

Прикладная эконометрика, 2019, т. 53, с. 30–54.
Applied Econometrics, 2019, v. 53, pp. 30–54.

Е. П. Добронравова, Ю. Н. Перевышин,
А. А. Скроботов, К. А. Шемякина¹

Границы различий региональных цен на продукты питания и невидимая рука рынка²

На основе данных о ценах 33 продуктов питания в 78 российских регионах в период с 2003 по 2018 г. оценены пределы различий в региональных ценах, превышение которых приводит к сближению цен. Примерно 40% временных рядов региональных цен соответствует трехрежимной TAR-модели, что свидетельствует о выполнении закона единой цены в слабой форме. Для 58% временных рядов относительных цен гипотеза единичного корня не была отвергнута, однако из этого не следует однозначного вывода о невыполнении закона единой цены.

Ключевые слова: закон единой цены; пороговая авторегрессия; региональные различия цен; сходимость цен; российские регионы.

JEL classification: C12; C24; L81; P22; R15.

Введение

Согласно закону единой цены один и тот же товар должен продаваться в разных местах по одинаковой цене. Однако это утверждение должно быть дополнено несколькими оговорками. Во-первых, речь идет о торгуемых, или мобильных товарах, т. е. таких, которые могут быть перемещены и проданы в другие регионы или страны (противоположностью являются так называемые неторгуемые, или немобильные блага, например, услуги аренды недвижимости). Во-вторых, транспортные и прочие трансакционные издержки должны быть нулевыми. В-третьих, товары, продающиеся в разных регионах, являются абсолютными заменителями: их потребительские свойства и качество одинаковы. Наконец, делается предположение о совершенной конкуренции и, соответственно, невозрастающей отдаче от масштаба.

¹ Добронравова Елизавета Петровна — МГУ имени М. В. Ломоносова, Москва; dobronravovalisa@gmail.com.
Перевышин Юрий Николаевич — РАНХиГС, ИПЭИ, Москва; perevyshin-yn@ranepa.ru.
Скроботов Антон Андреевич — РАНХиГС, ИПЭИ, Москва; antonskrobotov@gmail.com.
Шемякина Кира Андреевна — РАНХиГС, ИПЭИ, Москва; kirashemyakina@gmail.com.

² Авторы выражают признательность А. Полбину за ценные замечания, позволившие улучшить выбор регионов с базовым уровнем цен, а также двум анонимным рецензентам за высказанные замечания по улучшению изложения результатов работы. Исследования А. А. Скроботова проводились при поддержке Российского научного фонда, грант № 16-18-10432.

Если закон единой цены выполняется, то логарифм отношения цен на k -й товар в регионах i и j ($P_{i,t}^k$ и $P_{j,t}^k$) в любой момент времени t ($q_{ij,t}^k$) будет равен нулю:

$$q_{ij,t}^k = \ln(P_{i,t}^k / P_{j,t}^k) = 0. \quad (1)$$

При эмпирической проверке этого утверждения предполагается, что логарифм относительной цены должен представлять собой стационарный процесс с нулевым математическим ожиданием. Если это утверждение не отклоняется, то говорят о выполнении закона единой цены в сильной форме.

В действительности закон единой цены может выполняться с некоторой точностью. Вследствие издержек торговли λ_{ij}^k (измеренных в % от цены) образуется интервал $[-\lambda_{ij}^k, \lambda_{ij}^k]$, в котором относительная цена может быть нестационарным процессом (подробнее об этом в работе (Obstfeld, Taylor, 1997)). При выходе за пределы диапазона возникает товарный арбитраж, в результате которого относительная цена со временем возвращается обратно в интервал $[-\lambda_{ij}^k, \lambda_{ij}^k]$. В таком случае говорят, что закон единой цены выполняется в слабой форме. Если это так, то цена описывается нелинейной пороговой авторегрессионной моделью (threshold autoregression, TAR): внутри диапазона цена может быть процессом с единичным корнем, а за его пределами должна быть стационарным авторегрессионным процессом. Использование TAR-модели позволяет отказаться от жестких предпосылок, которые вводятся при тестировании закона единой цены в сильной форме.

Таким образом, возникает задача — наблюдая временной ряд логарифма относительной цены ($q_{ij,t}^k$), определить, какому процессу он соответствует: процессу с единичным корнем, линейной авторегрессионной модели или нелинейной трехрежимной пороговой авторегрессионной модели (TAR).

Настоящее исследование близко по тематике к работам (Глушченко, 2010, 2017) и (Перевышин, Скроботов, 2017), но вместе с тем имеет ряд особенностей. В отличие от работ Глушченко (2010, 2017), здесь рассматриваются цены отдельных товаров, а не только агрегированного потребительского набора.

Существуют различия и в методике тестирования закона единой цены. В данной работе оно проводится в три этапа. На первом тестируется гипотеза о наличии единичного корня против нелинейной альтернативы с помощью 5 тестов. На втором, для рядов, у которых отклонена гипотеза единичного корня, осуществляется проверка гипотезы о линейности модели против нелинейной альтернативы. Наконец, для временных рядов, по которым отклонены гипотезы единичного корня и линейной модели, проводится оценка порогов и их доверительных интервалов.

От работы (Перевышин, Скроботов, 2017) настоящая статья отличается тем, что проверяется слабая форма закона единой цены, данные не объединяются в панель, исследование проводится для каждого временного ряда относительных цен в отдельности. Помимо этого, отличается регион с уровнем цен, используемым в качестве базы для сравнения (уровень цен в знаменателе в уравнении (1), далее будем называть его базовым регионом).

Исследования по схожей тематике проводились в работах (Иванова, 2015; Сиротин, 2017; Юсупова, 2008), где анализировалась интегрированность отдельных товарных рынков: ржи, металлопродукции и пшеницы соответственно. Однако в этих статьях динамика цен анализировалась с использованием модели авторегрессии без порогов.

1. Обзор литературы

Большой объем литературы посвящен проверке закона единой цены: как в пространственном разрезе (Crucini et al., 2005), так и во временном (Parsley, Wei, 1996). Многочисленные исследования сходимости к закону единой цены или паритету покупательной способности стали полигоном для испытания эконометрических тестов на единичный корень, нелинейности и т. д.

Авторы исследования (Obstfeld, Taylor, 1997) одними из первых изучали сходимость к закону единой цены с учетом наличия порогов. Цены анализировались как на городском уровне (в 4 городах США и Канады), так и на страновом (в Новой Зеландии, США, Канаде, Мексике, 15 странах Европы, 4 странах Азии) за 1980–1995 гг. Цены измерялись с помощью индексов потребительских цен (ИПЦ) на одежду, продовольствие и топливо, а в качестве базового использовался уровень цен в США. Результаты указывают на то, что в среднем пороги между Мексикой и США, Канадой и США существенно меньше (4 и 4.5% соответственно), чем пороги для стран Азии (7.2%) и Европы (8.9%). Пороги индексов цен на продовольственные товары составили в среднем: 8% для Канады, 3.8% для Мексики, 7.8% для Азии, 12% для Европы. В среднем пороги оказались выше для индекса цен на одежду (10%), чем для индекса цен на продовольствие (6.9%) и топливо (7.2%) (Obstfeld, Taylor, 1997).

В статье (Sarno et al., 2004) закон единой цены проверялся для 9 товарных секторов в пяти странах: Великобритании, Франции, Германии, Италии и Японии. Цены измерялись индексами-дефляторами. Авторы оценивали TAR-модель с симметричной динамикой. Результаты указывают на неоднородность в значениях порога по секторам даже в рамках одной страны: например, для Германии наименьшее значение порога (1%) наблюдалось для бумажной продукции, а наибольшее (20%) — для продовольственных товаров. Также значительно различаются пороги между странами для одних и тех же отраслей: для бумажной продукции разброс составляет от 1% (Германия) до 19% (Великобритания) (Sarno et al., 2004).

В (O'Connell, Wei, 2002) анализировалась динамика цен на уровне городов с использованием панельных данных. С помощью TAR и ESTAR моделей на данных по 48 товарам в 24 городах США за 1975–1992 гг. авторы оценили пороговые значения, варьируя базовый уровень цен (Новый Орлеан и средняя по городам цена товара). Пороговые значения находились в диапазоне от 5 до 12%.

На уровне городов закон единой цены в слабой форме также проверялся в статье (Lo, Zivot, 2001). Рассматривались цены 41 группы товаров в 28 городах США в период 1986–1996 гг. В отличие от предыдущих работ, авторы тестировали закон единой цены с помощью пороговой модели коррекции ошибок (TVECM). Результаты показали, что для многих товаров скорость сходимости цен различается в зависимости от того, выше они или ниже базового уровня. Полученные оценки порогов неоднородны как по товарам, так и по городам.

