

УДК 332.12:341.42

Регион: экономика и социология, 2021, № 3 (111), с. 54–79

Л.В. Мельникова

ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ СТРУКТУРНЫХ СДВИГОВ В ЭКОНОМИКЕ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ В 2004–2019 гг.

Статья посвящена исследованию различий в региональных моделях экономического роста, для идентификации которых применяется метод структурной декомпозиции темпов роста «сдвиг-доля», позволяющий объяснить отклонение («сдвиг») регионального темпа роста от ожидаемого в предположении об идентичной отраслевой структуре во всех регионах. Этот сдвиг разлагается на отраслевой (композиционный) и региональный (конкурентный) компоненты в соответствии с классической постановкой метода. На основе пространственного подхода региональный сдвиг разделяется на компоненты, определяемые эффектами потенциального пространственного перелива и локальной конкурентоспособности. В качестве показателей экономической активности используются валовая добавленная стоимость и среднегодовая численность занятых в экономике в 14-отраслевой номенклатуре в разрезе субъектов РФ. Анализ выполнен в динамической постановке за период 2004–2019 гг.

Результаты показали, что определяющий вклад в дифференциацию регионов по темпам роста вносил эффект собственной конкурентоспособности, возникающий из различий в производительности одной и той же отрасли в разных регионах и измеряемый региональным сдвигом. Пространственная декомпозиция региональных темпов роста позволила отделить вклад собственной конкурентоспособности от вклада конкурентоспособности локального окружения региона. Преобладающим оказалось влияние первого фактора, т.е. региональный (конкурентный) сдвиг в большинстве регионов, независимо от его знака, формировался за

счет локально конкурентного эффекта, а не за счет реализации потенциала пространственного перегиба роста.

Ключевые слова: структурные сдвиги; метод «сдвиг-доля»; валовая добавленная стоимость; занятость; локальная конкурентоспособность; межрегиональные взаимодействия

Для цитирования: Мельникова Л.В. Пространственный анализ динамики структурных сдвигов в экономике российских регионов в 2004–2019 гг. // Регион: экономика и социология. – 2021. – № 3 (111). – С. 54–79. DOI: 10.15372/REG20210303.

ВВЕДЕНИЕ

Минувшее двадцатилетие российская экономика начала уверенным ростом, но к концу периода перешла к замедлению и стагнации. За это время валовой внутренний продукт РФ вырос в 1,8 раза на фоне роста мировой экономики в 1,7 раза. В 2001–2020 гг. выделяются три укорачивающихся периода с положительной динамикой (рис. 1), которые демонстрируют все более низкие среднегодовые темпы прироста ВВП: 6,6% в 2001–2008 гг., 3% в 2010–2014 гг. и 1,7% в 2016–2019 гг.¹ Такой рост потребовал увеличения среднегодовой численности занятых в экономике почти на 10% за 20 лет. Погодовые изменения численности занятых в целом следовали динамике ВВП, но уже с 2016 г. ушли в отрицательную область, что стало серьезным ограничением экономического роста. Другим ограничением стало снижение производительности труда, среднегодовой индекс которой уменьшился с 4,7% в 2003–2010 гг. до 1,7% в 2011–2019 гг.²

В динамике агрегированных показателей национальной экономики скрыты опережающий рост отраслей рыночных услуг, строительства и транспорта в сочетании с отставанием промышленных видов деятельности и нерыночных услуг, а также опережающий рост экономики западной части страны в сравнении с экономикой ее восточной части. В течение 2003–2019 гг. около 4% валовой добавленной

¹ URL: [https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/vkFOBqDq/BBП_годы_\(с_1995_г.\)_xls](https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/vkFOBqDq/BBП_годы_(с_1995_г.)_xls) .

² URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/40552>; <https://www.fedstat.ru/indicator/59141> .

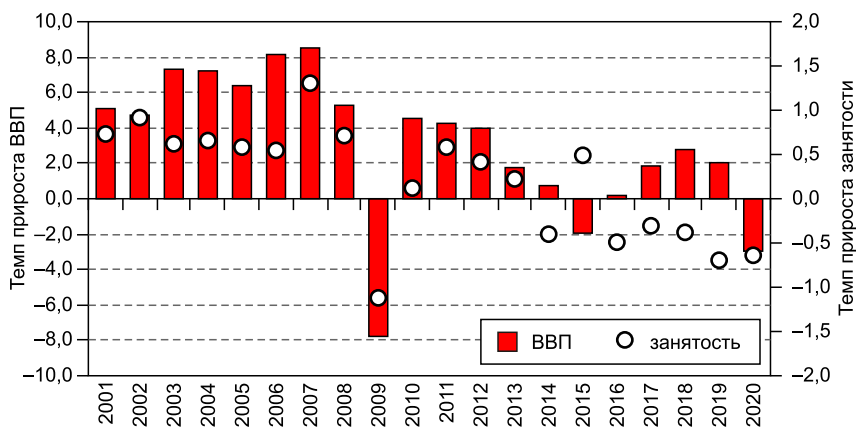


Рис. 1. Темпы прироста ВВП и среднегодовой численности занятых в экономике Российской Федерации в 2001–2020 гг., %

стоимости и 6% занятых переместились между регионами, так что в итоге вырос удельный вес Центрального, Северо-Западного, Южного и Северо-Кавказского федеральных округов. Перераспределение между отраслями затронуло 16% объемов ВДС, переместившихся в добывающие производства, строительство, финансы, рыночные услуги и госуправление, и 12% занятых, которые покинули рабочие места в сельском хозяйстве, добывающих и обрабатывающих производствах, в образовании и здравоохранении (табл. 1, 2).

В среднегодовом исчислении отраслевая реструктуризация национальной экономики затрагивала менее 1% объемов ВДС и занятости, а пространственная – менее 0,5%. На уровне региональной экономики происходившие изменения могли оказывать значительное влияние на развитие региона, переводя его в статус лидера или аутсайдера. Отсюда возникает задача комплексного объяснения источников роста или стагнации экономики региона, которые могут частично зависеть от макроэкономических факторов, или от сложившейся на территории композиции отраслей, или от возможности достичь среднеотраслевого уровня производительности в местных условиях, или от шанса выиграть либо проиграть в межрегиональных взаимодействиях.

