

УДК 332.1+332.05+330.43

АНАЛИЗ РЕГИОНАЛЬНОЙ БЕЗРАБОТИЦЫ В РОССИИ И ГЕРМАНИИ: ПРОСТРАНСТВЕННО- ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ ПОДХОД

Е.В. Семерикова, О.А. Демидова

Семерикова Елена Вячеславовна — магистр экономики, аспирант, стажер-исследователь лаборатории теории рынков и пространственной экономики. Национальный исследовательский университет Высшая школа экономики, ул. Шаболовка, 26, Москва, Россия, 119049. E-mail: lena.sem7@mail.ru.

Демидова Ольга Анатольевна — кандидат физико-математических наук, доцент. Национальный исследовательский университет Высшая школа экономики, ул. Шаболовка, 26, Москва, Россия, 119049. E-mail: demidova@hse.ru.

В работе анализируется региональная безработица в России и Германии в 2005–2010 гг. и вопросы, связанные с поиском верной спецификации используемых для ее анализа пространственных эконометрических моделей. Анализ на основе реальных данных по 75 российским и 370 немецким регионам показал, что для Германии выбор взвешивающей матрицы оказывает более значимое влияние на оценки параметров, чем для России. Кроме того, был предложен алгоритм выбора между пространственными матрицами и продемонстрировано применение этого алгоритма на симулированных данных по России. Было выявлено, что 1) отклонение результатов от истинных при неверной спецификации возрастает по мере увеличения степени пространственной зависимости между регионами, 2) для России матрица обратных расстояний является более предпочтительной, чем граничная матрица.

Пространственное эконометрическое моделирование, взвешивающая матрица, региональная безработица, регионы, Россия, Германия.

DOI: 10.14530/se.2015.2.064-085

ВВЕДЕНИЕ

Моделирование безработицы на региональном уровне очень важно с точки зрения изучения эффективности мер экономической политики в сфере занятости. В связи с тем, что региональные рынки труда имеют условные границы, можно предположить, что шок на рынке труда одного региона может отражаться и на рынках труда других регионов, т. е. имеет место их простран-

© Семерикова Е.В., Демидова О.А., 2015

Исследование выполнено при финансовой поддержке Правительства Российской Федерации в рамках гранта № 11.G34.31.0059.

ственное взаимодействие. Для исследования подобных взаимодействий широко используются подходы, в которых безработица изучается при помощи пространственных эконометрических моделей, учитывающих взаимное влияние географических объектов друг на друга, что отличает их от линейных регрессионных моделей.

Важность учета пространственной структуры в моделях неоднократно обсуждалась в литературе. Например, если не включать пространственный лаг в оцениваемую модель, то оценки, полученные методом наименьших квадратов, будут смещенными и несостоятельными [10].

Пространственные аспекты региональной безработицы были исследованы во многих работах ([3; 11; 21 и др.]). Одним из первых исследователей, изучавших безработицу, учитывая взаимное расположение регионов в пространстве, был И. Мольхо, который оценил мужскую безработицу в 280 регионах Великобритании [24] и одним из первых выявил значимость пространственных эффектов. Пространственные взаимосвязи уровней безработицы регионов Европы с 1986 по 2000 г. были проанализированы в работе [26], и обнаружена тенденция к кластеризации регионов по уровню безработицы.

Использование пространственных эконометрических моделей предполагает решение проблемы спецификации, которая в целом не принципиально отличается от проблем спецификации в моделях классической регрессии. Однако в случае с пространственными данными эти проблемы проявляются намного ярче, и их сложнее решить [29]. Во-первых, в пространственных моделях необходимо вводить взвешивающую матрицу, отражающую пространственную зависимость между наблюдениями [2]. Во-вторых, пространственные эффекты довольно сложно отличить от общих шоков и трендов, пространственной кластеризации и ненаблюдаемой пространственной гетерогенности. В-третьих, некоторые аспекты спецификации пространственных моделей еще не стали широко известными среди прикладных исследователей. Как отмечают Т. Плюмпер и Е. Ноймайер в работе [29], чтобы избежать смещения в оценках коэффициентов, необходимо внимательно моделировать временную динамику, тренды, общие шоки и пространственную взвешивающую матрицу.

Несмотря на стремительное развитие методов пространственного эконометрического анализа, все еще остаются вопросы, касающиеся выбора взвешивающей матрицы. Вопрос чувствительности оценок к выбору взвешивающей матрицы остается одним из самых обсуждаемых вопросов в литературе по пространственной эконометрике, так как модели, в которых используется не соответствующая реальности пространственная структура, являются неверно специфицированными [14], что приводит к смещению в оценках коэффициентов и неверным выводам. Одними исследователями пространственные

эконометрические модели критикуются за свою чувствительность к спецификации матрицы [4], другие называют чувствительность оценок к выбору взвешивающей матрицы мифом пространственного моделирования [20]. Во многих случаях результаты оценки в какой-то мере чувствительны к выбору взвешивающей матрицы, и это дает исследователям некоторое преимущество в возможности получения предпочитаемых ими результатов [29]. К. Бэлл и Н. Бокстаел в своем исследовании на микроданных [7] в процессе сравнения метода максимального правдоподобия и обобщенного метода моментов используют несколько видов взвешивающих матриц, основанных на наличии общей границы и географических расстояниях. Они выявили, что выбор спецификации взвешивающей матрицы является причиной куда больших различий в оценках, чем выбор способа оценивания. С. Стахович и Т. Биймолт исследуют последствия выбора неверной матрицы с помощью симуляций на основе метода Монте-Карло в работе [30], основывая процедуру выбора матрицы на статистическом критерии. Наиболее распространенный критерий, используемый для выбора взвешивающей матрицы, — значение функции максимального правдоподобия. Вероятность выбора неверной матрицы по этому критерию увеличивается, если пространственная зависимость слабая. Однако последствия этого неверного выбора незначительны, так как при слабой пространственной зависимости оценки коэффициентов близки к истинным. Смещение в оценках коэффициентов и пространственного коэффициента корреляции при выборе неверной взвешивающей матрицы увеличивается по мере усиления пространственного взаимодействия объектов.

В литературе существует два принципиально разных подхода к формированию взвешивающей матрицы: она может быть выведена исходя из имеющихся данных или задаваться экзогенно [6]. В первом случае матрица является результатом некоторого оценивания по имеющимся данным (напр., [1; 8; 16]), однако более распространенным является второй подход. В качестве экзогенной матрицы чаще всего используются: граничная матрица; матрица обратных расстояний, возведенных в некоторую степень; матрица, основанная на отношении длины общих границ к периметру; матрица k ближайших соседей и другие [6; 14]. Среди них наиболее распространенными являются граничная матрица, отражающая наличие/отсутствие общей границы между регионами/странами, и матрица обратных расстояний, которая основана на географическом расстоянии между объектами [5].

В идеале выбор взвешивающей матрицы должен быть обоснован теоретически, но экономическая теория обычно не дает обоснования однозначного выбора пространственной матрицы. Вследствие того, что структура пространственного взаимодействия объектов обычно неизвестна исследователю априори, и не существует простого эмпирического теста, который позволил

бы исследователю определить конкретный вид взвешивающей матрицы, одним из способов решения проблемы стала проверка робастности результатов к виду взвешивающей матрицы [13]. Если показать, что результаты остаются близкими при использовании разных взвешивающих матриц, то можно с уверенностью говорить о существовании пространственного эффекта.