В исследовании (Choi et al., 2017) закон единой цены тестировался на данных по городам США для 45 товаров и услуг в период 1985–2009 гг. Пороговые значения оценивались на основе TAR-модели с асимметричной динамикой. Средний по регионам порог колеблется от 5.9 до 28.2%. Для большинства товаров оценки, полученные в (Choi et al., 2017), выше значений оценок, приведенных в (O'Connell, Wei, 2002). Кроме того, также больше и средняя оценка порога для товаров: она колеблется от 5.9% (для гамбургеров) до 28.2% (для картофеля). При этом в рамках одного товара пороги ценовых различий между парами регионов очень разнородны: например, для картофеля они варьируются от 6.1 до 54.9%.

В работе (Juvenal, Taylor, 2008) с помощью пороговой авторегрессии тестировался закон единой цены для 16 товаров в период 1981–1998 гг. в Бельгии, Германии, Дании, Франции, Италии, Нидерландах, Португалии, Испании, Великобритании и США (как страны с базовым уровнем цен). На основе теста Хансена (Hansen, 1997) авторы установили, что 104 из 144 рядов относительных цен описывались пороговой моделью. Оценка TAR-модели говорит о том, что пороги выше для более дифференцированных товаров и для товаров с более высокими издержками на перевозку. Наблюдается значительная неоднородность в оценках порогов для одного товара в разных странах.

Методика TAR использовалась также в работе (Berka, 2009), где пороговые значения оценивались с помощью индивидуальных ИПЦ для 66 товаров и услуг в США и Канаде за период 1970–2006 гг. Автор с помощью теста из (Tsay, 1989) выявил, что цены 57 товаров и услуг соответствуют пороговой модели. Результаты указывают на то, что в среднем ценовой порог для продовольственных товаров равен 14.6%, для одежды и обуви — 2.7%, для топлива — 9.7%, для медицинской и химической продукции — 19.3%, для автомобилей и автозапчастей — 3.9% и для мебели — 12.7%.

На российских данных пороговые значения оценивались в работе (Глущенко, 2010). Автор рассматривал цены в 75 российских регионах, которые были измерены с помощью стоимости набора из 25 продуктов питания в 1994–2000 гг. В качестве базы для сравнения цен была выбрана стоимость среднероссийского набора. В 27 регионах обнаружился пороговый эффект, а величина порога в среднем составила 13.3% от стоимости набора.

В более поздней работе (Глущенко, 2017) цены измерялись стоимостью минимального набора продуктов питания в 79 российских регионах в период 2001–2015 гг. Поскольку автора интересовал вопрос интегрированности рынка Москвы с остальными российскими регионами, в качестве базы для сравнения цен была выбрана стоимость продуктового набора в Москве. Однако в этой работе использовалась другая методика, не предполагающая оценку пороговых уровней, показавшая, что рынок Москвы интегрирован с 16 российскими регионами. Та же методика для тестирования интегрированности Новосибирской области с остальными российскими регионами была применена в (Глущенко, 2018).

2. Используемая методика оценивания пороговых значений

При проверке закона единой цены временные ряды классифицируются на основе следующей методики. На первом шаге временной ряд тестируется на наличие единичного корня против нелинейной альтернативы. Но если эта гипотеза отвергается, это еще не означает, что в действительности процесс порождения данных является стационарным и нелинейным. При нелинейной альтернативе тесты на единичные корни являются более мощными, чем обычные тесты на единичный корень, когда в качестве альтернативы используется линейная модель. Поэтому гипотеза единичного корня против нелинейной альтернативы может отвергаться, даже если в действительности временной ряд является линейным стационарным.

На втором шаге для рядов, у которых гипотеза единичного корня была отвергнута, тестируется гипотеза о линейности против нелинейной альтернативы. Таким образом, исходные временные ряды классифицируются на три группы: нестационарные, нелинейные стационарные и линейные стационарные.

Используются тесты на единичный корень против нелинейной альтернативы, свойства этих тестов на конечных выборках рассматривались в работе (Maki, 2009).

При проведении всех тестов из исходных временных рядов логарифмов относительных цен предварительно вычитается выборочное среднее. Объясняется это тем, что на региональных рынках анализируемых товаров уже налажено взаимодействие (торговля) между оптовыми и розничными продавцами и покупателями. Поэтому среднее (за длительный период) отклонение относительных цен может характеризовать вклад неторгуемого (немобильного) компонента³ в розничные цены товаров в разных регионах и объясняться объективными причинами, например эффектом дохода (Перевышин и др., 2017). В итоге эти различия являются неустраняемыми только за счет арбитражных операций. Поэтому полученные пороги будут говорить о том, насколько должна отклониться относительная цена товара в двух регионах от своего долгосрочного значения, чтобы стимулировать дополнительные объемы арбитражных операций.

Первая группа используемых тестов предложена в работе (Kapetanios, Shin, 2006). В этих тестах накладывается ограничение на внутренний режим модели: предполагается, что он нестационарный. Поскольку здесь рассматривается модель с симметричной динамикой, тестовая регрессия записывается как

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} I(|y_{t-1}| > \lambda) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = p+1, \dots, T, \quad (2)$$

где y_t — центрированный временной ряд относительных цен ($q_{ij,t}^k$); λ — величина арбитражного порога (в % от цены товара); $I(\cdot)$ — индикаторная функция, принимающая значение 1, если условие в скобках выполнено, и 0 в противном случае; число лагов p выбирается на основе информационного критерия Шварца (BIC). Тестируется гипотеза $H_0: \rho = 0$. Поскольку при альтернативной гипотезе параметр λ неидентифицируем (проблема Дэвиса (Davies, 1987)), предлагается построить статистику Вальда $W(\lambda)$ для коэффициента ρ для всех возможных параметров $\lambda \in \Lambda$, а затем вычислять супремум, среднюю и экспоненциальную тестовые статистики⁴:

$$W^{\sup} = \sup_{i \in \# \Lambda} W^{(i)}(\lambda), \quad (3)$$

$$W^{\text{ave}} = \frac{1}{\# \Lambda} \sum_{i=1}^{\# \Lambda} W^{(i)}(\lambda), \quad (4)$$

$$W^{\text{exp}} = \frac{1}{\# \Lambda} \sum_{i=1}^{\# \Lambda} \exp\left(\frac{W^{(i)}(\lambda)}{2}\right), \quad (5)$$

где $W^{(i)}(\lambda)$ является статистикой Вальда для порога λ_i из конечного множества (сетки) $\Lambda = \{\lambda_i, i = 1, \dots, \# \Lambda\}$, $\lambda_{\min} \leq \lambda_i \leq \lambda_{\max}$, $i = 1, \dots, \# \Lambda$, а $\lambda_{\min}$ и $\lambda_{\max}$ выбираются так, чтобы $P(y_{t-1} \leq \lambda_{\min}) = \pi_1 > 0$ и $P(y_{t-1} \leq \lambda_{\max}) = \pi_2 > 0$. Параметры π_1 и π_2 предназначены не толь-

³ Под неторгуемым компонентом розничной цены товара понимается добавленная стоимость немобильных факторов производства, а также затрат на немобильные блага, которые не могут быть предметом межрегионального арбитража.

⁴ Подобные модификации тестовых статистик следуют из соответствующих критериев оптимальности, подробнее см. (Andrews, Ploberger, 1994).

ко для того, чтобы зафиксировать достаточное число наблюдений для идентификации параметров, но и для того, чтобы выполнялись необходимые асимптотические свойства, а именно, чтобы внутренний нестационарный режим уменьшался при росте выборки. Мы задаем $(\pi_1, \pi_2) = (\bar{\pi} - c / \sqrt{T}, \bar{\pi} + c / \sqrt{T})$, где $\bar{\pi} = 0.5$, а $c = 2$. В этом случае внутренний нестационарный режим уменьшается асимптотически, и Kapetanios, Shin (2006) доказывают, что предельное распределение (при больших T) тестовых статистик не зависит от неизвестных порогов.

Вторая группа тестов, которая рассматривается, следуя (Maki, 2009), это тесты из работы (Bec et al., 2004). В отличие от (Kapetanios, Shin, 2006), оба режима в них (внутренний и внешний) являются стационарными и оцениваются в регрессии следующего вида:

$$\Delta y_t = \left(\rho_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} \Delta y_{t-j} \right) I(|y_{t-1}| > \lambda) + \left(\rho_2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} \Delta y_{t-j} \right) I(|y_{t-1}| \leq \lambda) + \varepsilon_t. \quad (6)$$

В регрессии (6) статистика Вальда строится для тестирования гипотезы $\mathbf{H}_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ по всем возможным пороговым значениям λ , а затем берется супремум этих статистик. Однако выбор λ в этом тесте происходит из множества Λ , аналогичного описанному выше, а $\lambda_{\min}$ и $\lambda_{\max}$ выбираются как $\lambda_{\min} = y_{(0.2T)}$ и $\lambda_{\max} = y_{(0.8T)}$, где данные упорядочиваются по возрастанию как $y_{(1)}, y_{(2)}, \dots, y_{(T)}$. В отличие от (Kapetanios, Shin, 2006), в этом случае предельное распределение будет зависеть от $\lambda_{\min}$ и $\lambda_{\max}$.