Таблица 1

Среднегодовые темпы роста валовой добавленной стоимости и среднегодовой численности занятых по видам деятельности в 2003–2019 гг., %

Вид деятельности	ВДС	Занятость
Всего	3,1	0,5
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство; рыболовство, рыбоводство	1,7	–3,2
Добыча полезных ископаемых	2,6	–0,1
Обрабатывающие производства	3,1	–1,1
Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	0,5	1,2
Строительство	3,3	2,2
Оптовая и розничная торговля; ремонт автотрансп. средств и проч.	3,7	1,8
Гостиницы и рестораны	2,9	2,9
Транспорт и связь	3,3	1,7
Финансовая деятельность	11,0	3,9
Операции с недвижимостью, аренда и предоставление услуг	3,8	1,9
Гос. управление и обеспечение военной безопасности; соц. страхование	1,4	0,9
Образование	0,0	–0,7
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	0,6	0,0
Предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг	1,8	1,0

Источники: расчеты автора; данные ФСГС (URL: https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/cbAGFbtY/pril-year_2020.xls).

Перечисленные факторы формируют различия в региональных моделях роста, для идентификации которых в этой статье будет применен метод структурной декомпозиции темпов роста, также называемый «сдвиг-доля», который позволяет объяснить отклонение

Таблица 2

Среднегодовые темпы роста валовой добавленной стоимости и среднегодовой численности занятых по федеральным округам в 2003–2019 гг., %

Федеральный округ	ВДС	Занятость
Центральный	3,5	1,1
Северо-Западный	3,6	0,3
Южный	3,9	1,3
Северо-Кавказский	4,9	2,4
Приволжский	3,3	-0,5
Уральский	3,2	0,4
Сибирский	3,3	-0,1
Дальневосточный	3,1	-0,3

Источники: расчеты автора; данные ФСГС (URL: https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/cbAGFbtY/pril-year_2020.xls).

(«сдвиг») регионального темпа роста от ожидаемого в предположении об идентичной отраслевой структуре во всех регионах, т.е. отклонение от национального темпа роста. Этот сдвиг будет разложен на отраслевой (композиционный) и региональный (конкурентный) компоненты в соответствии с классической постановкой метода [6]. Далее на основе пространственного подхода [9; 10] будет оценено влияние соседних регионов на величину регионального сдвига. В качестве показателей экономической активности используются валовая добавленная стоимость и среднегодовая численность занятых в экономике в разрезе субъектов РФ.

КЛАССИЧЕСКАЯ И ПРОСТРАНСТВЕННАЯ ПОСТАНОВКИ МЕТОДА «СДВИГ-ДОЛЯ»

Метод структурной декомпозиции темпов роста экономики региона появился из необходимости объяснить, почему экономическая динамика региона не совпадает с национальной. Последнее вероятно, если регионы не различаются между собой с точки зрения отраслевой

структуры экономики, структуры внутреннего и внешнего спроса, достаточности природных ресурсов и их структуры, производственного капитала и трудовых навыков. Для эффективного производства требуется достижение эффекта масштаба, что делает экономику региона высокоспециализированной и ориентированной на внешний спрос, а следовательно, подверженной колебаниям конъюнктуры. Внутренний спрос также дифференцирован по регионам в зависимости от демографии и доходов граждан. Для того чтобы фирма достигла эффекта масштаба, в ее локации должны быть благоприятные условия: достаточные по объему и качеству природные ресурсы и производственные факторы, транспортная доступность, подходящие природно-климатические условия. Отсюда направления специализации регионов различаются. Таким образом, локализация видов деятельности на территории и региональная специфика оказываются важными факторами, определяющими экономическую динамику региона наравне с макроэкономическими, социальными и политическими факторами. Поэтому важно различать вклады этих факторов в региональную динамику и проводить межрегиональные сравнения структурных изменений.

Эти задачи традиционно решаются с помощью метода «сдвиг-доля» (далее – СД). Его развитие и усложнение в течение десятилетий после первых постановок [13] происходили в ответ на критику математических постановок и сомнения в теоретической обоснованности, что не раз описано в обзорах метода [7; 8]. Но и по сей день метод СД остается рабочим инструментом регионального анализа в силу своей простоты и нетребовательности к данным, несмотря на изобилие изощренных статистических инструментов. В российской литературе этот метод нередко применяют для анализа одного региона, но комплексный анализ многорегиональной экономики на основе метода СД развивается в значительной степени в работах Н.Н. Михеевой [1; 2].

Анализ структурных сдвигов основан на следующем тождестве:

$$g_r^t \quad g^t \quad m_r^t \quad c_r^t, \quad (1)$$

исходя из которого действительный сдвиг ($g_r^t \quad g^t$) темпа прироста показателя g_r^t региона r за период $(t-1, t)$ относительно национального

показателя g^t может быть разложен на отраслевой (композиционный) сдвиг m_r^t и региональный (конкурентный) сдвиг c_r^t :

$$m_r^t = \sum_i s_{ir}^{t-1} (g_i^t - g^t); \quad (2)$$

$$c_r^t = \sum_i s_{ir}^{t-1} (g_{ir}^t - g_i^t). \quad (3)$$

Здесь s_{ir}^{t-1} – доля отрасли i в показателе региона на начало периода; g_i^t – темп прироста показателя отрасли i в национальном масштабе; g_{ir}^t – темп прироста показателя отрасли i в регионе.

Отраслевой сдвиг определяется тем, какую долю в структуре экономики региона занимают отрасли, которые в национальном масштабе растут темпами выше или ниже темпов роста экономики в целом, что зависит от внешнего спроса на их продукцию. Региональный сдвиг показывает, присутствуют ли в регионе отрасли, растущие вопреки национально-отраслевому тренду, что принято связывать с местной конкурентоспособностью, включающей наличие увеличивающегося внутреннего спроса, специфических ресурсов и навыков. Положительный знак m_r^t говорит о том, что в регионе представлены отрасли – национальные лидеры, а положительный знак c_r^t – что в данном регионе некоторые отрасли успешнее, чем эти же отрасли в среднем по стране. Величина сдвига зависит от доли названных отраслей в экономике региона и от различий в динамике национальной экономики, национальной отрасли и региональной отрасли.

Поскольку сдвиги взвешиваются по отраслевой структуре на начало периода, то в результатах статического анализа (за период) могут возникнуть искажения, особенно при использовании стоимостных показателей в сопоставимых ценах. Для решения проблемы смещения весов используется динамическая постановка: разложение годовых темпов прироста и на этой основе вычисление темпа роста и его компонентов за весь период. Динамический анализ необходим, если рассматривается продолжительный период, в случае резких изменений отраслевой структуры региона или при наличии больших различий между национальным и региональным темпами роста [3]. Кроме того, метод СД является детерминистическим и не позволяет судить о статистической значимости полученных взаимосвязей. Решение этой

проблемы нашлось в регрессионных аналогах анализа СД [12] и их модификациях [4].