В данной работе с помощью пространственных эконометрических моделей анализируется региональная безработица в России и Германии с точки зрения важности выбора верной пространственной взвешивающей матрицы и необходимости учета пространственной структуры в регрессионной модели. Анализ чувствительности результатов оценивания к выбору взвешивающей матрицы основан на реальных данных и проводится с использованием данных двух стран с разными уровнями агрегирования.

В первой части исследования с помощью оценки пространственных моделей региональной безработицы с использованием разных видов пространственных матриц проверяется, насколько сильно отличаются оценки параметров. При оценке региональной безработицы по данным для 75 российских регионов не наблюдается больших отличий в оценках коэффициентов, в то время как для данных по 370 регионам Германии наблюдаются значимые различия в оценках как между моделями с разными матрицами, так и в сравнении с моделями без учета пространственной структуры. Одним из возможных объяснений является различный уровень региональной агрегации использованных данных. Чем более детально деление регионов, тем сильнее региональные рынки труда связаны друг с другом. А в случае более тесных пространственных связей взвешивающая матрица играет более важную роль.

Во второй части исследования робастность оценок к спецификации матрицы проверяется с помощью симулированных данных. Основным результатом состоит в том, что при оценивании пространственных эконометрических моделей для безработицы регионов России матрица обратных расстояний более предпочтительна, чем граничная матрица. Выбор этой матрицы приводит к меньшему смещению в оценках коэффициентов. Кроме того, установлено, что чем более тесны пространственные взаимосвязи, тем размер смещения в оценках коэффициентов больше как при выборе неверной взвешивающей матрицы, так и без учета пространственной структуры.

Статья организована следующим образом. В следующем разделе проводится анализ на основе реальных данных, представлены основные модели пространственно-эконометрического анализа, выведены формулы для смещения оценок коэффициентов, дано описание используемых данных и проведен анализ полученных результатов. В третьем разделе проведен анализ на основе симулированных данных и сделаны выводы относительно полученных результатов. Последний раздел содержит заключительные выводы.

АНАЛИЗ НА ОСНОВЕ РЕАЛЬНЫХ ДАННЫХ

Основные пространственные эконометрические модели

Существует три основных способа моделирования пространственной зависимости в эконометрических моделях. Пространственная структура может быть отражена в виде пространственного лага (WY), может быть учтена через пространственное взвешивание объясняющих переменных в модели (WX) либо включена в остатки ($\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$). В текущем исследовании на реальных данных оценивается несколько спецификаций пространственных эконометрических моделей для панельных данных.

Модель с пространственным лагом (SAR):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \mu_i + \sum_{k=2006}^{2010} \gamma_k d_k + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где ρ – пространственный коэффициент корреляции, W_{ij} – элементы взвешивающей матрицы, X – матрица объясняющих переменных, β – вектор оцениваемых коэффициентов при факторах, μ_i – индивидуальные фиксированные эффекты, γ_k – временные эффекты, $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ – ошибки.

Модель Дарбина (SDM):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} \theta + \mu_i + \sum_{k=2006}^{2010} \gamma_k d_k + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

В этой модели кроме пространственного лага добавляются еще пространственно-взвешенные значения объясняющих переменных.

Модель с пространственной структурой в остатках (SEM):

$$y_{it} = X_{it} \beta + \mu_i + \sum_{k=2006}^{2010} \gamma_k d_k + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} v_{jt} + v_{it}. \quad (3)$$

Модель с пространственным лагом и пространственной структурой в ошибках (SAC):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \mu_i + \sum_{k=2006}^{2010} \gamma_k d_k + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} v_{jt} + v_{it}. \quad (4)$$

Теоретические формулы для смещения пространственных эконометрических моделей

Продемонстрируем, что оценки коэффициентов становятся смещенными, если оцениваемые модели неправильно специфицированы. Для простоты будем рассматривать случай кросс-секционных данных. Пусть модель, генерирующая данные, имеет следующий вид:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon. \quad (5)$$

Для оценки пространственных эконометрических моделей используют различные методы оценивания. В текущей работе модели оцениваются с помощью метода максимального правдоподобия. Функция максимального правдоподобия для модели с пространственным лагом выглядит следующим образом [17; 24]:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(\pi\sigma^2) + \ln |I_n - \rho W| - \frac{\varepsilon^T \varepsilon}{2\sigma^2}, \quad (6)$$

$$\varepsilon = y - \rho W y - X\beta, \quad (7)$$

$$\rho \in [\min(w)^{-1}, \max(w)^{-1}], \quad (8)$$

где w – собственный вектор размерности $N \times 1$, содержащий собственные значения матрицы W . Из необходимых условий экстремума функции многих переменных можно получить оценки параметров β и σ^2 в зависимости от ρ : $\beta = (X^T X)^{-1} X^T (I_n - \rho W) y$, $\sigma^2 = (y - \rho W y - X\beta)^T (y - \rho W y - X\beta) n^{-1}$. После подстановки этих выражений в (6) получается одномерная задача оптимизации по параметру ρ , решение которой позволяет вычислить значения $\hat{\beta}$ и $\hat{\sigma}_2$. К сожалению, для оценки параметра ρ нельзя привести аналитических формул, задача нахождения этой оценки сводится к решению с помощью численных методов некоторой экстремальной задачи (детали можно найти в [2]). Оценка $\hat{\beta}$ является несмещенной и состоятельной. Состоятельность оценок, полученных методом максимального правдоподобия, для модели с пространственным лагом проверена в работе Ли [16].

Однако в случае, когда оценивается модель с неверной взвешивающей матрицей, оценка коэффициента β является смещенной. Это можно показать с помощью несложных вычислений.

Пусть $Y = \rho W Y + X\beta + \varepsilon_1$ – модель, генерирующая данные, а $Y = \tilde{\rho} \tilde{W} Y + X\tilde{\beta} + \varepsilon_2$ – оцениваемая модель. Тогда, преобразовав выражения для этих моделей в $Y = (I - \rho W)^{-1} (X\beta + \varepsilon_1)$ и $Y = (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1} (X\tilde{\beta} + \varepsilon_2)$, получим

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) Y = (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) (I - \rho W)^{-1} (X\beta + \varepsilon_1) = \\ &= (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) [(I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1} + (I - \rho W)^{-1} - (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1}] (X\beta + \varepsilon_1) = \\ &= (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1} (X\beta + \varepsilon_1) + \\ &+ (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) [(I - \rho W)^{-1} - (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1}] (X\beta + \varepsilon_1) = \\ &= \beta + (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1} \varepsilon_1 + (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) [(I - \rho W)^{-1} - \\ &- (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1}] X\beta + (X^T X)^{-1} X^T (I - \tilde{\rho} \tilde{W}) [(I - \rho W)^{-1} - (I - \tilde{\rho} \tilde{W})^{-1}] \varepsilon_1. \end{aligned}$$

Выражение для математического ожидания оценки коэффициента:

$$E(\hat{\beta}) = \beta + (X'X)^{-1}X'(I - \tilde{\rho}\tilde{W})[(I - \rho W)^{-1} - (I - \tilde{\rho}\tilde{W})^{-1}]X\beta.$$

Второе слагаемое как раз и является смещением.

Рассчитаем также смещение оценки, если в оцениваемую модель не включен пространственный лаг.

