JEL: C53, C82, R12

УДК 332.1+330.4

DOI: [10.14530/se.2018.3.019-042](https://doi.org/10.14530/se.2018.3.019-042)

ПРОСТРАНСТВЕННАЯ КОНЦЕНТРАЦИЯ ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА В РОССИИ: ТЕСТИРОВАНИЕ ЭФФЕКТА ВНУТРЕННЕГО РЫНКА

Н.Г. Джурка

Джурка Наталья Геннадьевна – кандидат экономических наук, старший научный сотрудник. Институт экономических исследований ДВО РАН, ул. Тихоокеанская, 153, Хабаровск, Россия, 680042; Институт экономики РАН, Нахимовский пр-т, 32, Москва, Россия, 117218. E-mail: zakharchenko@ecrin.ru.
ORCID: 0000-0001-9242-5636

Аннотация. В статье изучается влияние внутреннего спроса на пространственное распределение отраслей обрабатывающей промышленности в России. Согласно моделям теории торговли, в условиях возрастающей отдачи возникает эффект внутреннего рынка, т. е. более чем пропорциональная взаимосвязь между долей региона в спросе на товар и долей региона в производстве этого товара. Уравнения для целей эмпирического тестирования эффекта внутреннего рынка с учетом альтернативных механизмов пространственной концентрации промышленного производства (при наличии и отсутствии возрастающей отдачи) предложены Д. Дэвисом и Д. Вейнштейном. Особенности этих уравнений заключаются в следующем. Во-первых, они воплощают идею одновременного тестирования влияния на промышленное производство сравнительных преимуществ регионов и масштабов территориальных рынков. Во-вторых, они представляют собой систему вложенных зависимостей, совмещающих данные различных уровней агрегации, что позволяет строить предположения о воспроизводимости результатов при использовании более детализированной информации. В-третьих, они характеризуют масштабы рынков на основе данных о внутрирегиональном потреблении (абсорбции) и, соответственно, способствуют развитию результатов, получаемых в рамках общераспространенной практики оценки рыночных потенциалов с помощью прокси-переменных – дохода и ВРП. Оценки предложенных Д. Дэвисом и Д. Вейнштейном уравнений, полученные для десяти отраслей обрабатывающей промышленности России, подтвердили значимость влияния на концентрацию промышленного производства идиосинкратического спроса. Пространственное распределение групп отраслей, сформированных по критерию гомогенности структуры факторных затрат, в среднем на 67,5% объясняется сравнительными преимуществами регионов, но для большинства отдельных отраслей указанный процент существенно снижается ввиду значимости эффекта внутреннего рынка. Более чем пропорциональная связь выпуска и спроса обнаружена в трех отраслях из десяти: нефтепереработке и химическом производ-

стве, деревопереработке, производстве электрооборудования. Вывод об отсутствии эффекта внутреннего рынка в таких отраслях, как производство транспортных средств, швейное и текстильное производство, не согласующийся с выводами подобных исследований для экономик других стран, объясняется структурой спроса, который в данном случае стимулирует скорее не выпуск в регионе, а импорт.

Ключевые слова: обрабатывающая промышленность, пространственная концентрация, эффект внутреннего рынка, спрос, факторы производства, регионы России

Для цитирования: Джурка Н.Г. Пространственная концентрация промышленного производства в России: тестирование эффекта внутреннего рынка // Пространственная экономика. 2018. № 3. С. 19–42. DOI: [10.14530/se.2018.3.019-042](https://doi.org/10.14530/se.2018.3.019-042).

For citation: Dzhurka N.G. Spatial Concentration of Industrial Production in Russia: Testing the Home Market Effect. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2018, no. 3, pp. 19–42. DOI: [10.14530/se.2018.3.019-042](https://doi.org/10.14530/se.2018.3.019-042). (In Russian).

ВВЕДЕНИЕ

Сегодня в экспертных и общественно-политических кругах активно обсуждаются перспективные варианты пространственной структуры экономики России. При этом основное внимание концентрируется на размещении и развитии отраслей обрабатывающей промышленности, обладающих потенциалом генерации высоких мультипликативных эффектов. Статус аксиомы в рамках проходящих обсуждений присвоен утверждению о том, что пространственная концентрация¹ промышленного производства является одним из важнейших условий общенационального роста. Действительно, с данным утверждением спорить сложно, учитывая наличие в мировой практике фактов, его подтверждающих. Тем не менее без погружения в детали подобная аксиоматизация таит в себе немало рисков, поскольку, как показано в ряде теоретических работ (Corataux, Crevoisier, 2007; Jovanovic, 2009; Krugman, 1998; Thisse, 2010), эволюция пространственной концентрации экономической деятельности описывается немотонной функцией². Уже имеются исследования (см., напр.: Русановский, Марков, 2018), количественно подтверждающие существование и для экономики России определенного порога концентрации, при преодолении которого отрицательные эффекты в «регионах экономической периферии» начинают превосходить положительные эффекты в «регионах-полюсах экономического развития».

¹ Под терминами «пространственная концентрация», «деконцентрация» понимаются сдвиги в локализации экономических секторов (отраслей) с гомогенной структурой затрат. О развитии трактовок данных терминов дают представление обзорные работы (Aiginger et al., 2006; Brulhart, 1998; Ceapraz, 2008; Ochojski et al., 2017).

² Авторы эмпирических работ, основанных на длинных временных рядах, приходят к аналогичному заключению (Combes et al., 2011; Kim, 1995; Paluzie et al., 2004).

В общем же случае корреляция показателей роста (или экономической эффективности) и пространственной структуры экономики не обязательно означает наличие причинно-следственной связи между ними, ее может вызывать третья, латентная сила. Учесть как можно больше таких сил и, соответственно, определить механизмы и эффекты пространственной концентрации промышленного производства на той или иной стадии ее эволюции способна помочь проверка выводов теории торговли¹.

Теория торговли предлагает две ключевые модели для описания взаимодействий в пространстве – модели сравнительных преимуществ (Э. Хекшер, Б. Олин) и возрастающей отдачи (П. Кругман). Если эмпирические тестирования первой модели сегодня могут претендовать на многотомные издания, то второй являются скорее исключением, чем нормой. Безусловно, следует учитывать, что вторая модель появилась позже первой. Требуется время на то, чтобы упрощенные в теории зависимости приобрели форму, пригодную для описания реальных данных высокой размерности (n регионов, n отраслей, n факторов производства). Но дело не только в хронологии, точнее, не только в продолжительности периода существования моделей. На практике оказался сложным поиск решения задач совместного тестирования двух моделей, построения критериев надежности и области применимости каждой из них.

На первый взгляд, причин для возникновения сложностей нет, поскольку рассматриваемые модели базируются на разных системах предпосылок. Модель Хекшера – Олина описывает мир совершенной конкуренции, в котором передвижение товаров из региона в регион, в сущности, компенсирует низкую мобильность факторов производства; модель Кругмана – мир монополистической конкуренции и возрастающей отдачи, в котором факторы производства способны перемещаться в регионы, обещающие большую отдачу. Однако еще со времен открытия парадокса Леонтьева было замечено, что выводы модели Хекшера – Олина чувствительны к уровню агрегации данных. Это означает, что даже прозрачность системы предпосылок не обеспечивает четкого понимания условий их применимости, требуется сложная комбинация зависимостей, позволяющих тестировать альтернативные

¹ Следует отметить, что сама по себе задача прогнозирования структуры занятости и производства в регионах чрезвычайно сложна. Для ее решения экономисты используют, как правило, предложенный еще в советское время, но не потерявший своей актуальности межрегиональный межотраслевой подход. Разрабатываемые в его рамках модели учитывают совокупность национальных и региональных факторов и ограничений и позволяют исследовать процессы согласования решений различных уровней. Вместе с тем известно, что межрегиональные модели основываются на ряде серьезных допущений, среди которых либо априорное распределение благ (эффектов) между регионами (в случае оптимизационных моделей), либо априорное задание сальдо межрегиональных связей (в случае моделей экономических взаимодействий) (Гранберг, Суспицын, 1988, с. 127). Формирование такой априорной информации и, соответственно, определение перспективных территориальных пропорций экономики возможно лишь при условии понимания причинных механизмов пространственной концентрации.

