

Е. В. Семерикова

Безработица в Западной и Восточной Германии: пространственный анализ панельных данных¹

В настоящем исследовании с помощью пространственных моделей панельных данных анализируются детерминанты региональной безработицы в Германии, а также пространственные внешние эффекты. В работе используются панельные данные за период 2001–2009 гг. по 407 из 413 регионам Германии (в соответствии с региональным делением NUTS III). Для учета пространственных взаимосвязей между регионами в регрессиях используется пространственная взвешивающая матрица обратных расстояний. Статические и динамические пространственные модели оцениваются с помощью скорректированного метода максимального правдоподобия.

Ключевые слова: пространственный анализ панельных данных; региональная безработица; Германия.

JEL classification: C21; C23; R1.

1. Введение

Безработица является одним из основных индикаторов благосостояния населения, именно поэтому не ставится под сомнение актуальность изучения ее природы и определяющих факторов. Множество макроэкономических подходов затрагивают проблемы безработицы на национальном уровне, однако регулирование безработицы на региональном уровне может оказаться более эффективным. Уменьшение региональных различий в уровне безработицы может привести к таким результатам, как увеличение ВВП или снижение инфляции (Taylor, 1996). Выигрыш от уменьшения региональных различий в уровнях безработицы состоит также в снижении неблагоприятных эффектов, связанных с высоким уровнем безработицы в определенных географических районах (Elhorst, 2003).

Решения участников рынка труда обычно не ограничиваются регионами их проживания. Соискатели рассматривают возможности найти работу и в других регионах, местонахождение фирм тоже зависит от ситуаций на локальных региональных рынках труда. Bronars, Jansen (1987) установили, что однопериодный шок на рынке труда одного региона влияет на соседние регионы, находящиеся на расстоянии до 200 километров от него. Издержки, связанные с расстояниями, могут быть причиной медленного урегулирования рынков труда и, как следствие, вызывать высокую безработицу. К тому же, наблюдаемая пространственная

¹ Автор признателен финансовой поддержке Правительства Российской Федерации в рамках гранта № 11. G34.31.0059 и финансовой поддержке программы международного обмена научными кадрами им. Марии Кюри в рамках проекта IRSES GA-2010–269134. Автор также хотел бы выразить благодарность О. Демидовой, Б. Дроге, Г. Канторовичу, Э. Ершову за критические замечания и предложения, а также А. Нибур и Ф. Лоттманн за помощь в поиске данных.

зависимость может служить прокси-переменной для ненаблюдаемых пропущенных переменных (Fingleton, 1999). Таким образом, пространственная корреляция должна быть учтена в регрессионном анализе безработицы. Игнорирование пространственных эндогенных переменных в регрессионной модели приводит к смещенным и неэффективным оценкам. А игнорирование пространственной зависимости в ошибках приводит к несмещенным, но все же неэффективным оценкам. Franzese, Hays (2007) теоретически доказали, что оценки коэффициентов в моделях без учета значимых пространственных эффектов смещены вверх, а Lottmann (2012) подтвердила это эмпирически в ходе анализа пространственных эффектов безработицы в Германии.

В данном исследовании проводится анализ региональной безработицы в Германии с учетом пространственных связей между регионами. В анализе используются данные о 407 из 413 регионов Германии за период с 2001 по 2009 гг. Для оценки пространственных моделей панельных данных применяются две техники: метод максимального правдоподобия, разработанный специально для пространственных моделей, и обобщенный метод моментов для систем уравнений. В ходе анализа исследуется разница между детерминантами безработицы Восточной и Западной Германии. Также выявляется разница между внешними пространственными эффектами среди регионов как внутри восточной и западной частей страны, так и между ними.

Вклад данного исследования в анализ безработицы в Германии на региональном уровне с помощью пространственных моделей панельных данных состоит в следующем. Во-первых, с целью получения более корректной интерпретации, после оценивания пространственных моделей панельных данных вычисляются прямые и косвенные эффекты. Во-вторых, для оценки, наряду с другими, применяется обобщенный метод моментов (ОММ) для систем уравнений (Blundell, Bond, 1998). В-третьих, выявляется, что зависимость между зависимой переменной и ее пространственным лагом может быть нелинейной. Наконец, применяется расширенная спецификация модели для исследования внешних эффектов не только между регионами внутри западной и восточной частей Германии, но и изучается влияние этих частей друг на друга.

Анализ показал, что безработица в Германии в целом имеет и равновесную, и неравновесную природу². При этом безработица западной части страны имеет, скорее, неравновесную природу, в то время как безработица восточной части обусловлена в большей степени факторами теории о равновесном уровне безработицы. Кроме того, выявлено, что безработица в Восточной Германии влияет на безработицу как в Восточной, так и в Западной Германии. Однако безработица в западных регионах влияет только на безработицу регионов Западной Германии.

