стало уделяться исследованию причин, вызывающих дифференциацию инфляции в регионах с единой валютой, и анализу последствий этого явления.

Интерес к этой теме обусловлен тем, что неоднородность инфляции между странами или регионами, использующими одинаковую валюту, может приводить к следующим проблемам.

Во-первых, ввиду разной инфляции в странах или регионах могут отличаться реальные ставки процента в предположении, что номинальная ставка устанавливается единым центральным банком и уровень риска одинаков. Различия в реальных ставках приводят к тому, что единая денежно-кредитная политика может оказывать дестабилизирующее действие на отдельные территории. Так, для регионов с высокой инфляцией ужесточение монетарной политики может оказаться недостаточным для повышения реальной ставки процента, что приведет к росту потребительского и инвестиционного спроса и еще большей инфляции [17]. Помимо этого разница в реальных процентных ставках может влиять на стоимость обслуживания государственного или регионального долга. В странах или регионах с высокой инфляцией обслуживание долга будет обходиться дешевле в реальном выражении, при условии одинакового уровня риска.

Во-вторых, региональные различия инфляции могут влиять на конкурентоспособность местных производителей торгуемых товаров, если причинами дифференциации темпов роста цен являются несовершенства на рынках факторов производства, а также жесткость цен на конечные товары. Если инфляция в определенном регионе оказалась ниже, чем в других (например, по причине невысокой мобильности населения и, как следствие, жестких заработных плат), то производители торгуемых товаров в этом регионе оказываются в выигрышном положении по сравнению с конкурентами из других регионов (в которых заработные платы увеличились соразмерно темпу инфляции), так как их издержки оплаты труда не изменились, а цена выпускаемой продукции увеличилась [18].

В-третьих, опасность для региона или страны представляет снижение общего уровня цен в ситуации, когда на остальной территории государства или валютного союза цены растут. В этом случае экономика региона может попасть в дефляционную спираль: вследствие жесткости номинальных заработных плат снижение цен приводит к росту реальной заработной платы, что ведет к падению нормы прибыли фирм, снижению выпуска, росту безработицы, сокращению совокупного потребительского и инвестиционного спроса и очередному падению цен [17].

Эмпирические исследования, направленные на определение факторов, вызывающих региональные различия темпов роста цен, проводились на данных по городам США [10], а также по странам, входящим в еврозону [18], [19], [20], [21], [22].

В российской эмпирической литературе оценке факторов, вызывающих региональные различия инфляции, уделено мало внимания. В настоящей статье предпринята попытка ответить на вопрос о том, какие факторы объясняют дифференциацию региональной инфляции в российской экономике. Этот вопрос можно рассматривать, анализируя пространственные данные, когда объясняются причины, по которым в *определенный момент времени* инфляция в одном регионе отличается от инфляции в другом регионе, или анализируя данные во времени, когда объясняется, почему в одном регионе *в момент времени t* инфляция *отличается* от той, что наблюдалась в этом же регионе *в другие периоды времени*.

В статье мы используем оба подхода: пространственный регрессионный анализ на основе усредненных за различные периоды данных, и панельный анализ моделей с фиксированными индивидуальными эффектами.

### 3.1 Факторы региональной дифференциации инфляции

В ранних теоретических моделях, которые входят в базовый курс макроэкономики в бакалавриате, объяснение различий в темпах инфляции основывается на модели совокупного спроса – совокупного предложения AD-AS.

Уравнение совокупного спроса обычно выводится из модели IS-LM, а для открытой экономики из модели Манделла-Флеминга и может быть представлено в виде ([23], с.144 и с. 468):

$$Y^d = f\left(\frac{M}{P}, G, T, er\right), \quad (3.1)$$

где  $\frac{M}{P}$  – реальный запас денежных средств, G – государственные закупки, T – налоги, er – реальный валютный курс.

Совокупное предложение (AS) зависит от ожидаемого уровня цен  $P^e$ , ценовой надбавки  $\mu$ , вызываемой несовершенством конкуренции, уровня безработицы  $u$  и прочих факторов  $z$ , характеризующих рынок труда. Уравнение AS можно представить в виде ([23], с.140-141):

$$P = P^e(1 + \mu)F(u, z), \quad (3.2)$$

где P – общий уровень цен. При определенном виде производственной функции уровень безработицы можно представить в виде следующего соотношения:  $u = 1 - \frac{Y}{N}$ , где Y – объем выпуска, N – трудовые ресурсы (занятые плюс безработные).

На основе уравнений (3.1) и (3.2) внутри модели определяется общий уровень цен и равновесный объем выпуска (спроса).

От представления модели в уровнях (уровень цен –  $P$  и уровень выпуска –  $Y$ ), используя определенные предположения, можно перейти к записи уравнений AD и AS в темпах прироста общего уровня цен (инфляции  $\pi$ ) и совокупного выпуска ( $g_y$ ).