механизмы пространственной концентрации экономической деятельности. Впервые такую комбинацию предложили Д. Дэвис и Д. Вейнштейн, обратившие внимание на различия выводов рассматриваемых моделей в отношении последствий идиосинкратически высокого спроса. В модели Хекшера – Олина при относительно высоком внутреннем спросе на товар регион будет его скорее импортировать (ввозить), чем экспортировать (вывозить), в модели Кругмана – однозначно экспортировать (вывозить). Основная гипотеза исследователей состояла в том, что *модель Хекшера – Олина описывает распределение производства в пространстве лишь на самых высоких уровнях агрегации данных, а на низших уровнях с этой задачей не справляется, в связи с чем должна быть расширена за счет включения эффекта внутреннего рынка, предсказываемого моделью Кругмана* (Davis, Weinstein, 1999, p. 381).

Комбинация уравнений, предложенная Д. Дэвисом и Д. Вейнштейном, по их собственной оценке, отличается тем, что позволяет делать выводы о механизмах пространственной концентрации производства как в случае принятия сформулированной выше гипотезы, так и в случае ее отвержения. Отрасль, для которой гипотеза подтверждается, согласно логике исследователей, должна развиваться в регионе с относительно более емким внутренним рынком. Соответственно, отрасль, для которой гипотеза не подтверждается, должна развиваться в регионе с относительно лучшей обеспеченностью необходимыми для нее факторами производства¹.

Исследованию эффекта внутреннего рынка в различных системах предпосылок сегодня посвящено достаточно много теоретических работ, среди которых выделяются обобщающие статьи Р. Феенстры, Дж. Маркусена, Э. Роуза (Feenstra et al., 2001), К. Хэд, Т. Мэйера, Дж. Риеса (Head et al., 2002), Ж. Ю (Yu, 2005). Названные авторы уточняют, что возрастающая отдача является необходимым, но не достаточным условием для возникновения эффекта внутреннего рынка, фактически ставя под сомнение возможность формирования однозначных выводов в случаях отвержения основной гипотезы Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна.

Цель данной работы исключительно прикладная – на основе комбинации зависимостей Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна оценить роль внутреннего спроса в размещении отраслей промышленного производства России. Полученные оценки, по предположению, позволят выявить отрасли, масштаб и

¹ Например, при подтверждении гипотезы для химической промышленности ее локализация в целом определяется на основе сравнительного анализа обеспеченности регионов факторами, а локализация производств неорганической, химико-фармацевтической и прочей продукции – на основе сравнительного анализа емкости региональных рынков; при отвержении гипотезы локализация отдельных производств, как и отрасли в целом, зависит исключительно от обеспеченности регионов факторами.

перспективы развития которых непосредственно определяются размерами внутрирегиональных рынков. При этом, учитывая результаты трех выделенных выше работ по эффекту внутреннего рынка, а также тот факт, что модели Хекшера – Олина и Кругмана охватывают далеко не весь перечень факторов и условий пространственной концентрации, будем считать отвержение основной гипотезы Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна свидетельством скорее необходимости проведения дополнительных исследований, нежели однозначной победы модели сравнительных преимуществ.

Следует отметить, что имеющиеся тестирования эффекта внутреннего рынка и в целом модели Кругмана, базирующиеся на идеях Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна, относятся прежде всего к страновому уровню. При этом, как показано в работе (Crozet, Trionfetti, 2008), эффект внутреннего рынка обладает свойством нелинейности, т. е. проявляется, как правило, в крупных и мелких странах и редко в странах среднего размера. Сами исследователи тестировали свою гипотезу на данных стран ОЭСР и префектур Японии. Эффект внутреннего рынка оказался незначимым в первом случае и значимым во втором. Различия результатов для стран и регионов исследователи объяснили степенью мобильности факторов и товаров¹.

На таком фоне результаты для регионов России являются сложно предсказуемыми. С одной стороны, исследуется пространство в пределах национальных границ, в котором отсутствуют торговые барьеры, с другой стороны – пространство, детерминированное физической протяженностью и разнообразием институциональных условий. Факторы концентрации экономической деятельности в России, пусть и не в терминах спецификаций Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна, исследовались в работах (Голованова, 2008; Коломак, 2013). Указанные работы подтверждают вывод о важности размеров и доступности рынков для распределения экономической деятельности в пространстве, но оставляют открытым вопрос о справедливости этого вывода для различных отраслей промышленного производства экономики России.

В следующих двух разделах статьи приводится описание базовых спецификаций, определяются методы исследования, дается характеристика используемой информации. После этого обсуждаются результаты тестирования сравнительных преимуществ регионов и эффектов их внутренних рынков на различных уровнях агрегации данных (обрабатывающая промышленность в целом, группы отраслей, отдельные отрасли). В заключительном разделе формулируются выводы о влиянии внутреннего спроса на пространственное распределение отраслей промышленного производства в России.

¹ Среди работ, посвященных тестированию эффекта внутреннего рынка на региональном уровне, кроме исследования Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна по Японии следует выделить исследования по Испании (Domeque et al., 2011) и Китаю (Zhang, Ning, 2011).

МОДЕЛИРОВАНИЕ ЭФФЕКТА ВНУТРЕННЕГО РЫНКА: ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

Данное исследование построено на основе теоретической статьи П. Кругмана (Krugman, 1980) и появившихся после нее почти 20 лет спустя эмпирических работах Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна (Davis, Weinstein, 1996; 1999; 2003; Davis et al., 1997). В статье 1980 г. П. Кругман формулирует закон внутреннего рынка, в соответствии с которым фирмы принимают решения о локализации производства, ориентируясь на самый емкий рынок. Концентрация производства позволяет получить экономию на масштабе, близость к рынку – снизить транспортные издержки.

П. Кругман рассматривает два региона одного размера, но с разными предпочтениями и две монополистически конкурентные отрасли, использующие один фактор производства (в регионе i доминируют потребители товара первой отрасли, в регионе j – потребители товара второй отрасли). В этом условном мире он обнаруживает существование в равновесии положительной взаимосвязи между относительными масштабами производства и относительными размерами внутреннего рынка:

$$\frac{n_i}{n_j} = \frac{\frac{L_i}{L_j} - \varphi}{1 - \varphi \frac{L_i}{L_j}}, \quad (1)$$

где n_i – число разновидностей товара первой отрасли в регионе i ; L_i – число потребителей товара первой отрасли в регионе i (размер внутреннего рынка в регионе i); φ – соотношение объемов импорта и спроса на произведенный в регионе товар ($\varphi < 1$). Аналогичное уравнение может быть записано и для второй отрасли.

При условии симметричных предпочтений в регионах, т. е. совпадения структуры спроса $\left(L_i/L_j = 1 \right)$, пространственная структура производства будет нейтральной, а торговый баланс – нулевым. Отклонения от нейтральной структуры обеспечивают идиосинкратические компоненты спроса.

При построении эмпирической модели зависимости между структурой производства и спроса Д. Дэвис и Д. Вейнштейн отталкиваются от первой производной выражения (1) и подчеркивают, что оно превышает единицу (т. е. при увеличении относительного спроса на единицу относительный масштаб производства растет на величину, большую единицы). Таким образом, *регион с большим спросом на товар становится его чистым экспортером.*

Следуя логике развития моделей сравнительных преимуществ (от Д. Рикардо до Э. Хекшера и Б. Олина), Д. Дэвис и Д. Вейнштейн отмечают, что в реальном мире регионы различаются не только структурой спроса, но и размерами (численностью населения), при этом может возникнуть ситуация, когда в одном регионе спрос на все товары в абсолютном выражении будет превышать спрос в другом регионе. Это заставляет их обратиться к выводам, полученным Р. Вэдером на основании расширения модели П. Кругмана (Weder, 1995; 2003), и скорректировать сформулированный выше вывод в отношении механизма пространственной концентрации производства. Согласно Р. Вэдеру, регион экспортирует ту группу дифференцированных товаров, доля которой во внутреннем спросе больше; при этом абсолютные размеры рынков в регионах теряют свое значение. Иными словами, *регион с большей долей спроса на товар становится его чистым экспортером*.

