

УДК 338.57

ВЛИЯНИЕ САНКЦИЙ НА УРОВЕНЬ ИНТЕГРАЦИИ РОССИЙСКОГО РЫНКА ОВОЩЕЙ

А.В. Ступникова

Ступникова Анна Владимировна – старший преподаватель, Амурский государственный университет, Игнатьевское шоссе, 21, Благовещенск, Россия, 675027. Младший научный сотрудник, Институт экономических исследований ДВО РАН, ул. Тихоокеанская, 153, Хабаровск, Россия, 680042. E-mail: stupnikovaann@gmail.com.

В ходе исследования влияния санкций на пространственную интеграцию российского рынка овощей проведена ее оценка в периоды до и после введения продовольственного эмбарго. Методика исследования базировалась на расчете показателей волатильности относительных ИПЦ на овощи и оценке эффекта границы для выделенных по определенным признакам групп рынков. Результатом исследования явилось выявление негативного влияния санкций на пространственную интеграцию российского рынка овощей, проявляющегося в усилении эффекта границ, что свидетельствует о снижении степени пространственной интеграции российского рынка овощей после введения санкций.

Пространственная рыночная интеграция, санкции, рынок овощей, волатильность, пространственное поведение цен, эффект границы, субъект РФ.

DOI: 10.14530/se.2015.3.074-096

ВВЕДЕНИЕ

Согласно теоретическим представлениям, с развитием рыночной экономики должно происходить усиление интегрированности или связанности пространственно рассредоточенных сегментов национального рынка [2; 10].

Пространственная рыночная интеграция напрямую связана с эффективным распределением ограниченных ресурсов, конкурентоспособностью рынков, эффективностью арбитража и ценообразования. В условиях интегрированного рынка при возникновении дефицита предложения и неудовлетворенного спроса на каком-либо из его сегментов ситуация стабилизируется в результате арбитражной деятельности поставщиков из других регионов страны. Передача избыточного предложения другим сегментам рынка предотвращает ослабление стимулов экономического роста [20; 27].

В научной литературе сформировалось несколько подходов к определению категории «пространственно интегрированные рынки». В 1970-х гг. под интегрированными понимались рынки с высокой корреляцией цен [22]. В 1980-х гг. интегрированные рынки были определены как пространственно разделенные рынки, связанные торговлей. В начале 1990-х гг. – как рынки, цены на которых изменяются однонаправленно и соразмерно [27]. В научных работах начала 2000-х гг. рынки считаются интегрированными при одновременном выполнении вышеуказанных условий: во-первых, цены однородных товаров на них изменяются равнозначно, во-вторых, рынки связаны торговлей [10].

Наиболее теоретически обоснованным является подход к понятию пространственно интегрированного рынка, базирующийся на концепции пространственного рыночного равновесия, нашедшей отражение в модели Энке – Самуэльсона – Такаямы – Джаджа (ESTJ model). Смысл модели заключается в том, что если между двумя рынками происходит товарообмен, то арбитражная деятельность субъектов рынка, осуществляемая с целью извлечения дохода, приведет к уникальному равновесию, при котором цены на разных рынках будут различаться лишь на величину транспортных издержек арбитража, т. е. будет выполняться закон единой цены в слабой форме [18]. Товарный арбитраж, представляющий собой покупку товара в тех сегментах рынка, где он дешевле, для перепродажи в тех, где цена выше, является главным механизмом, за счет которого и происходит установление пространственного равновесия [2].

В зависимости от принятого подхода к понятию пространственно интегрированного рынка различаются и методы его исследования, достаточно широко представленные в научной литературе [11; 13; 16; 24; 25; 27]. Если условием пространственной рыночной интеграции является однонаправленное и соразмерное изменение цен или их долгосрочная связь, то могут применяться такие методы, как корреляционный анализ, модель М. Равалиона, коинтеграционный анализ, тест на причинность по Грэнджэру [14; 16; 27].

Однако использование перечисленных методов может приводить к ошибочным результатам, поскольку они предполагают не всегда выполняемые условия в виде постоянства торговых наценок, неизменности транспортных издержек и связанности рынков однонаправленной и длительной торговлей.

В том случае, если главным условием интеграции рынков является выполнение закона единой цены в слабой форме, используется другая группа методов. В частности, к данным методам относится впервые примененная в анализе пространственной рыночной интеграции М. Обстфельдом и А. Тейлором пороговая авторегрессионная модель, разработанная Б. Баулчем

PBM-модель (Parity bound model), выведенная Ч. Энгелем и Дж. Рожерсом регрессионная модель оценки эффекта границы [11; 15; 25].

При этом существенным недостатком первых двух методов в эмпирическом приложении является труднодоступность данных о транзакционных издержках, которые необходимы для их использования. Под транзакционными издержками понимают все затраты, связанные с перемещением товара с одного локального рынка на другой, включая транспортные затраты, накладные расходы, затраты, связанные с погрузкой и разгрузкой товара, с поиском покупателя и определением цен, премию за риск и нормальную прибыль [28].

При оценке эффекта границы с помощью модели Ч. Энгеля и Дж. Рожерса данные о транзакционных издержках не требуются, в том числе поэтому метод является часто используемым в исследованиях пространственной рыночной интеграции как на межнациональном, так и на национальном уровне [6; 12; 16; 21; 23; 26]. Тестирование выполнения закона единой цены по модели Ч. Энгеля и Дж. Рожерса дает возможность определить, насколько расхождение в ценах на отдельных рынках обусловлено фактором расстояния и насколько другими факторами, формирующими границу. Под эффектом границы понимается увеличение транзакционных издержек при перемещении товара между рынками, разделенными границей, приводящее к увеличению стоимости товара или снижению объема торговли [6].

Большие различия в ценах на локальных рынках и их несоразмерные изменения могут свидетельствовать о слабой интегрированности национального рынка. Высокая степень интеграции рынка предполагает улучшенную передачу ценовых сигналов и соответственно меньшую волатильность цен, то есть изменчивость цен одного рынка относительно цен другого [15; 17].

Оценивая российский рынок на предмет пространственной интеграции, необходимо учитывать его особенности: огромные расстояния и труднодоступность ряда регионов. Существующие исследования показывают, что наибольшая волатильность цен характерна для субъектов РФ, относящихся к труднодоступным, а строгий закон единой цены, согласно которому цены должны быть одинаковыми на всех рынках, в российских условиях не соблюдается в связи со значительными расстояниями между отдельными рынками [1; 3; 7].

Наличие естественных преград не должно приводить к ослаблению в динамике сложившейся степени интеграции национального рынка, т. е. она должна оставаться достаточно стабильной даже в изменяющихся экономических и политических условиях.

В данном контексте целесообразно оценить реакции российского рынка на применение экономических санкций, введенных Россией в отношении

стран Евросоюза, США, Австралии в 2014 г. [4]. Наиболее представительным для этой цели является российский рынок овощей.

Значительные объемы импортных поставок из стран, чья продукция согласно продовольственному эмбарго оказалась под запретом в общем потреблении продовольствия в предыдущих периодах, а также слабое развитие сельского хозяйства во многих регионах России позволяют предположить, что санкции оказывают негативное влияние на степень пространственной рыночной интеграции¹. Для проверки данной гипотезы было проведено исследование пространственной интеграции российского рынка овощей по двум временным периодам: до и после введения санкций. В ходе исследования были выделены группы рынков, слабо интегрированных на национальном уровне, и определены изменения в их составе после принятия санкций.

МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЯ

В качестве исследуемых рассматривались рынки овощей, условно локализованные в пределах каждого из 83 субъектов РФ (далее — локальные рынки, субъекты РФ). Выбор рынка овощей обусловлен несколькими причинами. Во-первых, овощи относятся к агропродовольственным товарам, которые характеризуются повышенной изменчивостью цен в динамике. Во-вторых, овощи составляют важную часть рациона питания человека, в связи с чем их доступность для потребителей и возможность приобрести по приемлемой цене должны тщательно отслеживаться и оцениваться. В-третьих, в 2013 г. почти треть всего импорта овощей приходилась на страны, попавшие под санкции².

Исследование проводилось в рамках концепции пространственного рыночного равновесия. Под интегрированным понимался рынок, для пространственно рассредоточенных элементов которого выполняется закон единой цены в слабой форме.

Поскольку целью исследования являлось определение влияния санкций на пространственную рыночную интеграцию, первоначально была выполнена ее оценка по двум временным периодам: август 2013 г. — июль 2014 г. (период до введения санкций), август — декабрь 2014 г. (период действия запрета импорта овощей из стран Евросоюза, США, Австралии), а затем проведен сравнительный анализ полученных результатов.

¹ По данным Федеральной таможенной службы РФ, в 2013 г. Россия импортировала сельскохозяйственную продукцию и продовольствие из стран Евросоюза, США, Канады, Норвегии и Австралии на сумму около 8,35 млрд долл. США, что составляет около 2% от общего объема импорта (317,8 млрд долл. США) [9].

² По данным Федеральной таможенной службы РФ, в 2013 г. объем импорта овощей, съедобных корне- и клубнеплодов из стран Евросоюза, США, Канады и Австралии составлял 910 тыс. т на сумму 938 млн долл. США [9].

Исследование интеграции осуществлялось по двум направлениям: путем определения волатильности ценовых данных для рынков овощей субъектов РФ и в результате оценки эффекта границы для групп рынков, слабо интегрированных на национальном уровне. Выявление групп рынков, для которых оценивался эффект границы, проводилось на основе показателей волатильности ценовых данных, посчитанных для временного периода до введения санкций. Сравнение полученных результатов позволило определить изменения степени пространственной интеграции рынка.

Если российский рынок овощей является интегрированным, т. е. отдельные локальные рынки овощей связаны между собой, то волатильность цен для них согласно принятой концепции должна быть несущественной, а разница в ценах соответствовать транспортным издержкам арбитража.

Если же какой-либо из локальных рынков характеризуется повышенной изменчивостью цен по отношению к другим, то данный локальный рынок определяется как слабо интегрированный на национальном уровне. Общее количество слабо интегрированных на национальном уровне локальных рынков и среднее значение волатильности ценовых данных позволяет делать выводы о степени интеграции российского рынка овощей. Определение групп слабо интегрированных локальных рынков овощей и оценка для них эффекта границы по двум исследуемым периодам позволят определить динамику уровня пространственной рыночной интеграции, а также ответить на вопрос – в какой степени изменчивость цен на отдельных локальных рынках обусловлена границей, т. е. другими факторами, помимо фактора расстояния.

Принятая методика исследования пространственной рыночной интеграции включала три основных этапа.

1 этап. Оценка пространственного поведения ценовых показателей на локальных рынках овощей.

Рассчитываемые на первом этапе исследования средние значения показателя волатильности отражают изменчивость цен на каждом локальном рынке относительно всех остальных. Расчет показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи позволяет выявить наличие или отсутствие проблемы чрезмерной изменчивости цен в пространстве, а также обратить особое внимание на те локальные рынки, ценовая динамика на которых в большей степени отличается от общей тенденции.

На основе полученных на данном этапе исследования показателей, таких как общее количество слабо интегрированных локальных рынков, среднее значение и размах вариации волатильности ценовых данных, делаются выводы о степени пространственной рыночной интеграции. Увеличение перечисленных показателей будет свидетельствовать о снижении степени пространственной рыночной интеграции, уменьшение, соответственно, о ее

повышении. В случае неоднозначных выводов по разным показателям повышение или понижение степени интеграции должно определяться по динамике среднего значения волатильности цен.

2 этап. Выявление признаков слабо интегрированных локальных рынков овощей и формирование групп на их основе.

На втором этапе исследования анализ слабо интегрированных на национальном уровне локальных рынков, с учетом их пространственного положения, позволяет выделить признаки, способствующие повышению изменчивости цен на овощи. В сформированные по данным признакам группы входят локальные рынки, разделенные границей с остальной частью национального рынка овощей.

3 этап. Оценка эффекта границы для выделенных групп слабо интегрированных на национальном уровне локальных рынков овощей.

На третьем этапе исследования выполняется оценка влияния границы на нарушение закона единой цены на исследуемых рынках. Для оценки эффекта границы, путем тестирования закона единой цены, строятся регрессионные модели, представляющие собой зависимость волатильности относительных индексов цен от фактора расстояния и пространственного положения, аналогичные модели, разработанной Энгелем и Рожерсом, но учитывающие специфику проводимого исследования [15].

Сравнение получаемых на данном этапе исследования эффектов границ для выделенных групп, слабо интегрированных на национальном уровне локальных рынков овощей по двум временным периодам, позволяет делать выводы относительно изменения степени пространственной рыночной интеграции национального рынка овощей. Так, увеличение эффекта границы будет свидетельствовать о снижении степени интегрированности выделенных локальных рынков и национального рынка овощей в целом, снижение эффекта границы, соответственно, о повышении степени интегрированности.

В качестве ценового показателя был выбран индекс потребительских цен на овощи (ИПЦ), который отражает степень изменения уровня цен на следующие товары: капуста свежая белокочанная, лук репчатый, свекла столовая, морковь, чеснок, огурцы свежие. В исследовании не учитывался ИПЦ на картофель, поскольку, в отличие от перечисленных выше овощей, в 2013 и 2014 гг. на ввоз картофеля из ЕС и Украины действовали временные ограничения, не относящиеся к санкционным мерам.

Источником ИПЦ на овощи являлся официальный сайт государственного комитета статистики. ИПЦ на овощи каждого отдельного субъекта РФ разрабатывается на базе структуры потребительских расходов населения данного региона и учитывает различия в структуре потребления населени-

ем овощей. Для расчета ИПЦ используются средние потребительские цены, которые определяются как среднеарифметические взвешенные величины из уровней цен на овощи в отдельных городах. На базе индивидуальных индексов цен по городам, участвующим в наблюдении, и территориальных весов, в качестве которых используется удельный вес численности наличного населения обследуемой территории в общей численности населения РФ, определяются агрегатные индексы цен на овощи в целом по региону. Исходя из агрегатных индексов цен на отдельные виды овощей по субъекту РФ и доли расходов на их приобретение в потребительских расходах населения, определяются сводные индексы цен на овощи [5]. Таким образом, применяя ИПЦ для межрегиональных сравнений, необходимо учитывать некоторую погрешность, поскольку веса товаров, с которыми их цены входят в ИПЦ, в каждом регионе свои. В исследовании были использованы ИПЦ на овощи всех субъектов РФ, за исключением Республики Крым и г. Севастополя, ежемесячно исчисляемые к предыдущему месяцу.

Оценка пространственного поведения ИПЦ на овощи проводилась с использованием показателя волатильности, рассчитываемого как стандартное отклонение натуральных логарифмов относительных ИПЦ на овощи:

$$V(\ln(\frac{Pa}{Pb})) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\ln(\frac{Pat}{Pbt}) - \overline{\ln(\frac{Pa}{Pb})})^2}, \quad (1)$$

где t – показатель времени; n – количество периодов времени, в течение которых фиксировались ценовые данные; $\frac{Pat}{Pbt}$ – относительный ИПЦ на овощи, рассчитываемый как отношение ИПЦ на овощи на рынке a в период времени t , к ИПЦ на овощи на рынке b в период времени t .

