

Ю.Н. Перевышин

РАНХиГС при Президенте РФ, Москва

А.А. Скроботов

РАНХиГС при Президенте РФ, Москва

## Сходимость цен на отдельные товары в российских регионах<sup>1</sup>

**Аннотация.** В статье проведена проверка закона единой цены в 76 российских регионах по набору из 69 товаров, входящих в фиксированный набор товаров и услуг, на ежемесячных данных в период 2003–2015 гг. Для проверки закона единой цены применены подходы, связанные с тестированием нестационарности панельных данных. Проведен обзор литературы, посвященной статистическим методам тестирования панельных единичных корней. Обсуждается проблема пространственной коррелированности временных рядов и ее влияние на рассматриваемые статистические тесты и предлагаются различные методы для учета этой корреляции. Рассмотрены эконометрические работы, в которых предлагаются методы определения доли (пропорции) стационарных и нестационарных временных рядов в панели, в том числе при наличии пространственной корреляции. Для российских региональных данных были применены современные тесты на панельные единичные корни, учитывающие пространственную корреляцию временных рядов, а также позволяющие оценить долю стационарных временных рядов в панели. Данные тестировались сначала на панельный единичный корень, а затем оценивалась доля стационарных временных рядов в панели. Результаты свидетельствуют в пользу выполнения закона единой цены для большей части продовольственных товаров, лекарств, товаров бытовой химии и некоторых услуг, предоставляемых государственными компаниями. Более чем в 70% регионов стационарными оказались относительные цены на овощи, крупы и бензин. Нарушение закона единой цены характерно для предметов одежды, обуви, мебели, услуг, предоставляемых частными компаниями. Возможной причиной этого является неоднородность функциональных и потребительских свойств этих товаров по регионам.

**Ключевые слова:** закон единой цены, тесты на панельные единичные корни, региональные различия цен, относительный уровень цен, сходимость цен.

Классификация JEL: C12, C22, E31, P22, R10.

### 1. Введение

Вопрос о том, различается ли цена одного и того же товара в разных странах и/или регионах, в том числе использующих единую валюту, имеет давнюю историю развития. В зарубежной литературе эта тема изучается в контексте тестирования закона единой цены (Law of one price, LOP) или паритета покупательной способности (Purchasing power parity, PPP). Согласно LOP идентичные товары в различных регионах должны продаваться по одной и той же цене, скорректированной на транспортные издержки. Гипотеза PPP утверждает, что такое положение должно выполняться в среднем: идентичная корзина товаров и услуг должна стоить одинаково в разных регионах одной страны. Стоит отметить, что обе концепции представимы в абсолютной и относительной версиях (в уровнях: рубль, доллар и темп приро-

<sup>1</sup> Авторы выражают признательность С.Г. Синельникову-Мурылеву, Е.А. Перевышиной и анонимному рецензенту за содержательную критику и ценные замечания, позволившие значительно улучшить изложение.

ста, %). В случае абсолютной версии LOP (или PPP) уровень цен в различных регионах должен в точности совпадать. Относительная версия предполагает совпадение темпов изменения цен в регионах; при этом уровни цен могут различаться.

Проверке выполнения LOP и гипотезы PPP посвящено множество эмпирических исследований как на межстрановом уровне, так и в региональном разрезе в рамках одной страны. В российской литературе этот вопрос обсуждался в работах (Глушенко, 2001, 2010). В более поздней работе автор рассматривал стоимость набора основных продуктов питания, через который он аппроксимировал общий уровень потребительских цен. Такая постановка проблемы более характерна для тестирования гипотезы паритета покупательной способности на внутривнутристрановом уровне. В российской литературе нам неизвестны исследования сходимости региональных уровней цен на отдельные товары. Этот пробел восполняет предлагаемая статья.

Обычно проверка закона единой цены или гипотезы паритета покупательной способности сводится к тестированию на наличие единичного корня отдельных временных рядов относительных уровней цен либо их совокупности, объединенной в панель. Однако наиболее распространенные и реализованные в эконометрических пакетах тесты на панельные единичные корни не учитывают проблем корреляции временных рядов друг с другом. В рассматриваемой статье при проверке закона единой цены в российских регионах применяются современные тесты на панельные единичные корни, в которых устранен этот недостаток. Еще одним отличием исследования является использование тестов на панельные единичные корни, которые позволяют не только определить факт наличия стационарных временных рядов в панели, но и дать количественную оценку их доли в общем числе временных рядов.

Таким образом, в исследовании решаются задачи, представляющие теоретический интерес: по каким товарам выполняется закон единой цены в российских регионах, отличаются ли результаты различных тестов на панельные единичные корни. Результаты исследования могут представлять практический интерес для органов государственной власти, проводящих антимонопольную политику, реализующих программы борьбы с бедностью, а также органов монетарной власти.

Изложение статьи построено следующим образом. В разд. 2 представлен краткий обзор литературы по тестированию LOP и PPP в региональном аспекте. В разд. 3 проводится обзор методов тестирования панельных данных на наличие единичного корня, обосновывается выбор используемой методики. Разд. 4 посвящен проверке выполнения закона единой цены в российских регионах, а также обсуждению возможного практического применения полученных результатов. В разд. 5 представлены основные выводы работы.

## 2. Обзор эмпирической литературы по сходимости цен

Выравнивание цен на идентичные товары, реализуемые в различных регионах в один и тот же момент времени, должно происходить в результате действия арбитражеров. Множество исследований было посвящено эмпирической проверке выполнения LOP и PPP на межстрановом уровне, а также построению теоретических моделей, в которых объясняются причины, препятствующие выравниванию цен (Miljković, 1999)<sup>2</sup>. В гораздо меньшем числе исследований тестировалось выполнение закона единой цены для регионов одной страны или стран, использующих единую валюту, например для государств, входящих в зону евро. При аналитическом задании закона единой цены для регионов одной страны обычно используются следующие обозначения:  $p_{i,t}^k$ ,  $p_{j,t}^k$  — цена на товар  $k$  в момент времени  $t$  в регионах  $i$  и  $j$  соответственно. Если закон единой цены выполняется, то временные ряды логарифмов цен  $P_{i,t}^k = \ln p_{i,t}^k$  и  $P_{j,t}^k = \ln p_{j,t}^k$  оказываются коинтегрированными с коинтегрирующим вектором  $(1, -1)$ , а разность между ними ( $q_{ij,t}^k = P_{i,t}^k - P_{j,t}^k$ ) должна быть стационарным процессом. Современные эмпирические исследования для тестирования LOP в основном используют различные процедуры проверки на стационарность логарифма относительной цены.

Стоит обратить внимание, что если в выборке — более двух регионов, то возникает проблема выбора эталонного региона или региона с паритетным уровнем цен, к которому должны стремиться цены в других регионах. Эмпирические работы различаются по способу выбора эталонного уровня цен: это могут быть цены конкретного региона или средний уровень цен по стране. Помимо этого эмпирические работы отличаются уровнем агрегирования товаров: в одних рассматривается стоимость корзины товаров, а в других — цены на отдельные товары.

Так, в статье (Parsley, Wei, 1996) закон единой цены проверялся для 51 конечного товара или услуги в 48 городах США. В качестве эталонного был выбран уровень цен в городе Новый Орлеан. Авторы составили панельную выборку из временных рядов относительных цен для каждого города. Затем тестировалась гипотеза о наличии единичного корня в панельных данных с использованием подхода (Levin, Lin, Chu, 2002). Результаты, полученные в статье (Parsley, Wei, 1996), свидетельствуют о том, что в 39 случаях из 51 закон единой цены выполняется: динамика относительных цен 39 товаров оказалась стационарным процессом.

В работе (Parsley, Wei, 1996) определено время полувозврата к эталонному уровню цен, которое составило четыре квартала для нескоропортящихся товаров, пять кварталов — для скоропортящихся товаров и 15 кварталов — для услуг.

В более позднем исследовании (Cecchetti et al., 2002) гипотеза PPP проверялась для корзины товаров и услуг, авторы тестировали сходимость общего уровня цен между городами США к эталон-

<sup>2</sup> В (Miljković, 1999) представлен широкий обзор работ, посвященных проверке LOP на межстрановом уровне, а также анализу факторов, препятствующих выполнению LOP в международной торговле.

ному. Рассматривалась динамика индексов потребительских цен в 19 крупнейших городах США. Методы эмпирического анализа основывались на тестировании единичных корней в панельных данных. Использовались два панельных теста на единичные корни: Левина–Лина (Levin et al., 2002) и Има–Песарана–Шина (Im et al., 2003). Результаты исследования (Cecchetti et al., 2002) свидетельствуют о том, что гипотеза о наличии единичного корня в относительных ценах между городами США отвергается на всей выборке и на большинстве подвыборок (об этом свидетельствуют оба теста). Таким образом, был сделан вывод в пользу выполнения PPP в городах США. На выборке с 1918 по 1995 г. авторы оценили время полувозврата относительного уровня цен к общему тренду, которое составило около 8,5 лет.

Однако в статье (Yazgan, Yilmazkuday, 2011) были получены результаты, согласно которым время полувозврата уровня цен к среднему по городам США составляет всего 1,64 квартала для всех товаров, 1,37 квартала – для скоропортящихся товаров и 2,75 квартала – для неторгуемых товаров<sup>3</sup>. Авторы (Yazgan, Yilmazkuday, 2011) использовали ту же самую методику, что и в работе (Parsley, Wei, 1996), основанную на тестировании гипотезы о наличии единичного корня в панельных регрессиях относительных региональных уровней цен. Авторы рассматривали все возможные комбинации пар относительных уровней цен в городах США, что позволяет обойти проблему выбора эталонного уровня цен. В исследовании (Yazgan, Yilmazkuday, 2011) использовалась статистика по 48 конечным товарам и услугам в 52 городах США в период с I квартала 1990 г. по IV квартал 2007 г. Для каждого из 48 товаров проверялось на стационарность 1326 относительных (попарных для городов) уровней цен, собранных в панель. Полученные в работе (Yazgan, Yilmazkuday, 2011) результаты указывают на выполнение LOP для всех типов товаров и услуг, рассматриваемых в исследовании.

Исходная версия закона единой цены объясняет распределение цен между регионами или странами в пространстве. Однако в большинстве работ исследуются изменения цен между регионами во времени, что скорее соответствует проблеме отклонения от LOP или PPP. Особенностью работы (Cucini et al., 2005) является проверка закона единой цены в аспекте пространства, а не во времени. Авторы сопоставили уровни цен, выраженные в одной валюте, на более чем 1800 наименований товаров и услуг по странам Европейского союза за четыре промежутка времени 1975, 1980, 1985 и 1990 г. Применялся графический и статистический анализ. Результаты проведенного исследования показали, что отклонения от закона единой цены между странами для отдельных товаров могут быть весьма значительными (до 2 раз). В отклонениях цен от LOP наблюдался эффект дохода. Цены в отно-

<sup>3</sup> Здесь и далее под торгуемыми понимаются товары, которые можно перемещать между территориями (мобильные/перемещаемые товары), это более широкий набор товаров, чем биржевые, например, одежда, бытовая химия, некоторые фрукты и овощи являются торгуемыми, но не биржевыми товарами. Неторгуемые – это товары, которые потребляются в месте их производства и не могут быть транспортированы, например услуги такси, ЖКХ. Это дословный перевод терминов «tradable» и «non-tradable». В некоторых источниках используются термины «мобильные» и «немобильные».

