

Экономический журнал ВШЭ. 2017. Т. 21. № 3. С. 361–384.  
*HSE Economic Journal*, 2017, vol. 21, no 3, pp. 361–384.

## Факторы дифференциации цен в российских регионах<sup>1</sup>

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

В работе исследуются факторы дифференциации региональных уровней цен в Российской Федерации в пространственном разрезе. Исходя из официальных статистических данных стоимость фиксированного набора товаров и услуг в различных регионах может в настоящее время отличаться более чем в два раза. На основе эконометрических методов панельного анализа данных установлено, что в период 2000–2015 гг. различия региональных цен обусловлены влиянием следующих факторов: эффект Балассы – Самуэльсона (различия заработных плат, структуры региональной экономики, структуры доходов населения); издержки региональной торговли (удаленность региона от других субъектов РФ); уровень монополизации розничной торговли.

Полученные в статье результаты могут быть использованы при моделировании и анализе последствий экономической политики, направленной на борьбу с бедностью, так как отличия в покупательной способности одного и того же дохода в различных регионах России создают предпосылки для непредвиденных изменений неравенства.

Региональные ценовые различия следует учитывать при оценке эффективности реализации транспортно-логистических проектов. Такие проекты могут приводить к уменьшению региональных ценовых различий вследствие снижения издержек межрегиональной торговли.

Полученные результаты важны при разработке и анализе последствий денежно-кредитной политики. Решения в сфере монетарной политики одинаковы для всех регионов. Однако действие факторов региональной цено-

---

<sup>1</sup> Авторы выражают благодарность анонимному рецензенту за высказанные замечания, которые позволили улучшить изложение статьи.

**Перевышин Юрий Николаевич** – к.э.н., старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков Института прикладных экономических исследований Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации. E-mail: perevyshin-yn@ganepa.ru.

**Синельников-Мурылев Сергей Германович** – д.э.н., ректор, профессор Всероссийской академии внешней торговли. E-mail: sinel@vavt.ru.

**Трунин Павел Вячеславович** – д.э.н., ведущий научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков Института прикладных экономических исследований Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации. E-mail: pt@ganepa.ru.

Статья поступила: 21.07.2017/Статья принята: 27.09.2017.

вой дифференциации может приводить к разному влиянию принимаемых решений на инфляцию в отдельных субъектах РФ. Таким образом, учет ценовых различий между регионами РФ может повысить точность прогнозирования последствий мер денежно-кредитной политики.

**Ключевые слова:** региональный уровень цен; региональные ценовые различия; регрессионный анализ российских регионов; эффект Балассы – Самуэльсона; издержки региональной торговли.

Российские регионы различаются не только размерами, климатом, численностью населения, но и ценами на одни и те же товары и, как следствие, общим уровнем цен. Дифференциация цен между отдельными российскими регионами превышает различия цен между штатами США, а также между странами еврозоны. Возникают вопросы о том, почему внутри страны наблюдаются столь значительные ценовые различия, какие факторы влияют на дифференциацию цен между регионами, к каким последствиям могут приводить различия в региональных уровнях цен. Обсуждению возможных вариантов ответа на эти вопросы посвящена данная статья.

Стоит отметить, что анализ масштабов и причин различий уровней цен между регионами одного государства занимает важное место в мировой экономической литературе. Этот вопрос затрагивался в исследованиях зарубежных авторов по городам США [Secchetti, Mark, Sonora, 2002; Parsley, Wei, 1996], странам и регионам еврозоны, [Altissimo, Benigno, Palenzuela, 2005]. При этом в российской экономической литературе пока недостаточно исследований, посвященных выявлению источников ценовых различий между регионами. Проблемы дифференциации региональных уровней цен и темпов инфляции затрагивались в ряде работ К. Глущенко [Глущенко, 2001; 2010; Gluschenko, 2010], а также в исследованиях зарубежных авторов, выполненных в период становления рыночной экономики в РФ [De Masi, Koen, 1996; Berkowitz, DeJong, Husted, 1998]. Вместе с тем в настоящее время понимание причин, вызывающих различия уровней цен в российских регионах, может помочь как при моделировании инфляции, так и при разработке мер экономической политики. В частности, анализ факторов региональных ценовых различий может оказаться полезным при бюджетном планировании, в том числе в сфере межбюджетных отношений, а также при оценке необходимых объемов социальной поддержки и прогнозировании инфляционных процессов в региональном разрезе.

## 1. Основные факторы различий в региональных уровнях цен

Согласно закону единой цены, одинаковые торгуемые (перемещаемые/мобильные) товары в различных регионах должны продаваться по одной и той же цене, скорректированной на транзакционные издержки торговли. Если в каких-то регионах цены на торгуемый товар значительно различаются, то появляется возможность арбитража, что обеспечивает выравнивание цен. Если перенести закон единой цены на набор (корзину) потребительских товаров, то получится гипотеза паритета покупательной способности (ППС), согласно которой денежная единица должна обладать одинаковой покупательной способностью в разных странах или регионах, если цены выражены в одной

валюте. Однако на практике наблюдаются отклонения от этой гипотезы, в том числе и для региональных общих уровней цен. Возможные причины, вызывающие отклонения общего уровня цен от значения, соответствующего паритету, проанализированы в большом количестве теоретических работ.

Один из ключевых факторов возникновения различий в общем уровне цен, а также механизм его распространения, отражен в модели Балассы – Самуэльсона [Balassa, 1964; Samuelson, 1964]. В рамках этой модели объяснение ценовых различий в регионах, использующих одинаковую валюту, основано на несовпадении цен неторгуемых (неперемещаемых/неомобильных) товаров в этих регионах.

Механизм действия эффекта Балассы – Самуэльсона можно описать следующим образом. Технологический прогресс развивается активнее в секторе производства торгуемых товаров, что объясняется межрегиональной конкуренцией и быстрой модернизацией производства торгуемых товаров. Если происходит положительный шок производительности в секторе производства торгуемых товаров в одном из регионов, то заработная плата в этом секторе увеличивается. Вслед за этим из-за мобильности на рынке труда увеличиваются зарплаты и в секторе производства неторгуемых товаров, где производительность обычно растет значительно медленнее, чем в секторе торгуемых товаров. Рост зарплат оказывает повышательное давление на спрос и цены. Так как для торгуемых товаров выполняется закон единой цены, то дорожают только неторгуемые товары, что приводит к повышению общего уровня цен в том регионе, в котором произошел шок производительности.

Таким образом, эффект Балассы – Самуэльсона объясняет, почему общий уровень цен в регионах с высокими заработными платами (которые являются следствием быстрых темпов роста производительности труда) оказывается выше, чем в регионах с низкими заработными платами. Причиной является большая стоимость неторгуемых товаров.

В современных теоретических исследованиях инструментом анализа причин, вызывающих различия региональных уровней цен, являются модели общего экономического равновесия для двух и более регионов, учитывающих взаимодействия между домохозяйствами, фирмами и государством. В рамках данных моделей анализируется реакция региональных цен на изменения совокупного спроса и предложения.

Так, в работе [Duarte, Wolman, 2008] ценовые различия между регионами объясняются различиями в бюджетно-налоговой политике. Например, субсидии на неторгуемые услуги ЖКХ меняют цену этих услуг и, как следствие, общий уровень цен в регионе. Различный в регионах уровень налога с продаж (в странах, где такой налог применяется), а также разная структура потребления с точки зрения основной и пониженной ставки НДС, могут приводить к дифференциации региональных цен на конечные потребительские товары и услуги.