Следует отметить, что в представленных в научной литературе исследованиях относительные ИПЦ для упрощения рассчитывались преимущественно путем соотношения ИПЦ отдельного локального рынка к среднероссийскому значению ИПЦ или к ИПЦ рынка, принятого за эталон [19]. В отличие от этих работ, в настоящем исследовании относительные ИПЦ были рассчитаны как отношение ИПЦ на овощи конкретного субъекта РФ к ИПЦ на овощи всех остальных субъектов РФ. Таким образом, для каждого из 83 субъектов РФ было посчитано 82 показателя волатильности, на основе которых определялось среднее значение показателя.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

1 ЭТАП

Оценка пространственного поведения ценовых показателей на локальных рынках в августе 2013 г. – июле 2014 г.

Общее количество относительных ИПЦ, рассчитанных для каждого из 83 субъектов РФ, составило 6806. Также для каждого из исследуемых рынков по формуле среднего арифметического были посчитаны 83 показателя среднего значения волатильности относительных ИПЦ на овощи. В исследуемом периоде максимальной волатильностью относительных ИПЦ на овощи характеризовалась Курская область (0,0516), принадлежащая к ЦФО, минимальной – Ханты-Мансийский автономный округ (0,0121), принадлежащий к УФО. Среднее значение показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи по всем исследуемым локальным рынкам составило 0,0366, размах вариации показателя составил 0,0395.

Исследуемые локальные рынки овощей по величине показателя волатильности были распределены на четыре группы (*табл. 1*).

Первую группу составили субъекты РФ с наибольшим значением показателя волатильности. В нее вошли по два региона ДФО, СЗФО, ПФО и СФО, а также по одному региону ЮФО, УФО, ЦФО.

Во вторую группу были отнесены субъекты РФ, характеризующиеся волатильностью относительных ИПЦ на овощи выше среднего значения, но не превышающего 0,0417. Наибольшую долю группы составляют регионы ДФО и СКФО. Особенность ценового поведения регионов ДФО может быть связана с их геоэкономическими особенностями, так как часть из них являются труднодоступными, часть – приграничными. Попадание регионов СКФО во вторую группу можно объяснить тем, что большинство из них являются сельскохозяйственными и полностью обеспечивают себя всеми необходимыми овощами. За счет самообеспечения формируется локальный рынок со специфическим ценообразованием. Кроме того, в регионах СКФО развита внемагазинная торговля овощами, позволяющая устанавливать заниженные цены и приводящая в итоге к особому поведению цен.

Третью и четвертую группы составили субъекты РФ с показателем волатильности относительных ИПЦ на овощи ниже среднего значения. Наибольшая часть этих групп формируется регионами ЦФО, что может быть объяснено высокой конкурентностью их овощных рынков за счет внутреннего производства и импорта овощной продукции с европейских рынков.

Для демонстрации полученных результатов была составлена карта волатильности относительных ИПЦ на овощи в период с августа 2013 г. по июль 2014 г. (*рис. 1*). На карте четко видны области концентрации локальных рынков с разной степенью волатильности относительных ИПЦ на овощи. Восточная часть, большая часть южной и юго-западной частей страны представлены преимущественно локальными рынками с высокими показателями волатильности, в то время как для центральной части страны – напротив, характерны низкие значения.

Таблица 1

Распределение субъектов РФ в группы по величине показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи в августе 2013 г. – июле 2014 г.

Номер группы	Значение показателя волатильности (V)	Количество субъектов РФ, в т. ч. по ФО	Перечень субъектов РФ
1	$V \geq 0,0417$	Всего 11, в т. ч. ДФО – 2 СЗФО – 2 ПФО – 2 СФО – 2 ЮФО – 1 УФО – 1 ЦФО – 1	Курская область, Ненецкий АО, Омская область, Кемеровская область, Вологодская область, Чувашская Республика, Курганская область, Республика Марий Эл, Волгоградская область, Республика Саха (Якутия), ЕАО
2	$0,0417 > V > 0,0366$	Всего 26, в т. ч. ДФО – 5 СКФО – 5 ПФО – 4 СФО – 4 ЦФО – 3 УФО – 3 ЮФО – 2	Ямало-Ненецкий АО, Ивановская область, Алтайский край, Республика Ингушетия, Республика Адыгея, Кабардино-Балкарская Республика, Белгородская область, Челябинская область, Красноярский край, Камчатский край, Амурская область, Чукотский АО, Республика Татарстан, Ульяновская область, Карачаево-Черкесская Республика, Ставропольский край, Томская область, Приморский край, Хабаровский край, Иркутская область, Нижегородская область, Ярославская область, Астраханская область, Оренбургская область, Свердловская область, Республика Северная Осетия – Алания
3	$0,0366 \geq V > 0,028$	Всего 38, в т. ч. ЦФО – 10 ПФО – 9 СЗФО – 7 СФО – 6 ЮФО – 2 СКФО – 2 УФО – 1 ДФО – 1	Ростовская область, Республика Хакасия, Тюменская область, Воронежская область, Рязанская область, Пермский край, Архангельская область, Удмуртская Республика, Новосибирская область, Чеченская Республика, Псковская область, Сахалинская область, Кировская область, Республика Мордовия, Магаданская область, Республика Бурятия, Республика Башкортостан, Костромская область, Республика Калмыкия, Республика Дагестан, Калининградская область, Самарская область, Мурманская область, Республика Коми, Липецкая область, Забайкальский край, Брянская область, Тверская область, Республика Алтай, Орловская область, Республика Тыва, Краснодарский край, г. Санкт-Петербург, Смоленская область, Калужская область, Новгородская область, Владимирская область, Тамбовская область
4	$V \leq 0,028$	Всего 8, в т. ч. ЦФО – 3 СЗФО – 2 ПФО – 2 УФО – 1	Ханты-Мансийский АО, Московская область, Саратовская область, Ленинградская область, г. Москва, Тульская область, Республика Карелия, Пензенская область

Источник: расчеты автора.

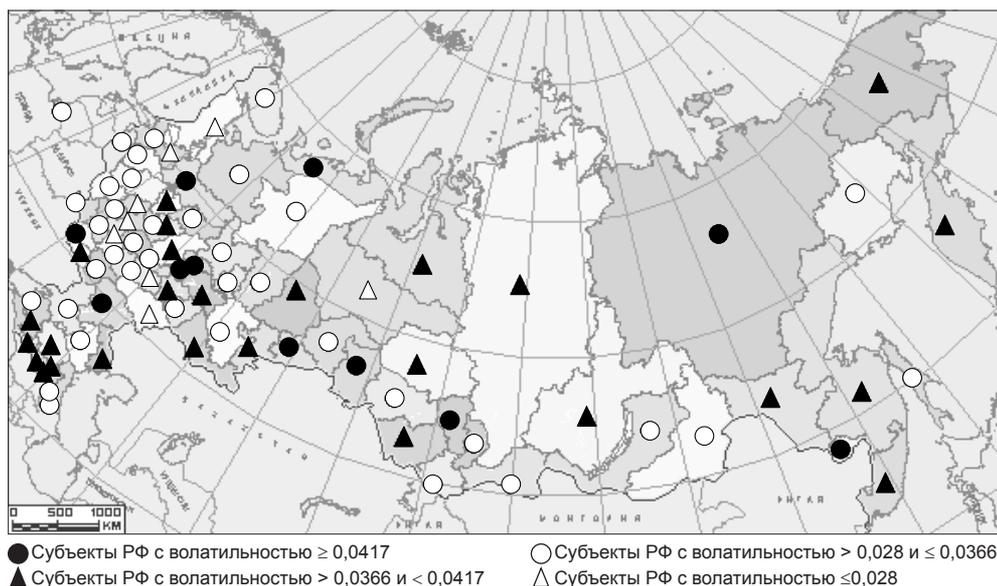


Рис. 1. Карта волатильности относительных ИПЦ на овощи по субъектам РФ в августе 2013 г. – декабре 2014 г.