Уравнение совокупного предложения, как правило, задается в виде кривой Филлипса ([23], с. 195):

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(u_t - u^n), \quad (3.3)$$

где  $\pi_t^e$  – ожидаемая инфляция,  $u^n$  – естественный уровень безработицы.

Если при расчете инфляции в потребительскую корзину входят импортные товары, то в уравнении (3.3) появится еще одна переменная – изменение номинального валютного курса, характеризующая эффект переноса.

Темп прироста совокупного спроса в простейшем случае зависит от темпа прироста денежной массы  $m$  и инфляции:

$$g_{yt} = m_t - \pi_t. \quad (3.4)$$

В уравнение совокупного спроса можно добавить шоки бюджетно-налоговой политики (БНП), а также изменение реального валютного курса.

Замыкает эту модель с тремя эндогенными переменными ( $\pi_t, u_t, g_{yt}$ ) уравнение, описывающее закон Оукена:

$$u_t - u_{t-1} = -\beta(g_{yt} - \bar{g}_y), \quad (3.5)$$

где  $\bar{g}_y$  – «нормальный» темп роста ВВП (темп роста потенциального ВВП).

Решением системы (3.3)-(3.5) будет равновесный темп инфляции и темп прироста выпуска. Отметим, что на основе этой модели изменения инфляции во времени, а также ее различия между странами объясняется следующими факторами: инфляционными ожиданиями, изменением номинального валютного курса, темпом прироста денежной массы (но для регионов они будут одинаковыми), шоками БНП, а также изменением реального валютного курса.

В учебниках магистерского уровня объяснение инфляции и роста выпуска может быть получено на основе модели, состоящей из трех уравнений: динамической кривой IS, неокейнсианской кривой Филлиса и правиле монетарной политики. Существует множество различных дизайнов этой модели, в которых используются различные версии представленных уравнений. Однако выводы остаются примерно одинаковыми. Поэтому рассмотрим простейшую версию этой модели.

Уравнение неокейнсианской кривой Филлипса в закрытой экономике может быть представлено в виде ([24], с. 63):

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \lambda u_t, \quad (3.6)$$

где  $\beta$  – дисконтирующий множитель,  $E_t(\pi_{t+1})$  ожидаемая инфляция,  $y_t$  – разрыв выпуска,  $\lambda$  – параметр, связанный со степенью жесткости цен в экономике.

Уравнение динамической кривой IS имеет вид ([24] с. 63):

$$y_t = -(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - r_t^n) + E_t(y_{t+1}), \quad (3.7)$$

где  $i_t$  – номинальная ставка процента (единая для всех регионов),  $r_t^n$  – естественный уровень реальной ставки процента (можно приравнять к нулю для упрощения). Если у домохозяйств существуют привычки потребления (полезность зависит не только от текущего, но и от прошлого потребления), то в уравнении (3.7) появляется лагированное значение разрыва выпуска.

Замкнуть эту модель с тремя эндогенными переменными ( $\pi_t, y_t, i_t$ ) можно с помощью правила процентной ставки ([24] с. 64):

$$i_t = \rho + \theta_\pi \pi_t + \theta_y y_t. \quad (3.8)$$

Также необходимо задать вид инфляционных ожиданий.

Помимо рассмотренных факторов в уравнение динамической кривой IS можно включить шоки бюджетно-налоговой политики ([25], с. 573). В открытой экономике в уравнении (3.6) появляется изменение номинального валютного курса, отвечающее за эффект переноса, а в уравнении (3.7) изменение реального валютного курса, характеризующее динамику конкурентоспособности экономики см. ([25], с. 568).

Таким образом, потенциальный набор факторов, объясняющих изменения инфляции во времени (динамику инфляции в определенном регионе), а также различия инфляции между регионами в определенный момент времени, который следует из модели совокупного спроса-совокупного предложения (AD-AS):

- ожидаемая инфляция (возможны как вперед-, так и назадсмотрящие ожидания);
- номинальный валютный курс;
- ожидаемый, фактический и лагированный разрыв выпуска;
- реальный валютный курс;
- шоки бюджетно-налоговой политики;
- шоки монетарной политики (они едины для всех регионов, однако реакция региональных экономик на один и тот же шок может быть разной)

Однако кроме факторов, полученных из базовой модели, в теоретической и эмпирической литературе, посвященной различиям инфляции, выделяют и другие причины дифференциации инфляции между регионами. Рассмотрим их более подробно.

### 3.2 Прочие факторы различий инфляции в регионах/странах, использующих единую валюту

Важной причиной дифференциации региональной инфляции является различная структура региональных экономик. Следствием этого может быть разная реакция цен конечных товаров и услуг на изменение общих для всех регионов внешних и внутренних факторов: шоки условий торговли (различная зависимость экономики российских регионов от экспорта и импорта различных товаров в том числе энергоносителей), изменения валютного курса (разный эффект переноса, связанный с географической структурой торговли и товарной структурой импорта), изменения денежной массы и ставки процента.