Авторы работы [Altissimo, Benigno, Palenzuela, 2005] в качестве одного из факторов различных уровней потребительских цен называют неоднородную структуру потребления торгуемых и неторгуемых товаров в разных регионах. Структура потребления торгуемых товаров в общей потребительской корзине может различаться между регионами из-за:

- разной пропорции потребления отечественных и импортных торгуемых товаров в общем наборе торгуемых товаров (в разных регионах неодинаковые доли потребляемых торгуемых товаров изготовлены отечественными и зарубежными производителями);

- различной доли неторгуемых товаров в общем потреблении разных регионов. Если в двух регионах неторгуемые товары, на которые не распространяется закон единой цены, занимают разную долю в потребительской корзине, то даже при одинаковой производительности в секторе производства торгуемых товаров (уровне экономического развития) в этих регионах будет разный общий уровень цен. В каком регионе он будет выше, зависит от уровня цен на неторгуемые товары по отношению к торгуемым.

Помимо этого, к факторам региональных ценовых различий относятся несовершенства рынков труда: ограничения мобильности рабочей силы, различия в жесткости заработной платы и уровне пособий по безработице, неоднородная между регионами возрастная структура рабочей силы.

Несовершенства рынка розничной торговли также относятся к возможным причинам региональных ценовых различий. Чем меньше уровень конкуренции в секторе розничной торговли в отдельных регионах, тем больше возможности продавцов конечных товаров повышать торговую наценку, что ведет к повышению общего уровня цен в этих регионах [Altissimo, Benigno, Palenzuela, 2005].

В работе [Marques, Pino, Horrillo, 2014] построена модель, согласно которой основным фактором региональных ценовых различий являются транспортные издержки. В рамках модели рост транспортных издержек приводит к асимметричному изменению цен в регионах, если в одном из них (центральной) производится большая часть товаров. Это связано с тем, что жители другого (периферийного) региона должны будут оплачивать возросшие издержки по транспортировке торгуемых товаров. Таким образом, различия в региональных общих уровнях цен объясняются неравномерностью распределения производителей конечных товаров по территории страны и, как следствие, издержками на транспортировку товаров [Marques, Pino, Horrillo, 2014].

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

В эмпирических исследованиях факторы, вызывающие региональную дифференциацию цен, исследуются с использованием эконометрических методов оценки панельных данных. Так, в работе [Parsley, Wei, 1996] на данных по 48 городам США в период 1975–1992 гг. было установлено, что причиной различий цен на отдельные товары являлось расстояние между городами, с помощью которого аппроксимировались издержки торговли. К аналогичным выводам пришли авторы работы [Cecchetti et al., 2002], используя панельные данные по общему уровню цен в различных городах США.

В исследовании по российской экономике [Глуценко, 2010] на пространственных данных выявлены причины, вызывающие существенные отклонения от закона единой цены в российских регионах. Полученные автором результаты говорят о том, что единственным фактором, препятствующим выравниванию уровня цен в российских регионах, является дотирование производителей. Кроме того, препятствиями на пути межрегиональной торговли (помимо дотирования производителей), согласно результатам [Глуценко, 2010], были труднодоступность региона, принадлежность региона к «красному поясу», а также расстояния между регионами.

Таким образом, в эмпирических работах по выявлению причин, вызывающих региональные ценовые различия, используются как панельные, так и пространственные методы эконометрического оценивания.

## 2. Масштаб различий региональных уровней цен в российской экономике

Перед обсуждением масштабов региональных ценовых различий необходимо определиться с измерителем уровня цен в российских регионах. Одним из способов измерения является построение базисного индекса потребительских цен (ИПЦ) на основе региональных цепных ИПЦ. В статистических сборниках Росстата приводится информация о годовых значениях региональных ИПЦ с 1992 г.<sup>2</sup> При использовании этого подхода возникают две проблемы: а) выбор базового периода, позволяющего свести к минимуму искажения региональных ценовых различий в этот момент времени; б) разнородность региональных потребительских корзин, на основе которых рассчитываются ИПЦ.

Первую проблему можно решить, используя разную базу для регионов, основываясь на стоимости одинаковой для всех субъектов РФ потребительской корзины, например, фиксированного набора товаров и услуг или минимального набора продуктов питания (т.е. нормировать уровень региональных цен в базовом периоде пропорционально стоимости фиксированного набора).

Вторая проблема решается путем перехода к другому способу измерения регионального уровня цен – использованию стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Особенностью применения стоимости фиксированного набора товаров и услуг в качестве измерителя уровня цен в регионах является неизменность его структуры во всех регионах. Это позволяет получать сопоставимые между регионами данные о стоимости товаров и услуг, входящих в набор. Однако такой способ измерения региональных цен хуже учитывает изменения реального дохода населения (уровня благосостояния), так как вместо фактически приобретаемой потребительской корзины предполагает приобретение населением всех субъектов РФ одинакового потребительского набора, который может оказаться нетипичным для региона (к примеру, в набор входит свинина, но не входит баранина, что может не совпадать со структурой потребления мяса в республиках, где большинство населения исповедует ислам; в набор входит большое количество летней и осенней одежды и малое количество зимней, что может не совпадать с потребностями жителей северных регионов).

Таким образом, на этапе измерения регионального уровня цен возникает альтернатива: использовать одинаковую для всех регионов корзину, состав которой регламентирует Приложение к Приказу Росстата<sup>3</sup>, или же формировать уровень цен на основе региональных ИПЦ, при расчете которых используются разные, но фактически потребленные населением потребительские корзины. В зависимости от решаемых в исследовании задач выбирается тот или иной способ измерения регионального уровня цен. Нас, в первую очередь, интересуют различия в воздействии единой экономической политики (на

<sup>2</sup> Информация получена из сборников «Регионы России. Социально-экономические показатели» за разные годы (с 2002 по 2016 гг. сборники см. [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc\\_1138623506156](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156)), из них можно получить информацию о региональных ИПЦ с 1996 по 2015 гг., а также за 1992 г. Статистические данные о региональных ИПЦ за 1993–1995 гг. получены из сборника: Регионы России: Стат. сб. В 2 т. Т. 2. М.: Госкомстат России, 1999.

<sup>3</sup> [http://www.gks.ru/bgd/free/meta\\_2010/IssWWW.exe/Stg/2015/pr-733.docx](http://www.gks.ru/bgd/free/meta_2010/IssWWW.exe/Stg/2015/pr-733.docx)

пример, направленной на борьбу с бедностью за счет одинакового для всех регионов увеличения прожиточного минимума) на реальные доходы населения (его благосостояние), вызванные дифференциацией региональных уровней цен, а также факторы, влияющие на региональные различия цен. Для задач, состоящих в оценке последствий экономической политики, лучше, на наш взгляд, подходит измерение общего уровня цен на основе фактически потребляемых населением региона потребительских корзин (т.е. на основе региональных ИПЦ).

Стоит отметить, что еще одним показателем, характеризующим региональные различия в уровнях цен, может выступать индекс стоимости жизни, рассчитываемый Росстатом по отдельным городам. Данный показатель используется с целью пространственного сопоставления стоимости одного и того же потребительского набора в населенном пункте (городе) по сравнению со среднероссийским значением<sup>4</sup>. Однако использование указанного показателя осложнено тем, что статистические данные по объясняющим переменным (факторам пространственных различий цен) по отдельным городам не собираются. Кроме того, данные по показателю доступны с 2009 г., что значительно ограничивает объем выборки.