Источник: составлено автором.

Оценка пространственного поведения ценовых показателей в августе – декабре 2014 г.

Анализируемый период – это период начала действия запрета на ввоз сельскохозяйственной продукции, сырья и продовольствия из стран Евросоюза, США, Канады, Австралии и Норвегии. Из всех перечисленных стран, за исключением Норвегии, Россия до введения запрета осуществляла импортные поставки овощей, среди которых как традиционные для россиян овощи – картофель, томаты, лук, капуста, морковь, свекла, огурцы, бобовые культуры, так и более экзотичные, такие как, например, маслины. Всего в перечень запрещенных овощей вошло 14 кодов ТН ВЭД ТС – с 0701 по 0714.

Как предполагает принятая методика исследования пространственной рыночной интеграции, вначале была проведена оценка волатильности относительных ИПЦ на овощи в 83 субъектах РФ. В августе – декабре 2014 г. наибольшей волатильностью относительных ИПЦ на овощи характеризовался Ненецкий АО (0,073), принадлежащий к СЗФО, наименьшей – Ханты-Мансийский АО (0,0128), принадлежащий к УФО. Размах вариации показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи по всем исследуемым рынкам составил 0,0602, а среднее значение показателя – 0,0369. Сравнивая полученные значения размаха вариации и среднее значение показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи с теми, что были посчитаны для временного периода август 2013 г. – июль 2014 г., следует отметить, что если

среднее значение показателя осталось практически на том же уровне, то размах вариации увеличился в 1,5 раза.

Исследуемые локальные рынки (субъекты РФ) по величине показателя волатильности были распределены на четыре группы (табл. 2). Большая часть субъектов РФ, попавших в первую группу, принадлежит ДФО. Наибольшая доля субъектов РФ, формирующих вторую по волатильности группу, принадлежат ЦФО и СКФО. Третья группа субъектов РФ с показателем волатильности ниже среднего значения оказалась самой многочисленной, при этом наибольшая доля регионов, вошедших в данную группу, принадлежит ЦФО и ПФО. В самую низковолатильную группу вошел лишь один субъект РФ – Ханты-Мансийский АО.

Полученное распределение субъектов РФ в группы по значению показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи свидетельствует о том, что в период после введения продовольственного эмбарго уменьшилась доля регионов, входящих в первые две наиболее волатильные группы. В то же время на 88% сократилась группа с наименьшими значениями показателя волатильности.

По составленной карте волатильности относительных ИПЦ на овощи в августе – декабре 2014 г. хорошо видно, что восточная часть страны, так же как и в период август 2013 г. – июль 2014 г., представлена преимущественно рынками со значениями показателя волатильности выше среднего уровня (рис. 2). Высокая изменчивость относительных ИПЦ на овощи также сохраняется и для юго-западных регионов РФ.

Сопоставление результатов оценки показателей волатильности относительных ИПЦ на овощи по 83 субъектам РФ до и после российского продовольственного эмбарго позволило определить количество субъектов РФ, для которых введение санкций привело к повышению показателя волатильности. Так, у 36 регионов наблюдается увеличение показателя во втором исследуемом периоде по сравнению с первым, а у остальных 47 субъектов РФ данный показатель снизился. Однако следует отметить, что у большинства регионов изменения были незначительными, так, лишь у 9 регионов показатель волатильности уменьшился более чем на 0,01, увеличение показателя более чем на 0,01 наблюдается у 14 из 83 исследуемых субъектов РФ.

Для более подробного изучения влияния продовольственного эмбарго на пространственное поведение цен в российских регионах были составлены рейтинги субъектов РФ по величине показателей волатильности относительных ИПЦ на овощи до и после ввода запрета на ввоз овощей. При этом первое место в рейтинге занимал регион с наибольшим значением показателя волатильности, последнее – с наименьшим. Сопоставление двух рейтингов по показателю волатильности относительных ИПЦ на овощи позволило определить динамику рейтинга каждого из рассматриваемых субъектов РФ в августе – декабре 2014 г. по сравнению с августом 2013 г. – июлем 2014 г.

Таблица 2

Распределение субъектов РФ в группы по величине показателя волатильности относительных ИПЦ на овощи в августе – декабре 2014 г.

Но- мер груп- пы	Значение показателя волатильности (V)	Количество субъектов РФ, в т. ч. по ФО	Перечень субъектов РФ
1	$V \geq 0,0549$	Всего 7, в т. ч. ДФО – 4 СЗФО – 1 СКФО – 1 ЦФО – 1	Ненецкий АО, Республика Ингушетия, Чукотский АО, Республика Саха (Якутия), Ивановская область, Приморский край, Камчатский край
2	$0,0549 > V > 0,0369$	Всего 22, в т. ч. ЦФО – 5 СКФО – 5 ДФО – 4 СФО – 3 ПФО – 2 УФО – 1 СЗФО – 1 ЮФО – 1	Иркутская область, Магаданская область, Забайкальский край, Республика Северная Осетия – Алания, Сахалинская область, Ямало-Ненецкий АО, Вологодская область, Еврейская автономная область, Чеченская Республика, Орловская область, Саратовская область, Хабаровский край, Ставропольский край, Курская область, Республика Дагестан, Смоленская область, Кабардино-Балкарская Республика, Томская область, Чувашская Республика, Костромская область, Ярославская область, Волгоградская область
3	$0,0369 \geq V > 0,0241$	Всего 53, в т. ч. ЦФО – 12 ПФО – 11 СЗФО – 9 СФО – 9 ЮФО – 5 СКФО – 1 УФО – 4 ДФО – 1	Алтайский край, Удмуртская Республика, Курганская область, Самарская область, Республика Алтай, Челябинская область, Липецкая область, Республика Бурятия, Псковская область, Воронежская область, Тюменская область, Краснодарский край, Калининградская область, Тверская область, Амурская область, Пермский край, Кемеровская область, Республика Татарстан, Рязанская область, Республика Башкортостан, Омская область, Республика Мордовия, Калужская область, Республика Коми, Ульяновская область, Свердловская область, Тамбовская область, Владимирская область, Республика Марий Эл, Республика Тыва, Тульская область, Московская область, Астраханская область, Кировская область, Пензенская область, Республика Хакасия, Мурманская область, Республика Адыгея, Оренбургская область, Новосибирская область, Ленинградская область, Архангельская область, Республика Калмыкия, Республика Карелия, Ростовская область, Белгородская область, г. Санкт-Петербург, Нижегородская область, Карачаево-Черкесская Республика, Новгородская область, Красноярский край, Брянская область, г. Москва
4	$V \leq 0,0241$	Всего 1, в т. ч. УФО – 1	Ханты-Мансийский АО

Источник: расчеты автора.