Д. Дэвис и Д. Вейнштейн предлагают линейную аппроксимацию моделей П. Кругмана и Р. Вэдера, отказываясь при этом от использования относительной зависимой переменной в пользу абсолютной. Такой прием позволяет им решить проблему размерности и экстраполировать выводы теории на случай множественности регионов, отраслей и факторов производства.

Соответственно, объем производства товара g в отрасли n в регионе r представляет собой сумму нейтральной и идиосинкратической компонент; первая имеет место при симметрии предпочтений в регионах, вторая возникает тогда, когда эта симметрия нарушается. При этом обеспеченность региона ресурсами, необходимыми отрасли n , не влияет на структуру ее производства (т. е. на выпуск отдельных товаров):

$$X^{nr} = \sum_g X_g^{nr} = S^n F^r, \quad (2a)$$

$$X_g^{nr} = \alpha_g^n + \beta_1 SHARE_g^{nr} + \beta_2 IDIODEM_g^{nr} + \varepsilon_g^{nr}, \quad (2б)$$

где X^{nr} – выпуск в отрасли n в регионе r ; X_g^{nr} – выпуск товара g в отрасли n в регионе r ; S^n – вектор коэффициентов производительности факторов в отрасли n^1 ; F^r – вектор предложения факторов в регионе r ; $SHARE_g^{nr} = \gamma_g^{nROC} X^{nr} = \frac{X_g^{nROC}}{X^{nROC}} X^{nr}$ – прогноз выпуска товара g в отрасли n в регионе r при условии совпадения структур производства в регионе и остальной стране; $IDIODEM_g^{nr} = (\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) X^{nr} = \left(\frac{D_g^{nr}}{D^{nr}} - \frac{D_g^{nROC}}{D^{nROC}} \right) X^{nr}$ – компонент выпуска товара g в отрасли n в регионе r , обусловленный отклонением структуры внутреннего спроса от структуры спроса в остальной стране; D_g^{nr} – спрос на товар g отрасли n в регионе r (абсорбция); α_g^n , β_1 , β_2 – оцениваемые параметры; ε_g^{nr} – случайный член.

¹ Первое уравнение системы является тождеством и характеризует условие равновесия на рынке факторов производства.

Представленная система уравнений является формализацией основной гипотезы Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна о соотношении моделей Хекшера – Олина и Кругмана. Уравнение (2а) описывает условия производства на предельном уровне агрегации данных, т. е. условия производства отрасли n в целом (модель Хекшера – Олина), уравнение (2б) – условия производства отдельных товаров в отрасли n (модель Кругмана).

Поскольку уравнение (2б) оценивается с помощью эмпирических, а не структурных методов, возникают риски пропуска значимых переменных. С целью их нивелирования Д. Дэвис и Д. Вейнштейн переходят к уравнению (3), которое позволяет тестировать значимость сравнительных преимуществ регионов и эффектов их внутренних рынков одновременно:

$$X_g^{nr} = \alpha_g^n + \beta_1 SHARE_g^{nr} + \beta_2 IDIODEM_g^{nr} + S_g^n Fr + \varepsilon_g^{nr}, \quad (3)$$

где S_g^n – матрица коэффициентов производительности факторов, характеризующая выпуск товара g в отрасли n ; наряду с α_g^n , β_1 , β_2 коэффициенты матрицы S_g^n входят в перечень оцениваемых параметров.

Следует отметить, что в литературе имеется ряд критических замечаний по поводу уравнения (3) (Domeque et al., 2011; Head, Mayer, 2003). Прежде всего они связаны со сложностью интерпретации коэффициента β_1 и в целом вероятной избыточностью независимой переменной $SHARE_g^{nr}$ при включении в модель факторов производства. Однако мы рассматриваем факторы производства как переменные, которые позволяют наряду с идиосинкратическим спросом объяснить выпуск товара g в регионе r , формирующий сверх прогноза, основанного на усредненной структуре выпуска в отрасли, и, соответственно, оценить надежность коэффициентов уравнения (2б). Иначе говоря, идея (3) и состоит в том, чтобы выявить латентные переменные, обуславливающие корреляцию выпуска и идиосинкратического спроса, и провести селекцию альтернативных объяснений этой корреляции. Избыточность $SHARE_g^{nr}$ при этом можно подтвердить или опровергнуть на основе анализа коллинеарности независимых переменных.

Центральная роль в тестировании основной гипотезы Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна отводится коэффициенту β_2 , который может быть нулем, принимать значения в диапазоне от нуля до единицы и превышать единицу. Уравнение (3) с $\beta_2 = 0$ описывает пространство, в котором структура определяется сравнительными преимуществами и отсутствуют издержки торговли, с $\beta_2 \in [0, 1]$ – пространство, в котором структура определяется сравнительными преимуществами и существуют издержки торговли, с $\beta_2 > 1$ – пространство, в котором действует закон возрастающей отдачи. В первом случае обмен товарами между регионами осуществляется беспрепятственно и, соответственно, локализация производства определяется с учетом срав-

нительной интенсивности использования факторов, а не с учетом идиосинкратического спроса; во втором идиосинкратический спрос распределяется между внутренним производством и ввозом в пропорции, устанавливаемой с учетом издержек торговли; в третьем идиосинкратический спрос удовлетворяется исключительно за счет внутреннего производства и оказывает на него мультиплицирующее действие. Лишь в третьем случае можно говорить о верности тестируемой гипотезы.

В силу существования проблемы одновременности (X_g^{nr} – компонент X^{nr}) вышеприведенные уравнения оцениваются с использованием метода инструментальных переменных. При этом инструментами для X^{nr} могут быть вклады факторов (при подтверждении их статистической значимости).

Исходя из вышесказанного, исследование влияния внутреннего спроса на пространственное распределение отраслей промышленного производства разбивается на следующие этапы:

1) определение предельного уровня агрегации данных, классификация отраслей промышленности (торгуемых благ) по технологическому критерию, выделение отраслей с одинаковыми пропорциями факторов производства;

2) оценка на предельном уровне агрегации данных связи между выпуском и факторами, определение роли сравнительных преимуществ регионов в размещении промышленности (подбор инструментальных переменных) (уравнение (2а);

3) тестирование эффекта внутреннего рынка на разных уровнях агрегации отраслей (уравнения (2б) и (3)).

ИССЛЕДОВАНИЕ ЭФФЕКТА ВНУТРЕННЕГО РЫНКА В РОССИИ

Формирование выборки

В модельных расчетах используются официальные данные Федеральной службы государственной статистики за 2015 г. в разрезе регионов России и отраслей обрабатывающей промышленности. С учетом высокой интенсивности потоков факторов, товаров и услуг между городами федерального значения и смежными с ними регионами пары наблюдений Москва и Московская область, Санкт-Петербург и Ленинградская область, Севастополь и Республика Крым в выборке объединяются. В исследовании выделяются 10 отраслей обрабатывающей промышленности: производство пищевых продуктов и табака; текстильное и швейное производство; деревопереработка; целлюлозно-бумажное производство, полиграфическая и издательская деятельность; нефтепереработка и химическое производство; производство неметаллических минеральных продуктов; металлургическое

производство; производство машин, транспортных средств и оборудования; производство электрооборудования; прочие обрабатывающие производства. Добывающие отрасли в выборку не включаются, так как их локализация определяется прежде всего факторами «первой природы». Отрасли тепло- и электроэнергетики также не рассматриваются, поскольку выполняют в экономике преимущественно функции обслуживающего характера и, как следствие, размещаются в точках локализации основных потребителей энергии. Общий объем выборки составляет 820 наблюдений.