Статья построена следующим образом. В следующем разделе описаны основные теории наличия региональных различий в уровнях безработицы и использование моделей пространственной эконометрики для ее анализа. Затем описываются используемые для анализа данные, и проводится предварительный анализ пространственной связи между регионами. В третьем разделе безработица в Германии анализируется с помощью пространственных

² Равновесный уровень безработицы подразумевает такую ситуацию, в которой существует полезность для каждого рынка труда, при которой отсутствуют стимулы для дальнейшей миграции между регионами (Molho, 1995). Неравновесный подход к уровню безработицы подразумевает медленное установление равновесия. В этом случае значимыми будут факторы, влияющие на скорость установления равновесия.

регрессионных моделей панельных данных, после чего приводятся основные результаты. В заключении представлены ключевые выводы данной работы.

2. Обзор литературы

2.1. Подходы к анализу региональной безработицы

В данной статье используется подход, предложенный Partridge, Rickman (1995), в котором безработица исследуется в зависимости от достаточно обширного набора факторов. В оцениваемом ими уравнении все показатели можно разделить на две основные группы: показатели, объясняющие безработицу с точки зрения теории о равновесном уровне безработицы, и показатели, объясняющие безработицу с точки зрения теории о неравновесном уровне безработицы.

Теория о неравновесном уровне безработицы предполагает, что уровень безработицы достигает своего равновесного значения только в долгосрочном периоде вследствие медленной скорости подстраивания. Поэтому различия в уровнях безработицы сохраняются на протяжении долгого периода времени. Основным определяющим фактором для региональной безработицы в рамках данной теории является скорость установления равновесия. Поэтому существенно важными здесь представляются миграционные процессы. Скорость приспособления в свою очередь определяется спросом и предложением на труд. В частности, она зависит от гибкости заработных плат, решений домохозяйств о миграции и участии в рабочей силе, решений фирм о местоположении (Aragon et al., 2003).

Теория о равновесном уровне безработицы предполагает, что внешние шоки и экономические потрясения на рынке труда меняют уровень безработицы только на короткий период, позволяя ему быстро вернуться к равновесному уровню. В соответствии с этим подходом равновесные региональные уровни различаются в зависимости от факторов привлекательности регионов для проживания, которые ограничивают процессы миграции. Разные равновесные уровни безработицы могут быть также результатом наличия отраслевых и зарплатных различий между регионами.

2.1.1. Факторы, объясняющие безработицу неравновесной природы

Ключевыми факторами, определяющими уровень региональной безработицы, являются демографические характеристики региона, в качестве которых может использоваться, в частности, уровень рождаемости, положительно влияющий на уровень безработицы в регионе (Johnson, Kneebone, 1991). Однако влияние уровня рождаемости происходит с большим лагом (> 15 лет), поэтому этот показатель исследователями почти не используется.

Возрастная структура населения влияет на уровень безработицы следующим образом. Население с большой долей молодых людей приводит к более высокому уровню безработицы (Hofler, Murphy, 1989; Elhorst, 1995). Доля пожилых людей не оказывает такого же отрицательного эффекта, как большая доля молодых людей (Partridge, Rickman, 1995), но, тем не менее, увеличивает долю безработных.

Уровень рождаемости напрямую связан с возрастной структурой населения. Высокая рождаемость увеличивает долю молодых людей и снижает долю пожилых (Elhorst, 2003). Эффект возрастной структуры заключается в том, что молодые люди с большей вероятностью

мигрируют в другие регионы, в отличие от пожилых людей, большинство из которых являются рискофобами и имеют большие альтернативные издержки переезда (Aragon et al., 2003). Механизм установления равновесия работает быстрее, когда большую долю рабочей силы составляет молодежь, поэтому и уровень безработицы в таких регионах будет меньше. С другой стороны, процент безработных среди молодого населения значительно больше, чем среди взрослого, т. к. молодые люди чаще находятся в поиске постоянного места работы. Как следствие, регионы с большой долей молодых людей страдают более высоким уровнем безработицы.

Более образованные люди чаще располагают обширным количеством предложений о работе, а следовательно, и возможностями для миграции (McCormick, Sheppard, 1992). Кроме того, они более информированы об экономических условиях в различных регионах страны, и поэтому могут обладать еще большим желанием мигрировать. Таким образом, высокий уровень образования ускоряет процесс установления равновесия на рынке труда (Aragon et al., 2003). Поэтому регионы с большой долей людей с высшим образованием отличаются более низким уровнем безработицы.