Наконец, для тестирования гипотезы о единичном корне против нелинейной альтернативы использовалась еще одна статистика Вальда, W^* , которая строится так же, как и в тесте (Kapetanios, Shin, 2006), но перебор пороговых параметров осуществляется как в (Bec et al., 2004).

Таким образом, имеется пять тестов на единичный корень против нелинейной альтернативы. В дальнейшем нулевая гипотеза о наличии единичного корня отвергается, если хотя бы один из тестов ее отвергает. Понятно, что размер итоговой процедуры может быть достаточно большим, согласно неравенству Бонферрони, однако имитационные расчеты показали, что при использовании 5%-ных критических значений для каждого из тестов размер такого решающего правила составляет около 10 процентов. Отметим, что асимптотические критические значения получаются на основании имитаций Монте-Карло для выборки длины 1000 с числом повторений 10000.

Далее для определения того, отвергалась ли гипотеза единичного корня из-за того, что временной ряд в действительности нелинейный, или из-за того, что он линейный стационарный, проводилось тестирование гипотезы линейности среди всех рядов, для которых гипотеза единичного корня отвергалась. Для этого применяется процедура, описанная в (Hansen, 1997), заодно оценивается модель и получаются доверительные интервалы для пороговых значений.

Отметим, что если ряд является нелинейным с нестационарным внутренним режимом, то при таком тестировании маловероятно не отвергнуть гипотезу о линейности для неограниченной модели. Поэтому тестирование гипотезы о линейности против альтернативы о нелинейной модели с нестационарным внутренним режимом не рассматривается.

3. Описание данных

Закон единой цены применим для торгуемых (мобильных) товаров, обладающих однородными характеристиками. К этим условиям близки продукты питания. В дальнейшем будем рассматривать цены 33 отдельных товаров, входящих в состав условного (минимального) набора продуктов питания⁵, а также стоимость всего набора для возможности сопоставления результатов с теми, что получены в предшествующих работах.

Решение рассматривать отдельные товары, а не наборы и потребительские корзины, обусловлено тем, что если закон единой цены выполняется для всех входящих в корзину товаров, за исключением одного, то говорить о выполнении этого закона для всей корзины в целом некорректно. Если же закон единой цены выполняется для всей корзины в целом, то это не означает, что он выполняется для каждого из товаров в отдельности. Можно привести пример двухпродуктовой корзины для двух регионов, предположив, что товары входят в корзину с равными весами. Допустим, что исходно стоимость корзины в регионах одинаковая, и цены товаров А и Б одинаковые. Пусть в каждый период времени цена товара А в первом регионе увеличивается на 1% по сравнению с ценой во втором регионе, а относительная цена на товар Б, наоборот, уменьшается на 1%. Стоимости корзин при этом остаются одинаковыми. Получается, что закон единой цены не выполняется ни для одного из товаров, но выполняется для корзины в целом. В качестве реального примера можно сравнить цены на муку и сахар в Белгородской и Брянской областях в ноябре 2008 г. и в сентябре 2010 г. Веса этих товаров в минимальном наборе продуктов питания одинаковы (20 кг), поэтому их можно игнорировать. Из таблицы П1⁶ следует, что за это время относительная цена сахара в Брянской области снизилась, а муки — выросла, при этом стоимости корзин в регионах остались одинаковыми.

Стоит отметить, что в условный набор входят товары с различной степенью неоднородности. К примеру, морковь или огурцы являются товарами с высокой степенью однородности, и выполнение закона единой цены для них вероятнее, чем для гораздо более дифференцированных печеня или карамели. Объединение товаров в корзину может привести к потере этой информации.

Будем использовать ежемесячные данные в период с января 2003 г. по сентябрь 2018 г. С целью анализа устойчивости результаты расчеты будут повторяться по той же методике на более коротком интервале (с января 2008 г.). Заодно удастся проверить, изменились ли пороговые значения в связи с развитием инфраструктуры и современных форматов торговли.

В рассмотрение включены цены в 78 российских регионах. Из выборки исключены Республика Крым и г. Севастополь (т. к. данные по этим регионам доступны только с 2015 г.); Чеченская Республика (т. к. отсутствуют данные за 2003 г.); Ненецкий, Ямало-Ненецкий и Ханты-Мансийский автономные округа (т. к. данные по ним учитываются при расчете цен в соответствующих областях); Чукотский автономный округ (из-за его труднодоступности, о чем свидетельствуют аномально высокие цены на отдельные товары).

⁵ Перечень товаров, включенных в условный (минимальный) набор продуктов питания, приведен в приложении № 3 к приказу Росстата № 734 от 30 декабря 2014 г.

⁶ Таблицы с литерой «П» находятся в Приложении.

Для 26 из 33 товаров имеются статистические данные по всем регионам на всем рассматриваемом интервале (данные по черному перцу и огурцам для Липецкой области в июне 2008 г. получены путем усреднения цен в мае и июле).

По товару «Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки 1 и 2 сортов» в выборке осталось 72 региона (по Ивановской, Калужской, Курской, Рязанской, Тверской и Архангельской областям отсутствуют данные за значительные периоды времени).

По товару «Творог нежирный» в выборке осталось 74 региона (по Еврейской автономной области, Магаданской области, Забайкальскому краю и Республике Саха имеются пропуски в данных, поэтому они исключены из рассмотрения).

Статистика по товару «Молоко питьевое цельное пастеризованное 2.5–3.2% жирности» доступна только с января 2009 г., в выборке 76 регионов (по Республике Ингушетия и Хабаровскому краю имеются пропуски в данных, поэтому они исключены из выборки).

По товарам «Рыба мороженная неразделанная» и «Свинина (кроме бескостного мяса)» в выборке 77 регионов (по обоим товарам имеются пропуски в данных для республики Ингушетия).

Наконец, по товару «Баранина (кроме бескостного мяса)» в выборке осталось 75 регионов (по Еврейской автономной области и Республике Коми имеются пропуски в данных, а для Ярославской области статистика цен по этому товару отсутствует на всем периоде наблюдения).

4. Выбор базового региона

При расчете логарифма относительного уровня цен на k -й товар между i -м и j -м регионами возникает проблема выбора базы для сравнения (базового уровня цен). Решений у этой задачи несколько: а) перебрать все возможные пары регионов; б) усреднить цены на k -й товар по регионам с помощью простого или взвешенного среднего; в) назначить определенный регион базовым и считать, что рыночные силы будут приближать цены в других регионах к базовому уровню.

Недостатком первого способа, использовавшегося в работе (Choi et al., 2017), является очень большое число временных рядов, которые необходимо анализировать (их будет $n(n-1)/2$, где n — число регионов). В нашем случае по каждому из 33 товаров может быть 2775 временных рядов, что сделает результаты сложно обозримыми.

В литературе наиболее распространен второй подход, который применялся в (O'Connell, Wei, 2002; Глушенко, 2010), но он также не лишен недостатков. Лежат они в области коинтеграционного анализа временных рядов. Рассмотрим уровни цен в трех регионах. Допустим, что логарифмы уровней цен на k -й товар в i -м, j -м и l -м регионах (p_i^k , p_j^k , p_l^k соответственно) — это временные ряды, которые порождены процессом $I(1)$. Допустим, что между временными рядами логарифмов уровней цен i -го и j -го регионов наблюдается коинтеграция (их линейная комбинация описывается стационарным процессом), а между рядами логарифмов цен i -го и l -го, равно как и между логарифмами цен j -го и l -го регионов, коинтеграции нет (их любая линейная комбинация — нестационарный процесс). Вычисляем среднее арифметическое логарифмов цен на k -й товар (p_{avg}^k) по трем регионам, получаем линейную комбинацию, в которую входят два коинтегрированных друг с другом временных ряда и один некоинтегрированный. Затем вычисляем разность между логарифмом цен в i -м регионе и логарифмом среднего уровня цен ($p_i^k - p_{avg}^k$). По построению эта

линейная комбинация оказывается нестационарной, т. к. логарифм средней цены содержит в себе линейную комбинацию с ненулевым весом временного ряда (p_i^k), который не коинтегрирован с (p_i^k). Следовательно, делать выводы о выполнении или невыполнении закона единой цены на основе тестирования такого временного ряда не вполне корректно.

Недостатком третьего подхода является субъективность в выборе базового региона. В тех работах, где используется такой подход к расчету относительного уровня цен (например, (Parsley, Wei, 1996; Lo, Zivot, 2001)), приводятся результаты для нескольких базовых регионов и, если они не сильно отличаются, говорится, что выбор точки отсчета не влияет на выводы. Наши предварительные расчеты по российским регионам свидетельствуют о том, что выбор базового региона значительно влияет на результаты исследования.