нительно бедных Греции, Португалии и Испании, как правило, были ниже, чем в среднем по Европейскому союзу. В относительно богатых странах отклонения цен от среднего значения по Европейскому союзу оказались крайне незначительными, при этом число переоцененных товаров было примерно равно количеству недооцененных (Cucini et al., 2005). После устранения из цен отдельных товаров эффекта дохода и разных ставок налога на добавленную стоимость их различия между странами стали еще меньше. Из чего авторы (Cucini et al., 2005) сделали вывод о выполнении LOR для большинства товаров в странах Европейского союза. Отклонение от среднего уровня цен оказалось гораздо ниже для торгуемых, чем для неторгуемых товаров.

Выполнение закона единой цены также проверялось на данных Канады. В работе (Ceglowski, 2003) исследовалась динамика цен 45 потребительских товаров в 25 канадских городах на ежемесячных данных в период 1976–1993 гг. Проверка закона единой цены в работе (Ceglowski, 2003) осуществлялась на основе тестирования временных рядов относительных цен на единичный корень с использованием теста Дики–Фуллера. В качестве эталонного был выбран уровень цен в Торонто. Результаты указывали на выполнение закона единой цены. Так, гипотеза о наличии единичного корня отвергается на уровне значимости в 10% для 55% временных рядов относительных цен. В работе (Ceglowski, 2003) справедливо отмечается, что одномерный тест Дики–Фуллера обладает низкой мощностью для малых выборок, что приводит к невозможности отклонить нулевую гипотезу о наличии единичного корня, когда его на самом деле нет. Для решения этой проблемы использовался тест Фишера, который учитывает значения тестов Дики–Фуллера для всех городов по заданному товару. Согласно полученным с помощью теста Фишера оценкам LOR выполнялся для 41 товара (Ceglowski, 2003). Также в этой статье было оценено время полувозврата уровня цен на отдельные товары к его эталонному значению, соответствующему закону единой цены. Полученные оценки находились в интервале от 0,1 до 2,1 года. Для большинства товаров это время составляло менее года, а медианное значение – 0,55 года.

Выполнение гипотезы PPP в российских регионах проверялось в работе (Глуценко, 2010). Автор изучал динамику общего уровня цен в 75 регионах России в период 1994–2000 гг. на ежемесячных данных. В качестве общего уровня цен использовалась стоимость набора из 25 основных продуктов питания. Автор, как и в работе (Parsley, Wei, 1996), вычислял логарифм относительного уровня цен в регионе по сравнению с общероссийским и тестировал полученный временной ряд на стационарность, используя для этого тест Филлипса–Перрона. В работе отмечается, что строгое выполнение PPP является очень жестким предположением из-за существования транзакционных издержек арбитража. Если транспортные издержки оказываются выше различий в ценах, то арбитражные операции становятся невы-

годными и стимулы выравнивать цены между регионами исчезают. С целью учета затрат на перевозку товаров в работе (Глуценко, 2010) проверялось также выполнение слабой версии PPP, согласно которой цены между регионами будут сходиться, если их различия выходят за определенный интервал, в противном случае могут наблюдаться постоянные различия в ценах между регионами. Для этого в исследовании (Глуценко, 2010) использовалась пороговая авторегрессионная модель. Результаты, полученные в (Глуценко, 2010), указывают на то, что в рассматриваемый интервал времени строгий вариант гипотезы PPP выполнялся примерно в половине регионов России. Среднее время полувозврата региональных цен к уровню, соответствующему PPP, по оценкам автора, составляло 6,5 месяцев, что сопоставимо с результатами для городов Канады. Согласно результатам (Глуценко, 2010) PPP в слабой форме выполнялся для 63 регионов. Среднее значение порога по регионам было оценено в 13,3%. Это свидетельствует о том, что до тех пор, пока в среднестатистическом регионе РФ цена не отклонится от среднероссийской на 13% в большую или меньшую сторону, арбитражные операции, приводящие к выравниванию цен в этом регионе, будут невыгодными (Глуценко, 2010).

Проведенный нами обзор эмпирических исследований показывает, что основным способом к проверке LOP и PPP в современной эмпирической литературе является тестирование панели временных рядов региональных относительных цен на наличие единичного корня. Однако используемые в большинстве работ тесты (Levin et al., 2002; Im et al., 2003) имеют ряд недостатков. Обсуждению недостатков этих тестов, а также описанию альтернативных методов тестирования панельных данных на стационарность посвящен следующий раздел.

### 3. Описание методики

#### 3.1. Тестирование наличия единичного корня в панельных данных

Рассмотрим процедуру проверки наличия единичного корня в панелях на простейшем примере, в котором временные ряды  $\{y_{i0}, \dots, y_{iT}\}$  для кросс-секционных объектов  $i = 1, \dots, N$  и периодов времени  $t = 0, \dots, T$  порождает простая авторегрессия первого порядка

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где начальное значение  $y_{i0}$  (при упрощенном предположении) является фиксированной константой, ошибки  $\varepsilon_{it}$  – независимые и одинаково распределенные (i.i.d.) по всем  $i$  и  $t$  с нулевым математическим ожиданием  $E(\varepsilon_{it}) = 0$ , постоянной дисперсией  $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 < \infty$  и конечным четвертым моментом,  $E(\varepsilon_{it}^4) < \infty$ . Отметим, что в этом простейшем случае временные ряды являются независимыми ( $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{j,t-k}) = 0$  для любых  $i, j, i \neq j$ , и  $k$ ).

Проверка наличия единичного корня в панели эквивалентна тестированию следующей нулевой гипотезы

$$H_0 : \rho_1 = \dots = \rho_N = 1, \quad (2)$$

т.е. предположению о том, что все временные ряды имеют единичный корень (являются независимыми случайными блужданиями), против одной из альтернатив  $H_{1a}$  и  $H_{1b}$ :

$$H_{1a} : \rho_1 = \dots = \rho_N \equiv \rho < 1, \quad (3)$$

$$H_{1b} : \rho_1 < 0, \dots, \rho_{N_0} < 1, N_0 \leq N. \quad (4)$$

При первой альтернативе,  $H_{1a}$ , авторегрессионный параметр одинаков для всех кросс-секционных объектов. Эта альтернатива была предложена в (Levin et al., 2002) (далее – LLC) и названа *однородной альтернативой (homogeneous alternative)*. При второй альтернативе предполагается, что все  $N_0$  кросс-секционных объектов ( $0 < N_0 \leq N$ ) являются стационарными процессами с индивидуальными авторегрессионными коэффициентами. Эта альтернатива была предложена в (Im et al., 2003) (далее IPS) и названа *неоднородной альтернативой (heterogeneous alternative)*. Для тестирования гипотезы о панельном единичном корне против однородной альтернативы используется  $t$ -статистика на основе модели пула для коэффициента  $\rho$ . Для тестирования той же гипотезы против неоднородной альтернативы используется статистика  $\sqrt{N}\bar{t}$ , где  $\bar{t}$  – среднее из индивидуальных тестовых статистик для проверки гипотезы единичного корня (например, статистик Дики–Фуллера, ADF) для каждого объекта (временного ряда) в панели. Обе статистики имеют асимптотически стандартное нормальное распределение. При наличии детерминированной компоненты (фиксированные эффекты и индивидуальные тренды) тестовая статистика корректируется таким образом, чтобы устранить возможное асимптотическое смещение (Breitung, Pesaran, 2008).

Для состоятельности тестовых статистик необходимо, чтобы доля стационарных временных рядов в панели сходилась к фиксированной константе, т.е.  $N_0 / N \rightarrow \kappa$  при  $N \rightarrow \infty$ . Отвержение нулевой гипотезы в пользу *неоднородной* альтернативы не обязательно говорит о том, что наличие единичного корня отвергается для всех  $i$ , а только о том, что гипотеза отвергается для доли  $N_0 \leq N$  и тест не дает информации о величине  $\kappa$  или о тех временных рядах в панели, для которых гипотеза отвергается. Отвержение гипотезы единичного корня против *однородной* альтернативы не обязательно означает, что все временные ряды в панели являются стационарными. Этот тест также будет отвергать нулевую гипотезу, если в панели есть существенная доля стационарных временных рядов (Pesaran, 2012).

### 3.2. Тестирование при наличии пространственной корреляции

Предположение об отсутствии пространственной корреляции в ошибках ( $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{j,t-k}) = 0$  для любых  $i, j, i \neq j$ , и  $k$ ), которое устанавливалось в таких классических тестах, как LLC и IPS, является



достаточно сильным и, вероятно, не выполняется при исследовании региональных данных. Ввиду того что существуют одни и те же ненаблюдаемые общие факторы (например, шоки технологии, привычки и фискальная политика), логично ожидать, что эти общие факторы влияют на многие макроэкономические переменные – цены, процентные ставки, выпуск и т.д.

В (O'Connell, 1998; Maddala, Wu, 1999) было показано, что в пространственно коррелированных панелях наблюдаются сильные искажения размера (вероятность ошибки первого рода) для стандартных панельных тестов на наличие единичного корня. В (Strauss, Yigit, 2003) авторы продемонстрировали, что степень искажения размера этих тестов увеличивается при возрастании корреляции между объектами. В (Baltagi et al., 2007) обсуждается еще один источник кросс-секционной корреляции – географическая (spatial) корреляция, популярная в региональных исследованиях, причиной которой является пространственное (географическое) взаимодействие и пространственная неоднородность объектов.

Одним из самых удобных способов решения проблемы пространственной корреляции является включение общей временной переменной в панельную регрессию: общего фактора, из-за которого может происходить совместное изменение переменных в разных регионах. В (Bai, Ng, 2004) рассматривался достаточно общий подход к решению проблемы пространственной корреляции, названный панельным анализом нестационарности в общей и идиосинкразической компонентах (Panel Analysis of Nonstationary in the Idiosyncratic and Common Components, PANIC). Модель, которая задает процесс порождения данных на объекте  $i$  в момент времени  $t$  ( $Y_{it}$ ), предложенная в (Bai, Ng, 2004), имеет вид:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_i' F_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

$$(I - \Phi L) F_t = C(L) u_t, \quad (6)$$

$$(1 - \rho_i L) \varepsilon_{it} = D_i(L) e_{it}, \quad (7)$$

где  $\alpha_i$  – фиксированные эффекты,  $F_t$  – общий фактор,  $\lambda_i$  – соответствующие факторные нагрузки,  $I$  – единичная матрица соответствующей размерности,  $C(L)$  и  $D_i(L)$  – матричные полиномы от оператора запаздывания  $L$ ,  $\Phi$  – матрица коэффициентов,  $u_t$  – ошибка, соответствующая процессу общих факторов. Идиосинкразическая ошибка  $\varepsilon_{it}$  является  $I(1)$  процессом (интегрированным первого порядка), если  $\rho_i = 1$ , и будет стационарной, если  $|\rho_i| < 1$ ,  $e_{it}$  – стационарный процесс. Факторы также могут быть как стационарными, так и интегрированными первого порядка (ранг матрицы  $C(1)$  равен числу общих трендов). Похожую модель, среди прочих, исследовали в своих работах (Phillips, Sul, 2003; Choi, 2006; Moon, Perron, 2004). Если мы очистим исходные данные  $Y_{it}$  от влияния общих факторов, то получим



пространственно некоррелированные остатки, которые затем можно тестировать на наличие единичных корней.