Для понимания масштаба различий уровней потребительских цен в российских регионах была проанализирована информация о годовых значениях региональных ИПЦ с 1992 по 2015 гг. В качестве базового периода был выбран декабрь 1991 г., в котором индекс цен для всех регионов принят за единицу<sup>5</sup>. За рассматриваемый период времени среднероссийский индекс цен вырос примерно в 34 тысячи раз (с учетом деноминации 1998 г.). В табл. 1 представлены регионы с наибольшим и наименьшим значениями базисного индекса цен в 2015 г.

Таблица 1.

**Регионы с максимальными и минимальными значениями базисного ИПЦ в 2015 г.<sup>6</sup>**

Наибольшее увеличение цен к концу 2015 г. по сравнению с декабрем 1991 г.		Наименьшее увеличение цен к концу 2015 г. по сравнению с декабрем 1991 г.	
регион	рост, тыс. раз	регион	рост, тыс. раз
Камчатский край	128,1	Вологодская область	13,0
Сахалинская область	94,1	Саратовская область	15,7
Магаданская область	57,2	Ростовская область	18,5
Забайкальский край	56,8	Калининградская область	19,3

<sup>4</sup> [http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/prices/ISJ/methodology.pdf](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/ISJ/methodology.pdf)

<sup>5</sup> Это достаточно жесткое предположение, так как до либерализации цен в январе 1992 г. территория СССР была разделена на три зоны с различными уровнями цен, но мы этими различиями пренебрегаем, так как хотим показать только масштаб *роста* потребительских цен.

<sup>6</sup> В расчетах учтена деноминация 1998 г. путем деления цен до 1998 г. на 1000. Автономные округа отдельно не рассматриваются, так как статистика по ним появляется только с 1997 г., по аналогичной причине из рассмотрения исключены Республика Ингушетия и Чеченская Республика.

Окончание табл. 1.

Наибольшее увеличение цен к концу 2015 г. по сравнению с декабрем 1991 г.		Наименьшее увеличение цен к концу 2015 г. по сравнению с декабрем 1991 г.	
регион	рост, тыс. раз	регион	рост, тыс. раз
Республика Калмыкия	55,9	Республика Якутия	21,0
Курганская область	52,7	Пензенская область	21,4
Удмуртская Республика	51,8	Республика Мордовия	21,6
г. Москва	50,8	Республика Татарстан	22,8
Ставропольский край	50,7		
Еврейская автономная область	50,4		

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Изменение цен в российских регионах за этот период оказалось крайне неоднородным. Различия в накопленном ИПЦ между регионами достигают 10 раз. Возможные причины таких значительных различий могут быть следующими: а) в декабре 1991 г. цены в регионах не были одинаковыми, поэтому некорректно для всех регионов использовать одинаковое начальное значение базисного индекса (при этом изменить начальные значения индекса затруднительно, так как за 1991 г. нет официальных данных о различиях в региональных уровнях цен [Глушенко, 2001]); б) при измерении ИПЦ, особенно на ранних этапах, могут наблюдаться значительные ошибки, так в 1992–1995 гг. региональный ИПЦ измерялся в разах, точность была 10 процентных пунктов, а с 1996 г. точность возросла до 10 базисных пунктов, увеличившись в 100 раз (в результате накопления этой ошибки реальная картина ценовых различий может значительно исказиться); в) в регионах цены растут с различными темпами в долгосрочном периоде, что соответствует разным средним темпам инфляции.

Другим способом измерения различий в уровне цен между регионами является сравнение стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Статистические данные по этому показателю в региональном разрезе можно получить с 2000 г.<sup>7</sup> В 2015 г. в набор входило 30 продовольственных, 41 непродовольственный товар и 12 видов услуг. В среднем по РФ стоимость фиксированного набора товаров и услуг составляла в 2000 г.

<sup>7</sup> Информация получена из сборников «Регионы России. Социально-экономические показатели» за разные годы (с 2003 по 2016 гг. см. сборники: [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc\\_1138623506156](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156)), из них можно в явном виде получить информацию о стоимости фиксированного набора товаров и услуг с 2001 по 2015 гг. В сборнике за 2003 г. содержится информация о стоимости фиксированного набора товаров и услуг в декабре 2001 г., а также изменение стоимости этого набора с декабря 2000 г., что позволяет вычислить стоимость фиксированного набора товаров и услуг в 2000 г. Данные по стоимости фиксированного набора приведены на конец года, что в ежемесячной разбивке соответствует декабрю.

2254 руб., а в 2015 г. – 13404 руб., что соответствует росту в 5,95 раза. В табл. 2 представлен список регионов с наибольшей и наименьшей стоимостью фиксированного набора товаров и услуг в 2015 г.

**Таблица 2.**  
**Регионы с дорогими и дешевыми фиксированными наборами товаров и услуг в 2015 г.<sup>8</sup>**

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

*Источник:* Росстат, построено авторами.

Данные о стоимости фиксированного набора товаров и услуг указывают на то, что уровень цен между отдельными регионами РФ в 2015 г. отличался примерно в 2 раза, что интуитивно является более корректным результатом. Помимо этого, использование стоимости фиксированного набора товаров и услуг решает проблему начального значения базисного индекса цен для регионов.

Для иллюстрации различий, которые получаются при использовании региональных ИПЦ в качестве измерителя общего уровня цен, были построены базисные региональные индексы цен. При расчетах в качестве базы использовались стоимости фиксированного набора товаров и услуг в регионах в 2000 г. В табл. 3 представлены значения региональных цен в 2015 г., полученные из региональных ИПЦ. Из табл. 3 следует, что состав 10 регионов с наибольшим уровнем цен практически не изменился по сравнению с табл. 2, где представлена стоимость фиксированного набора товаров и услуг (Тюменскую область заменил г. Санкт-Петербург). При этом изменений среди регионов с наименьшим уровнем цен больше. Обращает на себя внимание тот факт, что использование региональных ИПЦ приводит к меньшему значению уровня цен в 2015 г. по сравнению со стоимостью фиксированного набора товаров и услуг. Однако ценовые различия между

<sup>8</sup> При составлении табл. 2 использовался тот же набор регионов, что и в табл. 1 с целью обеспечения сопоставимости результатов.



регионами с наименьшим и наибольшим уровнями цен по-прежнему остаются примерно двукратными. Коэффициенты вариации (отношение стандартного отклонения к среднему по регионам) стоимости фиксированного набора товаров и услуг и базисного индекса потребительских цен в 2015 г. составляют соответственно 16,4% и 18,1%. Этот результат говорит о том, что вариации региональных уровней цен, измеренных двумя различными способами, примерно одинаковы.

**Таблица 3.**

**Регионы с наибольшими и наименьшими уровнями цен в 2015 г.,  
измеренными на основе региональных ИПЦ**

Наибольшие цены		Наименьшие цены	
регион	уровень цен, руб.	регион	уровень цен, руб.
Камчатский край	17948	Республика Башкортостан	9097
Магаданская область	16768	Пензенская область	9091
г. Москва	16573	Республика Марий Эл	8994
Сахалинская область	15928	Саратовская область	8901
Мурманская область	15429	Тамбовская область	8883
Хабаровский край	14685	Республика Татарстан	8790
Республика Якутия	13637	Орловская область	8655
Еврейская автономная область	12833	Чувашская Республика	8655
г. Санкт-Петербург	12256	Омская область	8552
Приморский край	12065	Оренбургская область	8452

*Источник:* Росстат, расчеты авторов.

На рис. 1 изображена карта российских регионов, показывающая дифференциацию стоимости фиксированного набора товаров и услуг в субъектах РФ в декабре 2015 г. На ней представлены 85 российских регионов, входящих в состав РФ по состоянию на декабрь 2015 г.



**Рис. 1.** Стоимость фиксированного набора товаров и услуг в российских регионах в 2015 г.

Источник: Росстат, построено авторами<sup>9</sup>.