Классическая постановка метода СД неявно предполагает отсутствие взаимодействий между регионами. Между тем региональный сдвиг не может быть пространственно независимым, поэтому авторы работы [10] предложили осуществить пространственную декомпозицию регионального темпа роста, с тем чтобы учесть влияние отраслевой структуры и динамики развития соседних регионов на рассматриваемый регион. В качестве базы сравнения используется условный регион, экономический рост которого измеряется темпом прироста суммы пространственно взвешенных показателей соседей:

$$g_{ir}^{*t} = \frac{\sum_{k=1}^R W_{rk} E_{ik}^t}{\sum_{k=1}^R W_{rk} E_{ik}^{t-1}}, \quad (4)$$

где W_{rk} – элемент квадратной матрицы пространственных весов, отражающей взаимодействие регионов r и k ($k = 1, R$); E_{ik}^t – показатель отрасли i в регионе k в момент времени t .

Тогда, следуя процедуре, описанной в [9], региональный (конкурентный) сдвиг можно разложить на компоненты, обусловленные потенциальным эффектом межрегионального перелива и эффектом локальной конкурентоспособности:

$$c_r^t = ps_r^t - lc_r^t, \quad (5)$$

где

$$ps_r^t = \sum_i s_{ir}^{t-1} (g_{ir}^{*t} - g_i^t), \quad (6)$$

$$lc_r^t = \sum_i s_{ir}^{t-1} (g_{ir}^t - g_{ir}^{*t}). \quad (7)$$

Потенциальный эффект пространственного перелива ps_r^t – это темп прироста экономики региона, достижимый в случае, если бы ее структура и динамика повторяли одноименные характеристики соседних регионов, т.е. потенциал перелива роста был бы реализован. Последнее возможно, если между показателями регионов есть про-

странственная автокорреляция. Положительный знак ps_r^t указывает на то, что в экономике регионов-соседей присутствуют отрасли – национальные лидеры, а размер эффекта зависит от доли, которую эти отрасли составляют в отраслевой структуре регионов-соседей. Эффект локальной конкурентоспособности lc_r^t показывает, насколько отрасли рассматриваемого региона растут быстрее или медленнее, чем одноименные в окружающих регионах. Положительный знак lc_r^t свидетельствует о выигрыше региона в конкуренции с окружением, а размер зависит от доли конкурентных отраслей в структуре экономики региона. Эффект lc_r^t , так же как и региональный эффект c_r^t , измеряет собственную конкурентоспособность региона, но не относительно страны, а относительно ближайшего окружения.

В зависимости от сочетания знаков и от размеров рассчитанных сдвигов могут быть выстроены различные типологии регионов, аналогичные впервые предложенной в работе [5]. Такие типологии позволяют идентифицировать модели экономического роста региона, которые могут определяться либо «удачной» отраслевой структурой, либо местными конкурентными преимуществами, либо позитивным влиянием взаимодействий с соседними регионами, либо этими же факторами со знаком «минус».

ДАННЫЕ

В качестве индикатора экономической активности в регионе в анализе СД традиционно используется численность занятых. Стоимостные показатели производства, такие как выпуск или добавленная стоимость, требуют приведения в сопоставимые цены. Однако усиливающиеся ограничения по труду проявляются в том, что во многих регионах численность занятых начала уменьшаться задолго до установления негативного тренда в общенациональном масштабе. Формально выводы, получаемые из анализа СД, не зависят от того, растет ли или сокращается национальная экономика. В последнем случае они покажут, что успешные регионы теряли работников медленнее, чем аутсайдеры, причем объяснением служат те же структурные или конкурентные эффекты. В такой ситуации необходимо иметь аль-

тернативные оценки, основанные на стоимостных показателях. Не случайно в российской литературе используется преимущественно показатель валовой добавленной стоимости по регионам (лишь три года в этом веке были отмечены абсолютным сокращением ВВП). В данной статье названные два показателя используются в равной мере. Искажения весов удастся избежать за счет выбора динамической постановки метода СД. Соответственно, базовый год для пересчета показателей ВРП смещается с годовым шагом.

База данных охватывает период с 2004 по 2019 г. За это время в классификации видов деятельности произошел переход от ОКВЭД-2007 к ОКВЭД2. Поэтому данные за 2016–2019 гг. были приведены к 14-отраслевой номенклатуре, которая с некоторой погрешностью сопоставима с ОКВЭД-2007 (см. табл. 1). Выбор уровня детализации учитывает известное свойство метода СД, заключающееся в том, что увеличение дробности отраслевой номенклатуры ведет к снижению регионального (конкурентного) эффекта, так как на детализированном уровне любая фирма, находящаяся в регионе, может оказаться уникальной и отождествляться с национальной отраслью [8]. Действительно, если темпы роста g_{ir} , g_i , то $c_r^t > 0$ (см. уравнение (3)). Аналогично при укрупнении номенклатуры исчезает отраслевой (композиционный) эффект: если $g_i > g$, то $m_r^t > 0$. Кроме того, на уровне, например, 30-отраслевой номенклатуры некоторые отрасли в малых субъектах РФ отсутствуют. Территориальный разрез представлен 83 субъектами РФ (без Республики Крым и г. Севастополя в 2015–2019 гг.), поскольку метод СД основан на тождестве.

РЕЗУЛЬТАТЫ КЛАССИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

Динамический анализ структурных сдвигов обнаружил, что величина действительных сдвигов определялась в основном размером региональной (конкурентной) составляющей. В течение периода 2004–2019 гг. объем ВДС рос со среднегодовым темпом 2,9%, а занятость сокращалась в среднем на 0,02% ежегодно. При этом действительный сдвиг (т.е. разница между региональным и национальным темпами роста), измеренный по ВДС, составлял по регионам от –2,4

до 3,3%, а измеренный по занятости – от –1,8 до 2,8%. Очевидно, что в последнем случае национальный эффект не вносил значимого вклада в региональные темпы роста.

На рисунке 2 видно, что региональный сдвиг в производстве ВДС лежит в интервале $[-2,4\%; 3,5\%]$, а отраслевой – в гораздо более узком интервале $[-0,7\%; 0,5\%]$. Для показателя занятости соотношение между размерами названных сдвигов весьма близкое: $[-1,5\%; 2,9\%]$ и $[-0,5\%; 0,6\%]$ соответственно. Диаграмма дает первичную классификацию регионов по типам роста: это регионы с положительным