Пусть $Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon_1$ – модель, генерирующая данные, а $Y = X\tilde{\beta} + \varepsilon_2$ – оцениваемая модель. Тогда, преобразовав модель, генерирующую данные, в $Y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + \varepsilon_1)$, получим

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'Y = (X'X)^{-1}X'(I - \rho W)^{-1}(X\beta + \varepsilon_1) = \\ &= (X'X)^{-1}X'(I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots)(X\beta + \varepsilon_1) = \\ &= (X'X)^{-1}X'(X\beta + \varepsilon_1) + (X'X)^{-1}X'\rho W(I - \rho W)^{-1}(X\beta + \varepsilon_1) = \\ &= \beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon_1 + (X'X)^{-1}X'\rho W(I - \rho W)^{-1}X\beta + (X'X)^{-1}X'\rho W(I - \rho W)^{-1}\varepsilon_1. \end{aligned}$$

Выражение для математического ожидания оценки коэффициента:

$$E(\hat{\beta}) = \beta + \rho(X'X)^{-1}X'W(I - \rho W)^{-1}X\beta.$$

Как и в предыдущем случае, второе слагаемое – это смещение оценки коэффициента β .

Таким образом, при оценивании пространственных эконометрических моделей методом максимального правдоподобия включение в модель неверной взвешивающей матрицы или невключение пространственного лага влечет за собой смещение в оценке вектора коэффициентов β , причем величина этого смещения пропорциональна величине коэффициента ρ .

Приведенные формулы для смещения являются достаточно громоздкими. К тому же не существует аналитических формул для вычисления коэффициента пространственной корреляции ρ . В связи с этим определить направление смещения с помощью этих формул достаточно проблематично. Поэтому по примеру других исследователей [30] сравним различные оценки параметров при использовании реальных статистических данных и численно оценим величину смещения при использовании симулированных данных.

Данные и переменные

Для исследования региональной безработицы в настоящем исследовании использованы следующие данные: по России – официальная информация Федеральной службы государственной статистики; по Германии – данные Федерального статистического бюро Германии (Statistisches Bundesamt), а также данные Статистического бюро Баден-Вюртенберга (Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder). Для обеих стран были использованы панельные данные с 2005 по 2010 г. по 370 регионам Германии (региональное деление NUTS III) и по 75 субъектам РФ.

На уровень региональной безработицы влияет большое число разнообразных региональных факторов. Одним из основных факторов существования различий в уровнях безработицы между регионами является отраслевая структура экономики, как отмечается во многих исследованиях [15; 21; 28]. Например, обрабатывающая промышленность характеризуется более высоким уровнем безработицы, чем сфера услуг [22]. Более подробное обобщение работ, изучающих данный феномен, представлено в [12].

Следующим существенным фактором для уровня безработицы является возрастная структура рабочей силы. Было показано, что в регионах, где преобладает молодое население, уровень безработицы выше, чем в тех, где преобладает взрослое население [24; 28].

Наряду с вышеперечисленными факторами не менее значимым фактором является уровень образования. Люди с высоким уровнем образования имеют больше шансов быть принятыми на работу в других регионах, вследствие чего чаще мигрируют, чем люди с низким уровнем образования. Вследствие этого при большой доле людей с высшим образованием процесс установления равновесия на рынке труда ускоряется, и уровень безработицы снижается [3].

Отрицательная связь валового регионального продукта и уровня региональной безработицы (обычно именуемая законом Оукена) была установлена во многих исследованиях [9; 12; 17; 23], вследствие чего этот фактор также включен в текущее исследование.

Таким образом, в качестве объясняющих переменных используются показатели отраслевой структуры региональной экономики, показатели возрастного состава рабочей силы, характеристики уровня образования, а также валовой региональный продукт. Список объясняющих переменных представлен в таблице 1.

Таблица 1

Описание переменных	
Германия	Россия
1	2
<i>Отраслевая структура региональной экономики</i>	
Доля занятых в сельскохозяйственной отрасли	Доля отрасли «добыча полезных ископаемых» в валовой добавленной стоимости
Доля занятых в обрабатывающей промышленности	Доля отрасли «обрабатывающие производства» в валовой добавленной стоимости
Доля занятых в мануфактурной промышленности	Доля государственных услуг, таких как образование, здравоохранение, государственное управление, в валовой добавленной стоимости
Доля занятых в строительстве	Доля негосударственных услуг (гостиницы + транспорт и связь + финансовая деятельность + операции с недвижимостью + прочие коммунальные и социальные услуги) в валовой добавленной стоимости
Доля занятых в розничной торговле	
Доля занятых в финансовой сфере	
Доля занятых в сфере услуг	

1	2
<i>Возрастная структура рабочей силы</i>	
Доля молодых людей от 15 до 25 лет в населении	Доля населения моложе трудоспособного возраста, от общего кол-ва населения
Доля людей в возрасте от 55 до 65 лет в населении	Доля населения старше трудоспособного возраста, от общего кол-ва населения
<i>Образование</i>	
Доля занятых, которые имеют только школьное образование	Доля занятых с высшим образованием
Доля занятых, которые имеют университетское образование	
<i>ВРП</i>	
ВРП на душу населения в ценах базового 2005 г.	ВРП на душу населения в ценах базового года с учетом покупательской способности населения

Источник: составлено авторами.

В данной работе используется два вида пространственных матриц: граничная матрица и обратная матрица расстояний. Диагональные элементы матриц весов равны нулю. Элемент w_{ij} граничной матрицы равен 1, если регионы с номерами i и j имеют общую границу, и 0 в противном случае. Элемент w_{ij} матрицы обратных расстояний равен обратному расстоянию напрямую по линиям воздуха между центроидами регионов с номерами i и j (для Германии) и по автодорогам между столицами регионов с номерами i и j (для России). После этого матрицы нормируются по строкам.

Результаты оценки по реальным данным

Результаты оценки моделей для Германии и России представлены в таблицах 2–3. Можно заметить, что для Германии (*табл. 2*) в рамках одной и той же спецификации модели в зависимости от вида взвешивающей матрицы различаются не только значения оценок коэффициентов, но и значимость коэффициентов. Исходя из этого можно сделать вывод, что при моделировании региональной безработицы в Германии имеют важное значение как спецификация взвешивающей матрицы, так и факт включения ее в оцениваемую модель.

По результатам оценивания моделей для России (*табл. 3*) можно установить, что нет больших различий в оценках коэффициентов и их значимости между моделями одной спецификации с разными взвешивающими матрицами.

Разница в выводах для России и Германии обусловлена тем, что 75 субъектов Российской Федерации занимают гораздо большую площадь, чем 370 регионов Германии. При большом уровне агрегирования пространственное взаимодействие региональных рынков труда, выраженное, например, в виде межрегиональной трудовой мобильности, играет меньшую роль, чем при более мелком региональном делении.