### 3. Описание используемых данных и эконометрической модели

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

При проведении эконометрического исследования факторов региональной дифференциации цен предполагается, что процесс установления цен не имеет структурных

<sup>9</sup> Авторы выражают благодарность студенту РАНХиГС Ульянову Ф. за помощь в визуализации данных.

различий между регионами. Такое предположение едва ли применимо для российской экономики в период 1992–1999 гг., когда изменение поведения экономических агентов, в том числе при установлении цен, было одной из характеристик трансформации российской экономики [Глуценко, 2010]. Причем, вероятно, что эти изменения протекали асинхронно в российских регионах.

В исследовании рассматривались статистические данные по 76 российским регионам (автономные округа учитывались в составе соответствующих областей, Чукотский автономный округ, Камчатский край, Республика Ингушетия, Чеченская Республика в выборку не включены либо по причине аномальных значений некоторых показателей, либо ввиду отсутствия данных за некоторые периоды времени<sup>10</sup>). Использовались годовые данные в период 2000–2015 гг.

На первом этапе исследования для выявления факторов, вызывающих пространственные различия региональных уровней цен, в каждый момент времени (год) оценивалось регрессионное уравнение:

$$(1) \quad \log(p_i) = \beta_0 + \beta_1 \log(wage_i) + \beta_2 \log(tradecost_i) + \beta_3 \log(comp_i) + \\ + \beta_4 \log(serv_i) + \beta_5 \log(soc_i) + \varepsilon_i,$$

где  $p$  – относительный региональный уровень цен;  $wage$  – уровень заработной платы;  $trade\_cost$  – издержки межрегиональной торговли;  $comp$  – уровень конкуренции в сфере розничной торговли;  $serv$  – структура региональной экономики;  $soc$  – структура региональных доходов населения (учитывает возрастную структуру населения региона);  $i$  – номер региона.

Использование пространственной выборки позволяет отследить возможные изменения в наборе факторов, объясняющих различия в уровне цен между регионами в различные периоды времени, а также сделать выводы об устойчивости получаемых результатов.

На следующем этапе для повышения эффективности оценок коэффициентов пространственные выборки за разные годы были объединены и оценена панельная модель с фиксированными временными эффектами. При этом было сделано предположение о неизменности во времени коэффициентов перед независимыми переменными. Включение фиксированных временных эффектов может быть обусловлено влиянием общих для одного момента времени факторов (переменные, изменение которых одинаково для всех регионов, например, динамика валютного курса, ставки процента или денежной массы), на изменение которых региональные цены реагируют одинаково. В этом случае оцениваемое регрессионное уравнение имеет вид

$$(2) \quad \log(p_{it}) = \gamma_t + \beta_1 \log(wage_{it}) + \beta_2 \log(tradecost_{it}) + \beta_3 \log(comp_{it}) + \\ + \beta_4 \log(serv_{it}) + \beta_5 \log(soc_{it}) + \varepsilon_{it},$$

где  $\gamma_t$  – фиксированные временные эффекты;  $t$  – периоды времени.

<sup>10</sup> Добавление Чукотского автономного округа и Камчатского края в выборку приводит к тому, что эти точки на «облаке» разброса меняют угол наклона линии парной регрессии, что приводит к неустойчивым результатам; по Чеченской Республике данные о региональном ИПЦ и стоимости фиксированного набора товаров и услуг появляются с 2004 г., по Республике Ингушетии есть пропуски в данных о предоставленных типах платных услуг в отдельные годы.

Как говорилось выше, в качестве аппроксимации регионального уровня цен можно использовать либо стоимость фиксированного набора товаров и услуг в регионе, либо базисный ИПЦ, рассчитанный на основе цепных региональных ИПЦ. В своем исследовании мы будем использовать второй подход к измерению регионального уровня цен, так как он позволяет рассматривать пространственную дифференциацию стоимости фактически потребляемых потребительских наборов, а также дает лучшее понимание различий между номинальным и реальным доходом населения<sup>11</sup>. Способ измерения региональных уровней цен на основе фактически приобретаемых потребительских корзин позволит лучше учитывать фактическое изменение благосостояния населения регионов при реализации мер экономической политики.

Пусть  $P_i$  – базисный индекс цен в  $i$ -ом регионе, рассчитанный на основе цепных региональных ИПЦ, где в качестве базы взят декабрь 2000 г. Уровни цен в декабре 2000 г. различались между регионами РФ. Соответственно, не вполне корректно принимать начальный уровень цен во всех регионах равным единице. Поэтому при построении региональных базисных уровней цен использовались различные значения базы для разных регионов. Начальные значения определялись на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг в регионе в конце 2000 г. Например, стоимость фиксированного набора товаров и услуг во Владимирской области в конце 2000 г. составляла 1788 руб., а в Белгородской области – 1959 руб., поэтому начальные значения базисного индекса цен в этих областях различались и составляли 1788 и 1959 соответственно.

В качестве зависимой (объясняемой) переменной в уравнениях регрессии мы использовали относительный региональный уровень цен (по отношению к среднероссийскому). Для этого уровни цен в каждом регионе  $P_i$  были поделены на среднероссийский

уровень цен  $P$ . В дальнейшем  $p_i = \frac{P_i}{P}$  – (где  $P$  – среднероссийский базисный ИПЦ, рассчитанный на основе цепных ИПЦ, в качестве базы взята среднероссийская стоимость фиксированного набора товаров и услуг в конце 2000 г.) относительный региональный уровень цен, измеренный на основе регионального ИПЦ. При таком способе построения объясняемую переменную можно интерпретировать как процентное отклонение регионального уровня цен от среднероссийского.

Все объясняющие переменные также представлены в виде отношения регионального значения к среднероссийскому. Таким образом, они показывают, насколько отклоняется величина показателя в отдельном регионе от среднего по российской экономике значения в каждый момент времени. Например, если значение переменной составляет 1,05 в  $i$ -ом регионе, то это означает, что региональный уровень этой переменной выше среднероссийского на 5%.

Эффект Балассы – Самуэльсона моделируется с использованием показателя средней заработной платы в регионе<sup>12</sup>. Предполагается, что коэффициент перед переменной

<sup>11</sup> Для оценки устойчивости полученных оценок к выбору зависимой переменной мы провели аналогичное эконометрическое исследование и для эндогенной переменной, измеренной на основе стоимости фиксированного набора товаров и услуг. Это не привело к значительным качественным отличиям в полученных результатах.

<sup>12</sup> Использование заработной платы, а не дохода, обусловлено тем, что в доходы, помимо заработной платы, входят вознаграждения от прочих факторов производства (собственность (капи-

относительной региональной зарплаты (*wage*) будет положительным. Чем выше заработная плата в регионе, тем выше общий уровень региональных цен.

Издержки межрегиональной торговли обычно аппроксимируются транспортными затратами на доставку товаров, которые тесно связаны с расстоянием между регионами. Поэтому в качестве измерителя издержек региональной торговли используется переменная *trade\_cost* – удаленность региона от всех остальных (относительное среднее расстояние от административного центра *i*-го региона до административных центров остальных регионов по автомобильной дороге)<sup>13</sup>. Предполагается, что чем более удален регион от остальных, тем выше для него будут издержки межрегиональной торговли, поэтому цены в таком регионе будут выше. Ожидается положительный знак коэффициента перед переменной *trade\_cost*.