Оценить факторы можно методом главных компонент<sup>4</sup>. Если ошибки  $\varepsilon_{it}$  являются  $I(0)$ , то, применяя метод главных компонент, мы получаем состоятельные оценки  $F_t$  и  $\lambda_i$ , когда все факторы –  $I(0)$  или некоторые из них –  $I(1)$ . Но в случае когда  $\varepsilon_{it} \sim I(1)$ , регрессия  $Y_{it}$  на  $F_t$  будет ложной, даже если бы факторы были наблюдаемыми. Для получения состоятельных оценок авторы предлагают сначала привести данные к стационарному виду. А конкретно – определим  $y_{it} = \Delta Y_{it}$ ,  $f_t = \Delta F_t$  и  $z_{it} = \Delta \varepsilon_{it}$ . Тогда мы можем оценить модель

$$y_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it}, \quad (8)$$

в которой  $f_t$  получены на основе метода главных компонент. Затем можно выполнить обратное преобразование  $\hat{\varepsilon}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is}$  и  $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$  и сформировать состоятельные оценки факторов. Отметим, что хотя  $z_{it}$  может быть передифференцированным процессом, если исходные данные  $\varepsilon_{it}$  были стационарными, оценки факторов все равно будут состоятельными, хотя и неэффективными. После оценивания мы можем использовать ряды  $\hat{\varepsilon}_{it}$  для тестирования наличия панельного единичного корня, поскольку эти ряды являются некоррелированными.

В (Bai, Ng, 2004) авторы акцентировали внимание на тесте (Choi, 2001):

$$P_{\hat{\varepsilon}} = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) - 2N}{\sqrt{4N}}, \quad (9)$$

где  $p_i$ ,  $i = 1, \dots, N$ , являются  $p$ -значениями ADF-теста без детерминированной компоненты для объекта  $i$ , рассчитанные для очищенных от факторов остатков  $\hat{\varepsilon}_{it}$ . Полученный тест является асимптотически стандартным и нормальным.

В (Bai, Ng, 2010) предлагаются дополнительные тесты, основанные на очистке переменных от факторов согласно подходу (Bai, Ng, 2004). Тесты  $P_a$  и  $P_b$  представляют собой аналоги статистики  $t_b^*$ , предложенной в (Moon, Perron, 2004), за исключением того что она строится на другом множестве остатков и на другом методе дефакторизации. Эти тесты основаны на регрессии пула

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \quad (10)$$

Пусть

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{ei}^2, \quad \hat{\omega}_{\varepsilon}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{ei}^2, \quad \hat{\lambda}_{\varepsilon} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_{ei}, \quad \hat{\phi}_{\varepsilon}^4 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\phi}_{ei}^4,$$

где  $\hat{\sigma}_{ei}^2$ ,  $\hat{\omega}_{ei}^2$  и  $\hat{\lambda}_{ei} = (\hat{\omega}_{ei}^2 - \hat{\sigma}_{ei}^2) / 2$  – оценки дисперсии, долгосрочной дисперсии и односторонней долгосрочной дисперсии процесса  $\varepsilon_{it}$ . Оценки долгосрочной дисперсии можно получить согласно (Andrews, Monahan, 1992), используя квадратичное спектральное ядро и предбеление (подробнее см. (Bai, Ng, 2010)). Тогда при наличии фиксированных эффектов рассчитанные статистики имеют вид

$$P_a = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) / \sqrt{2\hat{\phi}_{\varepsilon}^4 / \hat{\omega}_{\varepsilon}^2}, \quad (11)$$

<sup>4</sup> Кроме метода главных компонент, в (Karpetanios, 2005) рассматриваются другие варианты дефакторизации, такие как динамический метод главных компонент и метод, основанный на оценивании подпространства факторов.

$$P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right) \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{\hat{\phi}_\varepsilon^4}}, \quad (12)$$

$$\text{где } \hat{\rho}^+ = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1} \hat{e}_{i,t} - NT \hat{\lambda}_\varepsilon \right) / \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2.$$

Оба теста,  $P_a$  и  $P_b$ , имеют асимптотически нормальное распределение. При проведении этих тестов можно использовать обычные левосторонние нормальные критические значения. Важно отметить, что оценивание факторов на основе модели в первых разностях удаляет фиксированные эффекты, как будто бы их в действительности не было.

Кроме этого, в (Bai, Ng, 2010) был обобщен тест Саргана–Бхаргавы (Sargan, Bhargava, 1983),  $SB$ , и модифицированный тест Саргана–Бхаргавы (Stock, 1999),  $MSB$ . Особенность теста  $MSB$  заключается в том, что он не требует оценивания параметра  $\rho$ , что позволяет сравнить, происходит ли изменение в мощности из-за оценивания этого параметра. Расчетная статистика панельного теста  $MSB$  ( $PMSB$ ) в случае фиксированных эффектов (или отсутствия детерминированной компоненты) имеет вид:

$$PMSB = \sqrt{N} \left( \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t}^2 - 0,5 \hat{\omega}_\varepsilon^2 \right) / \sqrt{\hat{\phi}_\varepsilon^4 / 3}. \quad (13)$$

Однако, как показано в (Westerlund, 2015b), модифицированные тесты Саргана–Бхаргавы хотя и являются легко вычисляемыми (и асимптотически нормальными), но имеют более низкую асимптотическую локальную мощность, чем тесты  $P_a$  и  $P_b$ . Тесты  $P_a$  и  $P_b$  являются оптимальными в смысле наибольшей асимптотической локальной мощности (см. (Westerlund, 2015a)). Тесты (Bai, Ng, 2004, 2010) имеют то же самое асимптотическое распределение, что и их аналоги при отсутствии кросс-секционной коррелированности. Также (см. (Westerlund, 2015b)) локальная мощность этих тестов не зависит от общих факторов, а зависит только от гетероскедастичности и серийной корреляции ошибок.

Таким образом, тесты  $P_a$ ,  $P_b$ ,  $MSB$  и  $P_\varepsilon$  решают проблему коррелированности временных рядов, но по-прежнему не дают ответа на вопрос о доле стационарных временных рядов в панели.

### 3.3. Определение доли стационарных временных рядов в панели

Как отмечалось в предыдущем разделе, отвержение нулевой гипотезы о наличии единичного корня во всех временных рядах в панели не является свидетельством того, что все временные ряды стационарные, а указывает только на то, что существует статистически значимая пропорция (доля) стационарных временных рядов. Может быть так, что небольшая доля рядов стационарная, а может быть, и все

ряды в панели — стационарные (см. (Westerlund, Breitung, 2013, Fact 2)). Соответственно, при отвержении нулевой гипотезы о том, что все ряды в панели будут нестационарными, исследование должно сопровождаться оценкой доли стационарных временных рядов. В недавно опубликованных работах рассматривалась проблема оценивания доли стационарных временных рядов в панелях. В (Pesaran, 2007) отмечалось, что если вычислять долю стационарных временных рядов на основе одномерных тестов (для каждого временного ряда) о наличии единичного корня, то эта доля будет сходиться к заданному уровню значимости при  $N, T \rightarrow \infty$ , даже если в действительности все ряды нестационарные. Если фактическая частота отвержения больше заданного уровня значимости, то по-прежнему определение доли стационарных временных рядов невозможно, из-за того что мы не знаем, какие из этих временных рядов в действительности являются стационарными.

Был предложен ряд методов для определения доли стационарных и нестационарных временных рядов в панели, а также методы кластеризации этих рядов на две группы. Подходы, основанные на множественном тестировании, широко используемые в статистике, проанализированы в работах (Hanck, 2009; Decker, Hanck, 2014; Moon, Perron, 2012) в контексте панельных данных. В этих работах для тестирования гипотезы о наличии единичного корня в конкретном временном ряде критические значения корректировались различными способами. В работах (Kapetanios, 2003; Chortareas, Kapetanios, 2009) предлагается метод разделения временных рядов в панели на стационарные и нестационарные путем последовательного тестирования единичного корня в панели (метод называется Sequential Panel Selection Method, SPSM). При отвержении нулевой гипотезы (2) из панели удаляется самый стационарный временной ряд (например, на основе индивидуальных ADF-статистик); и далее гипотеза единичного корня тестируется снова для уменьшенной панели. Процедура останавливается только тогда, когда гипотеза единичного корня (2) перестает отвергаться на заданном уровне значимости.

Альтернативная процедура была предложена в (Smeekes, 2014), где автор представил разработанный им бутстраповский последовательный квантильный тест (Bootstrap Sequential Quantile Test, BSQT). При тестировании LOP по российским регионам далее мы будем использовать этот метод. Причина такого выбора заключается в том, что он является наиболее робастным к различным классам ошибок, поскольку использует процедуры бутстрапа, а также потому что он работает достаточно хорошо вне зависимости от соотношения между  $T$  и  $N$  в отличие от других тестов. Подход (Smeekes, 2014) заключается в следующем. Пусть  $0 < q_1 < \dots < q_r < 1$  — число стационарных временных рядов, а  $q_0 = k_0 / N$  — соответствующая пропорция этих стационарных рядов. Пусть  $0 < q_1 < \dots < q_r < 1$  — множество специфицированных долей стационарных рядов, которые будут

последовательно проверяться. Авторы тестируют нулевую гипотезу  $H_0(q_j)$  о том, что пропорция стационарных рядов равна  $q_j$  против альтернативы  $H_1(q_{j+1})$ , что по крайней мере пропорция  $q_{j+1}$  рядов стационарна. Эта нулевая гипотеза проверяется последовательно для  $j = 1, \dots, r$ , останавливаясь, когда  $H_0(q_j)$  не будет отвергаться. Тестовой статистикой  $\tau(q_j, q_{j+1})$  для проверки нулевой гипотезы  $H_0(q_j)$  против альтернативы  $H_1(q_{j+1})$  будет порядковая статистика, соответствующая альтернативе:

$$\tau(q_j, q_{j+1}) = \theta_{(k_{j+1})} = \theta_{(\lfloor q_{j+1}N \rfloor)},$$

где  $\theta_i$  – некоторый состоятельный тест на единичный корень для временного ряда  $i$ , а  $\theta_{(1)}, \dots, \theta_{(N)}$  – порядковые статистики  $\theta_1, \dots, \theta_N$ , упорядоченные по возрастанию. В качестве  $\theta_i$  для временных рядов  $i = 1, \dots, N$ , согласно рекомендации (Smeekees, 2014), мы будем далее использовать статистику

$$\theta_i(\alpha) = \min \left( \left( \frac{-1}{c_{i, GLS}^{\mu*}(\alpha)} \right) ADF - GLS_i^{\mu}, \left( \frac{-1}{c_{i, OLS}^{\mu*}(\alpha)} \right) ADF - OLS_i^{\mu} \right),$$

где  $ADF - GLS_i^{\mu}$  и  $ADF - OLS_i^{\mu}$  – ADF-статистики для временного ряда  $i$ , использующие соответственно GLS- и OLS-детрендрование (индекс  $\mu$  означает, что, по нашему предположению, в данных нет детерминированного тренда),  $c_{i, GLS}^{\mu*}(\alpha)$  и  $c_{i, OLS}^{\mu*}(\alpha)$  – бутстраповские критические значения на уровне значимости  $\alpha$  для тестов  $ADF - GLS_i^{\mu}$  и  $ADF - OLS_i^{\mu}$  соответственно (подробности см. в (Smeekees, 2014)).