Наконец, во многих исследованиях [20], [26], [27], посвященных объяснению причин более высокой инфляции в странах, присоединившихся к еврозоне, в первые несколько лет после присоединения, выделяют такой факт, как конвергенция цен на торгуемые товары. Вследствие снижения торговых барьеров (например, вступление в торговый союз) может повыситься степень торгуемости товаров, что приведет к выравниванию цен на эти товары между регионами или странами. Если в определенном регионе по каким-то причинам уровень цен оказался ниже, чем в других регионах, то (в предположении об одинаковом равновесном уровне цен во всех регионах) в этом регионе будет наблюдаться более высокая инфляция, позволяющая ценам в этом регионе «догнать» цены в остальных регионах.

### 3.3 Методика эмпирического анализа дифференциации инфляции

В современных эмпирических работах различия инфляции на межстрановом уровне исследуются путем оценивания неокейнсианской кривой Филлипса для открытой экономики и/или динамической кривой IS для открытой экономики.

В работе [20] приводится подробный вывод эмпирического уравнения, в котором в качестве объясняемой переменной выступает отклонение инфляции в отдельно взятой стране от среднего по еврозоне уровня. Объясняющими переменными являются стандартные для кривой Филлипса разрыв выпуска и изменения номинального эффективного валютного курса. Помимо этого, авторы добавляют в уравнение регрессии переменную, характеризующую фискальную политику конкретной страны, а также различия между уровнем цен в стране и еврозоне.

В более поздних работах, посвященных различиям инфляции в странах еврозоны, различные авторы ссылались на такое уравнение в качестве отправной точки для своих моделей [27], [26], [28]. В исходное уравнение [20] добавляются инфляционные ожидания (как вперед-, так и назад смотрящие).

Оцениваемое уравнение имеет вид [28], [29]:

$$\pi_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1,i} + \alpha_2 E_t(\pi_{t+1,i}) + \alpha_3 y_{t,i} + \alpha_4 \Delta neer_{t,i} + \gamma_t + \varepsilon_{t,i}. \quad (3.9)$$

Неокейнсианская кривая Филлипса выводится из современных динамических стохастических моделей общего равновесия, поэтому факторы, стоящие в правой части этих уравнений имеют теоретическое обоснование. Часть из них объясняется в рамках простейшей постановки, представленной в предыдущей части статьи.

Дамми переменные на периоды времени ( $\gamma_t$ ) включают для того, чтобы использовать данные по отдельным странам в том виде, в котором они представлены (не вычитая общие для всей еврозоны значения соответствующих переменных), так как линейная комбинация общих факторов будет одинаковой для всех стран в каждый конкретный момент времени.

Как правило, оценивание каждого уравнения проводится обобщенным методом моментов, в котором в качестве инструментов используются лагированные значения переменных.

В своем эмпирическом анализе мы будем основываться на спецификации кривой Филлипса, заданной уравнением (3.9).

### 3.4 Дифференциация инфляции между российскими регионами

Ответ на первый вопрос исследования о том, какие факторы влияют на различия инфляции между регионами в каждый конкретный момент времени, можно получить, оценив пространственные регрессии для каждого периода времени, либо путем оценивания модели на панельных данных с дамми-переменными на время. Мы пробовали применить оба этих подхода, но они не принесли удовлетворительных результатов: коэффициенты перед переменными оказывались незначимыми, а коэффициент детерминации практически не отличался от нуля. Т.е. объяснять ежегодные межрегиональные различия инфляции на основе факторов, представленных в уравнении (3.9) практически не удастся. Возможно, это связано с большим количеством прочих (случайных) факторов, которые действуют на инфляцию в конкретном регионе в конкретный момент времени (неучтенные в модели, они могут носить нерегулярный характер).

Еще один подход к оценке факторов, объясняющих дифференциацию инфляции между регионами в пространстве, состоит в усреднении данных по каждому региону за весь или часть исследуемого периода и оценке пространственной регрессии по усредненным (по времени) значениям региональной инфляции и объясняющих переменных. Этот подход мы и будем использовать.

Оцениваемая модель задается следующим уравнением:

$$\bar{\pi}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{y}_i + \beta_2 \overline{NEER}_i + \beta_3 \bar{P}_{i0} + \beta_4 \overline{G\_EXP}_i + \varepsilon_i, \quad (3.10)$$

где  $\bar{\pi}_i$ ,  $\bar{y}_i$ ,  $\overline{NEER}_i$ ,  $\overline{G\_EXP}_i$  – усредненные по времени значения инфляции, разрыва выпуска, номинального эффективного обменного курса и доли государственных расходов в ВРП в регионе  $i$ ,  $P_{i0}$  – первоначальный уровень цен в регионе.