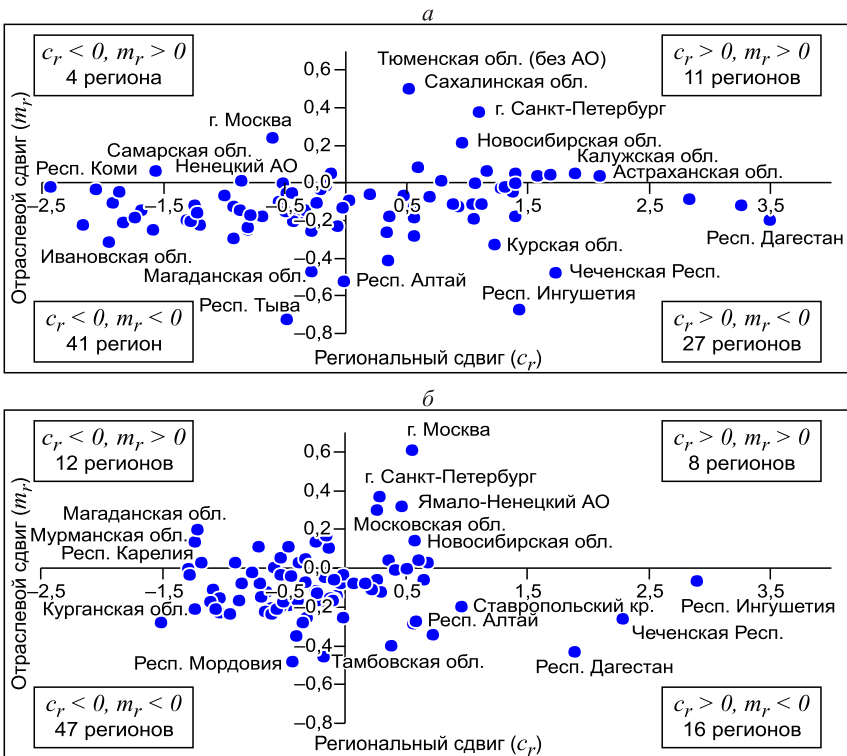


Рис. 2. Структурные сдвиги по валовой добавленной стоимости (а) и по среднегодовой численности занятых (б) в субъектах РФ в среднегодовом выражении за период 2004–2019 гг., %

действительным сдвигом (g_r^t g^t), т.е. те, в которых темпы роста опережают национальный (III квадрант), регионы с отрицательными значениями названного сдвига (I квадрант) и регионы, знак сдвига в которых зависит от соотношения между региональным и отраслевым эффектами (II и IV квадранты). Соотношения между численностью групп на диаграммах 2а и 2б не слишком различаются, несмотря на то что национальные темпы роста ВДС и занятости имели противоположные знаки.

Для уточнения моделей экономического роста регионов построим упрощенную классификацию в зависимости от преобладающих сдвигов на основе классификации, предложенной в [5]. В категорию А попадают относительно успешные регионы, экономика которых растет темпом выше средненационального (независимо от его знака). Рост регионов типа A^{++} поддержан и востребованным набором отраслей, и благоприятными местными условиями. К типам A^{+-} и A^{-+} относятся регионы, в которых рост достигался благодаря тому, что эффект удачной отраслевой структуры перевешивал отрицательное воздействие недостаточной конкурентоспособности региона либо, наоборот, специфические местные преимущества гасили вклад «неудачной» отраслевой структуры. Категорию В образуют регионы, экономический рост которых отставал от национального. В регионах типа B^{+-} эта позиция была обусловлена преобладанием негативного вклада регионального сдвига над положительным вкладом отраслевого фактора, а в регионах типа B^{-+} определяющим был отрицательный отраслевой эффект. И наконец, к типу B^{--} отнесены регионы, отставание темпа роста которых от национального определяется негативными вкладами обоих эффектов.

Таблица 3 демонстрирует явное преобладание регионального (конкурентного) эффекта в обеих категориях. Группы, динамика которых определялась отраслевым эффектом, устойчиво малочисленные, их доля в общем количестве регионов составляет в среднем 15%. Расчет эффектов в годовом исчислении обнаруживает тенденции к увеличению количества регионов с преобладанием регионального эффекта в категории А и к сокращению количества регионов с преобладанием отраслевого эффекта в категории В (на базе показателей

где g_{ir}^t – темп прироста показателя за период; q_{ir} – доля региональной отрасли в национальном показателе в среднем за период; β_i и β_r – коэффициенты регрессии, отражающие отраслевой и региональный эффекты; ϵ_{ir} – ошибка оценивания. Уравнения регрессии оказались значимыми ($p\text{-value} < 2,2e - 16$; $R_{adj}^2 = 0,886$ при использовании показателя занятости и $R_{adj}^2 = 0,642$ при использовании показателя ВДС). Корреляция оценок сдвигов с оценками, полученными классическим методом СД на базе показателей занятости и ВДС, была равна 71 и 61% соответственно.

Итак, в течение 2004–2019 гг. движители регионального экономического роста со стороны внешнего спроса, измеряемые отраслевым (композиционным) сдвигом, оказывали весьма слабое влияние на темпы роста регионов и их дифференциацию. Определяющий вклад внесли различия в производительности одной и той же отрасли в разных регионах, измеряемые региональным (конкурентным) сдвигом. В пользу этого вывода косвенно свидетельствует и декомпозиция роста отраслевой производительности труда в экономике РФ за период 2004–2019 гг., также выполненная средствами анализа СД.

Метод СД позволяет разложить прирост производительности труда на компоненты, определяемые вкладами уровней производительности в отраслях и сдвигами в распределении ресурсов (занятости или ВДС) между отраслями (которые различаются и темпами роста производства, и уровнями производительности). Эффекты сдвигов разделяются на статические (в результате перемещения ресурсов между отраслями с высокой и низкой на начало периода производительностью) и динамические, определяемые взаимным влиянием отраслевых темпов роста производительности труда и расширения или сжатия этих отраслей [11]. Разложение осуществляется по формуле (9), в которой первое слагаемое представляет внутриотраслевой эффект, второе – статический эффект сдвига и третье – динамический эффект сдвига:

$$p_i^t = p_i^{t-1} s_i^t + p_i^{t-1} \Delta s_i^t, \quad (9)$$

где p_i^t – прирост производительности труда за период $[t-1, t]$; p_i^{t-1} и p_i^t – производительность труда в отрасли i на начало и конец

периода соответственно; s_i^t и s_i^{t-1} – доли отрасли i в национальной экономике на начало и конец периода соответственно. Производительность труда измеряется объемами валовой добавленной стоимости на одного занятого в сопоставимых ценах.