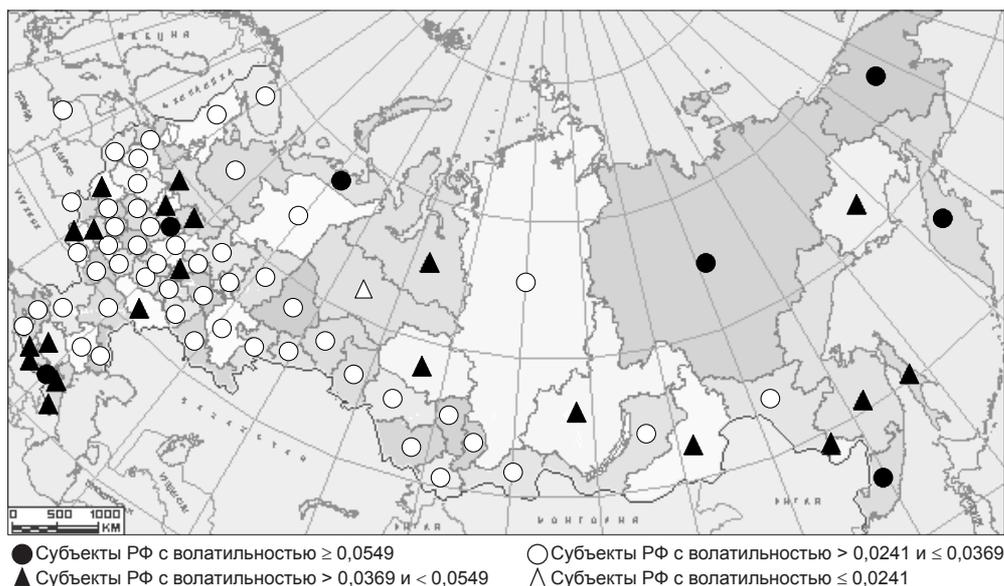


Рис. 2. Карта волатильности относительных ИПЦ на овощи по субъектам РФ в августе – декабре 2014 г.

Источник: составлено автором.

После введения продовольственного эмбарго у 43 субъектов РФ рейтинг увеличился, у двух (Тюменская область и Ханты-Мансийский АО) остался на прежнем уровне и у 38 снизился. Максимальное увеличение рейтинга наблюдается у Саратовской области, входящей в состав ПФО (59 пунктов рейтинга). Среди регионов, чей рейтинг увеличился на 15 и более пунктов, 10 принадлежит ЦФО, по 4 – ДФО и СФО, 3 – СКФО, 2 – ПФО и по 1 – ЮФО и СЗФО. Таким образом, наибольшая доля регионов, повысивших свой рейтинг волатильности относительных ИПЦ на овощи после ввода продовольственного эмбарго, являются центральными субъектами РФ. Максимальное снижение рейтинга наблюдается у Красноярского края, входящего в состав СФО (60 пунктов рейтинга). Среди регионов, чей рейтинг уменьшился более чем на 15 пунктов, 6 принадлежит ПФО, 5 – СФО, 4 – ЮФО, по 3 – УФО и ЦФО, 2 – СЗФО и по 1 – СКФО и ДФО.

2 ЭТАП

Следующим этапом, согласно принятой методике исследования, являлось определение признаков слабо интегрированных локальных рынков овощей, с учетом показателей волатильности относительных ИПЦ. Анализ пространственного расположения рынков с высокой волатильностью относительных ИПЦ на овощи позволяет определить их концентрацию в ЦФО, в юго-западной части страны, в приграничной с Китаем зоне, в отдаленных от центра страны окраинных регионах.

В качестве искомых признаков были определены факторы, способствующие увеличению волатильности относительных ИПЦ, среди которых:

- нефтедобывающая специализация;
- приграничное расположение с Китаем;
- отсутствие или низкая плотность железнодорожных путей;
- высокая доля продаж на розничных рынках и ярмарках;
- овощеводческая направленность.

Анализ 83 исследуемых субъектов РФ по выделенным признакам и отбор тех из них, которые в большей степени соответствуют каждому из признаков, позволили сформировать локальные рынки овощей, дезинтегрированные на национальном уровне.

Нефтедобывающая специализация региона, как правило, способствует повышению среднедушевого дохода, а это, в свою очередь, приводит к росту ценовых показателей. Крупнейшие нефтедобывающие субъекты РФ определили первую группу слабо интегрированных на национальном уровне рынков овощей (*табл. 3*). Таким образом, к группе нефтедобывающих регионов были отнесены: Ханты-Мансийский АО, Ямало-Ненецкий АО, Республика Татарстан, Оренбургская область, Сахалинская область.

Таблица 3

Крупнейшие нефтедобывающие регионы РФ в 2011 г.

Субъект РФ	Место в рейтинге	Добыча нефти, млн т	Добыча нефти в стране, %
Ханты-Мансийский АО	1	261	51,3
Ямало-Ненецкий АО	2	35,9	7,1
Республика Татарстан	3	32,5	6,4
Оренбургская область	4	22,8	4,5
Сахалинская область	5	15,2	3

Источники: Росстат и ЦЭИ «РИА-аналитика».[8].

Приграничное расположение с Китаем также может способствовать формированию слабо интегрированных на национальном уровне рынков овощей. Поскольку значительная часть овощей завозится в дальневосточные приграничные регионы из Китая, этот фактор может оказывать большое влияние на процесс ценообразования и поведение цен на овощи. Исходя из этого, вторую группу слабо интегрированных на национальном уровне рынков овощей образуют приграничные с Китаем регионы РФ: Забайкальский край, Амурская область, Хабаровский край, Приморский край, ЕАО.

Отсутствие, а также чрезвычайно низкая плотность железнодорожных путей является показателем слабого развития транспортной инфраструктуры, а соответственно и труднодоступности региона. Недостаточно развитое

транспортное сообщение между отдельными рынками приводит к усилению их дезинтеграции и значительному росту ценовых показателей. Третья группа слабо интегрированных рынков овощей сформирована труднодоступными субъектами РФ, характеризующимися отсутствием железнодорожных путей, – Магаданской областью, Чукотским АО, Камчатским краем, Ненецким АО. Кроме того, в группу труднодоступных регионов включена Республика Саха (Якутия), так как она характеризуется наименьшей плотностью железнодорожных путей среди всех остальных субъектов РФ¹.

Высокая доля продаж на розничных рынках и ярмарках приводит к занижению цен и соответственно способствует повышению волатильности относительных ИПЦ на овощи. По данным Госкомстата на 2013 г., в рейтинге субъектов РФ по продажам на розничных рынках и ярмарках с первого по пятое места занимают следующие регионы СКФО: Республика Ингушетия, Республика Дагестан, Республика Северная Осетия – Алания, Кабардино-Балкарская Республика, Карачаево-Черкесская Республика. Именно эти субъекты РФ формируют четвертую группу слабо интегрированных рынков овощей, обозначенную как группа регионов с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках.

Поскольку, предположительно, центральные регионы страны в большей степени должны отреагировать на введение продовольственного эмбарго, специально для них был установлен еще один критерий «овощеводческая специализация», учитывающий значения таких показателей, как урожайность овощей, валовой сбор овощей, посевные площади овощей. На основе максимальных значений перечисленных показателей, взятых с сайта Госкомстата, была определена пятая слабо интегрированная группа субъектов РФ: Смоленская, Брянская, Курская, Белгородская, Воронежская, Московская, Ярославская, Костромская области, входящие в ЦФО.