Подчеркнем, что в расчетах по России индекс g будет соответствовать отрасли, индекс n – группе отраслей.

Для учета неоднородности данных (как межрегиональной, так и межотраслевой) и ее влияния на качество оценок уравнений (2а), (2б) и (3) все наблюдения в выборке нормируются на соответствующее стандартное отклонение случайного члена ε_g^{nr} , рассчитанное, исходя из условия:

$$var(\varepsilon_g^{nr}) = \varphi_g^n GRP_r^{\theta_g^n}, \quad (4)$$

где GRP_r – ВВП региона r ; φ_g^n и θ_g^n – параметры, оцениваемые для отрасли g , входящей в группу n .

Зависимую переменную в уравнениях (2а), (2б) и (3) – выпуск отраслей, в расчетах представляет объем отгруженной продукции (млн руб.). Для формирования независимых переменных используются два типа данных: объемы факторов производства и элементы внутрирегионального потребления (абсорбция).

Среди факторов производства в данном случае выделяются труд, капитал и энергия. В модельных расчетах они участвуют в виде, соответственно, среднесписочной численности работников (чел.); полной учетной стоимости фондов с учетом переоценки, осуществленной на конец отчетного года, и обесценения активов (млн руб.); фактического расхода топливно-энергетических ресурсов (тыс. т у. т.). Если данные по труду и капиталу в статистических формах имеют требуемый для уравнений (2а), (2б) и (3) формат, то данные по энергии являются расчетными. Распределение топливно-энергетических ресурсов, используемых в регионах при производстве отдельных видов продукции, работ (услуг), по 10 отраслям осуществлялось в соответствии со следующим правилом. Если при сравнении структуры промышленности России и региона индекс Хэчмена¹ превышал 0,9, то ресурсы распределялись на основе среднероссийских данных. Если индекс был ниже 0,9, то ресурсы распределялись на основе среднероссийских коэффи-

¹ Индекс Хэчмена используется для определения степени близости двух структур, в данном случае – структур промышленного производства региональной и национальной экономики. Чем ближе индекс к 1, тем больше сходство двух структур.

циентов энерговооруженности труда и численности занятых в отраслях промышленности региона.

Внутрирегиональное потребление представляет собой сумму промежуточного потребления, расходов на конечное потребление домашних хозяйств, расходов на конечное потребление индивидуальных товаров и услуг государственного управления, валового накопления основного капитала.

Промежуточное потребление рассчитывалось на основе матрицы коэффициентов «затраты – выпуск», составленной по данным национальной таблицы использования товаров и услуг за 2015 г.:

$$INPUT^r = AX^r, \quad (5)$$

где $INPUT^r$ – вектор промежуточного потребления в регионе r ; A – матрица коэффициентов прямых затрат национальной таблицы использования товаров и услуг; X^r – вектор выпуска в регионе r .

Источниками данных о расходах на конечное потребление домашних хозяйств являются региональные счета и результаты выборочных обследований бюджетов домашних хозяйств. Распределение расходов сектора по отраслям промышленности осуществлялось на основе структуры потребительских расходов, а также с учетом дополнительной информации, например: данных региональных электробалансов и средневзвешенных тарифов на электроэнергию.

Для восстановления на уровне регионов структуры валового накопления основного капитала, а также структуры расходов сектора государственного управления вновь привлекалась информация национальной таблицы использования товаров и услуг:

$$G^r = \frac{TG^r}{TG} G, \quad (6a)$$

$$INV^r = \frac{TI^r}{TI} INV, \quad (6b)$$

где G^r , G – векторы расходов на конечное потребление индивидуальных товаров и услуг государственного управления в регионе r и национальной экономике соответственно; TG^r , TG – социальные трансферты в натуральной форме в регионе r и национальной экономике; INV^r , INV – векторы валового накопления основного капитала в регионе r и национальной экономике; TI^r , TI – валовое накопление основного капитала в регионе r и национальной экономике.

Классификация отраслей

В практике межрегионального межотраслевого анализа агрегирование отраслей и продуктов осуществляется с учетом не столько теоретических

положений, сколько возможностей получения однородной информации о различных производственных объектах. При этом чем менее детализирована исходная информация по продуктам и отраслям, тем меньше практическая ценность расчетов.

Возникает закономерный вопрос – какой уровень агрегации данных приемлем в исследовании влияния спроса на пространственное распределение отраслей промышленного производства России?¹ Выбор в данном случае, безусловно, определяется информационными ограничениями и расценивается как дополнительное допущение модельных расчетов, которое в обязательном порядке должно учитываться в рамках экономической интерпретации результатов исследования.

При этом идея построения вложенных зависимостей (таких как система уравнений (2а) и (2б), совмещающих данные различных уровней агрегации, воплощается, в сущности, в иерархии результатов, что позволяет строить предположения о характере их воспроизводимости при использовании более детализированной информации. Так, очевидно, что подтверждение значимости эффекта внутреннего рынка для группы отраслей означает, что его значимость будет подтверждена хотя бы для одной отрасли, входящей в группу.

Выделенные 10 отраслей представляют в данном случае низший уровень агрегации. Для перехода на следующий уровень, по предположению являющийся предельным, требуется классификация отраслей, естественным признаком в которой служит технология (т. е. пропорции используемых факторов производства).

По результатам кластерного анализа пропорций факторов из 10 отраслей сформированы три группы² (табл. 1). При определении количества групп дополнительно тестировались различия между ними на основе дисперсионного анализа. По данным таблицы 1 видно, что состав групп, выделенных по капиталовооруженности и энерговооруженности труда, практически совпадает. Различия касаются трех отраслей: производства пищевых продуктов и табака; производства машин, транспортных средств и оборудования; производства электрооборудования. Судя по капиталовооруженности труда, эти отрасли должны входить в одну группу с деревопереработкой, судя по

¹ Следует отметить, что вопрос об уровне агрегации отраслей и продуктов является одним из ключевых для многих исследований пространственной организации экономической деятельности; он обсуждается, например, в работах: (Гнидченко, 2018; Chipman, 1992; Ellison, Glaeser, 1997; Kim, 1995).

² Представленные в таблице 1 результаты сравнивались с результатами трехмерного кластерного анализа. Но от последних было принято решение отказаться, поскольку в рамках многомерных расчетов формировались группы отраслей, во-первых, несбалансированные, во-вторых, содержащие так называемые аномалии.

энерговооруженности труда, – в разные группы. Учитывая тот факт, что из-за требований обеспечения конфиденциальности первичных данных расход энергоресурсов в отраслях машиностроения является существенно заниженным, в дальнейших расчетах было принято решение руководствоваться классификацией отраслей по капиталовооруженности труда. В итоге имеем группы отраслей, в которых на одну отрасль приходится в среднем четверть совокупного выпуска (табл. 2).

Таблица 1

**Группы отраслей со схожими пропорциями факторов производства
(метод k-средних, евклидова метрика)**

Отрасль	Капитал/ труд	Энергия/ труд	Энергия/ капитал
Производство пищевых продуктов и табака	2	1	2
Текстильное и швейное производство	3	3	3
Деревопереработка	2	2	2
Целлюлозно-бумажное производство и полиграфия	1	1	2
Нефтепереработка и химическое производство	1	1	3
Производство неметаллических минеральных продуктов	1	1	2
Металлургическое производство	1	1	1
Производство машин, транспортных средств и оборудования	2	3	3
Производство электрооборудования	2	3	3
Прочие обрабатывающие производства	3	3	1

Примечание: средние значения соотношения капитала и труда в группах: 1 – 3,132; 2 – 1,229; 3 – 0,354; соотношения энергии и труда в группах: 1 – 4,754; 2 – 2,179; 3 – 0,558; соотношения энергии и капитала в группах: 1 – 3,331; 2 – 1,701; 3 – 0,623.