Таблица 2

Результаты оценки моделей для Германии

Переменные	SAR (прямые эффекты)		SAR (прямые эффекты) W обратных рас- стояний		FE		SDM (прямые эффекты) W		SDM (прямые эффекты) W обратных рас- стояний		SEM		SAC (прямые эффекты) W обратных рас- стояний	
	2	3	4	5	6	7	8	9	10					
1														
<i>Отрасли</i>														
Сельскохозяйственная	-25,41* (13,70)	-12,58 (9,983)	-13,44 (13,04)	-25,31* (13,61)	1,247 (10,41)	-36,84*** (13,37)	-9,200 (11,28)	-18,34 (12,56)	-9,154 (9,673)					
Обрабатывающая	30,87** (15,34)	18,34 (11,18)	21,93* (12,17)	32,89** (15,08)	14,73 (11,41)	17,63 (12,27)	15,24 (10,29)	32,46** (14,24)	13,52 (10,66)					
Мануфактурная	-38,27*** (11,16)	-14,49* (8,136)	-11,67 (8,319)	-36,13*** (10,39)	-18,04** (7,954)	-20,14** (8,565)	-13,89** (7,039)	-37,70*** (10,11)	-13,83* (7,739)					
Строительство	9,790 (13,39)	4,166 (9,719)	6,859 (11,19)	15,26 (13,07)	-2,626 (10,10)	2,474 (11,48)	3,404 (9,495)	12,19 (12,27)	2,761 (9,344)					
Инфраструктура	26,85** (11,99)	17,51** (8,698)	3,467 (10,23)	29,59** (11,63)	9,769 (8,758)	13,18 (10,47)	12,76 (8,614)	29,63*** (11,08)	10,96 (8,311)					
Финансы	-23,85* (12,21)	-0,956 (8,830)	24,97** (10,15)	-11,45 (11,87)	-5,390 (8,802)	-23,28** (10,53)	-2,059 (8,670)	-12,25 (11,19)	-2,531 (8,502)					
Услуги	31,83*** (11,65)	16,50* (8,424)	24,28** (10,13)	35,21*** (11,12)	11,46 (8,514)	13,82 (10,43)	12,84 (8,609)	32,18*** (10,71)	10,92 (8,083)					
Доля молодых	43,89*** (3,756)	53,98*** (3,272)	65,59*** (3,048)	50,02*** (3,321)	27,55*** (3,840)	54,75*** (3,258)	58,99*** (2,904)	27,40*** (3,107)	51,10*** (3,784)					
Доля людей старшего возраста	-12,20*** (2,665)	7,663*** (1,950)	18,21*** (3,587)	3,350 (3,235)	7,382** (3,065)	-15,54*** (3,811)	15,14*** (3,264)	-2,307 (2,235)	12,17*** (3,249)					
Доля занятых со школь- ным образованием	36,20*** (5,172)	3,856 (3,750)	-1,193 (4,115)	31,69*** (4,649)	6,364* (3,737)	18,56*** (4,525)	2,349 (3,605)	31,50*** (4,528)	4,111 (3,856)					
Доля занятых с высшим образованием	-14,38** (7,118)	0,789 (5,093)	22,84*** (6,537)	-0,955 (6,980)	4,172 (8,124)	-18,53*** (7,060)	8,698 (5,793)	-5,598 (6,345)	1,463 (5,610)					
ВРП	-63,03*** (12,83)	-22,40** (9,371)	-36,96*** (11,14)	-69,27*** (11,74)	-3,595 (12,55)	-28,53** (11,59)	-26,19*** (9,495)	-49,04*** (11,17)	-24,59** (9,878)					
<i>ИХ</i>														
Сельскохозяйственная				19,77 (24,94)	260,8* (136,6)									

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Обработывающая				48,20** (23,46)	214,3 (149,2)				
Мануфактурная				-39,46** (15,52)	-192,1** (92,25)				
Строительство				39,33* (21,98)	-240,8* (131,4)				
Инфраструктура				37,16* (20,49)	156,2 (123,5)				
Финансы				25,80 (20,49)	-5,262 (118,6)				
Услуги				48,22** (20,25)	152,9 (119,8)				
Доля молодых				-58,00*** (4,910)	51,60** (21,73)				
Доля людей старшего возраста				-11,03** (4,488)	-47,95*** (13,98)				
Доля занятых со школь- ным образованием				54,97*** (8,076)	81,24*** (30,54)				
Доля занятых с высшим образованием				-28,08*** (10,85)	275,4*** (57,30)				
ВРП				-65,00*** (20,04)	557,7*** (64,85)				
Временные эффекты	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да
ρ	0,575*** (0,0150)	0,968*** (0,00966)		0,527*** (0,0197)	0,850*** (0,0499)			0,796*** (0,0121)	0,940*** (0,0233)
λ						0,779*** (0,0175)	0,986*** (0,00454)	-0,725*** (0,0340)	0,910*** (0,0356)
σ^2_e	0,488*** (0,0149)	0,261*** (0,00785)		0,426*** (0,0130)	0,241*** (0,00724)	0,473*** (0,0153)	0,271*** (0,00816)	0,420*** (0,0124)	0,296*** (0,00745)
F-stat (WX = 0)				27,26	19,65				
P-value				0,0000	0,0000				
Всего наблюдений	2,220	2,590	2,220	2,220	2,220	2,220	2,220	2,220	2,220
Кол-во регионов	370	370	370	370	370	370	370	370	370

Источник: расчеты авторов.
Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки. *, **, *** — значимость на 5-, 1-, 0,1%-м уровне соответственно.

Таблица 3

Результаты оценки моделей для России

Переменные	SAR (прямые эффекты)		SAR (прямые эффекты)	FE	SDM (прямые эффекты)		SEM	SAC (прямые эффекты)	
	Граничная W	W	W	Без W	Граничная W	W	Граничная W	W	W
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>Отрасли</i>									
Добыча полезных ископаемых	0,0254 (0,0229)	0,0210 (0,0221)	0,0118 (0,0289)	0,00499 (0,0228)	-0,00236 (0,0218)	0,0268 (0,0273)	0,0154 (0,0258)	0,0176 (0,0205)	0,0215 (0,0222)
Обрабатывающие производства	-0,00368 (0,0327)	0,0168 (0,0318)	0,0209 (0,0339)	-0,00587 (0,0321)	0,0315 (0,0315)	-0,00583 (0,0312)	0,00932 (0,0298)	-0,00470 (0,0306)	0,0214 (0,0324)
Государственные услуги	0,136*** (0,0508)	0,119** (0,0490)	0,122* (0,0628)	0,160*** (0,0613)	0,140** (0,0607)	0,121** (0,0519)	0,0880 (0,0545)	0,112*** (0,0401)	0,130*** (0,0481)
Негосударственные услуги	0,120*** (0,0392)	0,118*** (0,0379)	0,117*** (0,0434)	0,105*** (0,0389)	0,0837** (0,0382)	0,109*** (0,0406)	0,105*** (0,0386)	0,0945*** (0,0365)	0,120*** (0,0380)
ВРП	-0,000275 (0,000477)	0,000455 (0,000475)	0,000698 (0,000640)	0,000712 (0,000523)	0,00106** (0,000521)	-0,000562 (0,000546)	0,000486 (0,000569)	0,000261 (0,000412)	0,000484 (0,000467)
Доля занятых с высшим образованием	-0,0251 (0,0295)	-0,0380 (0,0286)	-0,0314 (0,0314)	-0,0297 (0,0305)	-0,0350 (0,0289)	-0,0223 (0,0284)	-0,0364 (0,0274)	-0,0420 (0,0280)	-0,0401 (0,0289)
Старше трудоспособного возраста	0,185 (0,161)	0,0246 (0,156)	0,379 (0,268)	0,720** (0,341)	0,154 (0,307)	0,371** (0,168)	0,226 (0,216)	0,0338 (0,114)	-0,00700 (0,146)
Моложе трудоспособного возраста	1,356*** (0,277)	1,002*** (0,270)	0,932*** (0,348)	0,519 (0,394)	0,613* (0,336)	1,499*** (0,314)	0,898*** (0,331)	0,920*** (0,223)	1,011*** (0,260)
<i>ИХ</i>									
Добыча полезных ископаемых				0,0519 (0,0547)	-0,195 (0,208)				
Обрабатывающие производства				-0,0558 (0,0567)	0,333** (0,158)				
Государственные услуги				0,0772 (0,0821)	0,709*** (0,197)				
Негосударственные услуги				0,0720 (0,0728)	0,0669 (0,197)				
ВРП				-0,00104 (0,000930)	0,000533 (0,00193)				