По результатам анализа преимуществ и недостатков каждого из трех способов выбора базового уровня цен для настоящего исследования был выбран последний (использование региона с базовым уровнем цен). Однако в качестве базы для сравнения цен во всех российских регионах будет использоваться не только один регион. Объясняется это тем, что межрегиональная торговля ведется более интенсивно среди соседних или не очень удаленных друг от друга регионов, а с ростом расстояния ее интенсивность должна ослабевать (подробнее см. (Каукин, Идрисов, 2013)). К тому же качество инфраструктуры, плотность транспортных сетей, площади регионов заметно различаются в европейской и азиатской частях страны. При больших расстояниях высокие транспортные издержки могут привести к тому, что в некоторых регионах выгоднее вести торговлю аналогичными импортными товарами, нежели перевозить отечественные из одного конца страны в другой. Поэтому будем рассматривать группы субъектов РФ, объединенных на основе территориального и (отчасти) торгового принципа. В каждой группе будет выбран свой базовый регион.

Рассматриваемые субъекты РФ разделены на три кластера в соответствии с экономическим районированием российской территории. В первый кластер вошли Центральный, Центрально-Черноземный, Северо-Кавказский, Волго-Вятский, Северо-Западный, Калининградский, Северный, Поволжский и Уральский экономические районы (всего 57 субъектов). Базовым регионом для первого кластера по всем товарам была выбрана Московская область. Выбор обусловлен наличием распределительных центров крупнейших торговых сетей, близостью к Москве, развитой транспортной инфраструктурой. Вторую группу составили регионы Западно- и Восточно-Сибирского экономических районов. Для этих регионов в качестве базовых используются цены в Новосибирской области, административный центр которой расположен на важнейших транспортных магистралях этого региона. Наконец, в третьем кластере собраны субъекты Дальневосточного экономического района. Базовым регионом для них выбран Приморский край, административный центр которого имеет развитую транспортную инфраструктуру, позволяющую вести международную торговлю и взаимодействовать с регионами из этого экономического района.

Для проверки устойчивости результатов используется альтернативный подход к определению цены, используемой в качестве базы для сравнения. В рамках этого подхода базовым по каждому товару является единственный регион, выбираемый по принципу лидерства в производстве соответствующего товара. При выборе базовых регионов за основу брались данные по урожайности основных сельскохозяйственных культур, улову и производству рыбы, поголовью скота и т. п. Базовые регионы для каждого из продуктов представлены в табл. П4 вместе с официальными названиями продуктов питания и их краткими обозначениями, используемыми в статье.

5. Результаты

Результаты представлены в виде таблицы размера $n \times k$, где n — число регионов, k — число товаров, в ячейках которой записаны значения порогов или их отсутствие. В нашем случае — это таблицы размера 75×33 (число регионов сократилось с 78 на три базовых региона). Отразить их компактно не представляется возможным, поэтому детальные результаты доступны по следующим ссылкам⁷, а подробно обсуждаются лишь некоторые отдельные случаи.

Так как статистические данные по товару «Молоко» доступны только с 2009 г., они не объединены с остальными, чтобы обеспечить сопоставимость. Результаты по этому товару представлены в табл. 1. Они указывают на то, что слабая версия закона единой цены выполняется между Московской областью и еще 22 регионами из 55 (в выборку не вошла Ингушетия, т. к. имеются пропуски в данных по ценам на молоко), для которых этот регион используется в качестве базового. Аналогичный результат наблюдается между Новосибирской областью и только двумя из 12 регионов Сибири (в таблице выделены символом †). В Дальневосточном экономическом районе пороговая авторегрессионная модель оказалась наилучшей для 4 из 6 регионов (выделены символом *). Среднее значение порога по 28 регионам оказалось 4.1%. При этом разброс порогового значения находится в диапазоне от 0.8 до 9.2%. Кроме того, был рассчитан 95%-ный доверительный интервал и указаны верхние и нижние значения порога (правая и левая границы соответственно), а также порядок авторегрессионной модели.

Таблица 1. Оценки порогов для товара «Молоко»,
3 базовых региона для экономических районов

Регион	Порог (в %)	Левая граница (в %)	Правая граница (в %)	Число лагов
Брянская область	1.2	1.2	1.8	1
Ивановская область	1.4	1.2	1.7	1
Курская область	8.1	8.1	8.1	1
Тамбовская область	5.4	2.5	7.6	5
Тульская область	4.0	2.2	4.4	2
Республика Карелия	2.9	2.9	2.9	1
Республика Коми	4.2	4.2	4.2	1
Вологодская область	1.7	0.5	5.5	1
Калининградская область	3.2	3.1	3.7	12
Мурманская область	2.5	0.1	8.9	1
Новгородская область	1.5	1.5	1.5	13
Краснодарский край	0.8	0.8	0.8	1
Волгоградская область	5.9	5.9	5.9	1
Карачаево-Черкесская Республика	4.2	4.2	4.3	1
Республика Северная Осетия	2.7	2.7	2.7	1

⁷ <http://bit.ly/2Hj9h3w> (с 2003 г., базовые регионы — экономические районы);
<http://bit.ly/2TjeANi> (с 2008 г., базовые регионы — экономические районы);
<http://bit.ly/2VHZhF2> (с 2003 г., базовые регионы — лидеры производства).

Окончание табл. 1

Регион	Порог (в %)	Левая граница (в %)	Правая граница (в %)	Число лагов
Республика Башкортостан	3.0	1.3	5.3	2
Республика Мордовия	5.8	5.7	5.8	9
Чувашская Республика	4.2	4.2	4.2	4
Пермский край	5.1	0.1	17.8	1
Оренбургская область	2.6	2.5	2.6	12
Самарская область	2.5	0.6	4.7	1
Курганская область	3.1	0.6	5.9	4
Алтайский край [†]	6.8	6.8	7.1	3
Иркутская область [†]	5.1	5.1	5.8	1
Амурская область*	1.6	1.2	3.6	1
Магаданская область*	7.8	0.0	23.8	2
Сахалинская область*	9.2	9.2	9.2	1
Еврейская автономная область*	7.2	7.2	7.2	6
Среднее значение	4.1	3.1	6.0	

Примечание. [†] отмечены субъекты РФ, для которых базовым регионом является Новосибирская обл., * — базовым регионом является Приморский край. Гипотеза единичного корня для товара «Молоко» не была отвергнута ни одним из используемых тестов в оставшихся 45 регионах из выборки.

На рисунке 1 представлен график относительной цены молока между Тульской и Московской областями. В среднем цена этого продукта в Тульской области на 20.8% ниже, чем в Московской. На рисунке указаны верхний и нижний пороги (они симметричны относительно среднего значения). Используемая модель предполагает, что если цена молока в Тульской области окажется ниже, чем в Московской более чем на 24.8%, то возникнут рыночные силы, которые приведут к повышению относительной цены молока в Тульской

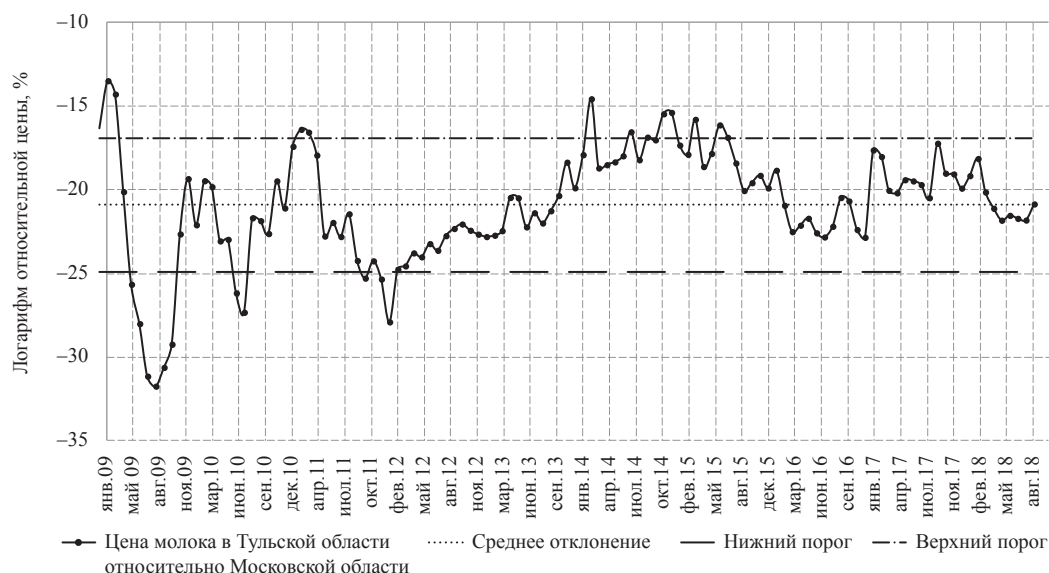


Рис. 1. Логарифм отношения цен молока в Тульской и Московской областях

области. При этом может произойти повышение фактической цены товара в Тульской области, например, из-за возросшего спроса, или же снижение цены на этот же товар в Московской области из-за возросшего предложения. Если же относительная цена молока в Тульской области будет «только» на 16.8% ниже, чем в Московской, то рыночные силы приведут к снижению относительной цены этого товара в Тульской области. При этом товарообмена молоком между этими регионами может и не происходить. Молоко могут привезти из других российских регионов или из-за границы.