Расчеты показали, что в период 2004–2019 гг. рост производительности труда в экономике РФ (измеряемый среднегодовым темпом 2,93%) был обусловлен ростом внутриотраслевой производительности (2,86%). Статический эффект сдвига вносил минимальный вклад (0,08%), а динамический был отрицательным и близким к нулю (–0,01%). Такой результат объясняется тем, что новые рабочие места создавались в отраслях с уровнем производительности ниже среднего: доля строительства, торговли, гостинично-ресторанного бизнеса и финансовой деятельности в национальной занятости выросла на 5,3%. В то же время произошло сокращение на 3,4% удельного веса добывающих и обрабатывающих производств, производства и распределения электроэнергии, газа и воды, производительность в которых оставалась выше национального показателя. Таким образом, масштабы отраслевой реструктуризации в национальной экономике были незначительными, а направления – не способствующими росту производства. Эта ситуация отражает ограниченные возможности регионов изменить композицию производств на своей территории в ответ на изменения внешнего спроса и получить положительный вклад отраслевого сдвига. Соответственно, региональная динамика определялась главным образом региональным сдвигом, т.е. вкладом местной конкурентоспособности, которая могла опираться на местный спрос, на местные ресурсы или их эффективное использование, на качество регионального менеджмента или наличие федеральной политики по отношению к региону.

РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОСТРАНСТВЕННОГО АНАЛИЗА

В классическом анализе СД не учитывается взаимное расположение регионов, соответственно, взаимное влияние регионов полагается повсеместно одинаковым и не оказывающим воздействия на размер регионального (конкурентного) сдвига. Между тем геогра-

фические и экономические (измеряемые различиями масштаба и уровня развития экономик) расстояния между регионами могут усиливать или ослаблять возможности межрегиональных взаимодействий. Поэтому в пространственной версии метода СД при расчете регионального эффекта больший вес придается более близким регионам по отношению к рассматриваемому. Близость регионов учитывается с помощью матрицы пространственных весов W_{rk} . В данной работе элементы пространственной матрицы определены в духе гравитационной модели: они прямо пропорциональны произведению численности населения регионов (мера экономического потенциала) и обратно пропорциональны удаленности регионов друг от друга.

Идея о неслучайности распределения структурных сдвигов в пространстве требует проверки пространственной автокорреляции рассчитанных отраслевых (m_r^t) и региональных (c_r^t) сдвигов. Индекс Морана, оцененный на выборке отраслевых сдвигов, оказался положительным и статистически значимым ($I = 0,116$, p-value = $2,2e - 16$ для ВДС; $I = 0,133$, p-value = $2,2e - 16$ для занятости), что подтверждает гипотезу о пространственной автокорреляции. Но для региональных сдвигов данная гипотеза не подтвердилась: индекс Морана был статистически значимо близок к нулю ($I = 0,014$, p-value = $0,003$ для ВДС; $I = 0,031$, p-value = $2,28e - 06$ для занятости).

Наличие корреляции между отраслевыми сдвигами можно объяснить тем, что факторы внешнего спроса, влияющие на изменение отраслевой структуры в регионах, действуют в общенациональном масштабе. Но следует ли из отсутствия пространственной автокорреляции между региональными сдвигами отсутствие межрегиональных взаимодействий? Прояснить этот вопрос поможет выделение двух типов сдвигов, формирующих региональный сдвиг c_r^t : сдвига в результате пространственного перелива роста ps_r^t и локального конкурентного сдвига lc_r^t , описанных в формулах (5)–(7).

Результаты расчетов динамических пространственных сдвигов за период 2004–2019 гг. отражены на диаграммах 3а и 3б. На них представлено полное разложение среднегодовых региональных темпов роста, соответствующее тождеству $g_r^t = g^t m_r^t (ps_r^t lc_r^t)$. Регионы упорядочены слева направо по убыванию региональных темпов роста.

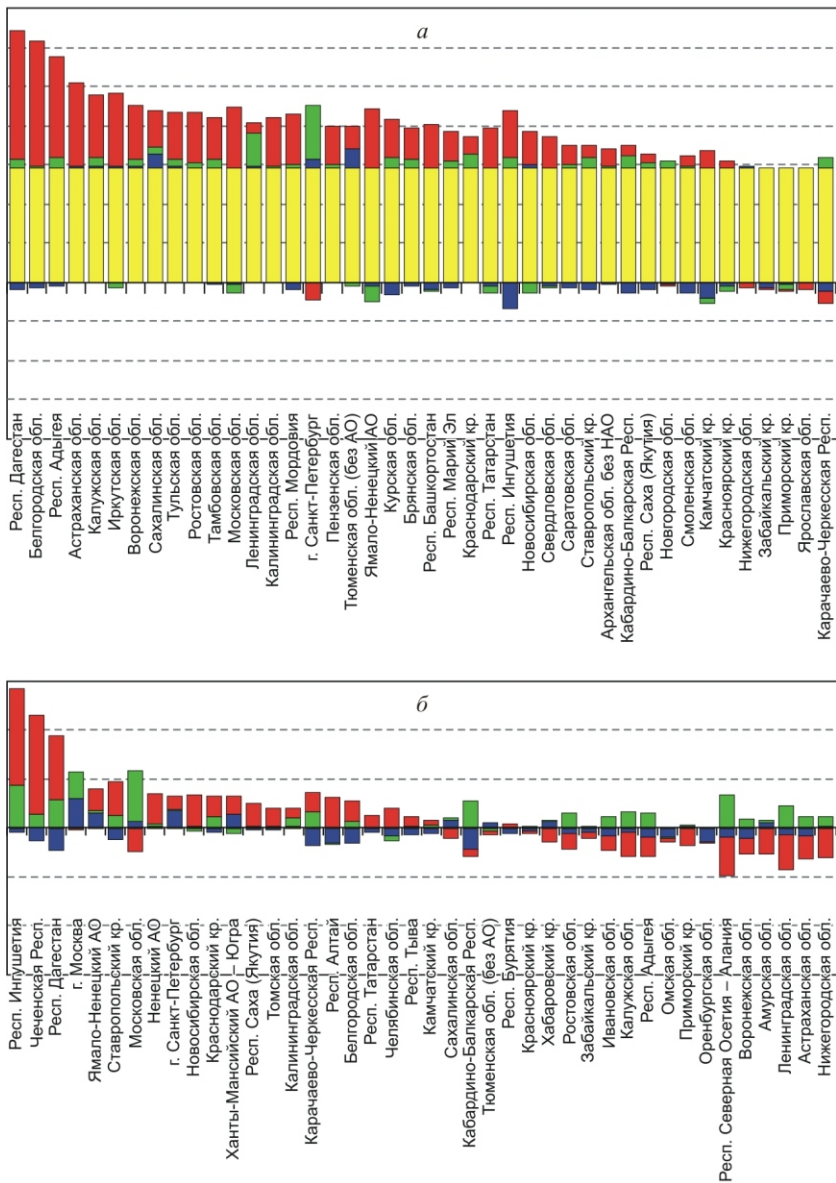
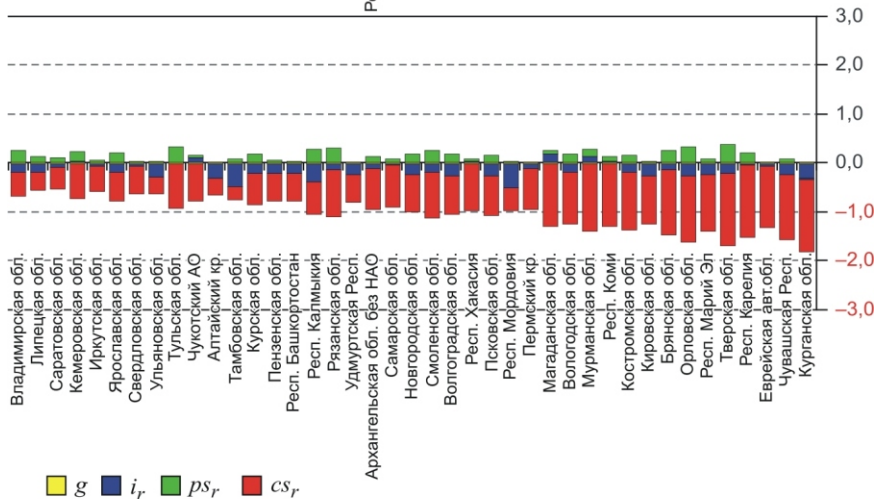
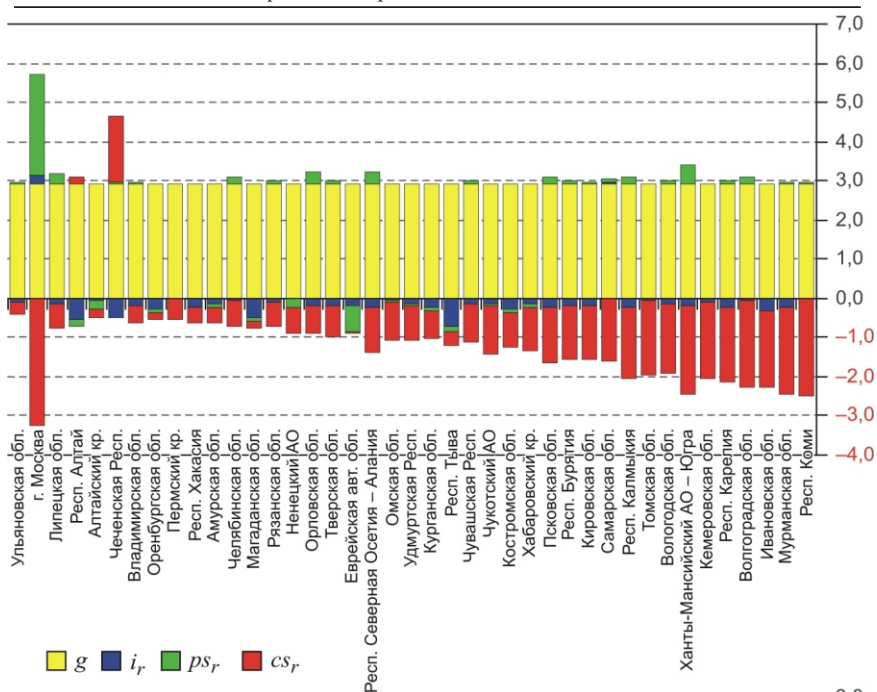