Чтобы учесть уровень конкуренции в секторе розничной торговли, использовалась вариация региональных цен на отдельные товары внутри года по отношению к среднероссийской вариации. На основе ежемесячных данных о ценах на 9 товаров – хлеб и булочные изделия из пшеничной муки, хлеб из ржаной муки, молоко, картофель, макароны, говядина, куры, сахар, бензин<sup>14</sup> – внутри года (на 12 точках) вычислялся коэффициент вариации (отношение стандартного отклонения к среднему) цен по каждому товару для каждого региона. Затем полученные коэффициенты вариации усреднялись по рассматриваемым товарам для каждого региона. Наконец, определялось отношение усредненного по товарам регионального коэффициента вариации цен к среднероссийскому. Логика использования этого показателя в качестве измерителя уровня конкуренции в секторе розничной торговли следующая. На конкурентных рынках цены должны демонстрировать большую волатильность по сравнению с сильно монополизированными рынками. Поэтому, чем выше волатильность цен на потребительские товары в регионе, тем выше в нем может быть уровень конкуренции в секторе розничной торговли<sup>15</sup>. Таким образом, наше предположение состоит в том, что общий уровень цен в регионе с высокой изменчивостью цен отдельных товаров является более низким по сравнению с регионом, в котором цены отдельных товаров более стабильны. Однако стоит отметить, что такой способ измерения уровня конкуренции является несовершенным и неединственным. Перед переменной *comp* ожидается коэффициент с отрицательным знаком.

Структура региональной экономики с точки зрения соотношения доли торгуемых и неторгуемых товаров аппроксимируется долей платных услуг населению в ВРП региона

---

тал), предпринимательская способность), а также социальные выплаты (трансферты), а действие эффекта Балассы – Самуэльсона распространяется через доходы от труда – заработную плату. Данные по этому показателю получены на сайте ЕМИСС <https://www.fedstat.ru/indicator/33433>

<sup>13</sup> Такой способ измерения издержек торговли часто используется при построении гравитационных моделей торговли (см. [Tinbergen, 1962; McCallum, 1995; Anderson, Wincoop, 2003; Каукин, Идрисов, 2013]). Статистика о расстоянии по автомобильной дороге (для некоторых регионов с использованием паромов) получена из источника <https://flagma.ru/raschet-rasstoyaniy.html>

<sup>14</sup> Использовались ежемесячные данные с января 2002 г., полученные на сайте ЕМИСС <https://www.fedstat.ru/indicator/31448>

<sup>15</sup> Взаимосвязь между рыночной властью и волатильностью цен на продукты питания обсуждалась в работах [Kornher, Kalkuhl, 2013; Felis, Garrido, 2015]. Связь между волатильностью цен на сырьевые товары и уровнем конкуренции обсуждалась в рамках круглого стола ОЭСР [OECD, 2012]. Эта проблема рассматривалась также в работе [Chambers, Bailey, 1996].

(*serv*)<sup>16</sup>. Согласно эффекту Балассы – Самуэльсона, чем богаче регион, тем выше в нем должны быть цены на услуги по сравнению с более бедным. Этот эффект наблюдается, в том числе, когда доля неторгуемых товаров (которые и определяют различия в ценах) одинакова в разных регионах. Однако данный эффект может ослабляться из-за того, что в богатых регионах стоимость «базовых» услуг (ЖКХ, транспорт, связь) оказывается примерно сопоставимой с ценой аналогичных услуг в бедных регионах. К примеру, цена на отопление жилых помещений, электроэнергию и горячее водоснабжение в Тюменской области в декабре 2016 г. была ниже, чем в Тульской области, несмотря на то, что средняя зарплата в Тюменской области была примерно в 2 раза выше, чем в Тульской.

Таким образом, с учетом уровня заработной платы «базовые» услуги в богатых регионах оказываются «слишком» дешевыми, и эти же услуги в бедных регионах стоят «слишком» дорого (с учетом уровня доходов). Такая ситуация, по-видимому, связана с тем, что бедные регионы не в состоянии субсидировать поставщиков услуг ЖКХ, либо субсидии оказываются гораздо меньшими по сравнению с богатыми регионами.

В итоге получается, что чем беднее регион, тем выше в нем, при прочих равных условиях, доля расходов на «базовые» услуги, цены на которые (при контроле уровня доходов в регионе) оказываются «завышенными» по сравнению со значениями, предсказываемыми эффектом Балассы – Самуэльсона, поэтому в регионах с высокой долей сферы услуг в ВРП ожидается более высокий уровень цен из-за слишком дорогих услуг ЖКХ, транспорта и связи (в регрессионных уравнениях, где контролируется уровень дохода в регионе).

В богатых регионах механизм влияния переменной, отражающей долю платных услуг, несколько иной. В таких регионах влияние меньшей доли услуг, цены на которые регулируются государством, компенсируется большей долей таких услуг, как образование, здравоохранение, финансовые услуги, которые в богатых регионах являются относительно более дорогими, чем в бедных, в соответствии с эффектом Балассы – Самуэльсона.

Таким образом, если в двух регионах наблюдается одинаковый уровень дохода, но различается доля услуг в ВРП, то в том регионе, где выше доля услуг в ВРП, цены будут более высокими. Причем для бедных регионов это объясняется относительно высокими ценами «регулируемых» услуг, а для богатых – более высокими ценами и большей долей «рыночных» услуг.

Для графической иллюстрации высказанных соображений мы оценили следующие зависимости:

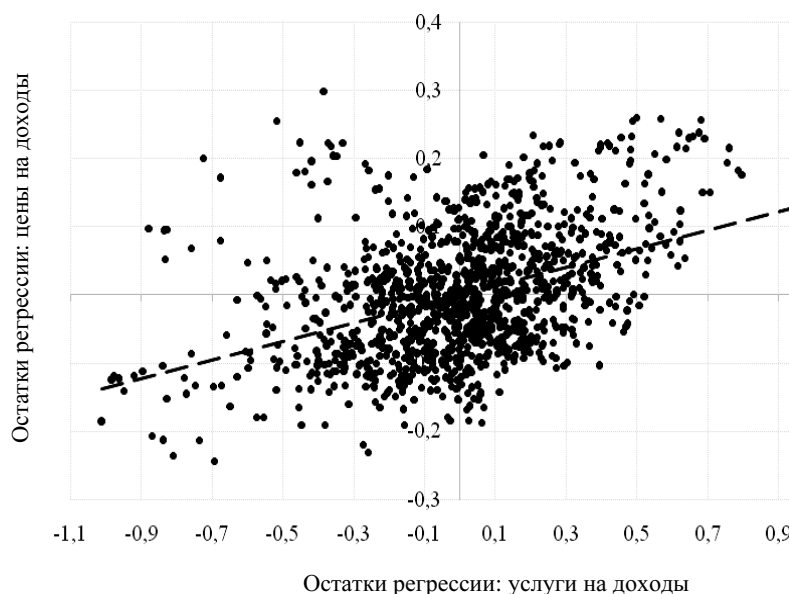
- а) зависимость относительных региональных цен от уровней регионального дохода;
- б) зависимость относительной доли платных услуг в ВРП от уровней регионального дохода;
- в) зависимость остатков первого уравнения (из пункта а) от остатков второго уравнения (из пункта б).

Это позволяет проиллюстрировать зависимость между региональным уровнем цен и долей платных услуг в ВРП при контроле на уровень дохода, т.е. проверить предположение о том, что в бедных регионах стоимость «регулируемых» услуг и, как следствие,

---

<sup>16</sup> Объем платных услуг населению (<https://www.fedstat.ru/indicator/31280>) делился на ВРП ([www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/vvp/vrp98-15.xlsx](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vrp98-15.xlsx)).