Из-за зависимости между статистиками  $\theta_i$  для разных объектов предлагается использовать процедуру блочного бутстрапа, аналогичную (Palm et al., 2011), для получения критических значений статистик  $\tau(q_j, q_{j+1})$ .

Важно отметить, что если мы отвергаем гипотезу  $H_0(q_j)$  против  $H_1(q_{j+1})$ , мы только можем сказать, что  $q_j$  рядов стационарны, но ничего не можем сказать о  $q_{j+1}$ . Иными словами, если  $\hat{q} = q_j$ , то это можно интерпретировать только как то, что доля стационарных рядов –  $q_{j-1}$ , а нестационарных –  $q_{j+1}$ . Действительная пропорция стационарных рядов должна лежать в интервале  $(q_{j-1}, q_{j+1})$ . Поэтому для получения более точного результата квантили,  $q_1, \dots, q_r$ , должны лежать близко друг к другу. Однако если они лежат далеко друг от друга, это увеличивает мощность процедуры из-за объединения групп рядов, т.е. на каждом шаге метод использует кросс-секционную информацию тем же самым способом, что и стандартные тесты на панельные единичные корни. В работе (Smeekees, 2014) автор не дает практической рекомендации, как выбрать разбиение  $q_j$ , указывая, что это зависит от многих факторов – величин  $N$  и  $T$ , конкретной эмпирической задачи и т.д. Можно было бы рассмотреть частный случай, полагая  $q_j = (j-1)/N$ ,  $j = 1, \dots, N$ , что позволяет тестировать каждый временной ряд в панели последовательно, однако такая постановка будет иметь фундаментально иную интерпретацию и будет обоснована для малых  $N$ . Также

отметим, что подход BSQT асимптотически обоснован только относительно  $T \rightarrow \infty$ , но  $N$  предполагается фиксированным.

В (Smeekes, 2014) также предлагаются две модификации процедуры BSQT. Первая модификация, BSQT2, связана с несколько отличным построением бутстраповской выборки, учитывающим предыдущие шаги процедуры. Вторая процедура, названная IBSQT (или IBSQT2 – по аналогии с первой процедурой), связана с тем, что действительная пропорция стационарных временных рядов лежит между двумя квантилями. Таким образом, исследователю хотелось бы иметь более точное значение пропорции стационарных временных рядов. Если  $\hat{q} = q_j$ , то истинная доля должна лежать в интервале  $[q_{(j-1)}, q_{(j+1)}]$ . В то время как на данном шаге стандартная процедура BSQT останавливается, IBSQT продолжает применять аналогичную последовательную процедуру к интервалу  $[q_{(j-1)}, q_{(j+1)}]$ , постепенно его сужая. После второго шага интервал должен уменьшиться. Однако ценой уточнения доли стационарных временных рядов является накопление ошибки на каждой итерации, поэтому число итераций процедур IBSQT рекомендуется выбирать небольшим (мы будем использовать не более трех итераций).

Нам неизвестны эмпирические работы, в которых проверялось бы выполнение закона единой цены в российских регионах для отдельных товаров. Чтобы закрыть этот пробел, было проведено эконометрическое тестирование LOP в российских регионах, результаты которого представлены в разд. 4.

#### **4. Анализ сходимости цен на российских данных**

##### **4.1. Описание данных**

В открытом доступе на сайте Росстата имеется ежемесячная статистика о региональных ценах на товары, входящие в фиксированный набор товаров и услуг, с 2003 г. Из 83 позиций из этого набора в исследование включено 69. Удалены те товары или услуги, описание или состав которых менялись с течением времени. Список товаров и услуг, цены на которые используются в последующем анализе, а также их краткие обозначения представлены в Приложении, табл. П1.

Для большинства товаров используются данные с января 2003 г. по декабрь 2015 г. Из выборки исключены следующие регионы: Чеченская Республика, Республика Ингушетия, Республика Крым, Амурская область, Чукотский автономный округ, г. Севастополь. Оставшиеся автономные округа учитывались в составе соответствующих областей. Таким образом, в итоговую выборку вошло 76 регионов. На первом этапе обработки исходных данных необходимо вычислить относительные цены одних и тех же товаров в разных регионах. Проблема состоит в выборе базового региона с эталонным уровнем цен. Из 76 регионов можно составить 2850 пар относительных цен, меняя базовый регион. Обработка такого объема данных затрудни-

тельна, поэтому в качестве эталонного было решено использовать среднероссийский уровень цен для каждого товара по аналогии с работой (Глуценко, 2010).

После определения относительного уровня цен на каждый товар в каждом регионе вычислялся логарифм полученного соотношения

$$P_{i,t}^k = \ln \left( \frac{p_{i,t}^k}{p_t^k} \right), \quad (14)$$

где  $p_{i,t}^k$  – цена товара  $k$  в регионе  $i$  в момент времени  $t$ ;  $p_t^k$  – среднероссийская цена товара  $k$  в момент времени  $t$ ;  $i=1, \dots, 76$  – номер региона;  $k=1, \dots, 69$  – номер товара или услуги;  $t=1, \dots, 156$  – индекс времени.

#### 4.2. Результаты тестов на стационарность: существование устойчивой доли стационарных временных рядов

Обычно в эмпирических работах полученные на основе уравнения (14) временные ряды проверяются на стационарность с помощью одномерных тестов (например, тестов Дики–Фуллера). Однако эти тесты обладают малой мощностью на коротких временных рядах (не могут отличить стационарный ряд, медленно сходящийся к своему среднему значению, от нестационарного ряда). Решение этой проблемы заключается в объединении временных рядов в панель и тестировании наличия панельных единичных корней. Существуют стандартные тесты, реализованные во многих эконометрических пакетах (IPS, LLC), но в этих тестах не учитывается проблема корреляции временных рядов друг с другом, вызванная действием общих факторов. Кроме того, для этих тестов характерна проблема пространственной корреляции, причиной которой является взаимодействие регионов, расположенных недалеко друг от друга.

Преодолеть эти недостатки позволяют тесты, предложенные в работе (Bai, Ng, 2010). Расчетные статистики рассматриваемых тестов представлены уравнениями (9), (11)–(13). В дальнейшем тесты на панельные единичные корни из работы (Bai, Ng, 2010) мы будем называть в соответствии с обозначением их расчетных статистик. Каждый тест проверяет нулевую гипотезу о том, что все временные ряды в панели имеют единичный корень (являются нестационарными). В тестах  $P_a, P_b, PMSB$  нулевая гипотеза тестируется против однородной альтернативы, а в тесте  $P_c$  – против неоднородной. Все четыре теста были применены к панелям, составленным из временных рядов региональных относительных цен каждого товара. Результаты представлены в табл. 1.

Из данных, представленных в табл. 1, следует, что по большинству товаров результаты всех четырех тестов согласованы. В табл. 2 сведены товары, для которых все четыре теста отвергают или не отвергают нулевую гипотезу о наличии панельного единичного корня.

Таблица 1

## Результаты панельных тестов на стационарность

Обозначение	Тест				Обозначение	Тест			
	$P_{\epsilon}$	$P_a$	$P_b$	$PMSB$		$P_{\epsilon}$	$P_a$	$P_b$	$PMSB$
prod1	14,14***	-19,37***	-9,06***	-4,81***	prod36	0,43	-0,93	-0,97	0,45
prod2	10,01***	-14,24***	-7,39***	-4,11***	prod37	0,37	0,05	0,05	0,92
prod3	13,82***	-18,95***	-8,98***	-4,72***	prod38	0,29	-0,20	-0,20	-0,11
prod4	0,46	-0,03	-0,03	-0,34	prod39	1,10	-0,78	-0,82	0,83
prod5	2,16**	-0,49	-0,48	-0,13	prod40	0,15	-2,00**	-1,80**	0,97
prod6	7,52***	-12,17***	-6,25***	-3,72***	prod41	1,06	0,30	0,30	-0,12
prod7	6,09***	-5,26***	-3,74***	-3,03***	prod42	1,70*	0,38	0,43	1,74
prod8	10,52***	-14,74***	-7,93***	-4,57***	prod43	0,54	-1,91**	-1,79**	-0,66
prod9	5,66***	-7,54***	-4,94***	-3,24***	prod44	1,08	0,83	0,93	1,82
prod10	6,83***	-8,09***	-5,06***	-3,60***	prod45	1,91*	-3,81***	-2,73***	-2,29***
prod11	12,40***	-13,35***	-7,00***	-4,33***	prod46	0,10	-0,31	-0,31	0,24
prod12	34,34***	-92,46***	-22,82***	-6,12***	prod47	0,50	-2,53***	-0,21**	-1,44*
prod13	21,97***	-20,74***	-8,41***	-3,75***	prod48	3,02***	-3,75***	-3,10***	-1,94***
prod14	0,94	-0,31	-0,29	-0,60	prod49	2,04**	-4,27***	-3,46***	-2,15**
prod15	4,38***	-5,62***	-3,95***	-3,23***	prod50	0,60	-1,99**	-1,75**	-1,18
prod16	9,23***	-13,10***	-7,61***	-4,60***	prod51	0,89	-3,79***	-3,04***	-1,96***
prod17	3,22***	-6,23***	-4,53***	-3,11***	prod52	1,56	-1,47*	-1,45*	-0,07
prod18	9,66***	-15,41***	-8,13***	-4,53***	prod53	0,09	-2,40**	-2,15**	-1,12
prod19	17,43***	-28,75***	-12,04***	-5,56***	prod54	4,15***	-5,19***	-3,63***	-2,46***
prod20	2,83***	-3,56***	-2,84***	-2,38***	prod55	0,43	0,87	0,97	1,57
prod21	1,61	-0,81	-0,76	-0,62	prod56	1,90*	-2,87***	-2,50***	-1,39*
prod22	18,70***	-34,65***	-12,92***	-5,46***	prod57	4,72***	-11,90***	-6,75***	-4,00***
prod23	34,83***	-93,33***	-22,79***	-6,14***	prod58	10,47***	-17,31***	-9,01***	-4,77***
prod24	31,90***	-99,53***	-23,68***	-6,31***	prod59	15,26***	-30,53***	-12,30***	-5,63***
prod25	28,89***	-60,19***	-17,94***	-6,15***	prod60	9,23***	-20,83***	-9,50***	-5,25***
prod26	10,24***	-21,76***	-9,63***	-4,70***	prod61	10,52***	-21,32***	-9,98***	-5,33***
prod27	0,76	-0,81	-0,77	-0,54	prod62	0,19	-2,09**	-1,99**	-0,61
prod28	2,71***	-1,52*	-1,37*	-1,14	prod63	1,27	-3,96***	-3,15***	-2,09**
prod29	0,47	-0,57	-0,58	0,12	prod64	1,22	-3,02***	-2,71***	-1,23
prod30	0,07	-0,73	-0,66	-0,92	prod65	7,07***	-13,21***	-7,64***	-4,48***
prod31	0,42	0,00	0,00	1,11	prod66	1,25	-2,79***	-2,25***	-1,46*
prod32	1,31	-1,66**	-1,64**	-0,05	prod67	4,03***	-3,83***	-3,03***	-1,88**
prod33	0,87	1,08	1,22	1,92	prod68	0,74	-0,41	-0,42	0,35
prod34	0,81	-1,11	-1,16	-0,64	prod69	1,79*	-1,42*	-1,36*	-0,31
prod35	0,38	-0,54	-0,54	0,13					