Аналогичные результаты были получены для каждого товара по каждому из регионов для трех вариантов выборки: с января 2003 г. по сентябрь 2018 г. (2003–2018, 3 базовых региона) и с января 2008 г. по сентябрь 2018 г. (2008–2018, 3 базовых региона), когда в качестве базы для сравнения цен использовались 3 региона из разных экономических районов; а также с января 2003 г. по сентябрь 2018 г. (2003–2018, 1 базовый регион), когда базой для сравнения цен был один регион — лидер производства рассматриваемого товара.

В таблице 2 приведены обобщенные результаты.

Таблица 2. Сводные результаты по трем выборкам

Выборка	Единичный корень (в %)	Линейная модель (в %)	Пороговая модель (в %)	Всего рядов
2003–2018, 3 базовых региона	58.2	2.0	39.8	2459
2008–2018, 3 базовых региона	60.1	3.7	36.2	2459
2003–2018, 1 базовый регион	59.3	1.2	39.5	2526

Из таблицы 2 следует, что в период 2003–2018 гг. примерно для 40% временных рядов TAR-модель выигрывает у единичного корня и нелинейной альтернативы. Если рассматривать более короткий временной интервал (с 2008 г.), то доля временных рядов, в которых наилучшей оказалась TAR-модель, снижается до 36%, при этом растет доля временных рядов, для которых линейная модель оказывается наилучшей.

Можно сопоставить результаты за 2003–2018 и 2008–2018 гг. в выборках, где используется три базовых региона. Для 667 временных рядов пороговая модель оказывалась наилучшей как на всем интервале, так и на более коротком подинтервале, что составляет 27.1% анализируемых временных рядов. Линейная модель подтвердилась в 17 случаях. Гипотеза единичного корня не отвергалась одновременно на всем интервале и в подинтервале для 1191 временных рядов. Разные результаты на всем и укороченном интервале показали тесты для 584 временных рядов.

Чтобы сопоставить результаты с предшествующими работами, в табл. 3 приведены оценки пороговых значений для стоимости минимального набора продуктов питания (приводятся только те регионы, для которых были отвергнуты гипотезы единичного корня и линейной модели). Пороговая модель оказывается предпочтительной для динамики относительной цены всего набора в 46 из 75 регионов. Величина порога колеблется от 0.8 до 9.9%, составляя в среднем по регионам 2.9%. Результаты указывают на очень высокую неоднородность величины порога между регионами. В оставшихся 29 регионах гипотеза единичного корня не была отвергнута ни одним из пяти используемых тестов. Таким образом, данные по стоимости минимального набора продуктов питания между Москвой и Московской областью не противоречат закону единой цены в слабой форме. Аналогичный вывод можно сделать

для стоимости условного набора продуктов питания между Новосибирской и Тюменской областями, Новосибирской областью и Республиками Тыва и Алтай, а также Алтайским краем. Гипотеза единичного корня не может быть отвергнута для стоимости условного набора продуктов между Новосибирской областью и Республиками Бурятия, Хакасия, Забайкальским и Красноярским краями, Иркутской, Кемеровской, Томской и Омской областями.

Таблица 3. Результаты для набора с 2003 г.,
3 базовых региона для экономических районов

Регион	Порог (в %)	Левая граница (в %)	Правая граница (в %)	Число лагов
Брянская область	6.4	6.4	6.4	1
Владимирская область	1.5	1.5	2.2	1
Калужская область	2.0	2.0	3.1	1
Костромская область	1.6	1.2	1.7	1
Липецкая область	3.6	0.6	6.9	8
Орловская область	3.2	3.2	3.5	13
Смоленская область	6.9	0.8	8.9	1
Тамбовская область	2.4	2.4	2.4	1
Тверская область	4.4	4.4	4.4	4
Тульская область	0.8	0.8	2.3	1
Ярославская область	2.8	0.0	10.3	2
г. Москва	1.6	1.5	2.6	1
Республика Карелия	2.8	0.4	7.0	1
Республика Коми	2.3	2.2	2.8	1
Архангельская область	9.9	9.9	9.9	1
Вологодская область	1.2	1.1	1.4	1
Калининградская область	1.4	1.4	1.5	1
Мурманская область	1.8	1.8	1.8	1
Республика Адыгея	1.9	1.6	4.0	1
Волгоградская область	3.0	3.0	3.1	1
Республика Ингушетия	2.2	2.0	2.5	1
Кабардино-Балкарская Республика	4.1	3.8	4.1	13
Карачаево-Черкесская Республика	2.7	2.4	8.1	1
Республика Северная Осетия	3.9	0.1	18.2	3
Ставропольский край	4.5	4.5	4.5	3
Республика Марий Эл	2.2	0.1	8.8	1
Республика Мордовия	1.9	0.9	6.2	1
Республика Татарстан	7.5	7.5	7.5	1
Удмуртская Республика	2.3	0.0	9.7	1
Чувашская Республика	2.0	0.7	4.0	1
Пермский край	1.6	1.2	5.0	2
Кировская область	2.0	1.7	2.1	1
Нижегородская область	2.2	0.9	7.5	2
Оренбургская область	2.0	2.0	2.0	2
Самарская область	1.5	1.0	2.2	1

Окончание табл. 3

Регион	Порог (в %)	Левая граница (в %)	Правая граница (в %)	Число лагов
Саратовская область	3.9	3.8	3.9	8
Ульяновская область	4.1	4.1	4.1	1
Тюменская область [†]	3.7	2.4	5.0	1
Республика Алтай [†]	3.4	2.7	3.4	6
Республика Тыва [†]	2.5	2.5	2.7	1
Алтайский край [†]	3.2	0.0	6.2	1
Республика Саха*	2.0	1.2	2.1	2
Хабаровский край*	1.2	1.1	1.5	1
Амурская область*	1.4	1.4	1.4	2
Еврейская автономная область*	1.3	1.2	2.7	1

Примечание. Символом [†] отмечены субъекты РФ, для которых базовым регионом является Новосибирская обл.,

* — базовым регионом является Приморский край.

Полученные результаты можно усреднить по регионам и вычислить среднее значение порога для товаров, либо провести аналогичную операцию по товарам и подсчитать среднее значение порога в регионе⁸. Ниже будут представлены результаты для каждого товара, усредненные по регионам, поскольку они менее объемны, чем средние по регионам значения порогов⁹.

Результаты для временных рядов с 2003 г. и трех базовых регионов в соответствии с экономическим районированием представлены в табл. 4.

Таблица 4. Усредненные по регионам пороговые значения (в %), данные с 2003 г., 3 базовых региона для экономических районов

Товар	Единичный корень	Линейная модель	Пороговая модель	Средний порог
Лук	0	4	71	13.2
Капуста	3	2	70	23.2
Морковь	4	1	70	14.3
Картофель	7	0	68	18.8
Яблоки	10	1	64	9.9
Яйца	12	0	63	9.2
Сахар	7	6	62	7.1
Набор	29	0	46	2.9
Курица	29	1	45	4.3
Масло подсолнечное	34	3	38	6.9
Мука	36	2	37	7.6
Пшено	32	6	37	12.9
Рыба	42	1	31	4.9

⁸ Такая операция не лишена смысла, т. к. из всех временных рядов вычитается выборочное среднее, поэтому с определенной долей условности можно считать полученные пороги сопоставимыми для регионов с разными базовыми ценами.

⁹ Ознакомиться с результатами для регионов можно по ссылкам, приведенным в сноске 7.

Окончание табл. 4

Товар	Единичный корень	Линейная модель	Пороговая модель	Средний порог
Баранина	45	1	26	7.6
Огурцы	49	0	26	24.2
Свинина	45	3	26	5.7
Рис	50	0	25	6.6
Говядина	53	0	22	4.1
Сыр	52	4	19	5.1
Маргарин	60	0	15	7.6
Хлебобулочные изделия	53	2	14	8.4
Горох, фасоль	60	1	14	8.0
Масло сливочное	62	0	13	6.9
Хлеб	61	0	13	4.2
Перец	63	1	11	13.4
Печенье	65	0	10	3.9
Сметана	62	3	10	6.9
Сельдь	67	0	8	6.5
Соль	67	2	6	11.6
Творог	62	3	6	10.2
Чай	69	1	5	5.4
Вермишель	70	1	4	5.6
Карамель	71	0	4	1.6
Общий итог	1431	49	979	10.5

Примечание. Товары отсортированы по убыванию числа регионов, в которых предпочтительнее оказывается пороговая модель. Максимальное количество регионов — 75.