уровень цен завышены. На рис. 2 представлена диаграмма рассеяния регрессионного уравнения зависимости региональных цен, очищенных от влияния дохода, от переменной, отражающей долю платных услуг в ВРП, очищенной от влияния дохода. Из рисунка можно сделать вывод о том, что гипотеза о положительной связи между долей платных услуг и уровнем региональных цен не противоречит данным, что свидетельствует в пользу вывода об относительно высокой стоимости услуг ЖКХ, транспорта и связи в бедных регионах. Об этом же говорит положительный знак при переменной «доля платных услуг в ВРП»<sup>17</sup>.



**Рис. 2.** Влияние доли сферы услуг на региональный уровень цен при контроле уровня дохода в регионе

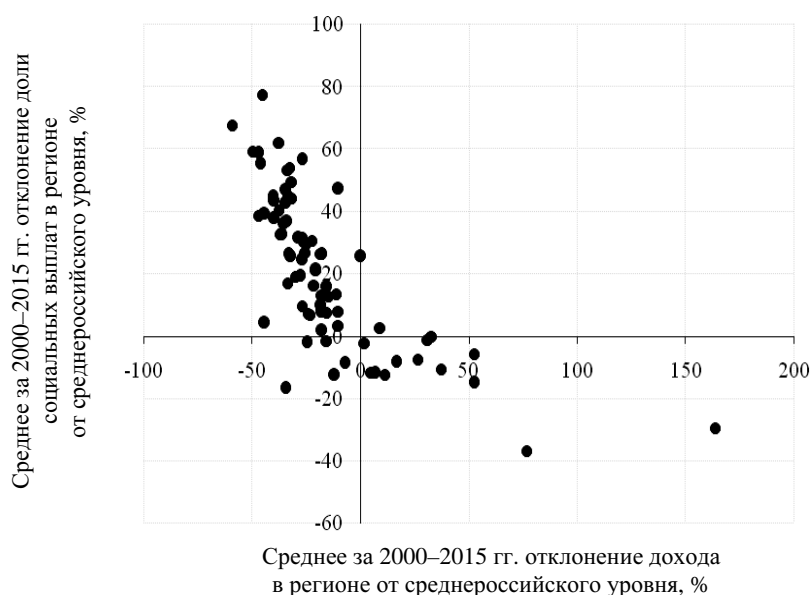
Источник: Росстат, расчеты авторов.

Отметим, что эффект Балассы – Самуэльсона, помимо величины заработной платы, может реализовываться и через другие источники доходов населения, в частности, через пенсии и пособия. Это объясняется зависимостью величины незарплатных доходов (в том числе трансфертов населению) от уровня доходов бюджетов регионов, который коррелирован с величиной средней заработной платы в регионе. Для учета этого механизма используется переменная, характеризующая особенности структуры доходов населения ( $soc_{it}$ ). Она измеряется как доля социальных выплат в денежных доходах населения региона<sup>18</sup>. Существенный вклад в этот показатель вносят пенсии и пособия, которые полу-

<sup>17</sup> Коэффициент в регрессии, отраженной на рис. 2, не равен коэффициенту при переменной доли платных услуг в моделях, описанных в разделе 4, так как при построении данной регрессии учитываются не все факторы из моделей раздела 4, т.е. условия теоремы Фриша – Во – Ловелла не выполняются.

<sup>18</sup> Данные получены на сайте ЕМИСС: <https://www.fedstat.ru/indicator/31501>

чает неработающее (как правило, более бедное) население. Поэтому чем выше в регионе доля социальных выплат в общем доходе, тем, по нашему предположению, меньше величина доходов и, соответственно, меньше спрос на конечные товары и услуги, особенно не первой необходимости. Это предположение подтверждает рис. 3, на котором изображена взаимосвязь между доходом в регионе и средней долей социальных выплат. Облако точек вытянуто вдоль прямой, имеющей отрицательный наклон. Логично предположить, что в регионах с высокой долей социальных выплат в общем доходе региональный уровень цен окажется ниже.



**Рис. 3.** Связь между доходом и долей социальных выплат в общем доходе

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Обозначения исходных переменных и их краткое описание представлены в табл. 4.

**Таблица 4.**

**Расшифровка используемых обозначений  
(переменные представлены в относительном виде)**

Обозначение	Описание
$p_{it}$	Относительный уровень цен в $i$ -ом регионе в момент времени $t$ , рассчитанный на основе региональных ИПЦ (в качестве базового выбран декабрь 2000 г., база для каждого региона скорректирована с учетом стоимости фиксированного набора товаров и услуг в конце 2000 г.)
$wage_{it}$	Отношение среднемесячной заработной платы в $i$ -ом регионе к среднероссийскому уровню в момент времени $t$



Окончание табл. 4.

Обозначение	Описание
$trade\_cost_i$	Относительные издержки межрегиональной торговли для $i$ -го региона
$comp_{it}$	Относительный уровень конкуренции в сфере розничной торговли в $i$ -ом регионе в момент времени $t$ (вариация цен)
$serv_{it}$	Отношение доли платных услуг в ВРП $i$ -го региона к доле платных услуг в российском ВВП
$soc_{it}$	Относительная доля социальных выплат в денежных доходах $i$ -го региона в момент времени $t$

Интервал оценивания 2000–2015 гг.  
Количество регионов – 76

Источник: составлено авторами.

#### 4. Моделирование ценовых различий между регионами

Оценивание уравнения (1) проводилось для каждого года. Краткие результаты по каждому из периодов (2000–2015 гг.) представлены в табл. 5, в качестве зависимой переменной использовался относительный региональный уровень цен, рассчитанный на основе региональных ИПЦ.

Согласно полученным результатам, в каждый момент времени статистически значимое положительное влияние на относительные региональные уровни цен оказывают заработная плата (прокси для эффекта Балассы – Самуэльсона), а также (за исключением 2006 г.) удаленность региона от остальных, являющаяся аппроксимацией издержек торговли. Примечателен тот факт, что коэффициент перед долей платных услуг в ВРП значим в 2000–2009 гг., а начиная с 2010 г. эта переменная перестает оказывать влияние на различия в региональном уровне цен. Такой результат может быть связан с тем, что со временем межрегиональная вариация в субсидировании «базовых» услуг (ЖКХ, транспорт, связь) снизилась, в результате чего цены на них стали более однородными между регионами. Из табл. 5 следует, что в 2002–2007 гг., а также 2009–2011 гг. коэффициент перед переменной «доля социальных выплат в общем доходе» (прокси-переменная для структуры доходов населения) оказался статистически значимым и отрицательным. Коэффициент перед уровнем конкуренции в розничной торговле оказался значимым только в 2012 г. Незначимость данного коэффициента в другие годы, вероятнее всего, связана с недостаточной эффективностью оценок, обусловленной небольшим количеством степеней свободы. Коэффициент детерминации указывает на то, что в различные годы с помощью спецификации (1) удастся объяснить около 70–80% вариации общего уровня цен между российскими регионами. Коэффициенты перед значимыми переменными год от года меняются в небольшом диапазоне, что может свидетельствовать об устойчивости связи между зависимой переменной и независимыми.

Таблица 5.