Набор объясняющих переменных включает в себя разрыв регионального выпуска, региональную фискальную политику, первоначальный уровень цен и региональные различия эффекта переноса.

### 3.5 Описание данных

В дальнейшем исследовании используются ежегодные данные за период 2000-2016 гг. Рассматривается 79 регионов (Республика Крым и г. Севастополь не входят в выборку ввиду отсутствия данных до 2014 г., Чеченская республика по причине отсутствия данных в 2000-2003 гг., Ханты-Мансийский, Ямало-Ненецкий и Ненецкий автономные округа рассматриваются в составе соответствующих областей).

Зависимую переменную (региональную инфляцию) мы измеряли двумя способами: на основе регионального ИПЦ и на основе разности логарифмов стоимости фиксированного набора товаров и услуг в декабре текущего года и в декабре предыдущего года<sup>4</sup>.

Объясняющие переменные следующие: в качестве аппроксимации разрыва регионального выпуска используется темп прироста ВРП<sup>5</sup> (на наш взгляд этот показатель улавливает циклическую компоненту региональной экономики и имеет более понятную содержательную интерпретацию, чем оценки «разрывов» выпуска, полученные с помощью фильтров);

- влияние эффекта переноса валютного курса в цены в  $i$ -м регионе учитывают с помощью изменения номинального эффективного валютного курса. Но по российским регионам нет статистики об объемах экспорта/импорта в конкретные страны, поэтому эту переменную мы аппроксимируем долей суммарного (из стран ближнего и дальнего зарубежья) импорта<sup>6</sup> региона в ВРП<sup>7</sup> Чем выше этот показатель, тем больше импортных товаров в потребительской корзине региона, тем выше эффект переноса курса в цены в этом регионе.

Эффект конвергенции региональных цен к равновесному уровню учитывается путем включения в уравнение стоимости фиксированного набора товаров и услуг в начальный момент времени.

<sup>4</sup> <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1923006> статистика по стоимости фиксированного набора товаров и услуг доступна с 2000 г., расчет темпа прироста этого показателя доступен только с 2001 г.

<sup>5</sup> [http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/vvp/din98-16.xlsx](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/din98-16.xlsx)

<sup>6</sup> [http://www.gks.ru/bgd/regl/b17\\_14p/IssWWW.exe/Stg/d03/25-01.doc](http://www.gks.ru/bgd/regl/b17_14p/IssWWW.exe/Stg/d03/25-01.doc)

<sup>7</sup> [http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/vvp/vrp98-16.xlsx](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vrp98-16.xlsx)

Показатель региональной фискальной политики, необходимый для оценки уравнения (3.10) аппроксимируется долей расходов консолидированного регионального бюджета в ВРП<sup>8</sup>.

### 3.6 Пространственные различия региональной инфляции

Усреднение данных проведено на 2 периодах: 2000-2016 гг. и 2005-2016 гг. Таким образом получается 4 возможные спецификации уравнения (3.10).

Результаты оценивания уравнения (3.10) представлены в таблице 3.1.

Таблица 3.1 – факторы пространственных различий региональной инфляции (на усредненных данных)

	2000-2016	2000-2016fix	2005-2016	2005-2016fix
(Intercept)	0.163*** (0.030)	0.272*** (0.026)	0.156*** (0.032)	0.340*** (0.032)
y	-0.040 (0.041)	-0.037 (0.034)	0.004 (0.038)	0.005 (0.039)
NEER	0.004 (0.003)	0.006* (0.003)	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)
P_0	-0.008* (0.004)	-0.020*** (0.003)	-0.008* (0.004)	-0.028*** (0.004)
G_exp	0.007 (0.006)	0.002 (0.005)	-0.000 (0.007)	0.001 (0.007)
R-squared	0.1	0.4	0.1	0.5
adj. R-squared	0.0	0.4	0.1	0.5
N	79	79	79	79

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

Источник: оценки авторов

Из таблицы следует, что единственной значимой во всех спецификациях переменной является начальный уровень цен. При этом, если инфляция измеряется с помощью регионального ИПЦ (столбцы 2000-2016 и 2005-2016), то на основе оцененных уравнений удается объяснить около 10% дисперсии средней инфляции между регионами. Если же инфляцию измерят на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг (столбцы 2000-2016fix и 2005-2016fix), то доля объясненной дисперсии региональной инфляции возрастает до 40-50%. В одном из уравнений значимой оказывается переменная, аппроксимирующая эффект переноса валютного курса в цены в регионе.