В первом столбце представлены краткие названия товаров, во 2–4 столбцах: число регионов, для которых не отклоняется гипотеза единичного корня; число регионов, для которых отклоняется гипотеза единичного корня и не отклоняется гипотеза линейной модели; число регионов, для которых отклоняется гипотеза единичного корня и гипотеза линейной модели. В последнем столбце представлено усредненное по регионам из 4-го столбца значение порога. Из таблицы 4 следует, что для относительной цены такого товара, как «Лук репчатый», во всех регионах хотя бы один из используемых тестов отклоняет гипотезу единичного корня (0 во втором столбце). При этом можно говорить, что данные по ценам на лук не противоречат закону единой цены в сильной форме в четырех регионах (число 4 в третьем столбце). Наконец, в 71 регионе цена лука хорошо описывается пороговой авторегрессионной моделью, следовательно, для этих субъектов РФ можно предполагать выполнение закона единой цены в слабой форме (число 71 в четвертом столбце). В пятом столбце приведено среднее по 71 региону значение порогового отклонения цены на этот товар, которое составляет 13.2%. Остальные строки интерпретируются аналогично.

Из таблицы 4 следует, что пороговая модель хорошо объясняет региональную динамику относительных цен для фруктов и овощей, а также для сахара и яиц (по этим товарам закон единой цены в слабой форме выполняется более чем в 80% регионов). Для более половины регионов TAR-модель лучше объясняет динамику относительной цены для всего набора продуктов питания, курицы и подсолнечного масла. К товарам с наименьшим числом

регионов, в которых TAR-модель оказалась лучше, относятся карамель, вермишель, чай, творог и соль. По этим товарам пороговая модель оказывается лучше менее чем в 10% регионов¹⁰. Однако этот результат вовсе не означает, что по товарам из нижней части табл. 4 не выполняется закон единой цены.

Из того факта, что гипотеза единичного корня не была отвергнута, некорректно делать вывод о невыполнении закона единой цены. Такой результат может объясняться тем, что относительная цена товара редко выходит за пороги арбитража, например, из-за того, что продавцы боятся появления новых конкурентов и держат цену в диапазоне, в котором арбитражные операции оказываются невыгодными. В таком случае закон единой цены выполняется автоматически из-за боязни продавцов возникновения возможности арбитража, однако на основании формальных эконометрических тестов делается выбор в пользу гипотезы единичного корня, т. к. оказывается мало периодов, когда цена товара выходила за пределы, и происходило переключение процессов.

В качестве примера на рисунке 2 приведена относительная цена карамели в Вологодской и Московской областях, которая колебалась в узком диапазоне ($\pm 7\%$ для центрированного значения), а около 60% наблюдений лежали в интервале $(-3.1\%, 2.7\%)$. Реализованные в исследовании тесты не отклоняют нулевую гипотезу о единичном корне для этого временного ряда. Однако из визуального анализ графика этот вывод не столь очевиден.

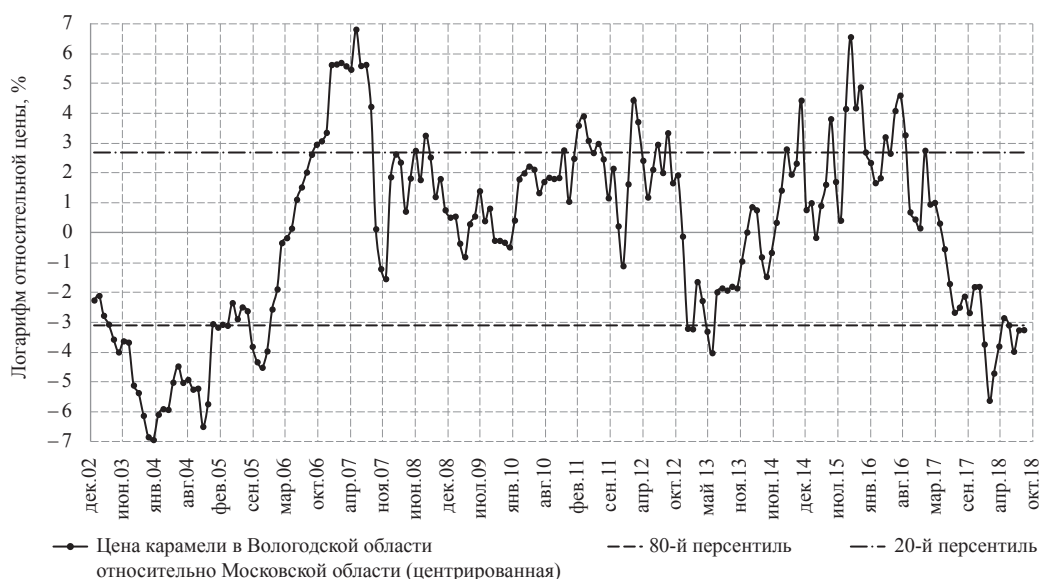


Рис. 2. Логарифм отношения цен карамели в Вологодской и Московской областях (данные центрированы)

Усредненные по регионам результаты для отдельных товаров на более коротком интервале с 2008 г.) и при использовании другого подхода к выбору базовой цены (регион — лидер производства) приведены в таблицах П2 и П3.

¹⁰ Эта величина не превышает эмпирической вероятности ошибки первого рода (эмпирического размера тестовой процедуры, состоящей из пяти тестов).

6. Обсуждение результатов

Как правило, в эмпирических работах (см., например, Глущенко, 2010) после проверки закона единой цены с использованием эконометрических тестов делается вывод об интегрированности или неинтегрированности региональных рынков. Но, по мнению авторов, это очень сильный вывод. Интегрированность — это нечто большее, чем одинаковая стоимость потребительских наборов или отдельных товаров в регионах. Почему не могут быть интегрированы регионы, в которых цены на одни и те же товары различаются (даже на величину, большую чем транспортные издержки)? При этом в регионах могут отсутствовать препятствия для арбитража и свободной торговли. В розничной цене любого торгуемого товара содержится неторгуемый компонент (Crucini et al., 2005), поэтому вполне объяснимым является тот факт, что вермишель в Москве в среднем почти на 40% дороже, чем в Московской области, т. к. аренда помещения и заработные платы обслуживающего персонала магазинов в этих регионах различаются, при этом первый фактор является неторгуемым. В результате, в структуре розничной цены этого относительно недорогого товара неторгуемые факторы составляют значительную долю. Едва ли стоит ставить под сомнение интегрированность двух этих регионов на основе теста на единичный корень относительной цены вермишели. Точно так же непонятно, почему интегрированными должны быть регионы, в которых наблюдаются одинаковые цены на товары. Это может быть случайным совпадением, при этом регионы могут и не иметь между собой никаких торгово-экономических связей.

Таким образом, полученные оценки пороговых уровней (для тех товаров и регионов, в которых лучшей является пороговая модель) нужно интерпретировать как такое отклонение цены товара k в регионе i по сравнению с ценой этого же товара в регионе j , превышение которого стимулирует появление дополнительных (к уже имеющимся) продавцов товара k в регионе i и покупателей в регионе j .

Стоит отметить, что причиной сближения цен в регионах может быть как действие товарного арбитража, так и прочих факторов. Но спецификация используемой модели предполагает, что причиной являются только рыночные силы. Надо понимать, что это — очень жесткая предпосылка модели. В случае обнаружения порога можно утверждать, что если цена в одном регионе отклонится от цены в другом на величину, большую порогового уровня, то, скорее всего, это приведет к появлению дополнительных покупателей в том регионе, где товар дешевле, и дополнительных продавцов в том регионе, где товар дороже. В результате арбитражных операций цены будут сближаться. Но есть вероятность того, что цены сближаются по другим причинам, не связанным с действием рыночных сил.

Результаты анализа подтверждают, что индивидуальные характеристики товаров влияют на выводы о выполнении закона единой цены на региональном уровне. Наибольшее число регионов, в которых лучшей оказывается пороговая модель, получено для наименее дифференцированных товаров, таких как овощи и фрукты, курица, яйца, пшено, сахар. Наименьшее — для наиболее дифференцированных товаров, таких как вермишель, карамель и печенье, а также для товаров, которые не производятся на территории России, а импортируются — чая¹¹ и перца.

¹¹ Объемы производства российского чая (порядка 250 т в 2015 г.) намного меньше объемов импортного чая (порядка 170.5 тыс. т в 2015 г.), см. <http://ab-centre.ru/news/rynok-chaya-rossii-v-2001-2016-gg>.