В регионах, где преобладает городское население, процесс поиска работы ускоряется по сравнению с регионами, где преобладает сельское население. Это объясняется более совершенными информационными механизмами и высокой плотностью населения. Таким образом, преобладание городского населения свидетельствует о более низком уровне безработицы, что было также доказано Molho (1995) в его модели миграции.

Скорость установления рыночного равновесия также зависит от величины издержек, связанных с миграцией. Одним из индикаторов издержек миграции выступают цены на жилье. Очевидно, что растущие цены на недвижимость увеличивают миграционные издержки, тем самым снижая вероятность миграции, что в свою очередь снижает скорость установления равновесного уровня безработицы. С другой стороны, цены на недвижимость могут рассматриваться как фактор, объясняющий уровень безработицы с точки зрения теории о ее равновесном уровне. Уровень цен на недвижимость является одним из главных составляющих индикатора, отображающего уровень стоимости жизни. В равновесии регион с низкой стоимостью жизни с большей вероятностью будет иметь более высокий уровень безработицы, т. к. снижение стоимости жизни увеличивает реальную заработную плату, а это в свою очередь увеличивает уровень безработицы (Aragon et al., 2003).

Высокие компенсации по безработице снижают стимулы к поиску работы или миграции, что, несомненно, отрицательно сказывается на скорости установления равновесного уровня безработицы. Выплаты по безработице могут также оказывать влияние на ее региональный уровень с точки зрения теории о равновесном уровне безработицы. Данное влияние будет рассмотрено ниже.

Очевидно, что рост занятости, рассчитанный как темп прироста количества занятых в регионе, снижает уровень безработицы как данного, так и соседних регионов. Отрицательный эффект роста занятости был установлен во многих исследованиях, например (BurrIDGE, Gordon, 1981; Molho, 1995).

Таким образом, неравновесные факторы в большей степени являются характеристиками предложения труда, чем характеристиками спроса на труд. В действительности спрос на труд отличается меньшей гибкостью по сравнению с предложением труда. Это обусловлено тем, что фирмы обладают более высокими миграционными издержками, их миграционные решения подвергаются более тщательному анализу возможных выгод и потерь, связанных с изменением или расширением местоположения фирмы.

2.1.2. Факторы, объясняющие безработицу равновесной природы

В одном из самых ранних исследований, посвященных анализу региональной безработицы с точки зрения теории о равновесном уровне, Marston (1985) выясняет, что большая вероятность быть безработным компенсируется выгодами от пребывания в данном регионе. Такими выгодами являются высокие заработные платы, привлекательность региона для жизни и высокие пособия по безработице. Эти показатели различаются от региона к региону. Если бы рынки труда были совершенными, и участники рынка труда имели возможность беспрепятственно мигрировать, то региональные различия в уровне безработицы значительно бы снизились. Люди продолжали бы мигрировать в регионы с более высоким спросом на труд до тех пор, пока некоторые факторы привлекательности региона не заставили бы их остаться жить в текущем регионе. Привлекательность региона может быть охарактеризована уровнем жизни, климатом, культурой, природой и развитостью инфраструктуры. В том числе, к таким выгодам относятся жилищные условия, низкая преступность и смертность, а также низкое загрязнение воздуха (BurrIDGE, Gordon, 1981). Влияние привлекательности регионов также учитывается в моделях миграции. Например, Molho (1995) для анализа безработицы использовал интересный подход, в котором он сначала моделировал миграционные потоки в зависимости от уровня безработицы, а после этого он обратил уравнение и анализировал безработицу уже в качестве зависимой переменной. В своем анализе он придавал существенное значение факторам, отражающим привлекательность региона.

Взаимосвязь уровня заработной платы с уровнем безработицы очевидна. Увеличение заработной платы может увеличивать безработицу. Это объясняется тем, что в состоянии равновесия ожидаемый доход индивида равен его ожидаемой заработной плате, умноженной на вероятность быть нанятым. Эта вероятность равна единице за вычетом уровня безработицы, деленного на 100% (Harris, Todaro, 1970). Более высокий уровень заработных плат снижает спрос на труд, что подтверждает положительную взаимосвязь между средним уровнем заработной платы в регионе и уровнем безработицы. Однако зачастую это влияние не подтверждается эмпирическими исследованиями (Partridge, Rickman, 1995; Molho, 1995).