3 ЭТАП

Для оценки эффекта границы через тестирование выполнения закона единой цены на пространственно разделенных рынках овощей в РФ была построена регрессионная модель:

$$V(\ln(\frac{Pa}{Pb})) = c + \beta_1 \text{Indist}_{ab} + \beta_2 d_1 + \beta_3 d_2 + \beta_4 d_3 + \beta_5 d_4 + \beta_6 d_5 + \varepsilon_{ab}, \quad (2)$$

где dist_{ab} – расстояние по железной дороге в километрах между центрами субъектов РФ; d_1 – фиктивная переменная, которая оценивает положение регионов, она принимает 1 для пар регионов, один из которых входит в группу 1 (нефтегазодобывающие регионы РФ), а другой не входит в эту группу, и

¹ По данным Государственного комитета статистики, в 2013 г. плотность железнодорожных путей в Якутии составляла 2 км путей на 10 000 км² территории [8].

0 для пар, либо входящих в группу 1, либо не входящих в нее; d_2 – фиктивная переменная, которая оценивает положение регионов, она принимает 1 для пар регионов, один из которых входит в группу 2 (дальневосточные приграничные регионы РФ), а другой не входит в эту группу и 0 для пар, либо входящих в группу 2, либо не входящих в нее; d_3 – фиктивная переменная, которая оценивает положение регионов, она принимает 1 для пар регионов, один из которых входит в группу 3 (труднодоступные регионы РФ), а другой не входит в эту группу, и 0 для пар, либо входящих в группу 3, либо не входящих в нее; d_4 – фиктивная переменная, которая оценивает положение регионов, она принимает 1 для пар регионов, один из которых входит в группу 4 (регионы с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках), а другой не входит в эту группу, и 0 для пар, либо входящих в группу 4, либо не входящих в нее; d_5 – фиктивная переменная, которая оценивает положение регионов, она принимает 1 для пар регионов, один из которых входит в группу 5 (регионы ЦФО овощеводческой направленности), а другой не входит в эту группу, и 0 для пар, либо входящих в группу 5, либо не входящих в нее; c – свободный член уравнения; ε_{ab} – остатки регрессии; $V(\ln(\frac{Pa}{Pb}))$ – показатель волатильности, рассчитанный как стандартное отклонение натуральных логарифмов относительных ИПЦ на овощи.

Оценка эффекта границы в августе 2013 г. – июле 2014 г.

Оценка регрессионной модели осуществлялась по методу наименьших квадратов с помощью программы Ewies 7. Всего получено 3403 наблюдения (табл. 4).

Таблица 4

**Оценка роли факторов расстояния и географического положения
в ценовых различиях (август 2013 г. – июль 2014 г.)**

Переменная	Значение параметра при переменной
$\ln dist$	0,002685***
d_1	0,003794***
d_2	0,000885
d_3	0,005960***
d_4	0,003029***
d_5	0,001961***
c	0,014127***
Adj. R-squared	0,115731

Примечание: * – 10%, ** – 5%, *** – 1% уровни значимости.

Источник: оценки автора.

Результаты оценки влияния расстояния на волатильность относительных ИПЦ на овощи свидетельствуют о том, что расстояние – это положительный, статистически значимый на однопроцентном уровне фактор, подтверждающий тот факт, что с увеличением расстояния между регионами увеличиваются средние ценовые различия.

Включение в уравнение регрессии фиктивных переменных позволяет оценить возможный эффект границы между выделенными группами регионов и остальными регионами РФ. Коэффициент при фиктивной переменной измеряет дополнительную волатильность относительных ИПЦ на овощи, которой характеризуются выделенные группы субъектов РФ, помимо той, которая объясняется влиянием фактора расстояния между данными рынками и рынками остальных субъектов РФ. Результаты оценки свидетельствуют о том, что все включенные в регрессионную модель фиктивные переменные положительны, однако статистически значимыми на однопроцентном уровне являются лишь четыре из них. Фиктивная переменная, оценивающая принадлежность субъекта РФ к группе дальневосточных приграничных регионов, не является значимой даже на 10% уровне.

Наибольший эффект границы, определяемый значением параметра при фиктивной переменной, соответствует группе труднодоступных регионов РФ, наименьший из значимых – группе регионов ЦФО овощеводческой специализации. Из сопоставления параметра, определяющего эффект границы, с параметром при переменной расстояния можно сделать вывод о том, что фактор пространственного положения для труднодоступных регионов РФ оказывает влияние на изменчивость относительных ИПЦ на овощи в 2,2 раза больше, чем фактор расстояния. Для нефтегазодобывающих регионов и юго-западных регионов с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках фактор пространственного положения оказывает больше влияния на волатильность относительных ИПЦ на овощи по сравнению с фактором расстояния в 1,4 и 1,1 раза соответственно. Таким образом, для труднодоступных, нефтегазодобывающих регионов и регионов с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках различия в ценах на овощи будут в большей степени объясняться влиянием эффекта границы.

Полученные результаты оценки регрессионной модели позволяют подтвердить предположение о слабой интегрированности выделенных рынков овощей на национальном уровне и в целом сделать вывод о том, что российский рынок овощей в августе 2013 г. – июле 2014 г. не являлся абсолютно интегрированным.

Оценка эффекта границы в августе – декабре 2014 г.

В результате оценки регрессионной модели для второго исследуемого периода установлено, что, так же как и в первом случае, расстояние является поло-

жительным, статистически значимым на однопроцентном уровне фактором (табл. 5).

Все включенные в регрессионную модель фиктивные переменные оказались положительными и статистически значимыми на однопроцентном уровне, за исключением переменной, определяющей принадлежность субъектов РФ к группе нефтедобывающих регионов, которая значима на пятипроцентном уровне.

Так же как и до введения санкций, наибольший эффект границы, определяемый значением параметра при фиктивной переменной, соответствует группе труднодоступных регионов РФ, наименьший – группе центральных регионов РФ. Сравнение параметра при переменной расстояния со значениями фиктивных переменных позволяет сделать вывод о том, что для трех из пяти выделенных групп различия в ценах будут в большей степени объясняться влиянием эффекта границы, нежели расстоянием. Так, для группы труднодоступных регионов РФ фактор пространственного положения в 16,9 раза больше влияет на разницу цен, нежели фактор расстояния, для группы дальневосточных приграничных регионов – в 2,7 раза, для регионов с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках в – 1,7 раза.

Таблица 5

**Оценка роли факторов расстояния и географического положения
в ценовых различиях (август – декабрь 2014 г.)**

Переменная	Значение параметра при переменной
$\ln dist$	0,002545***
d_1	0,001859**
d_2	0,006973***
d_3	0,031598***
d_4	0,011589***
d_5	0,001832***
c	0,010532***
Adj. R-squared	0,426550

Примечание: * – 10%, ** – 5%, *** – 1% уровни значимости.

Источник: оценки автора.

Сопоставление результатов оценки роли факторов расстояния и географического положения в ценовых различиях в периоды до и после введения продовольственного эмбарго позволяет сделать ряд заключений.

Во-первых, как в первом, так и во втором временном периоде наблюдается одинаковое количество выделенных групп, в которых эффект границы оказывает большее влияние на ценовые различия по сравнению с фактором

расстояния. Однако если до введения эмбарго в число этих регионов входили нефтегазодобывающие, труднодоступные и регионы с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках, то после запрета на ввоз овощей этот состав несколько поменялся, из него была исключена группа нефтедобывающих регионов и добавлена группа дальневосточных приграничных регионов.

Во-вторых, если до введения санкций эффект границы для дальневосточных приграничных регионов был незначимым даже на 10% уровне, то после запрета эффект границы не только стал значимым на 1% уровне, но и превышал влияние фактора расстояния на ценовые различия в 2,7 раза.