**Примечание.** В таблице символами «\*», «\*\*», «\*\*\*» обозначены оценки, значимые на уровне 1, 5 и 10%.

Источник: расчеты авторов на основе данных Росстата.



Таблица 2

## Товары со стационарными и нестационарными ценами

Устойчивая доля стационарных временных рядов	Нет стационарных рядов
Говядина; свинина; куры; рыба мороженая; масло сливочное; масло подсолнечное; сметана; творог; сыры; яйца; сахар; соль; мука; хлеб; рис; пшено; вермишель; картофель; капуста; лук; морковь; яблоки; сапоги женские; мыло хозяйственное; порошок стиральный; спички; телевизор; бензин АИ-92; корвалол; анальгин; аспирин; проезд в городском муниципальном автобусе; плата за жилье в муниципальных домах	Сосиски и сардельки; чай; макароны; костюм-двойка мужской; сорочка мужская; пальто женское; блузка женская; платье для девочек; комплект постельного белья; одеяло; подушка; джемпер мужской; джемпер женский; джемпер детский; носки мужские; колготки женские; полуботинки мужские; туфли женские; паста зубная; стол обеденный; газ; электроэнергия

Источник: расчеты авторов на основе данных Росстата.

Неоднозначные результаты тестов на наличие панельного единичного корня получены для следующих товаров: колбаса, брюки мужские, брюки детские, футболка детская, колготки детские, кроссовки детские, мыло туалетное, шампунь, сигареты, стул, постанровка набор, помывка в бане, стрижка женская, плата за телефон.

Таким образом, для 33 товаров панельные тесты указывают на существование устойчивой доли стационарных временных рядов, составленных из относительных региональных уровней цен. Для 22 товаров тесты предсказывают отсутствие стационарных временных рядов (см. табл. 2), в 14 случаях предсказания тестов относительно доли стационарных временных рядов расходятся. При этом наблюдается следующая закономерность. Если нулевая гипотеза отвергается в тесте  $P_c$ , то, как правило, она отвергается и при проведении других тестов. Этот результат объясняется более низкой мощностью теста  $P_c$ . Чаще всего нулевая гипотеза отвергается в тестах  $P_a$  и  $P_b$ , поскольку эти два теста имеют наибольшую мощность по сравнению с двумя оставшимися.

Обращает на себя внимание тот факт, что стационарность временных рядов в основном характерна для продуктов питания, которые относятся к группе товаров с высоким уровнем торгуемости. Возможно, такие результаты связаны с активным развитием в последние годы розничной сети продаж, что привело к созданию крупных логистических центров, снижению издержек транспортировки и выравниванию региональных цен на продукты питания. Еще одной причиной может быть развитие сети автомобильных дорог, которое также приводит к снижению транспортных издержек. К неожиданным результатам можно отнести невозможность однозначно отклонить нулевую гипотезу о наличии единичного корня для относительных цен колбасных изделий, а также сосисок и сарделек (prod4 и prod5). Еще один неожиданный результат — выполнение LOP для женских

сапог — можно объяснить ошибками первого рода панельных тестов на единичный корень.

Нестационарными, в основном, оказались временные ряды региональных цен на одежду, обувь, некоторые услуги и товары бытовой химии. Если различную цену услуг можно объяснить невозможностью их перемещения, то дифференциация цен на одежду и обувь скорее всего связана с различными потребительскими и функциональными свойствами этих товаров в разных субъектах РФ. Теория говорит о том, что закон единой цены может не выполняться для неоднородных товаров.

Примененные тесты отвечают на вопрос о том, существует ли устойчивая доля стационарных временных рядов в панели, причем никак не оценивая ее количественно. В работе (Smeeke, 2014) показано, что эту задачу можно решить, используя процедуру BSQT и ее вариации.

#### 4.3. Результаты тестов на стационарность: оценка устойчивой доли стационарных временных рядов

В табл. 3 представлены результаты четырех тестов, предложенных в работе (Smeeke, 2014), которые позволяют определить долю стационарных временных рядов в панели. В тестах BSQT и BSQT2 множество долей стационарных временных рядов  $(q_0, \dots, q_r)$  задается 20%-ными интервалами (0, 0,2, 0,4, 0,6, 0,8). Тесты IBSQT и IBSQT2 определяют устойчивую долю стационарных временных рядов в диапазоне  $[q_{j-1}, q_{j+1}]$  с точностью до одного региона.

Результаты, представленные в табл. 3, интерпретируются следующим образом. К примеру, число 60%, стоящее на пересечении столбца BSQT и строки prod1, означает, что относительные цены на говядину оказываются стационарными в 40–80% регионов РФ. Тест BSQT2, опирающийся на другую процедуру бутстрапа для определения устойчивой доли стационарных временных рядов, свидетельствует о том, что на уровне значимости в 5% эта доля лежит в диапазоне 60–100%. Тест IBSQT указывает на то, что относительная цена на говядину оказывается стационарной в 30 регионах, что соответствует доли в 39,5% общего числа субъектов РФ, рассматриваемых в выборке. Наконец, тест IBSQT2 оценивает долю стационарных временных рядов относительных региональных цен на говядину в 53,9%, что соответствует 41 субъекту РФ, попавшему в выборку. В столбце Avg представлена средняя по всем тестам (Smeeke, 2014) доля стационарных временных рядов. Интерпретация остальных строк аналогична. В табл. 3 включены только те товары, по которым средняя доля стационарных временных рядов отличается от нуля.

Если бы между тестами из работы (Smeeke, 2014) и тестами из работы (Bai, Ng, 2010) была полная согласованность, то число товаров с устойчивой долей стационарных временных рядов было бы равно 33.

Однако из данных табл. 3 следует, что число таких товаров равно 40. По продовольственным товарам наблюдается полное соответствие с результатами, полученными на основе тестов (Bai, Ng, 2010). По категории «одежда» получены следующие различия: один из тестов (Smeekes, 2014) находит отличную от нуля долю стационарных временных рядов в панели цен по товару prod36 (подушка), но ни один из тестов (Bai, Ng, 2010) не обнаруживает устойчивой доли стационарных временных рядов в этой панели. Аналогичная ситуация характерна для товаров prod52 («паста зубная»), prod64 («стрижка женская»), prod66 («абонентская плата за телефон»), prod68 («газ»), prod69 («электроэнергия»). По большей части из этих товаров (за исключением платы за телефон и электроэнергию) доля стационарных временных рядов не превышает 10%. Поэтому такие расхождения могут объясняться ошибкой первого рода тестов (Smeekes, 2014).

Таблица 3

Доля стационарных временных рядов в панели для соответствующих товаров, %

Обозначение	BSQT	BSQT2	IBSQT	IBSQT2	Avg	Обозначение	BSQT	BSQT2	IBSQT	IBSQT2	Avg
prod1	60	80	39,5	53,9	58,6	prod24	20	20	15,8	17,1	18,1
prod2	20	40	13,2	39,5	28,0	prod25	40	40	32,9	38,2	37,5
prod3	40	40	19,7	28,9	31,9	prod26	20	20	6,6	9,2	13,8
prod5	20	20	0,0	0,0	9,9	prod32	20	0,0	0,0	0,0	4,9
prod6	20	40	0,0	19,7	19,7	prod36	20	20	0,0	0,0	9,9
prod7	20	20	0,0	0,0	9,9	prod49	0	0	2,6	2,6	1,3
prod8	80	80	39,5	60,5	65,1	prod51	20	20	0,0	0,0	9,9
prod9	0	0	2,6	2,6	1,3	prod52	0	20	1,3	1,3	5,6
prod10	20	20	0,0	0,0	10,0	prod54	20	20	0,0	0,0	9,9
prod11	40	40	19,7	19,7	29,6	prod57	20	20	0,0	0,0	9,9
prod12	20	20	9,2	10,5	14,8	prod58	80	80	73,7	81,6	78,9
prod13	60	80	39,5	39,5	54,9	prod59	60	60	39,5	53,9	53,6
prod15	20	20	13,2	13,2	16,4	prod60	40	40	19,7	19,7	29,6
prod16	80	100	60,5	73,7	78,6	prod61	40	40	19,7	28,9	31,9
prod17	20	20	9,2	9,2	14,5	prod64	20	20	1,3	2,6	10,9
prod18	20	40	6,6	19,7	21,4	prod65	60	100	40,3	80,6	70,1
prod19	80	80	60,5	82,9	76,0	prod66	20	20	13,2	13,2	16,4
prod20	20	20	0,0	0,0	9,9	prod67	40	40	19,7	28,9	31,9
prod22	100	100	80,3	80,3	90,1	prod68	20	20	6,3	6,3	13,5
prod23	80	80	73,7	78,9	78,3	prod69	60	60	40,3	52,8	53,1

**Примечание.** Отличные от 0 доли статистически значимы на 5%-ном уровне.

*Источник:* расчеты авторов на основе данных Росстата.

Для товаров  $prod45$  («сапоги женские»),  $prod48$  («мыло хозяйственное»), наоборот, тесты (Bai, Ng, 2010) указывают на существование устойчивой доли стационарных временных рядов, а тесты (Smeekes, 2014) не обнаруживают устойчивой доли стационарных временных рядов. Такой результат, исходя из потребительских свойств товаров, для женских сапог, вероятнее всего, объясняется ошибкой первого рода тестов (Bai, Ng, 2010), а для хозяйственного мыла – меньшей мощностью тестов (Smeekes, 2014).