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Доля занятых с высшим образованием					-0,0431 (0,0461)	-0,0651 (0,166)				
Старше трудоспособного возраста					-0,722** (0,363)	-0,584 (0,512)				
Моложе трудоспособного возраста					1,293** (0,553)	4,593*** (1,274)				
Временные эффекты		Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да
ρ		0,294*** (0,0521)	0,680*** (0,0709)		0,213*** (0,0574)	0,331** (0,142)			0,704*** (0,0465)	0,730*** (0,0751)
λ							0,279*** (0,0591)	0,754*** (0,0651)	-0,702*** (0,0876)	-0,241 (0,255)
σ^2_e		1,518*** (0,102)	1,383*** (0,0927)		1,456*** (0,0974)	1,346*** (0,0899)	1,551*** (0,104)	1,393*** (0,0936)	1,356*** (0,0930)	1,644*** (0,0928)
F-stat. (WX = 0)					2,93	2,53				
P-value					0,0035	0,0110				
Всего наблюдений		450	450	450	450	450	450	450	450	450
Кол-во регионов		75	75	75	75	75	75	75	75	75

Источник: расчеты авторов
Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки. *, **, *** — значимость на 5-, 1-, 0,1%-м уровне соответственно.

Таким образом, вследствие более низкой степени пространственного взаимодействия между регионами при моделировании уровня безработицы в России конкретный вид взвешивающей матрицы может не иметь такого важного значения, как в случае с регионами Германии.

АНАЛИЗ НА ОСНОВЕ СИМУЛИРОВАННЫХ ДАННЫХ

Какую же взвешивающую матрицу лучше использовать при оценке пространственно-эконометрических моделей? Ниже приведен алгоритм, позволяющий ответить на этот вопрос на основе симулированных данных.

Поскольку количество российских регионов гораздо меньше, чем немецких, что сильно сокращает время на вычисления, то было принято решение продемонстрировать применение предложенного алгоритма на российских данных.

Зная истинные значения коэффициентов в модели, генерирующей данные, можно получить представление о направлении и величине смещений в оценках. В проведенном исследовании проанализировано смещение оценки пространственного коэффициента ρ , а также оценок коэффициентов β в зависимости от силы пространственной зависимости, то есть от значения коэффициента ρ . Для этого модели оценивались для каждого $\rho \in [0, 1; 0, 9]$ с шагом 0,1.

Симулирование данных производилось на основе реальных значений трех переменных, коэффициенты при которых значимы при оценивании (доля государственных услуг, доля негосударственных услуг, доля населения моложе трудоспособного возраста в общей численности населения), оценок коэффициентов, получившихся при оценке модели с пространственным лагом (SAR) в предыдущем разделе (*табл. б*), а также реальных взвешивающих матриц (граничной матрицы и матрицы обратных расстояний), характеризующих пространственное взаимодействие региональных рынков труда.

Для симуляции ошибок использовалось нормальное распределение с нулевым математическим ожиданием и дисперсией, равной единице. Индивидуальные фиксированные эффекты генерировались в соответствии с работой [25], т. е. в зависимости от объясняющих переменных. Временные эффекты генерировались в соответствии с нормальным распределением с нулевым математическим ожиданием и дисперсией, равной 2.

В соответствии с пространственной эконометрической моделью с пространственным лагом и граничной взвешивающей матрицей генерировались значения зависимой переменной. Затем значения зависимой переменной и имеющиеся значения объясняющих переменных оценивались методом максимального правдоподобия трижды: с использованием граничной матрицы, с использованием матрицы обратных расстояний и без учета пространственной матрицы. Аналогичная процедура проводилась для матрицы обратных расстояний. В таблице 4 приведено описание количества симуляций.

Таблица 4

Дизайн исследования на симулированных данных

Значение коэффициента пространственной корреляции	$\rho \in [0,1; 0,9]$ с шагом 0,1	9
Типы взвешивающей матрицы	Матрица обратных расстояний, граничная матрица	2
Общее количество уникальных симуляций	9 x 2	18
Количество репликаций		10 000
Общее число симуляций		180 000

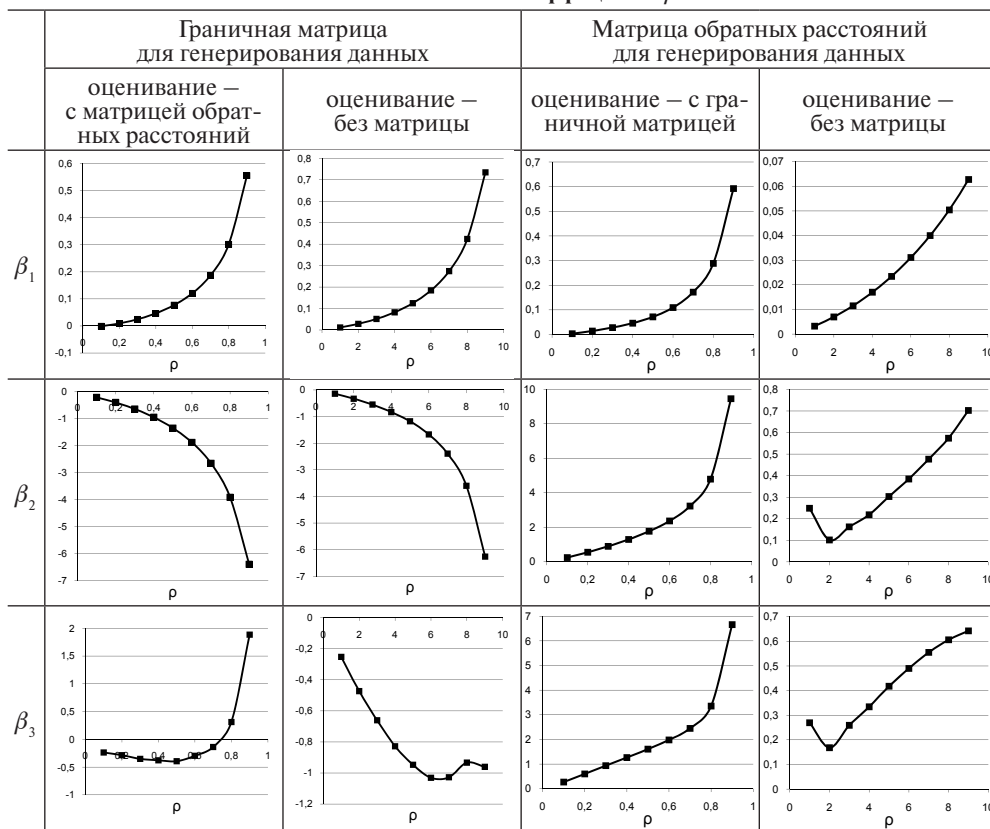
Источник: описание авторов.

Результаты анализа на симулированных данных

В таблице 5 показано среднее относительное смещение оценок коэффициентов $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ в зависимости от коэффициента ρ .

Таблица 5

Среднее относительное отклонение коэффициентов $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ в зависимости от коэффициента ρ



Источник: расчеты авторов.