Рис. 3. Структурные сдвиги по валовой добавленной стоимости (а) выражении за период

Пространственный анализ динамики структурных сдвигов в экономике
 российских регионов в 2004–2019 гг.



и по среднегодовой численности занятых (b) в субъектах РФ в среднегодовом 2004–2019 гг., %

Наглядное различие вкладов национального эффекта (+2,9% ВДС и -0,02% занятых) не влияет на основной результат – преобладание эффекта локальной конкурентоспособности lc_r^t , независимо от знака действительного сдвига. Это означает, что если экономика региона росла быстрее, чем в среднем, то в основном потому, что в ее отраслевой структуре была достаточно высока доля отраслей, обгонявших по темпам одноименные отрасли условного региона, представлявшего собой пространственное окружение. Если же рост экономики региона происходил медленнее, чем рост национальной экономики, то это было результатом того, что регион проигрывал в локальной конкуренции с регионами-соседями, которые специализировались на производствах, развивавшихся более динамично, чем соответствующие отрасли рассматриваемого региона. Таким образом, уровень конкурентоспособности региона относительно его окружения в основном определяли и положительные, и отрицательные региональные эффекты.

Отраслевой сдвиг m_r^t и сдвиг потенциального пространственного перелива роста ps_r^t безусловно вносили свой вклад в межрегиональную дифференциацию темпов роста, но диаграммы 3а и 3б очевидным образом показывают, что размер этих вкладов в большинстве регионов был менее значительным. В случае если регион оказывался в списке лидеров благодаря эффекту ps_r^t , это подразумевало благоприятное воздействие окружающих регионов на его экономику, так как эти регионы специализируются на производствах, рост которых обгоняет средненациональный. Отрицательный знак эффекта потенциального перелива роста указывает на то, что соседние экономики отличаются высокой долей отстающих на национальном уровне отраслей. На рисунке 3 можно заметить, что эффекты потенциального перелива чаще вносили положительный вклад в темп экономического роста региона, даже если он был отрицательным.

Идентифицировать источники региональной конкурентоспособности поможет вторая классификация в зависимости от сочетания эффектов (табл. 4). Категория I объединяет регионы с положительным знаком регионального сдвига, что, как показано выше, как правило, означает и положительный знак действительного сдвига, т.е. рост

Таблица 4

**Компоненты регионального (конкурентного) сдвига в регионах РФ в период
 2004–2019 гг.**

Тип регио-нов	Региональ-ный сдвиг	Знаки компонентов		Преобладаю-щий эффект	Число регионов					
					ВДС		Занятость			
					*	**	*	**		
I^{++}	$c_r^t > 0$	$ps_r^t > 0$	$lc_r^t > 0$	ps_r^t lc_r^t	2	3	0	3		
				ps_r^t lc_r^t	23	15	16	13		
I^{+-}	$c_r^t > 0$	$ps_r^t > 0$	$lc_r^t > 0$	$ ps_r^t $ $ lc_r^t $	2	4	3	6		
I^{-+}				$ps_r^t > 0$	$lc_r^t > 0$	$ ps_r^t $ $ lc_r^t $	11	19	5	11
II^{+-}						$c_r^t > 0$	$ps_r^t > 0$	$lc_r^t > 0$	$ ps_r^t $ $ lc_r^t $	27
II^{-+}	$ps_r^t > 0$	$lc_r^t > 0$	$ ps_r^t $ $ lc_r^t $	1	4				0	2
II^{--}			$ps_r^t > 0$	$lc_r^t > 0$	$ ps_r^t $ $ lc_r^t $				14	12
	$ ps_r^t $ $ lc_r^t $	3			2	0	2			

Примечание: * – на базе среднегодового темпа роста за период, ** – среднее на базе годовых расчетов.