Снижение объясняющей способности модели при переходе от динамики цен фиксированного набора к динамике цен всей потребительской корзины можно интерпретировать двумя способами. Причиной могут быть существенные различия структуры потребительской корзины. Поэтому одинаковые изменения цен на товары по-разному могут

<sup>8</sup> [http://www.gks.ru/bgd/regl/b17\\_14p/IssWWW.exe/Stg/d03/23-04.doc](http://www.gks.ru/bgd/regl/b17_14p/IssWWW.exe/Stg/d03/23-04.doc)



влиять на региональную инфляцию, измеренную ИПЦ и одинаково на инфляцию, измеренную на основе фиксированного набора товаров и услуг. К примеру, если происходит увеличение цены только на один товар в потребительской корзине и при этом в одном регионе доля расходов на этот товар выше, чем в другом, то инфляция, измеренная с помощью ИПЦ, окажется выше в регионе с большей долей расходов на подорожавший товар, а инфляция, измеренная на основе стоимости фиксированного набора, окажется одинаковой в обоих регионах.

Также стоит отметить, что на основе кривой Филлипса и динамической IS объясняются различия инфляции во времени в рамках одной и той же экономики, хоть бы и региональной. Возможно из-за этого рассматриваемые факторы не очень хорошо объясняют пространственные различия инфляции.

В оставшейся части статьи будет дан ответ на вопрос о факторах, вызывающих различия темпов инфляции *во времени* в одном и том же регионе.

### 3.7 Различия региональной инфляции во времени

На следующем шаге исследования с целью ответа на вопрос о том, какие факторы объясняют различия инфляции в конкретном регионе в разные моменты времени по сравнению со среднероссийским уровнем, мы используем панельную модель с фиксированными индивидуальными эффектами (используются для учета специфических для каждого региона факторов). В рамках данной модели мы оцениваем уравнение совокупного предложения (кривая Филлипса) как уравнение панельной регрессии с фиксированными индивидуальными эффектами:

$$\pi_{it} = \varphi_i + \beta_1 \pi_{it-1} + \beta_2 E_t \pi_{it+1} + \beta_3 y_{it} + \beta_4 Imp_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3.11)$$

В качестве показателя региональной инфляции будет рассматриваться: а) региональный ИПЦ (декабрь к декабрю прошлого года минус 100%), б) изменение стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Результаты представлены в таблице 3.2.

Таблица 3.2 – Оценка кривой Филлипса: панельная модель с фиксированными эффектами

	pc_2000	pc_2000_f	pc_2005	pc_2005_f
pi_lag	0.480*** (0.020)	0.260*** (0.026)	0.396*** (0.036)	0.174*** (0.034)
pi_fut	0.252*** (0.028)	0.145*** (0.030)	0.174*** (0.032)	0.138*** (0.034)
y	0.068*** (0.017)	0.090*** (0.020)	0.047* (0.020)	0.073** (0.023)
imp	0.003 (0.003)	0.004 (0.004)	0.004 (0.003)	0.003 (0.004)
R-squared	0.5	0.1	0.2	0.1

N	1185	1106	790	790
*** – коэффициент значим на 0,1%; ** – на 1%; * – на 5%				

Источник: оценки авторов

Коэффициенты перед всеми переменными (кроме доли импорта в ВРП) оказались статистически значимыми и имеют предсказанный теорией знак. Однако наличие в правой части уравнения лагированного значения зависимой переменной делает МНК оценки панельной регрессии несостоятельными. Помимо этого разрыв выпуска определяется одновременно с инфляцией, что ведет к проблеме эндогенности. Наконец, будущая инфляция может коррелировать с текущей, что может приводить к смещению МНК оценок. Подходом к решению этих проблем является использование обобщенного метода моментов и подбор подходящих инструментов для разрыва выпуска, будущей и лага текущей инфляции.

В следующей таблице 3.3 представлены оценки уравнения (3.11), полученные на основе обобщенного метода моментов. В качестве инструментов для  $\pi_{it-1}$ ,  $E_t\pi_{it+1}$ ,  $y_{it}$  использовались  $\pi_{it-2}$ ,  $\pi_{it}$ ,  $y_{it-1}$ .

Таблица 3.3 – Оценка кривой Филлипса: обобщенный метод моментов (фиксированные индивидуальные эффекты)

	gmm_pc_00	gmm_pc_00_f	gmm_pc_05	gmm_pc_05_f
lag( $\pi_i$ , 1)	0.535*** (0.017)	0.319*** (0.022)	0.456*** (0.020)	0.267*** (0.029)
$\pi_i$ _fut	0.085* (0.039)	-0.113*** (0.028)	0.114*** (0.028)	-0.020 (0.027)
y	0.090*** (0.023)	0.071*** (0.020)	0.066*** (0.019)	0.086*** (0.021)
imp	0.007* (0.003)	0.006*** (0.001)	0.006* (0.002)	0.006*** (0.001)

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

Источник: оценки авторов

Переменная доля импорта стала значимой во всех спецификациях на 5% уровне, знак перед переменной соответствует нашим предположениям о том, что рост доли импорта ведет к увеличению эффекта переноса курса в цены в регионе.