Из табл. 3 следует, что для 11 товаров и услуг закон единой цены выполняется более чем в половине российских регионов. В список таких товаров входят следующие продовольственные товары: картофель, мука, капуста, пшено, масло подсолнечное, говядина, сахар; – услуги: проезд в автобусе, электроэнергия; – лекарственный препарат – корвалол; а также бензин. Выполнение закона единой цены для группы продуктов питания и бензина объясняется достаточно очевидной спецификацией этих товаров при регистрации цены, возможностью их перемещения на значительные расстояния, относительно высоким сроком хранения. Попадание услуг и лекарственных препаратов в группу товаров, для которых в большом числе регионов цены одинаковые, скорее всего обусловлены административным установлением и индексацией цен на них. Еще для 18 товаров строгая версия LOP выполняется в 10–40% российских регионов. В этот набор товаров входят продовольственные товары, услуги и лекарственные препараты.

Обращает на себя внимание тот факт, что применяемые эконометрические тесты не отвергают нулевой гипотезы о наличии единичного корня ни для одного временного ряда цен на непродовольственные товары: одежда, обувь, бытовая химия. Возможно, этот результат объясняется неоднозначной спецификацией товара, по которому регистрируется уровень цен. К примеру, функциональные свойства одежды в южных, центральных, северных и восточных регионах могут очень сильно отличаться своими характеристиками. В результате цены на предметы одежды значительно варьируются от региона к региону на протяжении всего периода наблюдений.

Полученные результаты можно проанализировать в пространственном аспекте. Если упорядочить индивидуальные для регионов расчетные статистики тестов (Smeekes, 2014) в порядке убывания их абсолютных значений, то можно определить названия регионов, для которых выполнение закона единой цены по заданному товару наиболее вероятно. Ограничением числа таких регионов является число, полученное на основе устойчивой доли стационарных временных рядов по соответствующему товару. Результаты представлены в Приложении, табл. П2.

Из табл. П2 следует, что регионы, в которых закон единой цены выполняется для наибольшего числа товаров: Орловская, Смоленская

и Белгородская области, — находятся в центральной части России. Стоит отметить, что в двадцатку регионов с наиболее частым выполнением ЛОР попали регионы практически из всех федеральных округов (за исключением Северо-Западного). Однако преимущественно в верхней части табл. П2 оказываются регионы европейской части России. Наименьшее число товаров, по которым выполняется закон единой цены в строгом виде, приходится на Архангельскую, Иркутскую, Калининградскую, Мурманскую, Новосибирскую и Тверскую области, Хабаровский край, Республику Хакасия и Республику Дагестан. Некоторые из этих регионов относятся к труднодоступным территориям или обособлены от основной территории РФ. Для них расхождение с общероссийским уровнем цен можно объяснить очень высокими транспортными издержками. В других регионах причиной отклонения цен от ЛОР может быть низкий уровень доходов населения. Однако попадание в этот список Иркутской, Новосибирской и Тверской областей можно отнести к неожиданным результатам.

#### 4.4. Возможные направления практического применения результатов

Сходимость цен отдельных товаров, полученную в региональном разрезе, можно использовать для изучения разобщенности (сегментированности) рынка товаров и услуг в субъектах РФ. Эта проблема затрагивалась в работе (Глущенко, 2010) для набора из 25 продовольственных товаров. В нашем исследовании степень интеграции или сегментированности можно изучать для региональных рынков отдельных товаров. К примеру, возникает вопрос, почему относительная цена на картофель не колеблется около постоянного значения в Костромской, Ярославской, Самарской и Астраханской областях, Москве и Республике Хакасия (этот результата следует из данных табл. П2). Графический анализ относительных цен по регионам европейской части России указывает на то, что, по всей видимости, изменяется математическое ожидание, относительно которого происходят ценовые колебания, постепенно приближаясь к нулю. Это свидетельствует о выравнивании цен на картофель в этих регионах по сравнению с общероссийским уровнем, что может быть обусловлено развитием сетевой розничной торговли или улучшением транспортной доступности территорий. В Республике Хакасия, напротив, логарифм относительного уровня цен с течением времени удаляется от нуля. Следовательно, рынок картофеля в этом регионе становится все более сегментированным по сравнению с соседними регионами и общероссийским рынком. В этом случае имеет смысл выявить причины дезинтеграции и, по возможности, повлиять на них за счет государственной политики.

Другим примером является относительная цена на бензин, колебания которой в некоторых регионах РФ не происходят около

постоянного уровня. Возможно, это связано с тем, что в этих регионах бензин в основном реализуется местными топливными компаниями, которые зачастую пренебрегают качеством, чтобы поддерживать низкую цену. При этом крупные производители бензина не могут войти на региональные рынки из-за препятствий со стороны местных властей.

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

Результаты нашего исследования могут быть интересными для фискальных властей. Например, одна и та же величина субсидий или трансфертов в номинальном выражении может по-разному влиять на региональные рынки товаров и услуг. Так, домохозяйства, получившие одинаковые суммы денежных средств в виде трансферта, в регионах с низкими ценами на отдельные товары могут увеличить потребление на большую величину, в сравнении с той, которую тратят проживающие в регионах с высокими ценами. В результате в регионах с низкими ценами в ответ на эту меру темп инфляции может оказаться выше, чем в регионах с высокими ценами. Как следствие произойдет выравнивание цен между регионами. Поэтому увеличение пенсий, пособий, стипендий на одинаковую в номинальном выражении величину, помимо прямых эффектов, направленных на сохранение покупательной способности населения, приводит к косвенным эффектам из-за разных региональных цен на одинаковые товары. Эти эффекты целесообразно учитывать при проведении фискальной политики.

Еще одно практическое применение полученных в региональном разрезе результатов может относиться к денежно-кредитной политике (ДКП) Банка России. В большинстве регионов с низкой долей товаров, по которым выполняется закон единой цены, общий уровень цен выше, чем в среднем по России (табл. П2). Наши исследования показывают, что с течением времени разброс цен между российскими регионами сокращается. Поэтому региональные темпы

инфляции в субъектах РФ с низким общим уровнем цен, как правило, выше, чем в регионах с высоким уровнем цен. Среднероссийский темп инфляции, на который ориентируется Банк России при проведении ДКП, будет ниже регионального в субъектах РФ с низким уровнем цен и выше в регионах с высокими ценами. Следовательно, повышение ставки процента в рамках единой монетарной политики будет слишком мягким для регионов с низкими ценами (которые вносят значительный вклад в инфляцию) и слишком жестким для регионов с высокими ценами (в которых и без того инфляция низкая). Таким образом, изменения в монетарной политике будут приводить к различным последствиям в динамике макроэкономических показателей субъектов РФ из-за диспропорций в региональных ценах. В связи с этим монетарным властям имеет смысл при анализе последствий шоков денежно-кредитной политики принимать во внимание набор регионов, в которых цены на отдельные товары значительно отличаются от среднероссийских.

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

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

## 5. Заключение

Панельные тесты на стационарность региональных цен свидетельствуют о невыполнении закона единой цены для 22 из 69 рассматриваемых товаров. В основном это – предметы одежды, обувь, товары бытовой химии и услуги, предоставляемые частными фирмами. Для оставшихся 47 товаров хотя бы один из четырех тестов указывает на существование устойчивой доли стационарных временных рядов в панели. Однако только для 19 из них закон единой цены выполняется более чем в 10% регионов. В этот список входят продовольственные товары, лекарства, бензин, товары бытовой химии и услуги, предоставляемые государственными компаниями. Такой результат можно



объяснить тем, что цены на эти товары, оказывается, просто фиксировать. Кроме того, их состав, качество и функциональные свойства в разных регионах не отличаются.

Относительные цены на муку, картофель, а также на проезд в общественном транспорте, согласно некоторым тестам, оказываются стационарными во всех рассматриваемых регионах. Более 70% региональных цен сходятся к общероссийскому уровню по следующим товарам: пшено, капуста, бензин. Перспективным направлением дальнейшего исследования этой проблемы является объяснение причин, по которым в оставшихся 30% регионов закон единой цены по этим товарам не выполняется. Для корректного ответа на этот вопрос необходимо детально изучить особенности соответствующих региональных рынков.

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

Впервые к российским данным применены тесты на панельные единичные корни, учитывающие корреляцию между временными рядами, а также позволяющие определять долю стационарных временных рядов в панели. Результаты примененных в статье различных тестов на панельные единичные корни согласуются друг с другом. Подтверждена на фактических данных меньшая мощность тестов против неоднородной альтернативы по сравнению с тестами против однородной альтернативы.

## ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица П1

Список и номера товаров и услуг, чьи цены исследуются

Обозначение	Наименование товара или услуги	Обозначение	Наименование товара или услуги
prod1	Говядина (кроме бескостного мяса), кг	prod36	Подушка, шт.
prod2	Свинина (кроме бескостного мяса), кг	prod37	Джемпер мужской, шт.
prod3	Куры охлажденные и мороженые, кг	prod38	Джемпер женский, шт.
prod4	Сосиски, сардельки, кг	prod39	Джемпер для детей школьного возраста, шт.

Продолжение таблицы П1

Обозначение	Наименование товара или услуги	Обозначение	Наименование товара или услуги
prod5	Колбаса полукопченая и варенокопченая, кг	prod40	Футболка детская, шт.
prod6	Рыба мороженая неразделанная, кг	prod41	Носки мужские из хлопчатобумажной или смесовой пряжи, пара
prod7	Масло сливочное, кг	prod42	Колготки женские эластичные плотностью 15–20 DEN, шт.
prod8	Масло подсолнечное, кг	prod43	Колготки детские, шт.
prod9	Сметана, кг	prod44	Полуботинки, туфли мужские с верхом из натуральной кожи, пара
prod10	Творог жирный, кг – 75 регионов, 156 интервалов	prod45	Сапоги женские зимние с верхом из натуральной кожи, пара
prod11	Сыры сычужные твердые и мягкие, кг	prod46	Туфли женские закрытые с верхом из натуральной кожи, пара
prod12	Яйца куриные, 10 шт.	prod47	Кроссовые туфли для детей с верхом из искусственной кожи, пара
prod13	Сахар-песок, кг	prod48	Мыло хозяйственное, 200 г
prod14	Чай черный байховый, кг	prod49	Порошок стиральный, кг
prod15	Соль поваренная пищевая, кг	prod50	Мыло туалетное, 100 г
prod16	Мука пшеничная, кг	prod51	Шампунь, 250 мл
prod17	Хлеб из ржаной муки и из смеси муки ржаной и пшеничной, кг	prod52	Паста зубная, 100 г (100 мл) – 76 регионов, но 144 интервала (с 2004 г.)
prod18	Рис шлифованный, кг	prod53	Сигареты с фильтром отечественные, пачка
prod19	Пшено, кг	prod54	Спички, коробок
prod20	Вермишель, кг	prod55	Стол обеденный, шт.
prod21	Макаронные изделия из пшеничной муки высшего сорта, кг	prod56	Стул с мягким сиденьем, шт.
prod22	Картофель, кг	prod57	Телевизор цветного изображения, шт.
prod23	Капуста белокочанная свежая, кг	prod58	Бензин автомобильный марки АИ-92 (АИ-93 и т.п.), л
prod24	Лук репчатый, кг	prod59	Корвалол, капли, 25 мл
prod25	Морковь, кг	prod60	Метамизол натрия (Анальгин отечественный), 500 мг, 10 таблеток
prod26	Яблоки, кг	prod61	Ацетилсалициловая кислота (Аспирин отечественный), 500 мг, 10 таблеток
prod27	Костюм-двойка мужской из шерстяных, полушерстяных или смесовых тканей, шт.	prod62	Постановка набоек, пара
prod28	Брюки мужские из полушерстяных или смесовых тканей, шт.	prod63	Помывка в бане в общем отделении, билет