темпами выше среднего. Регионы типа I^{++} имеют конкурентные преимущества и находятся в окружении успешных регионов. Достижения регионов типа I^{+-} являются результатом положительного воздействия специализации соседей на фоне низких конкурентных преимуществ данного региона. Регионы типа I^{-+} лишены благотворного окружения и выигрывают в конкуренции с соседями. К категории II относятся регионы с отрицательным знаком регионального сдвига. В регионах типа II^{+-} этот показатель определяется проигрышами в межрегиональной конкуренции, которая гасит существующий по-

тенциал взаимодействий с соседями, а в регионах типа Π^{-+} – тем, что низкий потенциал межрегиональных взаимодействий из-за «неудачного» окружения погашает наличие конкурентных преимуществ у региона. В регионах типа Π^{-} отрицательный региональный эффект формируется вкладами обоих факторов.

Из данных табл. 4 следует, что уровень собственной конкурентоспособности региона c_r^t определялся его преимуществами в эффективности производства относительно локального окружения, тогда как потенциал межрегиональных взаимодействий, который существовал в 70% регионов, вносил преобладающий положительный вклад в показатели трех регионов в среднем. Реализация названного потенциала должна сопровождаться пространственной автокорреляцией, которая в нашем случае для регионального эффекта не была подтверждена. С другой стороны, процессы конкуренции обусловили положительный региональный сдвиг в среднем в 34 регионах и отрицательный – в 39 регионах при измерении по ВДС, а при измерении по занятости на фоне отрицательного национального тренда – в 23 и 53 регионах соответственно. Таким образом, высокая собственная конкурентоспособность региона, измеряемая положительным региональным сдвигом, в гораздо большей степени формируется его успехами в локальной конкуренции на основе сравнительных преимуществ, чем взаимодействиями с более успешными соседними регионами, т.е. участием в агломерационных процессах. Равным образом и низкая конкурентоспособность чаще определяется проигрышем в межрегиональной конкуренции, чем тормозящим влиянием отсталого окружения.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Динамический анализ структурных сдвигов, происходивших в экономике России в период 2004–2019 гг., показал, что определяющий вклад в дифференциацию регионов по темпам роста вносил эффект собственной конкурентоспособности, измеряемый региональ-

ным (конкурентным) сдвигом. Этот эффект возникает из различий в производительности одной и той же отрасли в разных регионах в зависимости от наличия растущего внутреннего спроса, специфических ресурсов и навыков, благоприятных местных условий или осуществления специальной федеральной политики в регионе. Незначительным было влияние отраслевых (композиционных) сдвигов, измеряющих те факторы регионального роста, которые запускаются внешним спросом и формируют «удачную» отраслевую структуру экономики региона. Эти результаты поддерживают ранее полученные в работе [1].

Пространственная декомпозиция региональных темпов экономического роста позволила отделить вклад собственной конкурентоспособности от вклада конкурентоспособности локального окружения региона. Преобладающим оказалось влияние первого фактора, т.е. региональный (конкурентный) сдвиг в большинстве регионов, независимо от его знака, формировался за счет локально конкурентного эффекта, а не за счет реализации потенциала пространственного перелива роста.

Метод структурного анализа СД прошел долгий путь развития от классических детерминистических до стохастических и пространственных постановок и постоянно модифицируется. Но требуется достигать компромисса между уточнением типов структурных сдвигов и возможностью их интерпретации. Динамический подход к анализу СД дает возможность получать временные ряды сдвигов, которые позволяют идентифицировать преобладающие модели регионального роста и оценивать тенденции к смене типов моделей.

*Статья подготовлена по плану НИР ИЭОПП СО РАН,
проект «Инструменты, технологии и результаты анализа,
моделирования и прогнозирования пространственного развития
социально-экономической системы России и ее отдельных территорий»
№ 121040100262-7*

Список источников

1. Мухеева Н.Н. Структурные факторы региональной динамики: измерение и оценка // *Пространственная экономика*. – 2013. – № 1. – С. 11–32. DOI: 10.14530/se.2013.1.011-032.
2. Мухеева Н.Н. Устойчивость российских регионов к экономическим шокам // *Проблемы прогнозирования*. – 2021. – № 1. – С. 106–118. DOI: 10.47711/0868-6351-184-106-118.
3. Barff R.A., Knight III P.L. Dynamic shift-share analysis // *Growth and Change*. – 1988. – Vol. 19 (2). – P. 1–10. DOI: 10.1111/j.1468-2257.1988.tb00465.x.
4. Blien U., Eigenhuller L., Promberger M., Schanne N. The shift-share regression: An application to regional employment development in Bavaria // *Applied Regional Growth and Innovation Models. Advances in Spatial Science (The Regional Science Series)* / Ed. by K. Kourtit, P. Nijkamp, R. Stimson. – Berlin, Heidelberg: Springer, 2014. – P. 109–137. DOI: 10.1007/978-3-642-37819-5_6.
5. Boudeville J.R. *Problems of Regional Economic Planning*. – Edinburgh, U.K.: Edinburgh University Press, 1966. – 192 p.
6. Dunn E.S. A statistical and analytical technique for regional analysis // *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*. – 1960. – Vol. 6 (1). – P. 97–112. DOI: 10.1111/j.1435-5597.1960.tb01705.x.
7. Lahr M.L., Ferreira J.P. A reconnaissance through the history of shift-share analysis // *Handbook of Regional Science* / Ed. by M. Fischer, P. Nijkamp. – Berlin: Springer, 2020. DOI: 10.7282/t3-ogs3-nw29.
8. Loveridge S., Seltings A.C. A review and comparison of shift-share identities // *International Regional Science Review*. – 1998. – Vol. 21 (1). – P. 37–58. DOI: 10.1177/016001769802100102.
9. Matlaba V., Holmes M., McCann P., Poot J. Classic and spatial shift-share analysis of state-level employment change in Brazil // *Applied Regional Growth and Innovation Models. Advances in Spatial Science (The Regional Science Series)* / Ed. by K. Kourtit, P. Nijkamp, R. Stimson. – Berlin, Heidelberg: Springer, 2014. – P. 139–172. DOI: 10.1007/978-3-642-37819-5_7.
10. Nazara S., Hewings G. Spatial structure and taxonomy decomposition in shift-share // *Growth Change*. – 2004. – Vol. 35 (4). – P. 476–490. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2004.00258.x.
11. *OECD Compendium of Productivity Indicators 2018*. – Paris: OECD Publishing, 2018. – 140 p. DOI: 10.1787/pdtvy-2018-en.
12. Patterson M.G. A note on the formulation of a full-analogue regression model of the shift-share method // *Journal of Regional Science*. – 1991. – Vol. 2. – P. 211–216. DOI: 10.1111/j.1467-9787.1991.tb00143.x.
13. Perloff H., Dunn E., Lampard R., Muth R. *Regions, Resources, and Economic Growth*. – Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1960. – 716 p.