Незначимой оказался коэффициент перед впередсмотрящей компонентой инфляционных ожиданий в регрессии, где региональная инфляция рассчитана на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг, а интервал оценивания включает 2005-2016 гг. Противоречащий теории знак имеет коэффициент перед впередсмотрящей компонентой инфляции на интервале 2005-2016 гг. В остальном результаты соответствуют выводам теоретических моделей.

### 3.8 Выводы

Усредненная во времени инфляция практически не различается между регионами. Ее разброс хорошо объясняется начальным уровнем цен в регионе, особенно в ситуации, когда региональная инфляция измерена с помощью изменения стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Данный результат может свидетельствовать о том, что дифференциация региональной инфляции является следствием эффекта выравнивания цен. Если причина разной инфляции между регионами состоит только в этом, то различия инфляции в субъектах РФ не являются проблемой для единой денежно-кредитной политики, так как эти различия являются временными и объясняются встроенным механизмом выравнивания региональных цен.

Попытки объяснить ежегодные *пространственные* различия региональной инфляции на основе использования панельных методов с дамми переменными на время, а также оценивание ежегодных пространственных выборок не привели к сколько-нибудь удовлетворительным результатам. В уравнениях много незначимых переменных, а объясняющая способность модели невелика. Таким образом, ежегодные *пространственные* региональные различия инфляции, по всей видимости, обусловлены случайными факторами, которые взаимно погашаются при усреднении по времени. Это еще один довод в пользу того, что дифференциация региональной инфляции не является систематической проблемой для единой денежно-кредитной политики, т.к. отклонения носят преимущественно случайный, а не систематический характер.

Гораздо лучше обстоят дела при объяснении различий инфляции во времени для одного региона. На основе обобщенного метода моментов для оценки панельных данных с фиксированными индивидуальными эффектами была оценена неокейнсианская кривая Филлипса для российских регионов и показано, что причинами инфляционных различий *во времени* являются: а) изменения инфляционных ожиданий (как вперед-, так и назад-смотрящих), б) изменение доли импорта региона в ВРП, в) изменение темпов прироста ВРП. Увеличение этих показателей будет приводить к ускорению инфляции в регионе  $i$  по сравнению с инфляцией, наблюдавшейся в этом регионе в момент времени  $t$ .

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Данное исследование является еще одним подтверждением невыполнения закона единой цены. Была проанализирована дифференциация цен в регионах РФ. Обнаружено, что степень отклонений от закона единой цены по товарным группам сильно разнится: группами с наименьшей дифференциацией цен являются масла и жиры, алкоголь и сигареты, цены на которые регулируются государством; группа с наибольшей дифференциацией цен - группа услуг, что и предсказывается теорией, которая говорит о том, что для неторгуемых товаров отклонения цен будут больше, чем для торгуемых.

Было выявлено, что на различия в ценах влияет эффект Балассы-Самуэльсона, аппроксимируемый заработной платой, издержки межрегиональной торговли, деловой климат в регионе и эффект переноса валютного курса.

Результаты тестов на определение порога арбитража неустойчивы к выбору эталонного региона. Зависимость результатов от выбора эталона связана с тем, что торговля между разными регионами происходит с неодинаковой интенсивностью, что может быть связано с различиями в качестве инфраструктуры, плотность транспортных сетей, площадей регионов заметно различаются.

Не обнаружено регионов, в которых закон единой цены или строго выполняется, или строго не выполняется. В среднем он выполнен для 42-45% товаров из набора. В наиболее «интегрированных» регионах законе единой цены выполнен примерно для 60% товаров из корзины, в наименее «интегрированных» - примерно в 30%.

Причинами инфляционных различий во времени являются: а) изменения инфляционных ожиданий (как вперед-, так и назад-смотрящих), б) изменение доли импорта региона в ВРП, в) изменение темпов прироста ВРП. Увеличение этих показателей будет приводить к ускорению инфляции в регионе  $i$  по сравнению с инфляцией, наблюдавшейся в этом регионе в момент времени  $t$ .