Источник: здесь и далее расчеты автора.

Таблица 2

**Описательная статистика независимых переменных
(количество наблюдений – 820)**

Переменная	Среднее значение	Стандартное отклонение	Максимальное значение	Минимальное значение
$SHARE_g^{nr}/X^{nr}$	0,250	0,234	0,858	0,011
$IDIODEM_g^{nr}/X^{nr}$	0,000	0,076	0,421	–0,348
Труд	8391	15 210	147 155	0
Капитал	16 460	51 777	693 253	0
Энергия	29 352	138 998	3 345 900	0

Для модельных расчетов принципиальное значение имеет наличие межрегиональной вариации в структуре спроса на товары отраслей из одной группы. Описательная статистика переменной $IDIODEM_g^{nr}/X^{nr}$ в данном случае значимость этой вариации подтверждает.

Результаты расчетов

Как говорилось выше, при использовании спецификаций, в основе которых выводы теоретических моделей П. Кругмана и Р. Вэдера, первое, что необходимо сделать, – это убедиться в том, что правильно определен предельный уровень агрегации отраслей, на котором большую часть вариации выпуска объясняют исключительно вклады факторов производства. В данном случае в качестве предельного выбран уровень групп отраслей. В пользу данного выбора свидетельствует тот факт, что полученные для него регрессии, отражающие взаимосвязь выпуска и факторов, характеризуются более высоким коэффициентом детерминации, нежели большая часть аналогичных регрессий, построенных для отдельных отраслей (табл. 3).

Таблица 3

Оценки связи выпуска и факторов для групп отраслей промышленности (после устранения гетероскедастичности; количество наблюдений – 82)

Группа отраслей	Константа	Труд	Капитал	Энергия	F-статистика	Скорректированный R ²	Статистика nR ² в тесте Уайта
Первая	–1,663*** (0,533)	2,202*** (0,553)	0,807*** (0,108)	0,044** (0,021)	93,6	77,9%	8,992
Вторая	0,748 (0,539)	1,326*** (0,318)	1,098*** (0,213)	–	132,8	76,9%	5,186
Третья	0,699 (0,472)	1,029** (0,387)	3,332*** (1,201)	–	36,9	47,6%	4,475

Примечание: в таблице символами ***, ** отмечены оценки, значимые на уровне 1% и 5% соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки оценок; n – объем выборки.

Даже после устранения гетероскедастичности в уравнениях, представленных в таблице 3, факторы производства объясняют 47,6% и более вариации выпуска. Важным следствием подтвержденной зависимости концентрации производства от имеющихся в распоряжении регионов России ресурсов является возможность использования выделенных факторов в качестве инструментальных переменных при оценке уравнений (2б) и (3).

Перед непосредственной эконометрической оценкой эффекта внутреннего рынка представим графически взаимосвязь между отклонением региональной структуры производства от среднероссийской и отклонением региональной структуры спроса от среднероссийской, предположив $\beta_1 = 1$ и разделив уравнение (2б) на X^{nr} (рис.):

$$\gamma_g^{nr} - \gamma_g^{nROC} = \frac{\alpha_g^n}{X^{nr}} + \beta_2(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) + \varepsilon_g^{nr}. \quad (7)$$

Рис. Взаимосвязь между отклонениями в структуре производства и спроса

Поскольку угол наклона линии (7) превышает 45 градусов, эффект внутреннего рынка для регионов России можно охарактеризовать как значимый. По предварительным оценкам, $\beta_2 = 1,236$. Это означает, что увеличение идиосинкратического спроса в регионе приводит к увеличению его чистого вывоза на 23,6% от прироста спроса. Эконометрические оценки уравнений (26) и (3), полученные по сквозным данным, отражены в таблице 4.

Таблица 4

**Результаты тестирования эффекта внутреннего рынка
по сквозным данным (количество наблюдений – 820)**

Спецификация	Константа	$SHARE_g^{nr}$	$IDIODEM_g^{nr}$	Факторы производства	F-стати- стика	Скорректи- рованный R ²
Уравнение (26)	-0,184 (0,165)	1,191*** (0,128)	2,231*** (0,283)	нет	1095,0	69,0%
Уравнение (3)	-0,286** (0,105)	0,792*** (0,108)	1,583*** (0,236)	есть	477,6	70,8%

Примечание: в таблице символами ***, ** отмечены оценки, значимые на уровне 1% и 5% соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки оценок в форме Уайта. Здесь и далее по результатам анализа парной корреляции между независимыми переменными мультиколлинеарности не выявлено.

Процедура нормирования данных на стандартное отклонение случайного члена ε_g^{nr} , рассчитанное исходя из условия (4), в данном случае не дала

ожидаемого результата – гетероскедастичность устранить не удалось. По этой причине стандартные ошибки оценок коэффициентов уравнений (26) и (3) приведены в форме Уайта. Наличие гетероскедастичности объясняет положительную разницу оценок коэффициента β_2 , полученных эконометрически и графически.

Интерес в данном случае представляет сравнение коэффициентов уравнений (26) и (3). После включения факторов производства в модель β_2 снизился на 29,1%, но при этом остался выше единицы. Если считать этот процент приближенной мерой связи выпуска и внутрирегионального потребления, опосредованной факторами, то коэффициент, полученный графически, при очищении от этого опосредованного влияния снизится до 0,887.

По совокупности результатов можно заключить, что коэффициент β_2 слишком велик для отвержения гипотезы Д. Дэвиса и Д. Вейнштейна в отношении российских регионов, но при этом слишком мал для ее безоговорочного принятия. Учитывая обнаруженную гетероскедастичность и предполагая, что не все отрасли являются монополистически конкурентными, целесообразно протестировать эффект внутреннего рынка на уровне групп отраслей (табл. 5), а также отдельных отраслей (табл. 6).

Таблица 5

Результаты тестирования эффекта внутреннего рынка для групп отраслей

Группа отраслей	Количество наблюдений	Спецификация	$SHARE_g^{nr}$	$IDIODEM_g^{nr}$	F-статистика	Скорректированный R^2
Первая	328	Уравнение (26)	1,226*** (0,137)	2,778*** (0,385)	715,4	81,4%
		Уравнение (3)	0,800*** (0,108)	2,096*** (0,337)	532,2	89,0%
Вторая	328	Уравнение (26)	0,964*** (0,085)	1,520*** (0,233)	310,3	65,4%
		Уравнение (3)	0,524*** (0,098)	0,788*** (0,196)	329,1	80,1%
Третья	164	Уравнение (26)	1,099*** (0,257)	0,139 (0,268)	308,3	79,0%
		Уравнение (3)	0,826*** (0,270)	-0,045 (0,206)	243,3	81,7%

Примечание: в таблице символами ***, ** отмечены оценки, значимые на уровне 1% и 5% соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки оценок в форме Уайта.

Три группы отраслей кардинально различаются по степени влияния идиосинкратического спроса на выпуск. Лишь в первой группе коэффициент β_2 при переменной $IDIODEM_g^{nr}$ после включения факторов в модель остался больше единицы. Во второй группе его значение снизилось до 0,788, в третьей он оказался незначимым как после, так и до включения факторов в модель.