В-третьих, сравнение эффектов границ для выделенных групп регионов по двум временным периодам свидетельствует о том, что для групп дальневосточных приграничных, труднодоступных и регионов с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках эффект границы увеличился после введения продовольственного эмбарго. При этом особенно сильно увеличился эффект границы для группы труднодоступных регионов РФ – в 5,3 раза.

В-четвертых, незначительное снижение эффекта границы в центральных регионах овощеводческой специализации может быть связано с тем, что изначально низкие цены на овощи (формируемые за счет значительного внутреннего производства овощей, а также за счет высокой конкуренции местной овощной продукции с завозимой, в том числе из стран Евросоюза) после введения запрета увеличились, соответственно и ИПЦ стали иметь большие значения, что подтверждается данными Госкомстата¹.

ВЫВОДЫ

Используемая методика исследования пространственной рыночной интеграции, заключающаяся в оценке пространственного поведения ценовых показателей, выявлении групп слабо интегрированных локальных рынков и измерении для них эффекта границы, позволила определить влияние санкций на пространственную интеграцию российского рынка овощей.

Результаты оценки пространственного поведения ценовых показателей выявили субъекты РФ, которые характеризуются наибольшими средними показателями волатильности относительных ИПЦ на овощи и являются слабо интегрированными на национальном уровне. В период до введения санкций 37 рынков субъектов РФ определялись как слабо интегрированные, в период после введения санкций их количество составило 29. При этом раз-

¹ По данным Госкомстата, ИПЦ на овощи в ЦФО в сентябре – декабре 2014 г. имел большие значения по сравнению с аналогичными значениями в сентябре – декабре 2013 г. При этом прирост значений ИПЦ на овощи в ЦФО в ноябре – декабре 2014 г. по сравнению с аналогичным периодом 2013 г. превышал прирост значений ИПЦ на овощи в целом по стране.

мах вариации показателя волатильности относительных ИПЦ увеличился в 1,5 раза, а его среднее значение хотя и незначительно, но повысилось, что может свидетельствовать о снижении степени пространственной интеграции российского рынка овощей в результате введения санкций.

Анализ исследуемых рынков по выделенным признакам, способствующим увеличению волатильности относительных ИПЦ на овощи, позволил определить группы слабо интегрированных субъектов РФ: нефтедобывающие, труднодоступные, дальневосточные приграничные регионы; регионы с высокой долей продаж на розничных рынках и ярмарках; регионы ЦФО овощеводческой специализации.

Сравнительный анализ эффектов границ, оцененных для выделенных групп субъектов РФ, выявил негативное влияние запрета ввоза овощей из стран Евросоюза, США, Австралии и Канады на пространственную рыночную интеграцию российского рынка овощей. Так, для большинства рынков выделенных групп субъектов РФ эффект границы после введения запрета увеличился.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Глуценко К.П.* Закон единой цены в российском экономическом пространстве // Прикладная эконометрика. 2010. № 1 (17). С. 3–19.
2. *Глуценко К.П.* Модели и методы исследования пространственной интеграции рынков товаров: Автореф. дис. ... д-ра экон. наук: 08.00.13. Новосибирск, 2008. 33 с.
3. *Кругман П., Обстфельд М.* Международная экономика. Теория и практика. М.: ЮНИТИ, 1997. 799 с.
4. О применении отдельных специальных экономических мер в целях обеспечения безопасности Российской Федерации: Указ Президента Российской Федерации от 6 августа 2014 г. № 560 // Система ГАРАНТ.
5. Об утверждении «Основных положений о порядке наблюдения за потребительскими ценами и тарифами на товары и платные услуги, оказанные населению, и определения индекса потребительских цен»: постановление Госкомстата РФ от 25 марта 2002 г. № 23 // Система ГАРАНТ.
6. *Рыжова Н.П.* Экономическая интеграция приграничных регионов. Хабаровск: ИЭИ ДВО РАН, 2013. 352 с.
7. *Ступникова А.В.* Пространственное поведение цен в Российской Федерации в 2003–2012 гг. // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2014. № 3 (33). С. 248–261.
8. Федеральная служба государственной статистики РФ. URL: <http://www.gks.ru> (дата обращения: 25.07.2015).
9. Федеральная таможенная служба России. URL: <http://www.customs.ru> (дата обращения: 20.08.2015).
10. *Barrett C.B., Li J.R.* Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis // American Journal of Agricultural Economics. 2002. Vol. 84. No. 2. Pp. 292–307. DOI: 10.1111/1467-8276.00298.

11. *Baulch B.* Testing for Food Market Integration Revisited // *Journal of Development Studies*. 1997. Vol. 33. No. 4. Pp. 512–534. DOI: 10.1080/00220389708422479.
12. *Ceglowski J.* The Law of One Price: Intrnational Evidence for Canada // *Canadian Journal of Economics*. 2003. Vol. 36. No. 2. Pp. 373–400. DOI: 10.1111/1540-5982.t01-1-00005.
13. *Delgado C.* A Variance Component Approach to Food Grain Market Integration in Northern Nigeria // *American Journal of Agricultural Economics*. 1986. Vol. 68. No. 4. Pp. 970–979. DOI: 10.2307/1242143.
14. *Doucoulagos C., Haszler H., Hone P.* Spatial Pricing Efficiency in Fiji's Municipal Food Markets / Deakin University. Economics Series. 2007. № 5. 22 p.
15. *Engel C., Rogers J.H.* How Wide Is the Border? // *American Economic Review*. 1996. Vol. 5. Pp. 1112–1125.
16. *Engle R., Granger C.* Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. No. 2. Pp. 251–276. DOI: 10.2307/1913236.
17. *Fackler P., Goodwin B.* Spatial Price Analysis // *Handbook of Agricultural Economics*. 2001. Vol. 1. Part B. Pp. 971–1024. DOI: 10.1016/S1574-0072(01)10025-3.
18. *Florian M.* A New Look at Static Spatial Price Equilibrium Models // *Regional Science and Urban Economics*. 1982. Vol. 12. No. 4. Pp. 519–597. DOI: 10.1016/0166-0462(82)90008-4.
19. *Gluschenko K.* Price Convergence and Market Integration in Russia / William Davidson Institute. Working Paper No. 999. 2010. 45 p.
20. *Goodwin B.K., Schroeder T.C.* Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets // *American Journal of Agricultural Economics*. 1991. Vol. 73. No. 2. Pp. 452–464. DOI: 10.2307/1242730.
21. *Gorodnichenko Y., Tesar L.* A Re-Examination of the Border Effect / NBER. Working Paper No. 11706. 2005. 39 p.
22. *Harriss B.* There Is Method in My Madness: Or Is It Vice Versa? // *Food Research Institute Studies*. 1979. No. 17. Pp. 197–218.
23. *Helliwell J., Genevieve V.* Measuring Internal Trade Distances: A New Method Applied to Estimate Provincial Border Effect in Canada // *Canadian Journal of Economics*. 2001. No. 34. Pp. 1024–1041. DOI: 10.1111/0008-4085.00111.
24. *Negassa A., Myers R., Gabre-Madhin E.* Analyzing Grain Market Efficiency in Developing Countries: Review of Existing Methods and Extensions to the Parity Bounds Model / MTID. Discussion Paper No. 63. 2003. 63 p.
25. *Obstfeld M., Taylor A.* Nonlinear Aspects of Good-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited // *Journal of Japanese and International Economies*. 1997. Vol. 11. No. 4. Pp. 441–479. DOI: 10.1006/jjie.1997.0385.
26. *Parsley D., Shang-Jin Wei.* Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography // *Journal of International Economics*. 2001. Vol. 55 (1). Pp. 87–105. DOI: 10.1016/S0022-1996(01)00096-4.
27. *Ravallion M.* Testing Market Integration // *American Journal of Agricultural Economics*. 1986. Vol. 68. No. 1. Pp. 102–109. DOI: 10.2307/1241654.
28. *Shahidur R., Minot N.* Are Staple Food Markets in Africa Efficient? Spatial Price Analyses and Beyond. Seminar «Food Price Variability: Causes, Consequences, and Policy Options» (25–26 January. 2010. Maputo, Mozambique) / Comesa-MSU-IFPRI African Agricultural Markets Project (AAMP). 2010. January. 31 p.