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Crucini M., Telmer C., and Zachariadis M., "Understanding European real exchange rates," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, 2005. pp. 724–738.
2. Batista C., Filho S., "Trade costs and Deviations from the Law of One Price," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 92, No. 4, 2010. pp. 1011-1023.
3. Andrés J., Ortega E., and Vallés J., "Competition and inflation differentials in EMU," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, No. 3, 2008. pp. 848–874.
4. Corsetti G., Dedola L., "A macroeconomic model of international price discrimination," *Journal of International Economics*, Vol. 67, No. 1, 2005. pp. 129-155.
5. Corsetti G et al., "Traded and nontraded goods prices, and international risk sharing: an empirical investigation," National Bureau of Economic Research, Working paper w17501, 2011.
6. Krugman P., Venables A., "Integration, specialization, and adjustment," *European economic review*, Vol. 40, No. 3-5, 1996. pp. 959–967.
7. Balassa B., "The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal," *Journal of political Economy*, Vol. 72, No. 6, 1964. pp. 584–596.
8. Samuelson P., "Theoretical notes on trade problems," *The Review of Economics and Statistics*, 1964. pp. 145–154.
9. Hansen B., "Testing for linearity," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, No. 5, 2002. pp. 551-576.
10. Cecchetti S., Mark N., and Sonora R., "Price index convergence among United States cities," *International Economic Review*, 2002. pp. 1081-1099.
11. "Общероссийский классификатор экономических регионов. ОК 024-95" (утв. Постановлением Госстандарта России от 27.12.1995 N 640) (ред. от 13.02.2018) (Дата введения 01.01.1997) // Официальный сайт компании «КонсультантПлюс». 1997. URL: [http://www.consultant.ru/document/cons\\_doc\\_LAW\\_115583/](http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_115583/)
12. Ежегодный бюллетень "Основные показатели сельского хозяйства в России" // Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. URL: [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc\\_1140096652250](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1140096652250)
13. Статистика производства рыбной продукции // Официальный сайт Федерального агентства по рыболовству. URL: <http://fish.gov.ru/otraslevaya-deyatelnost/ekonomika-otrasli/statistika-i-analitika>
14. Статистический сборник "Сельское хозяйство, охота и охотничье хозяйство, лесоводство в России" // Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. URL: [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc\\_1138718713500](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138718713500)
15. // Информационно-аналитический журнал "Продовольственный рынок России": [сайт]. URL: <http://www.foodmarket.spb.ru/journal.php>
16. Перевышин Ю., Синельников-Мурылев С., Трунин П., "Факторы дифференциации цен в российских регионах," *Экономический журнал ВШЭ*, 2017. С. 361-384.
17. De Haan J. Inflation differentials in the euro area: a survey // In: The European Central Bank at Ten / Ed. by Berger H. D.H.J. Springer, 2010. pp. 11-32.

18. Beck G., Hubrich K., and Marcellino M., "Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States," *Economic Policy*, 2009. pp. 142-184.
19. De Grauwe P., Skudelny F. Inflation and productivity differentials in EMU // In: Market imperfections and macroeconomic dynamics / Ed. by Hairault J., Kempf H. US: Springer, 2002. pp. 77-104.
20. Honohan P., Lane P., "Divergent inflation rates in EMU," *Economic Policy*, 2003. pp. 357-394.
21. Altissimo F et al., "Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union," 2005.
22. Rabanal P., "Inflation differentials between Spain and the EMU: A DSGE perspective," *Journal of Money, Credit and Banking*, 2009. pp. 1141-1166.
23. Бланшар О. Макроэкономика. Москва: ВШЭ, 2010.
24. Galí J. Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications. Princeton University Press, 2015.
25. Уикенс М. Макроэкономическая теория: подход динамического общего равновесия. Москва: Дело, 2015.
26. Andersson M et al., "Determinants of inflation and price level differentials across the Euro area countries," 2009.
27. Lagoa S., "Determinants of inflation differentials in the euro area: Is the New Keynesian Phillips Curve enough?," *Journal of Applied Economics*., 2017. pp. 75-103.
28. Angeloni I., Ehrmann M., "Euro area inflation differentials," *The BE Journal of Macroeconomics*, 2007.
29. Hofmann B., Remsperger H., "Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences," *Journal of Asian Economics*, 2005. pp. 403-419.
30. 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.
31. 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.
32. De Masi P., Koen V., "Relative price convergence in Russia," *International Monetary Fund, Staff Papers*, Vol. 43, No. 1, 1996.
33. Yazgan M., Yilmazkuday H., "Price-level convergence: New evidence from US cities," *Economics Letters*, 2011. pp. 76-78.
34. Rogers J., "Monetary union, price level convergence, and inflation: How close is Europe to the USA?," *Journal of Monetary economics*, 2007. pp. 785-796.
35. Horvath J., Vidovic S., "The law of one price: evidence from a small transition economy," *Review of Economics*, No. 3, 2005. pp. 257-284.
36. Haskel J., Wolf H., "The law of one price – a case study," *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 103, No. 4. pp. 545-558.
37. Перевышин Ю., Скроботов А., "Сходимость цен на отдельные товары в российских регионах," *Журнал новой экономической ассоциации*, Т. 35, № 3, 2017. С. 71-102.