Например, в случае, если Y был сгенерирован с помощью модели, в которой учитывалась граничная взвешивающая матрица, коэффициент пространственной корреляции равен 0,8, а оценивание модели проводилось с учетом матрицы обратных расстояний, то коэффициент β_1 смещается в среднем на 30% вверх относительно значения коэффициента в модели, генерирующей данные. Смещение параметров β в среднем увеличивается по абсолютному значению при увеличении коэффициента ρ . Данный результат совпадает с данными исследования [30], а также служит подтверждением того, что важность выбора взвешивающей матрицы увеличивается при увеличении силы пространственного взаимодействия между регионами.

На рисунке 1 представлены оценки коэффициента пространственной корреляции ρ и его среднее относительное смещение в зависимости от величины коэффициента пространственной корреляции в модели, генерирующей данные.

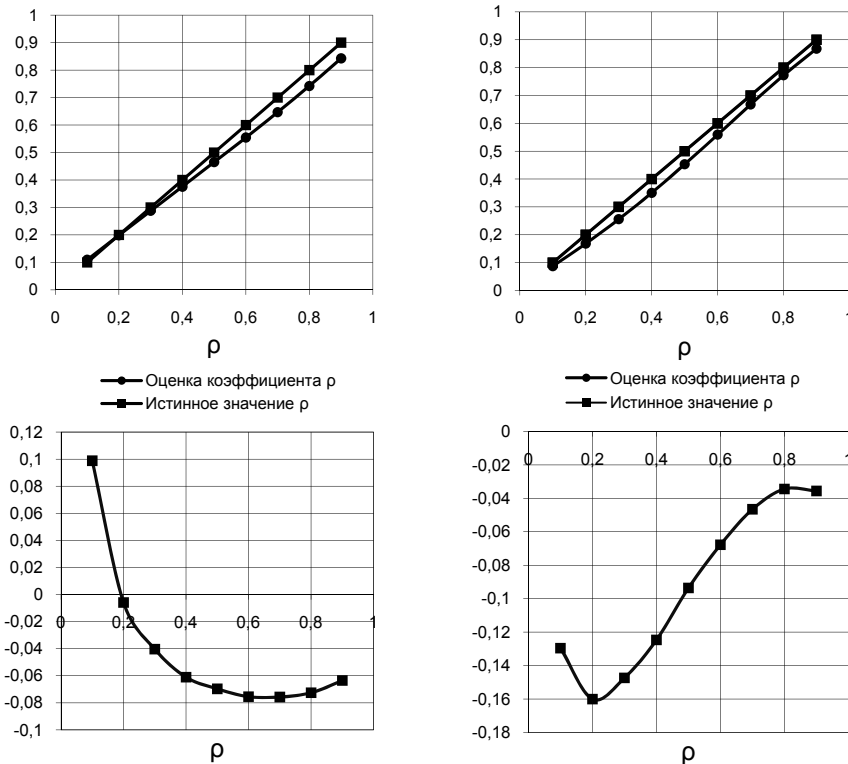


Рис. 1. Оценки коэффициента пространственной корреляции ρ и его среднее относительное отклонение

Примечание. Слева: модель, генерирующая данные, содержит граничную матрицу, а оценивание проводилось с использованием матрицы обратных расстояний. Справа: модель, генерирующая данные, содержит матрицу обратных расстояний, а оценивание проводилось с использованием граничной матрицы. Сверху: оценка коэффициента ρ и его истинное значение. Снизу: среднее относительное отклонение оценки от истинного значения.

В обоих случаях для каждого значения оценка ρ немного смещена вниз по сравнению с «истинным» значением, что также соответствует результату предшествующего исследования [30].

Как и в исследовании [30], для четырех случаев (граничная матрица используется и для генерирования данных, и для оценивания; граничная матрица используется для генерирования данных, а матрица обратных расстояний – для оценивания; для генерирования данных и оценивания – матрица обратных расстояний; для генерирования данных – матрица обратных расстояний, для оценивания – граничная матрица) мы рассчитываем среднюю квадратичную ошибку оценки коэффициентов. Из таблицы 6 видно, что для оценок коэффициентов $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ значения средних квадратичных ошибок в том случае, когда для оценивания используется матрица обратных расстояний, ниже.

Таблица 6

Средняя квадратичная ошибка для оценки коэффициентов			
<i>Средняя квадратичная ошибка для оценки коэффициента ρ</i>			
		W для оценивания	
		W граничная	W обратных расстояний
W для генерирования данных	W граничная	0,0077	0,0253
	W обратных расстояний	0,0215	0,0220
	Итого	0,0146	0,0237
<i>Средняя квадратичная ошибка для оценки коэффициента β_1</i>			
		W для оценивания	
		W граничная	W обратных расстояний
W для генерирования данных	W граничная	0,0075	0,0077
	W обратных расстояний	0,0082	0,0001
	Итого	0,007863	0,0040
<i>Средняя квадратичная ошибка для оценки коэффициента β_2</i>			
		W для оценивания	
		W граничная	W обратных расстояний
W для генерирования данных	W граничная	0,2770	0,9938
	W обратных расстояний	1,8621	0,0298
	Итого	1,0695	0,5118
<i>Средняя квадратичная ошибка для оценки коэффициента β_3</i>			
		W для оценивания	
		W граничная	W обратных расстояний
W для генерирования данных	W граничная	35,23	28,9908
	W обратных расстояний	151,2275	17,5000
	Итого	93,2321	23,2453

Источник: расчеты авторов.

Таким образом, можно сделать вывод, что при моделировании региональной безработицы в России с помощью факторов, используемых в данной работе, лучше выбирать матрицу обратных расстояний, отражающую связи между всеми регионами, а не граничную матрицу. Аналогичные вычисления по приведенному выше алгоритму планируется провести и для Германии, однако из-за увеличения почти в пять раз количества регионов это потребует значительных вычислительных усилий (по оценкам авторов, около трех месяцев чистого времени на вычисления).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенное исследование показало, что при анализе региональной безработицы с помощью пространственных эконометрических моделей выбор взвешивающей матрицы крайне важен, в особенности при использовании более детального регионального деления. Причем возможное смещение в оценках, связанное с выбором неверной взвешивающей матрицы или с отсутствием в модели пространственного лага, возрастает по мере увеличения силы пространственного взаимодействия между регионами. В результате проведенного исследования было установлено, в частности, что при анализе региональной безработицы в России между граничной матрицей и матрицей обратных расстояний следует выбирать матрицу обратных расстояний, позволяющую учитывать влияние всех регионов друг на друга (а не только граничных).

Данные результаты позволяют более эффективно моделировать региональную безработицу и получать более точные оценки коэффициентов включенных в модель факторов. Это очень важно для формирования верных предположений о влиянии мер региональной политики на рынки труда, а также для прогнозирования уровня безработицы, что предполагается в дальнейших исследованиях, которые будут во многом опираться на полученные в настоящей работе результаты.