Таблица 6

**Результаты тестирования эффекта внутреннего рынка
для отдельных отраслей (количество наблюдений – 82)**

Отрасль	Спецификация	$SHARE_g^{nr}$	$IDIODEM_g^{nr}$	F-статистика	Скорректированный R ²
Первая группа					
Целлюлозно-бумажное производство и полиграфия	Уравнение (2б)	1,615*** (0,186)	2,684*** (0,255)	167,7	80,5%
	Уравнение (3)	-0,120 (0,209)	0,292 (0,293)	517,9	96,2%
Нефтепереработка и химическое производство	Уравнение (2б)	1,658*** (0,155)	4,414*** (0,561)	125,1	75,4%
	Уравнение (3)	1,493*** (0,340)	4,045*** (0,940)	84,6	75,6%
Производство неметаллических минеральных продуктов	Уравнение (2б)	1,255*** (0,107)	1,778*** (0,346)	83,0	66,9%
	Уравнение (3)	0,287** (0,121)	0,244 (0,298)	360,1	94,7%
Металлургическое производство	Уравнение (2б)	0,930*** (0,131)	2,829*** (0,376)	222,4	84,5%
	Уравнение (3)	0,345** (0,139)	-0,016 (0,511)	646,8	96,0%
Вторая группа					
Производство пищевых продуктов и табака	Уравнение (2б)	1,080*** (0,105)	1,858*** (0,333)	53,0	56,2%
	Уравнение (3)	-0,161 (0,131)	-0,013 (0,253)	159,6	88,7%
Деревопереработка	Уравнение (2б)	0,306*** (0,140)	2,461*** (0,704)	31,5	43,0%
	Уравнение (3)	0,035 (0,091)	1,045** (0,448)	192,5	92,2%
Производство машин, транспортных средств и оборудования	Уравнение (2б)	1,313*** (0,124)	0,933*** (0,180)	208,6	83,7%
	Уравнение (3)	0,784*** (0,177)	0,700* (0,358)	126,9	88,6%
Производство электрооборудования	Уравнение (2б)	0,950*** (0,179)	1,554*** (0,238)	136,7	77,0%
	Уравнение (3)	0,606** (0,233)	1,167*** (0,260)	253,7	90,3%
Третья группа					
Текстильное и швейное производство	Уравнение (2б)	3,360*** (0,963)	1,731** (0,815)	101,1	71,2%
	Уравнение (3)	0,346* (0,196)	0,174 (0,126)	377,4	95,9%
Прочие обрабатывающие производства	Уравнение (2б)	1,200*** (0,378)	1,086 (2,866)	17,1	28,5%
	Уравнение (3)	0,820* (0,544)	-1,247 (2,323)	27,1	49,1%

Примечание: в таблице символами ***, **, * отмечены оценки, значимые на уровне 1%, 5% и 10% соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки оценок.

Между тем расчеты для отдельных отраслей показывают, что в первых двух группах имеются отрасли, не следующие центральной тенденции. Результаты для первой группы, представленные в таблице 5, главным образом объясняются наличием в ее составе нефтепереработки и химического производства. В случае большей доли продуктов нефтепереработки и химического производства в региональной структуре спроса по сравнению с национальной структурой выпуск этих продуктов в регионе увеличивается в следующей пропорции: на каждую дополнительную единицу спроса приходится 4,045 единицы выпуска. Для остальных отраслей первой группы после включения факторов производства в расчеты эффект внутреннего рынка оказывается незначимым.

Во второй группе следует выделить деревопереработку и производство электрооборудования. Полученные специально для них коэффициенты β_2 больше единицы, хоть и гораздо меньше коэффициента, который характеризует нефтепереработку и химическое производство.

Таким образом, относительный размер внутреннего рынка имеет важное значение для размещения трех отраслей из десяти. Следует также отметить, что сравнение полученных результатов с представленными в литературе оценками позволяет дополнительно выделить кандидатов, имеющих потенциал для включения их в число отраслей, для которых эффект внутреннего рынка является значимым. Это прежде всего производство транспортных средств, швейное и текстильное производство. Полученные для названных отраслей значения коэффициента β_2 , меньшие единицы, объясняются структурой спроса, который в данном случае стимулирует скорее не выпуск в регионе, а импорт.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Исследование причинно-следственных связей между экономической динамикой и показателями пространственной структуры экономической деятельности, безусловно, должно быть ориентировано на раскрытие механизмов, порождающих наблюдаемый на основе макростатистики интегральный результат. В этом смысле важно не просто оценить, как, например, концентрация производства влияет на макропоказатели, но понять, что стоит за этой концентрацией, каковы ее факторы и как они будут взаимодействовать в перспективе.

Факторы распределения производственных единиц в пространстве не универсальны для различных отраслей. В данном исследовании для обрабатывающей промышленности российской экономики оценивался такой фактор, как относительный размер внутривнутрирегиональных рынков. При

этом использовались спецификации, предложенные Д. Дэвисом и Д. Вейнштейном на основе теоретических моделей П. Кругмана и Р. Вэдера. Эти спецификации позволяют, во-первых, получить оценку значимости относительного размера внутреннего рынка наряду с обеспеченностью регионов основными видами производственных ресурсов, во-вторых, построить иерархию результатов для различных уровней агрегации данных и составить представление о воспроизводимости результатов при использовании более детализированной информации.

Расчеты, проведенные для обрабатывающей промышленности в целом, подтвердили значимость влияния на ее выпуск идиосинкратического спроса. Тем не менее ввиду проблем с устранением гетероскедастичности невыясненным остался вопрос о масштабе этого влияния.

Уточняющие оценки получены в рамках анализа на уровне отдельных отраслей. Следует отметить, что полученные оценки устойчивы к изменениям схемы агрегирования данных. Результаты расчетов свидетельствуют о том, что вероятность получения значимого эффекта внутреннего рынка увеличивается для отраслей с высокими коэффициентами капиталовооруженности труда. Это позволяет предположить, что высокая капиталовооруженность труда в российской экономике является одним из признаков технологий с возрастающей отдачей.

Более чем пропорциональная связь выпуска и спроса обнаружена в трех отраслях из десяти: нефтепереработке и химическом производстве, деревопереработке, производстве электрооборудования. Именно для этих отраслей узость внутреннего рынка в регионе является критической, т. е. ограничивает масштабы экономической деятельности. В сравнении с расчетами для отраслей других стран полученный результат следует оценивать как весьма скромный (например, в Японии значимость эффекта внутреннего рынка подтвердилась в 8 отраслях из 19, в Испании – в 5 отраслях из 9). Это, с одной стороны, является следствием отмечаемой многими исследователями инерционности отраслевой и пространственной структуры российской экономики (Михеева, 2013), с другой стороны, ставит вопрос о перспективах исследования эффекта внутреннего рынка с учетом схемы гравитационного взвешивания. В данной работе использовалась весьма упрощенная интерпретация территориальных рынков и вовсе не ставился вопрос об их интеграции, в связи с чем полученные оценки можно рассматривать лишь как нижние границы исследуемого эффекта. Кроме того, принимая в расчет немонотонный характер эволюции процессов пространственной концентрации производства, определенный смысл имеет переход к динамическому анализу. Использование в целях такого анализа панельных данных оправдано с содержательной точки зрения, но с практической будет связано