Окончание таблицы П1

Обозначение	Наименование товара или услуги	Обозначение	Наименование товара или услуги
prod29	Сорочка верхняя мужская из хлопчатобумажных или смесовых тканей, шт.	prod64	Стрижка модельная в женском зале, стрижка
prod30	Пальто женское демисезонное из шерстяных или полшерстяных тканей, шт.	prod65	Проезд в городском муниципальном автобусе, поездка, 72 региона и 144 интервала (с 2004 г.)
prod31	Блузка женская, шт.	prod66	Абонентская плата за неограниченный объем местных телефонных соединений, месяц – 76 регионов, но 144 интервала (с 2004 г.)
prod32	Брюки для детей школьного возраста из джинсовой ткани, шт.	prod67	Плата за жилье в домах государственного и муниципального жилищных фондов, кв. м общей площади
prod33	Платье (сарафан) летнее для девочек дошкольного возраста, шт.	prod68	Газ сетевой, месяц с человека – 63 региона и 156 интервалов
prod34	Комплект постельного белья 1,5-спального (простыня, пододеяльник, 2 наволочки) из хлопчатобумажной ткани, комплект	prod69	Электроэнергия в квартирах без электроплит за минимальный объем потребления, 100 кВт-ч, 72 региона и 156 интервалов
prod35	Одеяло стеганое, шт.		

Источник: составлено авторами на основе информации Росстата.

Таблица П2

Номера товаров, для которых выполняется ЛОР в соответствующем регионе

Регион	Число товаров	Номера товаров	Регион	Число товаров	Номера товаров
Орловская область	17	22, 58, 23, 19, 65, 8, 13, 59, 69, 25, 3, 67, 11, 60, 18, 66, 17	Еврейская автономная область	12	22, 58, 16, 23, 19, 1, 59, 67, 60, 6, 15, 66
Смоленская область	17	22, 58, 23, 19, 65, 8, 1, 59, 69, 3, 61, 11, 60, 2, 18, 6, 12	Владимирская область	11	22, 23, 19, 13, 59, 61, 11, 60, 2, 18, 10
Белгородская область	16	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 59, 69, 25, 3, 61, 11, 18, 64	Воронежская область	11	22, 58, 23, 19, 65, 1, 13, 69, 67, 18, 24
Кабардино-Балкарская Республика	15	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 59, 69, 25, 24, 12, 68	Московская область	11	22, 58, 16, 19, 8, 13, 25, 3, 11, 18, 26
Республика Калмыкия	15	22, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 59, 61, 67, 11, 60, 6, 66, 12	Ярославская область	11	58, 16, 23, 19, 1, 13, 59, 69, 11, 18, 26
Республика Татарстан	15	22, 58, 16, 23, 65, 1, 13, 59, 69, 25, 67, 11, 60, 15, 64	Республика Коми	11	22, 58, 16, 19, 65, 8, 1, 13, 59, 60, 17

Продолжение таблицы П2

Регион	Число товаров	Номера товаров	Регион	Число товаров	Номера товаров
Удмуртская Республика	15	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 13, 69, 25, 11, 2, 18, 15, 17	Псковская область	11	22, 23, 65, 8, 1, 59, 3, 67, 60, 68, 64
Алтайский край	15	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 13, 69, 25, 67, 11, 6, 24, 26	г. Санкт-Петербург	11	22, 58, 16, 65, 1, 69, 3, 6, 15, 66, 68
Кемеровская область	15	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 59, 3, 67, 6, 24, 10	Самарская область	11	58, 16, 19, 65, 8, 1, 69, 11, 60, 15, 17
Костромская область	14	58, 16, 19, 65, 8, 59, 61, 18, 12, 17, 26, 68, 64, 10	Забайкальский край	11	22, 58, 16, 23, 19, 65, 1, 69, 61, 2, 17
Краснодарский край	14	22, 16, 23, 1, 13, 59, 69, 25, 11, 2, 24, 66, 26, 68	Брянская область	10	22, 58, 23, 19, 65, 13, 59, 3, 11, 12
Республика Адыгея	14	22, 16, 65, 8, 1, 59, 69, 25, 61, 60, 2, 6, 24, 66	Липецкая область	10	22, 58, 16, 23, 19, 65, 59, 61, 60, 10
Ставропольский край	14	22, 58, 16, 65, 1, 13, 59, 25, 3, 61, 67, 2, 66, 12	г. Москва	10	58, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 25, 6, 66
Республика Бурятия	14	22, 58, 16, 23, 19, 65, 13, 59, 3, 60, 2, 17, 64, 10	Вологодская область	10	22, 58, 23, 8, 1, 13, 69, 61, 18, 26
Республика Саха (Якутия)	14	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 69, 11, 60, 15, 66	Новгородская область	10	22, 16, 19, 65, 8, 1, 13, 69, 25, 67
Ивановская область	13	22, 58, 23, 19, 65, 8, 1, 59, 25, 3, 61, 18, 15	Астраханская область	10	58, 16, 23, 19, 65, 13, 69, 67, 60, 2
Калужская область	13	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 59, 69, 60, 15	Чувашская Республика	10	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 13, 59, 25
Рязанская область	13	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 59, 67, 18, 6	Саратовская область	10	16, 23, 19, 8, 1, 13, 69, 60, 2, 68
Тамбовская область	13	22, 58, 16, 19, 65, 8, 1, 59, 25, 3, 67, 60, 15	Красноярский край	10	22, 58, 16, 23, 19, 65, 1, 3, 67, 12
Тюльская область	13	22, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 69, 61, 60, 24, 12, 10	Республика Карелия	9	22, 58, 16, 65, 8, 1, 59, 3, 6
Ростовская область	13	22, 58, 16, 23, 19, 65, 59, 25, 3, 2, 66, 26, 68	Ленинградская область	9	22, 58, 16, 23, 19, 8, 1, 25, 2
Республика Марий Эл	13	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 59, 25, 61, 67, 12, 17	Карачаево-Черкесская Республика	9	22, 58, 65, 1, 25, 61, 67, 2, 66
Кировская область	13	22, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 25, 11, 60, 2, 64	Пензенская область	9	22, 16, 23, 19, 65, 8, 69, 25, 11,
Нижегородская область	13	22, 16, 23, 19, 8, 1, 13, 59, 69, 25, 3, 61, 11	Курганская область	9	22, 16, 23, 8, 13, 59, 25, 61, 24

Окончание таблицы П2

Регион	Число товаров	Номера товаров	Регион	Число товаров	Номера товаров
Свердловская область	13	22, 58, 23, 8, 1, 13, 59, 25, 61, 2, 6, 12, 10	Тюменская область	9	22, 58, 16, 23, 19, 8, 1, 11, 2
Омская область	13	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 1, 13, 59, 69, 61, 6,	Республика Тыва	9	22, 58, 16, 23, 19, 8, 69, 25, 24
Томская область	13	22, 58, 16, 23, 19, 13, 59, 69, 3, 60, 24, 15, 64	Приморский край	9	22, 58, 16, 23, 19, 8, 1, 13, 69
Курская область	12	22, 58, 16, 23, 19, 65, 8, 13, 3, 67, 17, 26	Камчатский край	9	22, 58, 16, 19, 8, 67, 18, 15, 66
Волгоградская область	12	22, 58, 16, 23, 19, 65, 59, 3, 61, 60, 18, 26	Магаданская область	9	22, 16, 23, 19, 13, 59, 67, 60, 15
Республика Северная Осетия	12	22, 58, 16, 23, 19, 65, 13, 69, 67, 6, 24, 64	Тверская область	8	22, 58, 16, 23, 19, 8, 59, 11
Республика Башкортостан	12	22, 58, 16, 23, 19, 65, 1, 59, 69, 3, 6, 68	Калининградская область	8	22, 58, 16, 19, 65, 8, 1, 59
Республика Мордовия	12	22, 58, 16, 23, 65, 8, 1, 59, 69, 11, 2, 68	Мурманская область	8	22, 58, 16, 65, 8, 59, 69, 3
Оренбургская область	12	22, 58, 23, 19, 65, 8, 13, 69, 25, 61, 67, 26	Республика Дагестан	8	22, 58, 19, 8, 1, 69, 3, 67
Пермский край	12	22, 16, 19, 65, 8, 13, 69, 11, 2, 18, 17, 26	Республика Хакасия	8	58, 16, 23, 19, 69, 3, 18, 24
Ульяновская область	12	22, 58, 23, 19, 65, 8, 69, 25, 3, 61, 67, 2	Новосибирская область	8	22, 58, 16, 23, 13, 69, 67, 24
Челябинская область	12	22, 16, 23, 65, 8, 1, 13, 25, 61, 2, 15, 17	Иркутская область	7	22, 58, 16, 23, 1, 13, 2
Республика Алтай	12	22, 23, 19, 1, 13, 59, 69, 25, 11, 6, 24, 12	Хабаровский край	7	22, 58, 16, 23, 65, 11, 10
Сахалинская область	12	22, 58, 16, 23, 19, 8, 1, 13, 59, 61, 60, 66	Архангельская область	6	22, 58, 23, 8, 13, 61

Источник: расчеты авторов на основе данных Росстата.

## ЛИТЕРАТУРА

- Глуценко К.П.** (2001). Межрегиональная дифференциация темпов инфляции. М.: Научные доклады Российской программы экономических исследований. № 99/17.
- Глуценко К.П.** (2010). Закон единой цены в российском экономическом пространстве // *Прикладная эконометрика*. № 17 (1). С. 3–19.
- Andrews D.W.K., Monahan J.C.** (1992). An Improved Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator // *Econometrica*. Vol. 60. P. 953–966.
- Bai J., Ng S.** (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration // *Econometrica*. Vol. 72. P. 1127–1177.