Благодарности

Авторы выражают благодарность Рикотта Ф., Синьорелли М., Котырло Е.С., Канторовичу Г.Г., Пересецкому А.А., Вакуленко Е.С., Борзых Д.А., участникам научного семинара лаборатории макроструктурного моделирования экономики России, проходившего 2 апреля 2015 г., участникам секции «Market Studies and Spatial Economics» XVI Апрельской международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества за сделанные критические замечания и предложения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Aldstadt J., Getis A.* Using AMOEBA to Create a Spatial Weights Matrix and Identify Spatial Clusters // *Geographical Analysis*. 2006. Vol. 38. No. 4. Pp. 327–343. DOI: 10.1111/j.1538-4632.2006.00689.x.
2. *Anselin L.* *Spatial Econometrics: Methods and Models*. 1988. 284 p. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.
3. *Aragon Y. et al.* Explaining the Pattern of Regional Unemployment: The Case of the Midi-Pyrénées Region // *Papers in Regional Science*. 2003. Vol. 82. No. 2. Pp. 155–174. DOI: 10.1111/j.1435-5597.2003.tb00009.x.
4. *Arbia G., Fingleton B.* New Spatial Econometric Techniques and Applications in Regional Science // *Papers in Regional Science*. 2008. Vol. 87. No. 3. Pp. 311–317. DOI: 10.1111/j.1435-5957.2008.00208.x.
5. *Beck N., Gleditsch K.S., Beardsley K.* Space is More Than Geography: Using Spatial Econometrics in the Study of Political Economy // *International Studies Quarterly*. 2006. Vol. 50. No. 1. Pp. 27–44. DOI: 10.1111/j.1468-2478.2006.00391.x.
6. *Beenstock M., Ben Zeev N., Felsenstein D.* Nonparametric Estimation of the Spatial Connectivity Matrix by the Method of Moments Using Spatial Panel Data. 2009. 20 p.
7. *Bell K.P., Bockstael N.E.* Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data // *Review of Economics and Statistics*. 2000. Vol. 82. No. 1. Pp. 72–82. DOI: 10.1162/003465300558641.
8. *Bhattacharjee A., Jensen-Butler C.* Estimation of Spatial Weights Matrix in a Spatial Error Model, with an Application to Diffusion in Housing Demand / University of St. Andrews. Centre for Research into Industry, Enterprise, Finance and the Firm. CRIEFF Discussion Papers No. 0519. 2006. 46 p. URL: <http://discovery.dundee.ac.uk/portal/files/1273900/dp0519.pdf> (дата обращения: 06.04.2015).
9. *Binet M.E., Facchini F.* Okun's Law in the French Regions: A Cross-Regional Comparison // *Economics Bulletin*. 2013. Vol. 33. No. 1. Pp. 420–433.
10. *Cliff A.D., Ord J.K.* *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion, 1981. Vol. 44. 266 p.
11. *Cracolici M.F., Cuffaro M., Nijkamp P.* Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy // *Growth and Change*. 2007. Vol. 38. No. 4. Pp. 649–670. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2007.00391.x.
12. *Elhorst J.P.* The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and Empirical Explanations // *Journal of Economic Surveys*. 2003. Vol. 17. No. 5. Pp. 709–748. DOI: 10.1046/j.1467-6419.2003.00211.x.
13. *Elhorst J.P.* Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar // *Spatial Economic Analysis*. 2010. Vol. 5. No. 1. Pp. 9–28. DOI: 10.1080/17421770903541772.
14. *Getis A., Aldstadt J.* Constructing the Spatial Weights Matrix Using a Local Statistic // *Perspectives on Spatial Data Analysis* / Edited by L. Anselin, S.J. Rey. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010. Pp. 147–163. DOI: 10.1007/978-3-642-01976-0.
15. *Holzer H.J.* Structural / Frictional and Demand-Deficient Unemployment in Local Labor Markets // *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*. 1993. Vol. 32. No. 3. Pp. 307–328. DOI: 10.1111/j.1468-232X.1993.tb01052.x.
16. *Kakamu K.* Bayesian Estimation of a Distance Functional Weight Matrix Model // *Economics Bulletin*. 2005. Vol. 3. No. 57. Pp. 1–6.
17. *Kangasharju A., Tavera C., Nijkamp P.* Regional Growth and Unemployment: The Validity of Okun's Law for the Finnish Regions // *Spatial Economic Analysis*. 2012. Vol. 7. No. 3. Pp. 381–395. DOI: 10.1080/17421772.2012.694141.
18. *Lee L.F.* Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for

Spatial Autoregressive Models // *Econometrica*. 2004. Vol. 72. No. 6. Pp. 1899–1925. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2004.00558.x.

19. *LeSage J.P., Pace R.K.* Spatial Econometric Models // *Handbook of Applied Spatial Analysis* / Edited by M.M. Fischer, A. Getis. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010. Pp. 355–376.

20. *LeSage J.P., Pace R.K.* The Biggest Myth in Spatial Econometrics / SSRN. 2010. DOI: 10.2139/ssrn.1725503.

21. *Lottmann F.* Explaining Regional Unemployment Differences in Germany: A Spatial Panel Data Analysis / SFB 649 Discussion Paper 2012-026. Berlin: Humboldt-Universität, 2012. 56 p. URL: <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-649-papers/2012-26/PDF/26.pdf> (дата обращения: 11.04.2015).

22. *Martin R.* Regional Unemployment Disparities and Their Dynamics // *Regional Studies*. 1997. Vol. 31. No. 3. Pp. 237–252. DOI: 10.1080/00343409750134665.

23. *Meyer B., Tasci M.* An Unstable Okun's Law, Not the Best Rule of Thumb // *Economic Commentary*. 2012. No. 2012-08. June 7.

24. *Molho I.* Spatial Autocorrelation in British Unemployment // *Journal of Regional Science*. 1995. Vol. 35. No. 4. Pp. 641–658. DOI: 10.1111/j.1467-9787.1995.tb01297.x.

25. *Mundlak Y.* On the Pooling of Time Series and Cross Section Data // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 1978. Vol. 46. No. 1. Pp. 69–85. DOI: 10.2307/1913646.

26. *Niebuhr A.* Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe // *European Journal of Spatial Development*. 2003. Vol. 5. Pp. 1–26.

27. *Ord K.* Estimation Methods for Models of Spatial Interaction // *Journal of the American Statistical Association*. 1975. Vol. 70. No. 349. Pp. 120–126. DOI: 10.1080/01621459.1975.10480272.

28. *Partridge M.D., Rickman D.S.* Differences in State Unemployment Rates: The Role of Labor and Product Market Structural Shifts // *Southern Economic Journal*. 1995. Vol. 62. No. 1. Pp. 89–106. DOI: 10.2307/1061378.

29. *Pliumper T., Neumayer E.* Model Specification in the Analysis of Spatial Dependence // *European Journal of Political Research*. 2010. Vol. 49. No. 3. Pp. 418–442. DOI: 10.1111/j.1475-6765.2009.01900.x.

30. *Stakhovych S., Bijmolt T.H.* Specification of Spatial Models: A Simulation Study on Weights Matrices // *Papers in Regional Science*. 2009. Vol. 88. No. 2. Pp. 389–408. DOI: 10.1111/j.1435-5957.2008.00213.x.

ANALYSIS OF REGIONAL UNEMPLOYMENT IN RUSSIA AND GERMANY: SPATIAL-ECONOMETRIC APPROACH

E.V. Semerikova, O.A. Demidova

Semerikova Elena Vyacheslavovna – Master of Economics, Post-Graduate Student, Research Assistant of the Center for Market Studies and Spatial Economics. National Research University Higher School of Economics, 26 Shabolovka Str., Moscow, Russia, 119049. E-mail: lena.sem7@mail.ru.

Demidova Olga Anatolyevna – Ph. D. (Physics and Mathematics), Associate Professor. National Research University «Higher School of Economics», 26 Shabolovka Str., Moscow, Russia, 119049. E-mail: demidova@hse.ru.