с решением весьма сложных задач информационного обеспечения расчетов (прежде всего с построением динамических рядов по основным фондам и абсорбции).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Гнидченко А.А. Структурная трансформация в международной торговле (2001–2015 гг.): на пути к новой классификации // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 1. С. 62–86.
- Голованова С.В. Эндогенное изменение концентрации и территориального размещения производства в России / Препринт WP1/2008/1. М.: ГУ ВШЭ, 2008. 40 с.
- Гранберг А.Г., Суспицын С.А. Введение в системное моделирование народного хозяйства. Новосибирск: Наука, 1988. 304 с.
- Коломак Е.А. Неравномерное пространственное развитие в России: объяснения новой экономической географии // Вопросы экономики. 2013. № 2. С. 132–150.
- Михеева Н.Н. Структурные факторы региональной динамики: измерение и оценка // Пространственная экономика. 2013. № 1. С. 11–32. DOI: 10.14530/se.2013.1.011-032.
- Русановский В.А., Марков В.А. Занятость и производительность труда в макрорегионах России: пространственные взаимозависимости // Проблемы прогнозирования. 2018. № 2. С. 36–48.
- Aiginger K., Rossi-Hansberg E. Specialization and Concentration: A Note on Theory and Evidence // *Empirica*. 2006. Vol. 33. Issue 4. Pp. 255–266. DOI: 10.1007/s10663-006-9023-y.
- Brulhart M. Economic Geography, Industry Location and Trade: The Evidence // *The World Economy*. 1998. Vol. 21. Issue 6. Pp. 775–801. DOI: 10.1111/1467-9701.00163.
- Ceapraz I.L. The Concepts of Specialization and Spatial Concentration and the Process of Economic Integration: Theoretical Relevance and Statistical Measures. The Case of Romania's Regions // *Romanian Journal of Regional Science*. 2008. Vol. 2. Issue 1. Pp. 68–93.
- Chipman J.S. Intra-Industry Trade, Factor Proportions, and Aggregation // *Economic Theory and International Trade* / Edited by W. Neufeld, R.G. Riezman. Berlin, Heidelberg: Springer, 1992. Pp. 67–92. DOI: 10.1007/978-3-642-77671-7_4.
- Combes P.-P., Lafourcade M., Thisse J.-F., Toutain J.-C. The Rise and Fall of Spatial Inequalities in France: A Long-Run Perspective // *Explorations in Economic History*. 2011. Vol. 48. Issue 2. Pp. 243–271. DOI: 10.1016/j.eeh.2010.12.004.
- Corpataux J., Crevoisier O. Economic Theories and Spatial Transformations Clarifying the Space-Time Premises and Outcomes of Economic Theories // *Journal of Economic Geography*. 2007. Vol. 7. Issue 3. Pp. 285–309. DOI: 10.1093/jeg/lbm013.
- Crozet M., Trionfetti F. Trade Costs and the Home Market Effect // *Journal of International Economics*. 2008. Vol. 76. Issue 2. Pp. 309–321. DOI: 10.1016/j.jinteco.2008.07.006.
- Davis D.R., Weinstein D.E. Does Economic Geography Matter for International Specialization? / NBER Working Paper 5706. 1996. URL: <http://www.nber.org/papers/w5706.pdf> (дата обращения: июль 2018).
- Davis D.R., Weinstein D.E., Bradford S.C., Shimpo K. Using International and Japanese Regional Data to Determine When the Factor Abundance Theory of Trade Works // *The American Economic Review*. 1997. Vol. 87. Issue 3. Pp. 421–446.
- Davis D.R., Weinstein D.E. Economic Geography and Regional Production Structure: An

- Empirical Investigation // *European Economic Review*. 1999. Vol. 43. Pp. 379–407. DOI: 10.1016/S0014-2921(98)00063-4.
- Davis D.R., Weinstein D.E.* Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test // *Journal of International Economics*. 2003. Vol. 59. Pp. 1–23.
- Domeque Claver N., Fillat Castejon C., Sanz Gracia F.* The Home Market Effect in the Spanish Industry, 1965–1995 // *The Annals of Regional Science*. 2011. Vol. 46. Issue 2. Pp. 379–396. DOI: 10.1007/s00168-009-0338-z.
- Ellison G., Glaeser E.L.* Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach // *Journal of Political Economy*. 1997. Vol. 105. Issue 5. Pp. 889–927. DOI: 10.1086/262098.
- Feenstra R.C., Markusen J.A., Rose A.K.* Using the Gravity Equation to Differentiate among Theories of Trade // *Canadian Journal of Economics*. 2001. Vol. 34. Issue 2. Pp. 430–447. DOI: 10.1111/0008-4085.00082.
- Head K., Mayer Th.* The Empirics of Agglomeration and Trade // *Handbook of Regional and Urban Economics* / Edited by J.V. Henderson, J.E. Thisse. Amsterdam: North Holland, 2004. Vol. 4. Pp. 2610–2669. DOI: 10.1016/S1574-0080(04)80016-6.
- Head K., Mayer Th., Ries J.* On the Pervasiveness of Home Market Effects // *Economica*. 2002. Vol. 69. Issue 275. Pp. 371–390. DOI: 10.1111/1468-0335.00289.
- Jovanovic M.* *Evolutionary Economic Geography: Location of Production and the European Union*. London: Routledge, 2009. 486 p.
- Kim S.* Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U.S. Regional Manufacturing Structure, 1860–1987 // *The Quarterly Journal of Economics*. 1995. Vol. 110. Issue 4. Pp. 881–908. DOI: 10.2307/2946643.
- Krugman P.* Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade // *The American Economic Review*. 1980. Vol. 70. Issue 5. Pp. 950–959.
- Krugman P.* Space: The Final Frontier // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. Issue 2. Pp. 161–174. DOI: 10.1257/jep.12.2.161.
- Ochojski A., Polko A., Churski P.* Theoretical Foundation of Specialization, Agglomeration and Concentration // *Measuring Regional Specialization. A New Approach*. Palgrave Macmillan, 2017. Pp. 1–68.
- Paluzie E., Pons J., Tirado D.A.* The Geographical Concentration of Industry across Spanish Regions, 1856–1995 // *Review of Regional Research*. 2004. Vol. 24. Issue 2. Pp. 143–160.
- Thisse J.-F.* Toward a Unified Theory of Economic Geography and Urban Economics // *Journal of Regional Science*. 2010. Vol. 50. Issue 1. Pp. 281–296. DOI: 10.1111/j.1467-9787.2009.00651.x.
- Weder R.* Linking Absolute and Comparative Advantage to Intra-Industry Trade Theory // *Review of International Economics*. 1995. Vol. 3. Issue 3. Pp. 342–354. DOI: 10.1111/j.1467-9396.1995.tb00076.x.
- Weder R.* Comparative Home-Market Advantage: An Empirical Analysis of British and American Exports // *Review of World Economics*. 2003. Vol. 139. Issue 2. Pp. 220–247. DOI: 10.1007/BF02659744.
- Yu Zh.* Trade, Market Size, and Industrial Structure: Revisiting the Home-Market Effect // *Canadian Journal of Economics*. 2005. Vol. 38. Issue 1. Pp. 255–272. DOI: 10.1111/j.0008-4085.2005.00279.x.
- Zhang X., Ning Y.* Evaluation of Role of Home Market Effects in China's Manufacturing Industries // *Chinese Geographical Science*. 2011. Vol. 21. Issue 2. Pp. 211–221. DOI: 10.1007/s11769-011-0458-0.

SPATIAL CONCENTRATION OF INDUSTRIAL PRODUCTION IN RUSSIA: TESTING THE HOME MARKET EFFECT

N.G. Dzhurka

Natalya Gennadievna Dzhurka – Candidate of Economics, Senior Research Fellow. Economic Research Institute FEB RAS, 153 Tikhookeanskaya Street, Khabarovsk, Russia, 680042; Institute of Economics RAS, 32 Nakhimovsky Prospect, Moscow, Russia, 117218. E-mail: zakharchenko@ecrin.ru.
ORCID: 0000-0001-9242-5636

Abstract. The article studies the influence of internal demand on the spatial distribution of processing industries in Russia. According to the models of trade theory, the increasing returns to scale give rise to the home market effect, meaning a more than proportional relationship between the share of the region in demand for the goods and the share of the region in production of those goods. Davis and Weinstein suggested the equations for empirical testing of the home market effect taking into account alternative mechanisms of spatial concentration of industrial production (with or without increasing returns). The specifics of these equations are the following. First, they simultaneously test the influence that comparative advantages of the regions and the scale of territorial markets have on industrial production. Second, they represent a system of nested dependencies that combine the data of different levels of aggregation, which allows building the suggestions on the reproducibility of the results if using detailed information. Third, they characterize the scale of the markets based on the data on intraregional consumption (absorption) and consequently contribute to the development of the results received as part of estimations of market potentials with the help of proxy-variables – income and GRP. The estimations of Davis and Weinstein equations received for ten branches of processing industry of Russia have confirmed the significance of influence that idiosyncratic demand has on the concentration of industrial production. Spatial distribution of branches groups formed by homogeneity of factor expenses structure is on average 67.5% caused by comparative advantages of the regions, but for the majority of the branches this percentage is significantly lower due to home market effect. More than proportional relation between production and demand is seen in three branches out of ten: oil processing and chemical production, wood processing, electric equipment production. The conclusion is that there is no home market effect in branches such as transport production, textile production, which does not match the studies in other countries. This is explained by the structure of demand that in this case stimulates import in the region rather than output.