## Результаты оценивания уравнения (1) в 2000–2015 гг.

Год	Константа	Зарплата	Издержки торговли	Доля платных услуг в ВРП	Доля социальных выплат в доходах	Уровень конкуренции в рознице	Скорректированный R <sup>2</sup>
2000	0,020*	0,249**	0,108**	0,077**	-0,069		0,8
2001	0,032**	0,240**	0,116**	0,104**	-0,087		0,8
2002	0,038**	0,227**	0,117**	0,114**	-0,114*		0,7
2003	0,049**	0,283**	0,096**	0,123**	-0,121*	0,013	0,8
2004	0,060**	0,308**	0,081**	0,126**	-0,093*	-0,047	0,8
2005	0,052**	0,324**	0,087**	0,132**	-0,110**	0,000	0,8
2006	0,064**	0,324**	0,055	0,131**	-0,114**	-0,080	0,8
2007	0,064**	0,311**	0,109**	0,109**	-0,138**	0,051	0,8
2008	0,065**	0,326**	0,099**	0,115**	-0,101	-0,004	0,7
2009	0,085**	0,301**	0,120**	0,095*	-0,133*	-0,050	0,7
2010	0,083**	0,320**	0,120**	0,083	-0,158**	0,027	0,7
2011	0,092**	0,344**	0,171*	0,083	-0,138*	0,081	0,7
2012	0,090**	0,280**	0,099**	0,061	-0,110	-0,108*	0,7
2013	0,091**	0,293**	0,089*	0,044	-0,114	-0,089	0,7
2014	0,081**	0,346**	0,101*	0,050	-0,097	-0,005	0,7
2015	0,080**	0,383**	0,102*	0,073	-0,091	0,030	0,7

Примечание: \*\* отмечены коэффициенты, значимые на однопроцентном уровне; \* – значимые на пятипроцентном уровне.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Поскольку существенных изменений в величине угловых коэффициентов в пространственных регрессиях год от года не наблюдается, мы объединили пространственные выборки за разные годы и оценили панельную модель с фиксированными временными эффектами, заданную уравнением (2). Временные эффекты в этой спецификации отражают изменяющуюся с течением времени реакцию цен на изменения общих для всех регионов факторов (например, колебаний курса рубля, изменений номинальной ставки процента или темпа роста денежной массы).

Результаты оценивания модели с фиксированными временными эффектами представлены в табл. 6. Базовая модель, заданная уравнением (2), оценивалась на всем доступном 16-летнем интервале 2000–2015 гг. Затем для проверки устойчивости полученных результатов временной интервал в каждой последующей регрессии сокращался на

3 года. Так, во второй строке табл. 6 приведены оценки уравнения (2) на интервале 2003–2015 гг. и т.д. Сужение интервала позволяет отследить, сохраняется ли выявленная на всем периоде времени зависимость при использовании более «свежих» данных, не произошло ли «перелома» во взаимосвязях между переменными на определенном этапе развития экономики.

Таблица 6.

**Результаты оценивания уравнения (2)  
(модель с фиксированными временными эффектами)**

Годы	Зарплата	Издержки торговли	Доля платных услуг в ВРП	Доля социальных выплат в доходах	Уровень конкуренции в рознице	Количество наблюдений
2000–2015	0,295**	0,110**	0,088**	-0,101**		1216
2003–2015	0,315**	0,096**	0,093**	-0,104**	-0,033*	988
2006–2015	0,319**	0,099**	0,083**	-0,112**	-0,030	760
2009–2015	0,319**	0,103**	0,068**	-0,119**	-0,031	532
2012–2015	0,330**	0,091**	0,059**	-0,100**	-0,052	304

*Примечание:* \*\* отмечены коэффициенты, значимые на однопроцентном уровне; \* – значимые на пятипроцентном уровне.

*Источник:* Росстат, расчеты авторов.

Из табл. 6 следует, что увеличилась точность оцениваемых коэффициентов (сократились стандартные ошибки). Это привело к тому, что статистически значимыми стали коэффициенты перед всеми рассматриваемыми переменными<sup>19</sup>. При этом все коэффициенты имеют соответствующий высказанным выше гипотезам знак. Тест на значимость временных эффектов для моделей, оцененных на изучаемых интервалах, не позволил отклонить нулевую гипотезу о том, что все они одинаковы<sup>20</sup>. Поэтому от модели с фиксированными временными эффектами был осуществлен переход к оцениванию модели пула, которая задана следующим уравнением:

$$(3) \quad \log(p_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(wage_{it}) + \beta_2 \log(tradecost_{it}) + \beta_3 \log(comp_{it}) + \\ + \beta_4 \log(serv_{it}) + \beta_5 \log(soc_{it}) + \varepsilon_{it}.$$

Оценки модели (3) на тех же временных интервалах представлены в табл. 7.

<sup>19</sup> В периоды 2000–2015 гг. и 2003–2015 гг.

<sup>20</sup> Верно для всех рассмотренных интервалов на однопроцентном уровне значимости и для четырех из пяти на пятипроцентном уровне.

Таблица 7.

**Результаты оценивания уравнения (3)  
(модель пула)**

Годы	Константа	Зарплата	Издержки торговли	Доля платных услуг в ВРП	Доля социальных выплат в доходах	Уровень конкуренции в рознице	Скорректированный R <sup>2</sup>
2000–2015	0,059**	0,301**	0,108**	0,098**	-0,098**		0,7
2003–2015	0,071**	0,313**	0,095**	0,096**	-0,109**	-0,036*	0,7
2006–2015	0,077**	0,317**	0,100**	0,082**	-0,116**	0,028	0,7
2009–2015	0,083**	0,319**	0,105**	0,068**	-0,118**	-0,027	0,7
2012–2015	0,084**	0,331**	0,094**	0,059**	-0,100**	-0,045	0,7

*Примечание:* \*\* отмечены коэффициенты, значимые на однопроцентном уровне; \* – значимые на пятипроцентном уровне.

*Источник:* Росстат, расчеты авторов.

Отметим, что никаких качественных изменений в оцененных коэффициентах не произошло, лишь незначительно изменились их значения. Коэффициенты перед переменными могут быть интерпретированы следующим образом (на основе результатов модели пула с 2003 по 2015 гг., второй столбец табл. 7, так как на этом интервале имеется статистика по всем используемым в модели переменным):

- коэффициент при переменной «относительный уровень заработной платы» (*wage*) говорит о том, что если в регионе заработная плата выше среднероссийской на 1%, то цены будут выше на 0,31%;
- коэффициент при переменной «издержки межрегиональной торговли» (*trade\_cost*) свидетельствует о том, что в регионе, который в среднем удален на 1% дальше от остальных по сравнению со среднероссийским, цены будут выше примерно на 0,1%;
- коэффициент перед переменной «доля платных услуг населению в ВРП» (*serv*), указывает на то, что если в регионе доля платных услуг населению в ВРП на 1% выше, чем в среднем по Российской Федерации, то общий уровень цен будет выше среднероссийского на 0,1%;
- коэффициент перед долей социальных выплат в доходах населения (*soc*) говорит о том, что регионы, в которых доля социальных выплат в доходах населения выше среднероссийского показателя на 1%, характеризуются уровнем цен на 0,11% ниже среднероссийского;
- коэффициент перед уровнем конкуренции в сфере розничной торговли (*comp*) означает, что в регионах, где вариация цен на товары выше, чем в среднем по РФ, на 1%, уровень цен оказывается ниже на 0,04%.

Таким образом, на разброс цен в российских регионах в период 2000–2015 гг. статистически значимое влияние оказывали следующие группы факторов: 1) величина за-

рабочей платы, структура региональной экономики (доля неторгуемых товаров), структура доходов (доля социальных выплат в общих доходах населения); 2) издержки региональной торговли (удаленность региона от остальных); 3) уровень монополизации розничной торговли. Кроме идентификации данных факторов оценены параметры интенсивности их воздействия на дифференциацию региональных цен.

\* \* \*

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

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

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

\* \*  
\*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

*Глуценко К.* Межрегиональная дифференциация темпов инфляции // Научные доклады Российской программы экономических исследований. 2001. № 99/17.