The study was supported by the Government of the Russian Federation, grant No.11.G34.31.0059.

This paper analyzes the regional unemployment in Russia and Germany in 2005–2010 and addresses issues of choosing the right specification of spatial-econometric models. The analysis based on data of 75 Russian and 370 German regions showed that for Germany the choice of the spatial weighting matrix has a more significant influence on the parameter estimates than for Russia. Presumably this is due to stronger linkages between regional labor markets in Germany compared to Russia. The authors also proposed an algorithm for choosing between spatial matrices and demonstrated the application of this algorithm on simulated Russian data. The authors found that 1) the deviation of the results from the true ones increases when the spatial dependence between regions is higher and 2) the matrix of inverse distances is more preferable than the boundary one for the analysis of regional unemployment in Russia (because of the lower value of the mean squared error). The authors are also planning to apply the proposed algorithm for simulated data of Germany. These results allow accounting the spatial dependence more correctly when modeling regional unemployment which is very important for making proper regional policy.

Keywords: spatial-econometric modelling, spatial weighting matrix, regional unemployment, Russian regions, German regions.

REFERENCES

1. Aldstadt J., Getis A. Using AMOEBA to Create a Spatial Weights Matrix and Identify Spatial Clusters. *Geographical Analysis*, 2006, vol. 38, no. 4, pp. 327–343. DOI: 10.1111/j.1538-4632.2006.00689.x.
2. Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*, 1988, 284 p. DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1.
3. Aragon Y. et al. Explaining the Pattern of Regional Unemployment: The Case of the Midi-Pyrénées Region. *Papers in Regional Science*, 2003, vol. 82, no. 2, pp. 155–174. DOI: 10.1111/j.1435-5597.2003.tb00009.x.
4. Arbia G., Fingleton B. New Spatial Econometric Techniques and Applications in Regional Science. *Papers in Regional Science*, 2008, vol. 87, no. 3, pp. 311–317. DOI: 10.1111/j.1435-5957.2008.00208.x.
5. Beck N., Gleditsch K.S., Beardsley K. Space is More Than Geography: Using Spatial Econometrics in the Study of Political Economy. *International Studies Quarterly*, 2006, vol. 50, no. 1, pp. 27–44. DOI: 10.1111/j.1468-2478.2006.00391.x.
6. Beenstock M., Ben Zeev N., Felsenstein D. *Nonparametric Estimation of the Spatial Connectivity Matrix by the Method of Moments Using Spatial Panel Data*, 2009, 20 p.
7. Bell K.P., Bockstael N.E. Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data. *Review of Economics and Statistics*, 2000, vol. 82, no. 1, pp. 72–82. DOI: 10.1162/003465300558641.
8. Bhattacharjee A., Jensen-Butler C. *Estimation of Spatial Weights Matrix in a Spatial Error Model, with an Application to Diffusion in Housing Demand*. University of St. Andrews. Centre for Research into Industry, Enterprise, Finance and the Firm. CRIEFF Discussion Papers No. 0519, 2006, 46 p. Available at: <http://discovery.dundee.ac.uk/portal/files/1273900/dp0519.pdf> (accessed 06 April 2015).
9. Binet M.E., Facchini F. Okun's Law in the French Regions: A Cross-Regional Comparison // *Economics Bulletin*, 2013, vol. 33, no. 1, pp. 420–433.
10. Cliff A.D., Ord J.K. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion, 1981, vol. 44, 266 p.
11. Cracolici M.F., Cuffaro M., Nijkamp P. Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy. *Growth and Change*, 2007, vol. 38, no. 4, pp. 649–670. DOI: 10.1111/j.1468-2257.2007.00391.x.
12. Elhorst J.P. The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and

Empirical Explanations. *Journal of Economic Surveys*, 2003, vol. 17, no. 5, pp. 709–748. DOI: 10.1046/j.1467-6419.2003.00211.x.

13. Elhorst J.P. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, 2010, vol. 5, no. 1, pp. 9–28. DOI: 10.1080/17421770903541772.

14. Getis A., Aldstadt J. Constructing the Spatial Weights Matrix Using a Local Statistic. *Perspectives on Spatial Data Analysis*. Edited by L. Anselin, S.J. Rey. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010, pp. 147–163. DOI: 10.1007/978-3-642-01976-0.

15. Holzer H.J. Structural / Frictional and Demand-Deficient Unemployment in Local Labor Markets. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 1993, vol. 32, no. 3, pp. 307–328. DOI: 10.1111/j.1468-232X.1993.tb01052.x.

16. Kakamu K. Bayesian Estimation of a Distance Functional Weight Matrix Model. *Economics Bulletin*, 2005, vol. 3, no. 57, pp. 1–6.

17. Kangasharju A., Tavera C., Nijkamp P. Regional Growth and Unemployment: The Validity of Okun's Law for the Finnish Regions // *Spatial Economic Analysis*, 2012, vol. 7, no. 3, pp. 381–395. DOI:10.1080/17421772.2012.694141.

18. Lee L.F. Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. *Econometrica*, 2004, vol. 72, no. 6, pp. 1899–1925. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2004.00558.x.

19. LeSage J., Pace R.K. Spatial Econometric Models. *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Edited by M.M. Fischer, A. Getis. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010, pp. 355–376.

20. LeSage J.P., Pace R.K. *The Biggest Myth in Spatial Econometrics*. SSRN, 2010. DOI: 10.2139/ssrn.1725503.

21. Lottmann F. *Explaining Regional Unemployment Differences in Germany: A Spatial Panel Data Analysis*. SFB 649 Discussion Paper 2012-026. Berlin: Humboldt-Universität, 2012. 56 p. Available at: <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-649-papers/2012-26/PDF/26.pdf> (accessed 11 April 2015).

22. Martin R. Regional Unemployment Disparities and Their Dynamics. *Regional Studies*, 1997, vol. 31, no. 3, pp. 237–252. DOI: 10.1080/00343409750134665.

23. Meyer B., Tasci M. An Unstable Okun's Law, Not the Best Rule of Thumb // *Economic Commentary*, 2012, no. 2012-08, June 7.

24. Molho I. Spatial Autocorrelation in British Unemployment. *Journal of Regional Science*, 1995, vol. 35, no. 4, pp. 641–658. DOI: 10.1111/j.1467-9787.1995.tb01297.x.

25. Mundlak Y. On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1978, vol. 46, no. 1, pp. 69–85. DOI: 10.2307/1913646.

26. Niebuhr A. Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe. *European Journal of Spatial Development*, 2003, vol. 5, pp. 1–26.

27. Ord K. Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 1975, vol. 70, no. 349, pp. 120–126. DOI: 10.1080/01621459.1975.10480272.

28. Partridge M.D., Rickman D.S. Differences in State Unemployment Rates: The Role of Labor and Product Market Structural Shifts. *Southern Economic Journal*, 1995, vol. 62, no. 1, pp. 89–106. DOI: 10.2307/1061378.

29. Plümper T., Neumayer E. Model Specification in the Analysis of Spatial Dependence. *European Journal of Political Research*, 2010, vol. 49, no. 3, pp. 418–442. DOI: 10.1111/j.1475-6765.2009.01900.x.

30. Stakhovych S., Bijmolt T.H. Specification of Spatial Models: A Simulation Study on Weights Matrices. *Papers in Regional Science*, 2009, vol. 88, no. 2, pp. 389–408. DOI: 10.1111/j.1435-5957.2008.00213.x.