Keywords: processing industry, spatial concentration, home market effect, production factors, regions of Russia

REFERENCES

- Gnidchenko A.A. Structural Transformation in International Trade (2001–2015): Towards a New Classification. *Zhurnal Novoy Ekoomicheskoy Assotsiatsii = Journal of the New Economic Association*, 2018, no. 1, pp. 62–86. (In Russian).
- Golovanova S.V. *Endogenous Change of Concentration and Territorial Location of Production in Russia*. Preprint WP1/2008/1. Moscow: State University HSE, 2008, 40 p. (In Russian).
- Granberg A.G., Suspitin S.A. *Introduction to System Modeling of National Economy*. Novosibirsk, 1988, 304 p. (In Russian).

- Kolomak E.A. Uneven Spatial Development in Russia: Explanations of New Economic Geography. *Voprosy Ekonomiki* [Economic Issues], 2013, no. 2, pp. 132–150. (In Russian).
- Mikheeva N.N. Structural Factors of Regional Dynamics: Measuring and Assessment. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2013, no. 1, pp. 11–32. DOI: 10.14530/se.2013.1.011-032. (In Russian).
- Rusanovskiy V.A., Markov V.A. Employment and Labor Productivity in Macro-Regions of Russia: Spatial Interdependence. *Problemy Prognozirovaniya = Studies on Russian Economic Development*, 2018, no. 2, pp. 36–48. (In Russian).
- Aiginger K., Rossi-Hansberg E. Specialization and Concentration: A Note on Theory and Evidence. *Empirica*, 2006, vol. 33, issue 4, pp. 255–266. DOI: 10.1007/s10663-006-9023-y.
- Brulhart M. Economic Geography, Industry Location and Trade: The Evidence. *The World Economy*, 1998, vol. 21, issue 6, pp. 775–801. DOI: 10.1111/1467-9701.00163.
- Ceapraz I.L. The Concepts of Specialization and Spatial Concentration and the Process of Economic Integration: Theoretical Relevance and Statistical Measures. The Case of Romania's Regions. *Romanian Journal of Regional Science*, 2008, vol. 2, issue 1, pp. 68–93.
- Chipman J.S. Intra-Industry Trade, Factor Proportions, and Aggregation. *Economic Theory and International Trade*. Edited by W. Neufeld, R.G. Riezman. Berlin, Heidelberg: Springer, 1992, pp. 67–92. DOI: 10.1007/978-3-642-77671-7_4.
- Combes P.-P., Lafourcade M., Thisse J.-F., Toutain J.-C. The Rise and Fall of Spatial Inequalities in France: A Long-Run Perspective. *Explorations in Economic History*, 2011, vol. 48, issue 2, pp. 243–271. DOI: 10.1016/j.eeh.2010.12.004.
- Corpataux J., Crevoisier O. Economic Theories and Spatial Transformations Clarifying the Space-Time Premises and Outcomes of Economic Theories. *Journal of Economic Geography*, 2007, vol. 7, issue 3, pp. 285–309. DOI: 10.1093/jeg/lbm013.
- Crozet M., Trionfetti F. Trade Costs and the Home Market Effect. *Journal of International Economics*, 2008, vol. 76, issue 2, pp. 309–321. DOI: 10.1016/j.jinteco.2008.07.006.
- Davis D.R., Weinstein D.E. Does Economic Geography Matter for International Specialization? *NBER Working Paper 5706*, 1996. Available at: <http://www.nber.org/papers/w5706.pdf> (accessed July 2018).
- Davis D.R., Weinstein D.E., Bradford S.C., Shimpo K. Using International and Japanese Regional Data to Determine When the Factor Abundance Theory of Trade Works. *The American Economic Review*, 1997, vol. 87, issue 3, pp. 421–446.
- Davis D.R., Weinstein D.E. Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation. *European Economic Review*, 1999, vol. 43, pp. 379–407. DOI: 10.1016/S0014-2921(98)00063-4.
- Davis D.R., Weinstein D.E. Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test. *Journal of International Economics*, 2003, vol. 59, pp. 1–23.
- Domeque Claver N., Fillat Castejon C., Sanz Gracia F. The Home Market Effect in the Spanish Industry, 1965–1995. *The Annals of Regional Science*, 2011, vol. 46, issue 2, pp. 379–396. DOI: 10.1007/s00168-009-0338-z.
- Ellison G., Glaeser E.L. Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. *Journal of Political Economy*, 1997, vol. 105, issue 5, pp. 889–927. DOI: 10.1086/262098.
- Feenstra R.C., Markusen J.A., Rose A.K. Using the Gravity Equation to Differentiate among Theories of Trade. *Canadian Journal of Economics*, 2001, vol. 34, issue 2, pp. 430–447. DOI: 10.1111/0008-4085.00082.
- Head K., Mayer Th. The Empirics of Agglomeration and Trade. *Handbook of Regional and*

- Urban Economics*. Edited by J.V. Henderson, J.E. Thisse. Amsterdam: North Holland, 2004, vol. 4, pp. 2610–2669. DOI: 10.1016/S1574-0080(04)80016-6.
- Head K., Mayer Th., Ries J. On the Pervasiveness of Home Market Effects. *Economica*, 2002, vol. 69, issue 275, pp. 371–390. DOI: 10.1111/1468-0335.00289.
- Jovanovic M. *Evolutionary Economic Geography: Location of Production and the European Union*. London: Routledge, 2009, 486 p.
- Kim S. Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U.S. Regional Manufacturing Structure, 1860–1987. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, vol. 110, issue 4, pp. 881–908. DOI: 10.2307/2946643.
- Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *The American Economic Review*, 1980, vol. 70, issue 5, pp. 950–959.
- Krugman P. Space: The Final Frontier. *Journal of Economic Perspectives*, 1998, vol. 12, issue 2, pp. 161–174. DOI: 10.1257/jep.12.2.161.
- Ochojski A., Polko A., Churski P. Theoretical Foundation of Specialization, Agglomeration and Concentration. *Measuring Regional Specialization. A New Approach*. Palgrave Macmillan, 2017, pp. 1–68.
- Paluzie E., Pons J., Tirado D.A. The Geographical Concentration of Industry across Spanish Regions, 1856–1995. *Review of Regional Research*, 2004, vol. 24, issue 2, pp. 143–160.
- Thisse J.-F. Toward a Unified Theory of Economic Geography and Urban Economics. *Journal of Regional Science*, 2010, vol. 50, issue 1, pp. 281–296. DOI: 10.1111/j.1467-9787.2009.00651.x.
- Weder R. Linking Absolute and Comparative Advantage to Intra-Industry Trade Theory. *Review of International Economics*, 1995, vol. 3, issue 3, pp. 342–354. DOI: 10.1111/j.1467-9396.1995.tb00076.x.
- Weder R. Comparative Home-Market Advantage: An Empirical Analysis of British and American Exports. *Review of World Economics*, 2003, vol. 139, issue 2, pp. 220–247. DOI: 10.1007/BF02659744.
- Yu Zh. Trade, Market Size, and Industrial Structure: Revisiting the Home-Market Effect. *Canadian Journal of Economics*, 2005, vol. 38, issue 1, pp. 255–272. DOI: 10.1111/j.0008-4085.2005.00279.x.
- Zhang X., Ning Y. Evaluation of Role of Home Market Effects in China's Manufacturing Industries. *Chinese Geographical Science*, 2011, vol. 21, issue 2, pp. 211–221. DOI: 10.1007/s11769-011-0458-0.