Информация об авторе

Мельникова Лариса Викторовна (Россия, Новосибирск) – кандидат экономических наук, доцент, ведущий научный сотрудник Института экономики и организации промышленного производства СО РАН (630090, Новосибирск, просп. Акад. Лаврентьева, 17); доцент Новосибирского национального исследовательского государственного университета (630090, Новосибирск, ул. Пирогова, 1). E-mail: melnikova@ieie.nsc.ru.

DOI: 10.15372/REG20210303

Region: Economics & Sociology, 2021, No. 3 (111), p. 54–79

L.V. Melnikova

SPATIAL ANALYSIS OF STRUCTURAL SHIFTS DYNAMICS IN ECONOMIES OF RUSSIAN REGIONS FROM 2004 TO 2019

The article is devoted to studying differences in regional economic growth models identified with the shift-share technique to decompose growth structurally, which allows explaining a regional growth rate deviation (“shift”) from the expected values under the assumption that all regions have identical sectoral structures. As required by the original formulation of this analysis method, such a shift is decomposed into sectoral (compositional) and regional (competitive) components. We divide the regional shift into components defined by the effects of potential spatial spillover and local competitiveness through a spatial approach. The economic activity indicators are gross value added and average annual employment in the fourteen-sector nomenclature across the constituent entities of the Russian Federation. We carry out the analysis in a dynamic setting over the period between 2004 and 2019.

According to its results, the decisive contribution to regional differentiation in growth rates has been an inherent competitive effect, measured by a regional shift and arising from the same industry performing dissimilarly in several regions. The spatial decomposition of regional growth rates has separated

the contribution of the region's inherent competitiveness from that of its local environment. The first factor dominates, meaning that the regional (competitive) shift in most regions, regardless of its sign, has resulted from a local competitive effect rather than the spatial spillover of economic growth.

Keywords: structural shifts; shift-share analysis; gross value added; employment; local competitiveness; interregional interactions

For citation: *Melnikova, L.V. (2021). Prostranstvennyy analiz dinamiki strukturnykh sdvigo v ekonomike rossiyskikh regionov v 2004–2019 gg. [Spatial analysis of structural shifts dynamics in economies of Russian regions from 2004 to 2019]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology], 3 (111), 54–79. DOI: 10.15372/REG20210303.*

The research was carried out with the plan of research work of IEIE SB RAS, project “Tools, technologies and results of analysis, modeling and forecasting of spatial development of Russia’s socio-economic system and its particular territories” No. 121040100262-7

References

1. *Mikheeva, N.N. (2013). Strukturnye faktory regionalnoy dinamiki: izmerenie i otsenka [Structural factors of regional dynamics: measuring and assessment]. Prostranstvennaya ekonomika [Spatial Economics], 1, 11–32. DOI: 10.14530/se.2013.1.011-032.*
2. *Mikheeva, N.N. (2021). Ustoychivost rossiyskikh regionov k ekonomicheskim shokam [Resilience of Russian regions to economic shocks]. Problemy prognozirovaniya [Studies on Russian Economic Development], 1, 106–118. DOI: 10.47711/0868-6351-184-106-118.*
3. *Barff, R.A. & P.L. Knight III. (1988). Dynamic shift-share analysis. Growth and Change, 19 (2), 1–10. DOI: 10.1111/j.1468-2257.1988.tb00465.x.*
4. *Blien, U., L. Eigenhuller, M. Promberger & N. Schanne. (2014). The shift-share regression: An application to regional employment development in Bavaria. In: K. Kourtit, P. Nijkamp & R. Stimson (Eds.). Applied Regional Growth and Innovation Models. Advances in Spatial Science (The Regional Science Series). Berlin, Heidelberg, Springer, 109–137. DOI: 10.1007/978-3-642-37819-5_6.*
5. *Boudeville, J.R. (1966). Problems of Regional Economic Planning. Edinburgh, U.K., Edinburgh University Press, 192.*

6. *Dunn, E.S.* (1960). A statistical and analytical technique for regional analysis. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 6 (1), 97–112. DOI: 10.1111/j.1435-5597.1960.tb01705.x.
7. *Lahr, M.L. & J.P. Ferreira.* (2020). A reconnaissance through the history of shift-share analysis. In: M. Fischer, P. Nijkamp (Eds.). *Handbook of Regional Science*. Berlin, Springer. DOI: 10.7282/t3-0gs3-nw29.
8. *Loveridge, S. & A.C. Seltings.* (1998). A review and comparison of shift-share identities. *International Regional Science Review*, 21 (1), 37–58. DOI: 10.1177/016001769802100102.
9. *Matlaba, V., M. Holmes, P. McCann & J. Poot.* (2014). Classic and spatial shift-share analysis of state-level employment change in Brazil. In: K. Kourtit, P. Nijkamp, R. Stimson (Eds.). *Applied Regional Growth and Innovation Models. Advances in Spatial Science (The Regional Science Series)*. Berlin, Heidelberg, Springer, 139–172. DOI: 10.1007/978-3-642-37819-5_7.
10. *Nazara, S. & G. Hewings.* (2004). Spatial structure and taxonomy decomposition in shift-share. *Growth Change*, 35 (4), 476–490. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2004.00258.x.
11. *OECD Compendium of Productivity Indicators 2018*. Paris, OECD Publishing, 140. DOI: 10.1787/pdty-2018-en.
12. *Patterson, M.G.* (1991). A note on the formulation of a full-analogue regression model of the shift-share method. *Journal of Regional Science*, 2, 211–216. DOI: 10.1111/j.1467-9787.1991.tb00143.x.
13. *Perloff, H., E. Dunn, R. Lampard & R. Muth.* (1960). *Regions, Resources, and Economic Growth*. Baltimore, Johns Hopkins University Press, 716.

Information about the author

Melnikova, Larisa Viktorovna (Novosibirsk, Russia) – Candidate of Sciences (Economics), Associate Professor, Leading Researcher at the Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (17, Ac. Lavrentiev av., Novosibirsk, 630090, Russia); Associate Professor at Novosibirsk National Research State University (1, Pirogov st., Novosibirsk, 630090, Russia). E-mail: melnikova@ieie.nsc.ru.

*Поступила в редколлегию 02.07.2021.
После доработки 05.07.2021.
Принята к публикации 05.07.2021.*