Не было обнаружено регионов, в которых закон единой цены выполняется для всех товаров, а также регионов, в которых для всех товаров не отклоняется гипотеза единичного корня. В среднем закон единой цены в слабой форме выполняется примерно для 40% рассмотренных временных рядов.

Тестирование моделей на разных выборках также позволило сделать ряд выводов. На уровне отдельных товаров и регионов устойчивость результатов к выбору базового региона зависит от способа усреднения. Так, при усреднении пороговых значений по регионам результаты устойчивы к выбору базового региона, что следует из сопоставления таблиц 4 и ПЗ. Однако при усреднении пороговых значений по товарам нет устойчивости результатов к выбору базового региона. Зависимость результатов от выбора базы для сравнения цен связана с тем, что торговля между разными регионами происходит с неодинаковой интенсивностью, что может объясняться различиями в качестве инфраструктуры, плотности транспортных сетей, площадей регионов и прочих факторов.

Результаты расчетов на временных промежутках 2003–2018 гг. и 2008–2018 гг. свидетельствуют в пользу гипотезы о том, что со временем укрепление торговых связей между регионами и улучшение инфраструктуры приводит к снижению издержек арбитража, возможно, поэтому значения порогов становятся меньше¹².

Заключение

Пороговая модель оказывается предпочтительнее линейной и модели случайного блуждания для объяснения динамики относительных региональных цен на товары из минимального набора продуктов питания примерно для 40% временных рядов. При отклонениях относительных цен больше пороговых уровней возникают рыночные силы, которые приводят к последующему сближению региональных цен. Примерно 58–59% рассмотренных временных рядов соответствуют процессу с единичным корнем. Однако из этого не стоит делать однозначный вывод о невыполнении закона единой цены. Причиной такого поведения цен может быть боязнь продавцов появления новых конкурентов и, как следствие, колебания цен в узком диапазоне, в котором на основе эконометрических тестов нельзя отличить случайное блуждание от пороговой или линейной авторегрессионной модели.

Значения порогов являются крайне неоднородными как по различным товарам в рамках одного региона, так и между регионами для одного товара, разброс колеблется от 0.8 до 55.7%. Причиной этого могут быть различные доли неторгуемого компонента издержек в розничной цене товаров, а также различия в региональных транзакционных издержках.

Чаще всего пороговая модель оказывается предпочтительной для объяснения относительных региональных цен на фрукты и овощи, сахар, яйца. Реже всего пороги обнаруживаются для дифференцированных и импортируемых продуктов: карамель, печенье, черный перец, чай.

Каким может быть практическое применение полученных результатов? Во-первых, они могут быть полезны Федеральной антимонопольной службе для мониторинга региональных рынков отдельных товаров. Так, цена свинины в 2003–2018 гг. в Волгоградской области была

¹² Пороги увеличились для карамели, пшена, рыбы, свинины и чая. Для остальных товаров пороги снизились или остались на том же уровне.

в среднем выше, чем в Белгородской на 4.4%, а по нашим расчетам порог составляет 6.4%¹³. Если свинина в Волгоградской области продолжительное время будет дороже более чем на 10.8%, то это может служить сигналом о наличии административных барьеров на рынке, сговоре производителей, либо прочих несовершенствах, препятствующих «невидимой руке рынка». Именно такая ситуация наблюдается на рынке свинины в этих регионах с мая 2018 г.

Во-вторых, определенный интерес исследование может вызвать у предпринимателей и торговых сетей, которые хотят найти привлекательные товарные позиции и регионы для ведения бизнеса.

Список литературы

Глущенко К. П. (2010). Закон единой цены в российском экономическом пространстве. *Прикладная эконометрика*, 17 (1), 3–19.

Глущенко К. П. (2017). Рынок Москвы в экономическом пространстве страны. *Прикладная эконометрика*, 48, 5–21.

Глущенко К. П. (2018). Новосибирская область в системе региональных рынков. *Вестник НГУЭУ*, 1, 10–29.

Иванова В. (2015). Конвергенция цен на рынке зерна: исторический аспект. *Пространственная экономика*, 3, 34–56.

Каукин А., Идрисов Г. (2013). Гравитационная модель внешней торговли России: случай большой по площади страны с протяженной границей. *Экономическая политика*, 4, 133–145.

Перевышин Ю., Синельников-Мурылев С., Трунин П. (2017). Факторы дифференциации цен в российских регионах. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 21 (3), 361–384.

Перевышин Ю., Скроботов А. (2017). Сходимость цен на отдельные товары в российских регионах. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 35 (3), 102–123.

Сиротин Д. В. (2017). Анализ пространственной интеграции отраслевых рынков металлопродукции. *Известия высших учебных заведений. Черная металлургия*, 60 (1), 74–79.

Юсупова Г. (2008). Тенденции сближения цен на российских рынках. *Современная конкуренция*, 6 (12), 45–61.

Andrews D., Ploberger W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62 (6), 1383–1414.

Bec F., Ben Salem M., Carrasco M. (2004). Tests for unit-root versus threshold specification with an application to the purchasing power parity relationship. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22 (4), 382–395.

Berka M. (2009). Nonlinear adjustment in law of one price deviations and physical characteristics of goods. *Review of International Economics*, 17 (1), 51–73.

Choi C., Murphy A., Wu J. (2017). Segmentation of consumer markets in the US: What do intercity price differences tell us? *Canadian Journal of Economics*, 50 (3), 738–777.

Crucini M., Telmer C., Zachariadis M. (2005). Understanding European real exchange rates. *American Economic Review*, 95 (3), 724–738.

¹³ См. результаты для базовых регионов — лидеров производства, <http://bit.ly/2VHZhF2>.

Davies R. (1987). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 74 (1), 33–43.

Hansen B. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2 (1), 1–14.

Juvenal L., Taylor M. (2008). Threshold adjustment of deviations from the law of one price. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 12 (3), 1–44.

Kapetanios G., Shin Y. (2006). Unit root tests in three-regime SETAR models. *The Econometrics Journal*, 9 (2), 252–278.

Lo M., Zivot E. (2001). Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, 5 (4), 533–579.

Maki D. (2009). Tests for a unit root using three-regime TAR models: Power comparison and some applications. *Econometric Reviews*, 28 (4), 335–363.

O’Connell P., Wei S. (2002). The bigger they are, the harder they fall: Retail price differences across US cities. *Journal of International Economics*, 56 (1), 21–53.

Obstfeld M., Taylor A. M. (1997). Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher’s commodity points revisited. *Journal of the Japanese and International Economies*, 11 (4), 441–479.

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), 1211–1236.

Sarno L., Taylor M., Chowdhury I. (2004). Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: A broad-based empirical study. *Journal of International Money and Finance*, 23 (1), 1–25.

Tsay R. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84 (405), 231–240.

Поступила в редакцию 19.12.2018;

принята в печать 15.03.2019.

Приложение

Таблица П1. Пример выполнения закона единой цены для корзины товаров и невыполнения для отдельных товаров

Товар	Цена в руб./кг				Относительная цена	
	Ноябрь 2008		Сентябрь 2010		Ноябрь 2008	Сентябрь 2010
	Белгородская область	Брянская область	Белгородская область	Брянская область	Базовый регион — Белгородская область	
Сахар	20.85	21.06	35.83	35.38	1.01	0.99
Мука	19.58	19.28	18.84	19.4	0.98	1.03
Корзина	808.6	806.8	1093.4	1095.6	1.00	1.00

В таблицах П2 и П3 в первом столбце представлены краткие названия товаров; во 2-м столбце — число регионов, для которых не отклоняется гипотеза единичного корня относительной цены товара; в 3-м столбце — число регионов, для которых отклоняется гипотеза единичного корня и не отклоняется гипотеза линейной модели; в 4-м столбце — число регионов, для которых отклоняется гипотеза единичного корня и гипотеза линейной модели. В последнем столбце представлено усредненное по регионам из 4-го столбца значение порога. Товары отсортированы по убыванию числа регионов, в которых выигрывает пороговая модель.

Таблица П2. Усредненные по регионам пороговые значения, данные с 2008 г.,
3 базовых региона для экономических районов

Товар	Единичный корень	Линейная модель	Пороговая модель	Средний порог (в %)
Морковь	2	2	71	12.9
Лук	0	5	70	10.1
Капуста	0	6	69	20.0
Яйца	6	0	69	9.6
Сахар	2	7	66	5.6
Картофель	3	7	65	14.0
Яблоки	16	0	59	7.3
Огурцы	24	1	50	22.9
Курица	35	0	40	3.3
Набор	37	0	38	2.9
Масло	39	6	30	6.8
подсолнечное				
Творог	41	4	26	8.5
Рыба	51	0	23	5.7
Горох, фасоль	45	8	22	7.0
Пшено	42	14	19	13.2
Мука	54	5	16	5.7
Печенье	61	0	14	3.8
Рис	60	1	14	4.9
Баранина	57	2	13	6.1
Хлебобулочные изделия	55	2	12	3.8
Сметана	63	1	11	3.8
Вермишель	61	4	10	5.4
Перец	63	2	10	7.9
Свинина	63	1	10	7.4
Сыр	65	1	9	2.7
Говядина	67	0	8	3.3
Маргарин	64	3	8	7.1
Соль	65	2	8	9.8
Карамель	67	1	7	3.2
Масло сливочное	67	1	7	4.9
Сельдь	67	1	7	3.7
Хлеб	67	2	5	3.7
Чай	69	2	4	8.4
Общий итог	1478	91	890	

Примечание. Максимальное число регионов — 75.