THE SANCTIONS' IMPACT ON THE INTEGRATION LEVEL OF THE RUSSIAN MARKET OF VEGETABLES

A.V. Stupnikova

Stupnikova Anna Vladimirovna – Senior Lecturer, Amur State University, 21 Ignatyevskoye shosse, Blagoveshchensk, Russia, 675027. Junior Research Fellow, Economic Research Institute FEB RAS, 153 Tikhookeanskaya Street, Khabarovsk, Russia. 680042. E-mail: stupnikovaann@gmail.com

The article tests the hypothesis that the imposition of sanctions on the supply of foodstuffs in 2014 has a negative impact on the level of integration of the Russian market of vegetables.

To test this hypothesis, the study was conducted for two time periods: August 2013 – July 2014 (the period before the imposition of sanctions), August – December 2014 (period of prohibition to import vegetables from EU, USA, Australia). The author investigates vegetables' markets limited by the territory of each subject of the Russian Federation. The study was conducted within the concept of spatial market equilibrium. Under the integrated market the author mentions the market spatial dispersed elements of which are characterized by the law of one price in a weak form. The study of integration was carried out in two ways: by determining the volatility of price data for the markets of vegetables of the RF subjects and evaluation of the border effect for groups of markets, poorly integrated at the national level. The findings indicate a decrease in the degree of spatial integration of the Russian market of vegetables as a result of the imposition of sanctions, which confirms the hypothesis.

Keywords: spatial market integration, sanctions, vegetables market, volatility, spatial price behaviour, border effect, subject of the Russian Federation.

REFERENCES

1. Gluschenko K.P. The Law of One Price in the Russian Economic Space. *Prikladnaya Ekonomika – Applied Econometrics*, 2010, no. 1 (17), pp. 3–19. (In Russian).
2. Gluschenko K.P. *Models and Methods for Research of Spatial Integration of Markets for Goods: Abstract of Dis. ... Doctor. Econ. Science: 08.00.13*. Novosibirsk, 2008, 33 p. (In Russian).
3. Krugman P., Obstfeld M. *International Economics: Theory and Policy*. Moscow, 1997, 799 p. (In Russian).
4. *On Applying Certain Special Economic Measures to Ensure Security of the Russian Federation: the Decree of the President of the Russian Federation dated August 6, 2014, No. 560*. System «GARANT». (In Russian).
5. *On Approval of the «Basic Regulations on the Procedure for Supervision Over Consumer Prices and Tariffs for Goods and Paid Services, Rendered to Population, and the Definition of Consumer Price Index»: the Decree of Goskomstat of the Russian Federation dated March 25, 2002, No. 23*. System «GARANT». (In Russian).
6. Ryzhova N.P. *Economic Integration of Border Regions*. Khabarovsk: Economic Research Institute FEB RAS, 2013, 352 p. (In Russian).
7. Stupnikova A.V. Spatial Behavior of Prices in the Russian Federation in 2003–2012. *Ekonomicheskie i Sotsialnye Peremeny: Fakty, Tendentsii, Prognoz – Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*, 2014, no. 3 (33), pp. 248–261. (In Russian).
8. *Federal State Statistics Service of the Russian Federation*. Available at: <http://www.gks.ru> (accessed 25.07.2015) (In Russian).
9. *Federal Customs Service of Russia*. Available at: <http://www.customs.ru> (accessed 20.08.2015) (In Russian).

10. Barrett C.B., Li J.R. Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, vol. 84, no. 2, pp. 292–307. DOI: 10.1111/1467-8276.00298.
11. Baulch B. Testing for Food Market Integration Revisited. *Journal of Development Studies*, 1997, vol. 33, no. 4, pp. 512–534. DOI: 10.1080/00220389708422479.
12. Ceglowski J. The Law of One Price: Intranational Evidence for Canada. *Canadian Journal of Economics*, 2003, vol. 36, no. 2, pp. 373–400. DOI: 10.1111/1540-5982.t01-1-00005.
13. Delgado C. A Variance Component Approach to Food Grain Market Integration in Northern Nigeria. *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, vol. 68, no. 4, pp. 970–979. DOI: 10.2307/1242143.
14. Doucouliagos C., Haszler H., Hone P. *Spatial Pricing Efficiency in Fiji's Municipal Food Markets*. Deakin University. Economics Series, 2007, no. 5, 22 p.
15. Engel C., Rogers J.H. How Wide Is the Border? *American Economic Review*, 1996, vol. 5, pp. 1112–1125.
16. Engle R., Granger C. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 1987, vol. 55, no. 2, pp. 251–276. DOI: 10.2307/1913236.
17. Fackler P., Goodwin B. Spatial Price Analysis. *Handbook of Agricultural Economics*, 2001, vol. 1, part B, pp. 971–1024. DOI: 10.1016/S1574-0072(01)10025-3
18. Florian M. A New Look at Static Spatial Price Equilibrium Models. *Regional Science and Urban Economics*, 1982, vol. 12, no. 4, pp. 519–597. DOI: 10.1016/0166-0462(82)90008-4.
19. Gluschenko K. *Price Convergence and Market Integration in Russia*. William Davidson Institute. Working Paper No. 999, 2010, 45 p.
20. Goodwin B.K., Schroeder T.C. Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, vol. 73, no. 2, pp. 452–464. DOI: 10.2307/1242730.
21. Gorodnichenko Y., Tesar L. *A Re-Examination of the Border Effect*. NBER. Working Paper No. 11706, 2005, 39 p.
22. Harriss B. There Is Method in My Madness: Or Is It Vice Versa? *Food Research Institute Studies*, 1979, no. 17, pp. 197–218.
23. Helliwell J., Genevieve V. Measuring Internal Trade Distances: A New Method Applied to Estimate Provincial Border Effect in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 2001, no. 34, pp. 1024–1041. DOI: 10.1111/0008-4085.00111.
24. Negassa A., Myers R., Gabre-Madhin E. *Analyzing Grain Market Efficiency in Developing Countries: Review of Existing Methods and Extensions to the Parity Bounds Model*. MTID. Discussion Paper No. 63, 2003, 63 p.
25. Obstfeld M., Taylor A. Nonlinear Aspects of Good-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. *Journal of Japanese and International Economies*, 1997, vol. 11, no. 4, pp. 441–479. DOI: 10.1006/jjie.1997.0385.
26. Parsley D., Shang-Jin Wei. Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography. *Journal of International Economics*, 2001, vol. 55 (1), pp. 87–105. DOI: 10.1016/S0022-1996(01)00096-4.
27. Ravallion M. Testing Market Integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, vol. 68, no. 1, pp. 102–109. DOI: 10.2307/1241654.
28. Shahidur R., Minot N. *Are Staple Food Markets in Africa Efficient? Spatial Price Analyses and Beyond*. Seminar «Food Price Variability: Causes, Consequences, and Policy Options» (25–26 January. 2010. Maputo, Mozambique). Comesa-MSU-IFPRI African Agricultural Markets Project (AAMP), 2010, January, 31 p.