38. Глущенко К., "Мифы о бета-конвергенции," *Журнал Новой экономической ассоциации*, Т. 4, № 16, 2012. С. 26-44.
39. Varela G., Aldaz-Carroll E., and Iacovone L., "Determinants of market integration and price transmission in Indonesia," *Journal of Southeast Asian Economies*, Vol. 30, No. 1, 2013. pp. 19-44.
40. Lipsey R., Swedenborg, B., "The high cost of eating: Causes of international differences in consumer food prices," *Review of Income and Wealth*, Vol. 42, No. 2, 1996. pp. 181–194.
41. Crucini M., Shintani M., and Tsuruga T., "The law of one price without the border: the role of distance versus sticky prices," *The Economic Journal*, Vol. 120, No. 544, 2010. pp. 462–480.
42. Berkowitz D., DeJong D., "Russia's internal border," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 29, No. 5, 1999. pp. 633–649.
43. Глущенко К., "Закон единой цены в российском экономическом пространстве," *Прикладная эконометрика*, Т. 17, № 1, 2010. С. 3-19.
44. Глущенко К., "Влияние организованной преступности на региональную дифференциацию цен," *Экономика и математические методы*, Т. 43, № 2, 2007. С. 12-24.
45. Liu Y., "Price dispersion across countries and the heterogeneous impacts of income differences," *Economics Letters*, Vol. 140, 2016. pp. 64-67.
46. Yan B., Bernard A., and Warren P., "Industry characteristics and the law of one price," *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 18, No. 1, 2007. pp. 93–105.
47. Rumler F and Reiff A, "Within and cross-country price dispersion in the euro area," European Central Bank, Working Paper 1742, 2014.
48. Engel C., Rogers J., "European product market integration after the euro," *Economic Policy*, Vol. 19, No. 39, 2004. pp. 348–384.
49. Piesse J., Hearn B., "The law of one price: an examination of price integration between Europe and regional markets in Africa," *Applied Economics*, Vol. 44, No. 24, 2012. pp. 3169–3193.
50. Braun M., De Haas R., and Sokolov V., "Regional Inflation, Banking Integration, and Dollarization," *Review of Finance*, 2017. pp. 1-36.
51. Angeloni I and Ehrmann M, "Euro area inflation differentials," European Central Bank, Working Paper 388, 2004.
52. Hofmann B., Remsperger H., "Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences," *Journal of Asian Economics*, Vol. 16, No. 3, 2005. pp. 403-419.
53. Перевышин Ю.Н., Синельников-Мурылев С.Г., Трунин П.В. Факторы дифференциации цен в российских регионах // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2017. Т. 21. № 3. С. 361-384.
54. Berka M. Nonlinear adjustment in the law of one price deviations and physical characteristics of goods // *Review of International Economics*. январь 2009. Vol. 17. pp. 51-73.

55. Tsay R. Testing and modelling threshold autoregressive processes // Journal of the American statistical association. 1989. pp. 231-240.
56. Sarno L., Taylor M.P., and Chowdhury I. Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study // Journal of International Money and Finance. январь 2004. Vol. 23. pp. 1-25.
57. Obstfeld M., A.M. T. Nonlinear aspects of goods market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited // Journal of the Japanese and international economies. апрель 1997. Vol. 11. pp. 441-479.
58. Michael P., Nobay A.R., and Peel D.A. Transaction costs and nonlinear adjustment in real exchange rates; An empirical investigation // Journal of Political economy. апрель 1997. Vol. 105. pp. 862-879.
59. Luukkonen R., Saikkonen P., and Terasvirta T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models // Biometrika. март 1998. Vol. 3. pp. 491-499.
60. Choi C.Y., Murphy A., and Wu J. Segmentation of consumer markets in the US: What do intercity price differences tell us? // Canadian Journal of Economics. март 2017. Vol. 50. pp. 738-777.
61. Hansen B. Inference in TAR models // Studies in nonlinear dynamics and econometrics. январь 1997. Vol. 1.
62. Dahl C., Gonzales-Rivera G. Testing for neglected nonlinearity in regression models based on the theory of random fields // Journal of Econometrics. Jan 2003. Vol. 114. No. январь. pp. 141-164.
63. Juvenal L., Taylor M.P. Threshold adjustment of deviations from the law of one price // Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics. март 2008. Vol. 12.
64. Enders W., C. G. Unit-root test and assymetric adjustment with an example using the term structure of interest rates // Journal of Business and Economic Statistics. март 1998. Vol. 16. pp. 304-311.
65. O'Connel P., Wei S. The bigger they are, the harder they fall: Retail price differences across US cities // Journal of International Economics. январь 2002. Vol. 56. pp. 21-53.
66. F. B., M. B.S., and Carrasco M. Tests for unit-root versus threshold specification with an application to the purchasing power parity relationship // Journal of Business and economic statistics. апрель 2004. Vol. 22. pp. 382-395.
67. Brown M., De Haas R., and Sokolov V., "Regional inflation, banking integration and dollarization," *Review of Finance*, 2017. P. forthcoming.