Таблица ПЗ. Усредненные по регионам пороговые значения, данные с 2003 г., базовые регионы — лидеры производства соответствующего товара

Товар	Единичный корень	Линейная модель	Пороговая модель	Средний порог (в %)
Лук	0	0	77	19.0
Картофель	0	1	76	23.0
Капуста	2	2	73	26.1
Сахар	4	3	70	7.6
Морковь	9	0	68	28.6
Яйца	10	0	67	8.9
Курица	21	0	56	4.3
Пшено	14	9	54	13.8
Яблоки	27	0	50	15.4
Мука	32	2	43	5.3
Сыр	36	0	41	5.5
Баранина	34	1	39	8.6
Огурцы	43	0	34	33.4
Творог	48	1	24	8.2
Говядина	56	0	21	9.6
Масло подсолнечное	56	0	21	5.9
Набор	56	0	21	3.6
Соль	51	7	19	18.4
Горох, фасоль	59	0	18	6.7
Сметана	57	2	18	4.7
Рис	60	0	17	6.4
Хлебобулочные изделия	56	3	12	9.6
Хлеб	65	0	12	6.6
Маргарин	66	0	11	3.7
Вермишель	67	0	10	4.3
Перец	69	0	8	10.1
Свинина	69	0	7	4.7
Карамель	71	0	6	2.1
Печенье	71	0	6	4.1
Масло сливочное	72	0	5	5.9
Рыба	71	0	5	20.7
Чай	72	0	5	4.8
Сельдь	74	0	3	15.5
Общий итог	1498	31	997	

Примечание. Максимальное число регионов — 77.

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

Таблица П4. Названия товаров

Официальное название	Краткое название	Базовый регион — лидер производства
Говядина (кроме бескостного мяса)	Говядина	Республика Башкортостан
Свинина (кроме бескостного мяса)	Свинина	Белгородская область
Баранина (кроме бескостного мяса)	Баранина	Республика Дагестан
Куры охлажденные и мороженые	Куры	Белгородская область
Рыба мороженая неразделанная	Рыба	Камчатский край
Сельдь соленая	Сельдь	Камчатский край
Масло сливочное	Масло сливочное	Республика Татарстан
Масло подсолнечное	Масло подсолнечное	Краснодарский край
Маргарин	Маргарин	Белгородская область
Молоко питьевое цельное пастеризованное 2.5–3.2%	Молоко	Республика Татарстан
Сметана	Сметана	Краснодарский край
Творог нежирный	Творог	Краснодарский край
Сыры сычужные твердые и мягкие	Сыр	Алтайский край
Яйца куриные	Яйца	Ленинградская область
Сахар-песок	Сахар	Краснодарский край
Мука пшеничная	Мука	Ростовская область
Хлеб из ржаной муки и из смеси муки ржаной и пшеничной	Хлеб	Краснодарский край
Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки 1 и 2 сортов	Хлебобулочные изделия	Краснодарский край
Рис шлифованный	Рис	Краснодарский край
Пшено	Пшено	Саратовская область
Горох и фасоль	Горох, фасоль	Ростовская область
Вермишель	Вермишель	Краснодарский край
Картофель	Картофель	Воронежская область
Капуста белокочанная свежая	Капуста	Московская область
Морковь	Морковь	Волгоградская область
Огурцы свежие	Огурцы	Краснодарский край
Лук репчатый	Лук	Волгоградская область
Яблоки	Яблоки	Краснодарский край
Печенье	Печенье	Московская область
Карамель	Карамель	Московская область
Чай черный байховый	Чай	Краснодарский край
Соль поваренная пищевая	Соль	Оренбургская область
Перец черный (горошек)	Перец	г. Санкт-Петербург
Условный (минимальный) набор продуктов питания	Набор	Курская область

Dobronravova E. P., Perevyshin Yu. N., Skrobotov A. A., Shemyakina K. A. Limits of regional food price differences and invisible hand. *Applied Econometrics*, 2019, v. 53, pp. 30–54.

Elizaveta Dobronravova

Moscow Lomonosov State University, Moscow, Russian Federation;
dobronravovalisa@gmail.com

Yury Perevyshin

RANEPa, Moscow, Russian Federation; perevyshin-yn@ranepa.ru

Anton Skrobotov

RANEPa, Moscow, Russian Federation; antonskrobotov@gmail.com

Kira Shemyakina

RANEPa, Moscow, Russian Federation; kirashemyakina@gmail.com

Limits of regional food price differences and invisible hand

Based on 33 food products prices in 78 Russian regions from 2003 to 2018 we estimate regional price threshold which leads to price convergence. We applied econometric tests for the unit root null hypothesis versus a nonlinear alternative, and the null of linearity versus a nonlinear alternative. About a 40% of time series corresponds to the three-regime TAR-model and weak form of the law of one price.

Keywords: law of one price; threshold autoregression; regional price differences; price convergence; Russian regions.

JEL classification: C12; C24; L81; P22; R15.

References

Andrews D., Ploberger W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62 (6), 1383–1414.

Bec F., Ben Salem M., Carrasco M. (2004). Tests for unit-root versus threshold specification with an application to the purchasing power parity relationship. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22 (4), 382–395.

Berka M. (2009). Nonlinear adjustment in law of one price deviations and physical characteristics of goods. *Review of International Economics*, 17 (1), 51–73.

Choi C., Murphy A., Wu J. (2017). Segmentation of consumer markets in the US: What do intercity price differences tell us? *Canadian Journal of Economics*, 50 (3), 738–777.

Crucini M., Telmer C., Zachariadis M. (2005). Understanding European real exchange rates. *American Economic Review*, 95 (3), 724–738.

Davies R. (1987). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 74 (1), 33–43.

Gluschenko K. (2010). The law of one price in the Russian economic space. *Applied Econometrics*, 17 (1), 3–19 (in Russian).

Gluschenko K. (2017). The Moscow market in the country's economic space. *Applied Econometrics*, 48, 5–21 (in Russian).

Gluschenko K. (2018). The Novosibirsk oblast in the system of regional markets. *Vestnik NSUEM*, 1, 10–29 (in Russian).

- Hansen B. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2 (1), 1–14.
- Ivanova V. (2015) Convergence of prices on the grain market: The historical aspect. *Spatial Economics*, 3, 34–56 (in Russian).
- Juvenal L., Taylor M. (2008). Threshold adjustment of deviations from the law of one price. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 12 (3), 1–44.
- Kapetanios G., Shin Y. (2006). Unit root tests in three-regime SETAR models. *The Econometrics Journal*, 9 (2), 252–278.
- Kaukin A., Idrisov G. (2013). The gravity model of Russian foreign trade: Case of a country with large area and long border. *Economic Policy*, 4, 133–145 (in Russian).
- Lo M., Zivot E. (2001). Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, 5 (4), 533–579.
- Maki D. (2009). Tests for a unit root using three-regime TAR models: Power comparison and some applications. *Econometric Reviews*, 28 (4), 335–363.
- O’Connell P., Wei S. (2002). The bigger they are, the harder they fall: Retail price differences across US cities. *Journal of International Economics*, 56 (1), 21–53.
- Obstfeld M., Taylor A. M. (1997). Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited. *Journal of the Japanese and International Economies*, 11 (4), 441–479.
- 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), 1211–1236.
- Perevyshin Y., Sinelnikov-Murylev S., Trunin P. (2017). Determinants of price differentiation across Russian regions. *HSE Economic Journal*, 21 (3), 361–384 (in Russian).
- Perevyshin Y., Skrobotov A. (2017). The price convergence of individual goods in the Russian regions. *Journal of the New Economic Association*, 35 (3), 102–123 (in Russian).
- Sarno L., Taylor M., Chowdhury I. (2004). Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: A broad-based empirical study. *Journal of International Money and Finance*, 23 (1), 1–25.
- Sirotnin D. (2017). Spatial integration analysis of metal production markets. *Izvestiya. Ferrous Metallurgy*, 60 (1), 74–79 (in Russian).
- Tsay R. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84 (405), 231–240.
- Yusupova G. (2008). Russian market price unification trends. *Modern Competition*, 6 (12), 45–61 (in Russian).

Received 19.12.2018; accepted 15.03.2019.