- Bai J., Ng S.** (2010). Panel Unit Root Tests with Cross-Section Dependence: A Further Investigation // *Econometric Theory*. Vol. 26. P. 1088–1114.
- Baltagi B.H., Bresson G., Pirotte A.** (2007). Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence // *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 22. P. 339–360.
- Breitung J., Pesaran M.H.** (2008). Unit Roots and Cointegration in Panels. In: L. Mátyás, P. Sevestre (eds.) “*The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice, Third Edition*”. Berlin: Springer Publishers, Ch. 9, 279–322.
- Cecchetti S.G., Mark N.C., Sonora R.J.** (2002). Price Index Convergence Among United States Cities // *International Economic Review*. Vol. 43 (4). P. 1081–1099.
- Ceglowski J.** (2003). The Law of One Price: Intranational Evidence for Canada // *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*. Vol. 36 (2). P. 373–400.
- Choi I.** (2001). Unit Root Tests for Panel Data // *Journal of International Money and Finance*. Vol. 20. P. 249–272.
- Choi I.** (2006). Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels. In: Corbae D., Durlauf S.N., Hansen B.E. (eds.) “*Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C.B. Phillips*”. P. 311–333.
- Chortareas G., Kapetanios G.** (2009). Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels // *Journal of Banking & Finance*. Vol. 33. P. 390–404.
- Crucini M.J., Telmer C.I., Zachariadis M.** (2005). Understanding European Real Exchange Rates // *The American Economic Review*. Vol. 95 (3). P. 724–738.
- Decker T., Hanck C.** (2014). Multiple Testing for Output Convergence // *Macroeconomic Dynamics*. Vol. 18. P. 199–214.
- Hanck C.** (2009). For Which Countries Did PPP Hold? A Multiple Testing Approach // *Empirical Economics*. Vol. 37. P. 93–103.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y.** (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels // *Journal of Econometrics*. Vol. 115. P. 53–74.
- Kapetanios G.** (2003). Determining the Poolability Properties of Individual Series in Panel Datasets. Unpublished Manuscript.
- Kapetanios G.** (2005). Dynamic Factor Extraction of Cross-Sectional Dependence in Panel Unit Root Tests // *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 22. P. 313–338.
- Levin A., Lin C.F., Chu C.J.** (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties // *Journal of Econometrics*. Vol. 108. P. 1–24.
- Maddala G.S., Wu S.** (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 61. P. 631–652.
- Miljkovic D.** (1999). The Law of One Price in International Trade: A Critical Review // *Review of Agricultural Economics*. Vol. 21 (1). P. 126–139.
- Moon H.R., Perron B.** (2012). Beyond Panel Unit Root Tests: Using Multiple Testing to Determine the Nonstationarity Properties of Individual Series in a Panel // *Journal of Econometrics*. Vol. 169. P. 29–33.

- Moon R., Perron B.** (2004). Testing for Unit Root in Panels with Dynamic Factors // *Journal of Econometrics*. Vol. 122. P. 81–126.
- O'Connell P.** (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity // *Journal of International Economics*. Vol. 44. P. 1–19.
- Palm F.C., Smeekes S., Urbain J.-P.** (2011). Cross-Sectional Dependence Robust Block Bootstrap Panel Unit Root Tests // *Journal of Econometrics*. Vol. 163. P. 85–104.
- Parsley D.C., Wei Sh.-J.** (1996). Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 111 (4). P. 1211–1236.
- Pesaran M.H.** (2007). A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence // *Journal of Econometrics*. Vol. 138. P. 312–355.
- Pesaran M.H.** (2012). On the Interpretation of Panel Unit Root Tests // *Economic Letters*. Vol. 116. P. 545–546.
- Phillips P.C.B., Sul D.** (2003). Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross-Section Dependence // *Econometrics Journal*. Vol. 6. P. 217–239.
- Sargan J.D., Bhargava A.** (1983). Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk // *Econometrica*. Vol. 51. P. 153–174.
- Smeekes S.** (2014). Bootstrap Sequential Tests to Determine the Order of Integration of Individual Units in a Time Series Panel // *Journal of Time Series Analysis*. Vol. 36. P. 398–415.
- Stock J.H.** (1999). A Class of Tests for Integration and Cointegration. In: “*Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift for Clive W.J. Granger*”. Oxford: Oxford University Press.
- Strauss J., Yigit T.** (2003). Shortfalls of Panel Unit Root Testing // *Economics Letters*. Vol. 81. P. 309–313.
- Westerlund J.** (2015a). The Effect of Recursive Detrending on Panel Unit Root Tests // *Journal of Econometrics*. Vol. 185. P. 453–467.
- Westerlund J.** (2015b). The Power of PANIC // *Journal of Econometrics*. Vol. 185. P. 495–509.
- Westerlund J., Breitung J.** (2013). Lessons from a Decade of IPS and LLC // *Econometric Reviews*. Vol. 32. P. 547–591.
- Yazgan M.E., Yilmazkuday H.** (2011). Price-Level Convergence: New Evidence from US Cities // *Economics Letters*. Vol. 110(2). P. 76–78.

Поступила в редакцию 18 декабря 2016 года

#### REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Andrews D.W.K., Monahan J.C.** (1992). An Improved Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica*, 60, 953–966.
- Bai J., Ng S.** (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72, 1127–1177.



- Bai J., Ng S.** (2010). Panel Unit Root Tests with Cross-Section Dependence: A Further Investigation. *Econometric Theory*, 26, 1088–1114.
- Baltagi B.H., Bresson G., Pirotte A.** (2007). Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 339–360.
- Breitung J., Pesaran M.H.** (2008). Unit Roots and Cointegration in Panels. In: L. Mátyás and P. Sevestre (eds.) “*The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*”. Berlin: Springer Publishers, Ch. 9, 279–322.
- Cecchetti S.G., Mark N.C., Sonora R.J.** (2002). Price Index Convergence Among United States Cities. *International Economic Review*, 43 (4), 1081–1099.
- Ceglowski J.** (2003). The Law of One Price: Intranational Evidence for Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 36 (2), 373–400.
- Choi I.** (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249–272.
- Choi I.** (2006). Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels. In: Corbae D., Durlauf S.N., Hansen B.E. (eds.) “*Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C.B. Phillips*”, 311–333.
- Chortareas G., Kapetanios G.** (2009). Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels. *Journal of Banking & Finance*, 33, 390–404.
- Crucini M.J., Telmer C.I., Zachariadis M.** (2005). Understanding European Real Exchange Rates. *The American Economic Review*, 95 (3), 724–738.
- Decker T., Hanck C.** (2014). Multiple Testing for Output Convergence. *Macroeconomic Dynamics*, 18, 199–214.
- Gluschenko K.** (2001). Inter-Regional Differentiation of Inflation Rates. Moscow: Russian Economic Research Program. No. 99/17.
- Gluschenko K.** (2010). The Law of One Price in the Russian Economic Space. *Applied Econometrics*, 17 (1), 3–19.
- Hanck C.** (2009). For Which Countries Did PPP Hold? A Multiple Testing Approach. *Empirical Economics*, 37, 93–103.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y.** (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Kapetanios G.** (2003). Determining the Poolability Properties of Individual Series in Panel Datasets. Unpublished Manuscript.
- Kapetanios G.** (2005). Dynamic Factor Extraction of Cross-Sectional Dependence in Panel unit Root Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 313–338.
- Levin A., Lin C.F., Chu C.J.** (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Maddala G.S., Wu S.** (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–652.
- Miljkovic D.** (1999). The Law of One Price in International Trade: A Critical Review. *Review of Agricultural Economics*, 21 (1), 126–139.
- Moon H.R., Perron B.** (2012). Beyond Panel Unit Root Tests: Using Multiple Testing to Determine the Nonstationarity Properties of Individual Series in a Panel. *Journal of Econometrics*, 169, 29–33.

- Moon R., Perron B.** (2004). Testing for Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*, 122, 81–126.
- O’Connell P.** (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics*, 44, 1–19.
- Palm F.C., Smeekes S., Urbain J.-P.** (2011). Cross-Sectional Dependence Robust Block Bootstrap Panel Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, 163, 85–104.
- Parsley D.C., Wei Sh.-J.** (1996). Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (4), 1211–1236.
- Pesaran M.H.** (2007). A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence. *Journal of Econometrics*, 138, 312–355.
- Pesaran M.H.** (2012). On the Interpretation of Panel Unit Root Tests. *Economic Letters*, 116, 545–546.
- Phillips P.C.B., Sul D.** (2003). Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross-Section Dependence. *Econometrics Journal*, 6, 217–239.
- Sargan J.D., Bhargava A.** (1983). Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica*, 51, 153–174.
- Smeekes S.** (2014). Bootstrap Sequential Tests to Determine the Order of Integration of Individual Units in a Time Series Panel. *Journal of Time Series Analysis*, 36, 398–415.
- Stock J.H.** (1999). A Class of Tests for Integration and Cointegration. In: “*Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift for Clive W.J. Granger*”. Oxford: Oxford University Press.
- Strauss J., Yigit T.** (2003). Shortfalls of Panel Unit Root Testing. *Economics Letters*, 81, 309–313.
- Westerlund J.** (2015a). The Effect of Recursive Detrending on Panel Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, 185, 453–467.
- Westerlund J.** (2015b). The Power of PANIC. *Journal of Econometrics*, 185, 495–509.
- Westerlund J., Breitung J.** (2013). Lessons from a Decade of IPS and LLC. *Econometric Reviews*, 32, 547–591.
- Yazgan M.E., Yilmazkuday H.** (2011). Price-Level Convergence: New Evidence from US Cities. *Economics Letters*, 110 (2), 76–78.

Received 18.12.2016

Yu.N. Perevyshin

Center for the Study of Central Banks, Institute for Applied Economic Studies, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, Moscow, Russia

A.A. Skrobotov

Laboratory of Macroeconomic forecasting, Institute for Applied Economic Studies, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, Moscow, Russia

## The Price Convergence of Individual Goods in the Russian Regions

**Abstract.** This paper describes testing the law of one price in 76 Russian regions for 69 goods belonging to a fixed set of goods and services, on the monthly data for the period from 2003 to 2015. To test the law of a one price, the approaches associated with testing the nonstationarity of panel data are applied. The literature devoted to statistical methods for panel unit roots is reviewed. The problem of cross-sectional correlation across time series and its influence on the statistical tests is discussed and various methods are proposed for taking into account this correlation. We review econometric papers in which methods for determining the proportion of stationary and non-stationary time series in a panel are proposed. These methods are robust to cross-sectional correlation. For Russian regional data, the modern tests for panel unit roots, which take into account the cross-sectional correlation between time series and allow to determine the fraction of stationary time series in the panel are applied. First, the data are tested for panel unit roots, and then the proportion of the time series in the panel are estimated. The results show the evidence in favor of the law of one price for most food products, medicines, household chemicals and some of the services provided by public companies. The relative prices of vegetables, cereals and gasoline are stationary in more than 70% of the regions. Violation of the law of one price is typical for garments, footwear, furniture, services provided by private companies. The reason is the heterogeneity of functional and consumer properties of the products in the regional context.

**Keywords:** *law of one price, panel unit root tests, regional price differences, relative price level, price convergence.*

JEL Classification: C12, C22, E31, P22, R10.