*Глуценко К.* Закон единой цены в российском экономическом пространстве // Прикладная эконометрика. 2010. Т. 17. № 1. С. 3–19.

*Каукин А., Идрисов Г.* Гравитационная модель внешней торговли России: случай большой по площади страны с протяженной границей // Экономическая политика. 2013. № 4. С. 133–154.

*Altissimo F., Benigno P., Palenzuela D.* Long-run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union: NBER Working Paper. № 11473. 2005.

*Anderson J., Wincoop E.* Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle // American Economic Review. 2003. Vol. 93. № 1. P. 170–192.

- Balassa B.* The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // Journal of Political Economy. 1964. Vol. 72. P. 584–596.
- Berkowitz D., DeJong D., Husted S.* Quantifying Price Liberalization in Russia // Journal of Comparative Economics. 1998. Vol. 26. № 4. P. 735–760.
- Cecchetti S., Mark N., Sonora R.* Price Index Convergence among United States Cities // International Economic Review. 2002. Vol. 43. № 4. P. 1081–1099.
- Chambers M., Bailey R.* A Theory of Commodity Price Fluctuations // Journal of Political Economy. 1996. Vol. 104. № 5. P. 924–957.
- De Masi P., Koen V.* Relative Price Convergence in Russia // International Monetary Fund, Staff Papers. 1996. Vol. 43. № 1.
- Duarte M., Wolman A.* Fiscal Policy and Regional Inflation in a Currency Union // Journal of International Economics. 2008. № 74. P. 384–401.
- Felis A., Garrido A.* Market Power Dynamics and Price Volatility in Markets of Fresh Fruits and Vegetables: ULYSSES Working Paper 7. 2015.
- Gluschenko K.* Anatomy of Russia's Market Segmentation // Economics of Transition. 2010. Vol. 18. № 1. P. 27–58.
- Kornher L., Kalkuhl M.* Food Price Volatility in Developing Countries and its Determinants // Quarterly Journal of International Agriculture. 2013. Vol. 52. № 4. P. 277–308.
- Marques H., Pino G., Horrillo J.* Regional Inflation Dynamics Using Space-time Models // Empirical Economics. 2014. Vol. 47. № 3. P. 1147–1172.
- McCallum J.* National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns // The American Economic Review. 1995. Vol. 85. № 3. P. 615–623.
- OECD.* Competition and Commodity Price Volatility // Policy Roundtables. 2012. P. 1–583.
- Parsley D., Wei S.* Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations // The Quarterly Journal of Economics. 1996. Vol. 111. № 4. P. 1211–1236.
- Samuelson P.* Theoretical Notes on Trade Problems // Review of Economics and Statistics. 1964. № 46. P. 145–164.
- Tinbergen J.* Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy. New York: Twentieth Century Fund, 1962.

## Determinants of Price Differentiation across Russian Regions

Yuri Perevyshin<sup>1</sup>, Sergey Sinelnikov-Murylev<sup>2</sup>, Pavel Trunin<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,  
82/9, Prospect Vernadskogo, Moscow, 119571, Russian Federation.  
E-mail: perevyshin-yn@ranepa.ru

<sup>2</sup> Russian Foreign Trade Academy,  
4a, Pudovkina str., Moscow, 119285, Russian Federation.  
E-mail: sinel@vavt.ru

<sup>3</sup> Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,  
82/9, Prospect Vernadskogo, Moscow, 119571, Russian Federation.  
E-mail: pt@ranepa.ru

In the paper, the authors investigate factors of regional price differentiation in the Russian Federation. According to official statistics, the price of a fixed basket of goods and services in different regions may currently differ by more than two-fold. Based on econometric methods of panel data analysis, it was established that in the period 2000–2015, differences in regional prices were caused by the following factors: the Balassa – Samuelson effect (differences in wages, regional economic structure, income structure); the costs of regional trade (distance of the region from other RF regions); the level of monopolization of retail trade.

The results obtained in the article can be used in developing and implementing economic policy aimed at poverty reduction, since differences in the purchasing power of the same income in different regions of Russia create prerequisites for unforeseen changes in inequality.

It is equally important to take into account regional price differences in assessing the efficiency of transport and logistics projects, since such projects can lead to a reduction in regional price differences due to lower interregional trade costs.

The results are important in the development and analysis of the consequences of monetary policy. Decisions in the sphere of monetary policy are the same for all regions, however, due to regional price differentiation, their influence on inflation in individual regions may be different. Thus, accounting for price differences between regions can improve the accuracy of forecasting the consequences of monetary policy measures.

**Key words:** regional price level; regional price differences; regression analysis of Russian regions; the Balassa – Samuelson effect; the costs of regional trade.

**JEL Classification:** E31, C31, C33, R15.

\* \*  
\*

## References

- Gluschenko K. (2001) Mezhhregional'naja differenciacija tempov infljicii [Inter-regional Differentiation of Inflation Rates]. *Russian Economic Research Program*, no 99/17.
- Gluschenko K. (2010) Zakon edinoj ceny v rossijskom jekonomicheskom prostranstve [The Law of One Price in the Russian Economic Space]. *Applied Econometrics*, 17, 1, pp. 3–19.
- Kaukin A., Idrisov G. (2013) Gravitacionnaja model' vneshnej trgovli Rossii: sluchaj bol'shoj po plowadi strany s protjazhennoj granicej [The Gravity Model of Russian Foreign Trade: Case of a Country with Large Area and Long Border]. *Economic Policy*, 4, pp. 133–154.
- Altissimo F., Benigno P., Palenzuela D. (2005) *Long-run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union*. NBER Working Paper, no 11473.
- Anderson J., Wincoop E. (2003) Gravity with Gravititas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, 93, 1, pp. 170–192.
- Balassa B. (1964) The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72, pp. 584–596.
- Berkowitz D., DeJong D., Husted S. (1998) Quantifying Price Liberalization in Russia. *Journal of Comparative Economics*, 26, 4, pp. 735–760.
- Cecchetti S., Mark N., Sonora R. (2002) Price Index Convergence among United States Cities. *International Economic Review*, 43, 4, pp. 1081–1099.
- Chambers M., Bailey R. (1996) A Theory of Commodity Price Fluctuations. *Journal of Political Economy*, 104, 5, pp. 924–957.
- De Masi P., Koen V. (1996) Relative Price Convergence in Russia. *International Monetary Fund, Staff Papers*, 43, 1.
- Duarte M., Wolman A. (2008) Fiscal Policy and Regional Inflation in a Currency Union. *Journal of International Economics*, 74, pp. 384–401.
- Felis A., Garrido A. (2015) *Market Power Dynamics and Price Volatility in Markets of Fresh Fruits and Vegetables*. ULYSSES Working Paper 7.
- Gluschenko K. (2010) Anatomy of Russia's Market Segmentation. *Economics of Transition*, 18, 1, pp. 27–58.
- Kornher L., Kalkuhl M. (2013) Food Price Volatility in Developing Countries and its Determinants. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 52, 4, pp. 277–308.
- Marques H., Pino G., Horrillo J. (2014) Regional Inflation Dynamics Using Space-time Models. *Empirical Economics*, 47, 3, pp. 1147–1172.
- McCallum J. (1995) National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns. *The American Economic Review*, 85, 3, pp. 615–623.
- OECD (2012) Competition and Commodity Price Volatility. *Policy Roundtables*, pp. 1–583.
- Parsley D., Wei S. (1996) Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, 111, 4, pp. 1211–1236.
- Samuelson P. (1964) Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, 46, pp. 145–164.
- Tinbergen J. (1962) *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York: Twentieth Century Fund.