Некоторые отрасли, такие как легкая промышленность, характеризуются более высоким уровнем безработицы, чем, например, сектор услуг (Armstrong, Taylor, 1988). Более того, одна и та же отрасль может иметь разные уровни безработицы в разных регионах. Разница в отраслевых структурах регионов считается одной из важнейших причин различий в уровнях безработицы между регионами (Martin, 1997). Krugman (1995) утверждает, что влияние отраслевых различий между регионами отражает влияние феномена интеграции. Интеграция регионов снижает межрегиональные транзакционные издержки. Вследствие этого усиливается специализация регионов. Экономики регионов становятся менее диверсифицированными, поэтому регионы становятся более чувствительными к внешним шокам. В результате высокая интенсивность экономических колебаний усиливает различия региональных уровней безработицы. Elhorst (2003) тоже подтверждает важность отраслевой структуры для уровня безработицы, объясняя это тем, что регионы, в которых преобладают предприятия «бедных» экономических секторов, будут иметь более высокую безработицу, чем регионы, специализирующиеся на процветающих отраслях, таких как, например, сфера услуг.

В число наиболее распространенных показателей, включаемых в число объясняющих переменных, входит ВРП на душу населения. В эмпирических исследованиях было установлено, что ВРП отрицательно влияет на уровень безработицы. Такая зависимость, однако, не обязательно будет иметь место при анализе их взаимосвязи во времени (Elhorst, 2003).

Другая возможная прокси для привлекательности региона — плотность населения. Высокая плотность населения в регионе является прямым следствием наличия хороших условий для жизни. Таким образом, равновесный подход включает в себя главным образом характеристики привлекательности региона для жизни, отраслевую структуру и показатели стоимости жизни.

Неравновесный же подход берет во внимание факторы, влияющие на скорость установления равновесия. К числу таких факторов обычно относят возрастную структуру населения и уровень образования. Хотя подходы довольно сильно различаются, в большинстве работ используется комбинация факторов (Partridge, Rickman, 1997; Cracolici, 2007; Aragon et al., 2003; Lottmann, 2012). Включение факторов обоих типов позволяет выяснить, какую природу (равновесную или неравновесную) в большей степени имеет безработица в регионах данной страны. Если безработица в большей степени объясняется равновесной теорией, то попытки государства принять меры для снижения уровня безработицы будут, скорее всего, бессмысленными. Воздействие на факторы теории о равновесной безработице достаточно трудоемко и зачастую почти невозможно (Marston, 1985).

2.2. Учет пространственных эффектов при анализе безработицы

Существенный вклад в пространственный эконометрический анализ безработицы был сделан Molho (1995). Используя данные пространственного типа, он выясняет, что включение пространственных внешних эффектов существенно уменьшает пространственную автокорреляцию в остатках. Он обращает внимание на то, что внешние пространственные эффекты имеют существенное значение в случае шоков со стороны спроса на труд, происходящих на локальных рынках труда. Aragon et al. (2003) осуществляют поиск наилучшей спецификации модели с включением пространственных эффектов в ходе анализа безработицы в регионе Юг–Пиренеи во Франции. После проведения набора тестов авторы показывают, что наилучшей моделью для описания безработицы на юге Франции является регрессионная модель с пространственной зависимостью в ошибках. Они также делают выводы о том, что безработица в исследуемом регионе имеет неравновесную природу.

Cracolici (2007) анализирует пространственные эффекты безработицы в Италии и утверждает, что наилучшей моделью является модель с пространственным лагом зависимой переменной. Такой же вывод получен в (Aragon et al., 2003) в результате анализа регионов во Франции. Кроме того, Cracolici (2007) устанавливает, что безработица в большей степени обуславливается неравновесными факторами, а точнее — факторами спроса на труд. Niebuhr (2003) оценивала пространственные модели для панельных данных по регионам Европы. Модели включали пространственный лаг зависимой переменной и имели пространственную структуру в остатках. В качестве основных определяющих показателей были использованы рост занятости и трудовая мобильность. Рассматривались три вида пространственной взаимосвязи: миграция, ежедневная миграция и межрегиональная торговля. Результаты этой работы доказывают, что европейский рынок труда характеризуется наличием значимых пространственных эффектов. Регионам свойственна кластеризация в географическом пространстве по уровню благополучия рынков труда.

Пространственный анализ уровня безработицы в Германии был проведен Lottmann (2012). Она оценивает несколько видов пространственных моделей. Тестирование различных видов

моделей с пространственными эффектами позволяет ей сделать вывод о том, что наилучшей моделью анализа региональной безработицы является динамическая пространственная модель панельных данных. Автор также анализирует разницу между пространственными эффектами в Восточной и Западной Германии, оценивая пространственные модели применительно к восточной и западной частям страны в отдельности. Настоящее исследование продолжает пространственный анализ региональной безработицы в Германии, уделяя особое внимание изучению пространственных эффектов между Востоком и Западом.

3. Описание данных и переменных

3.1. Уровень безработицы и определяющие ее факторы

Данные для текущего исследования главным образом обеспечены Статистическим бюро Германии (Statistisches Bundesamt). Информация о средней региональной почасовой оплате труда и внутреннем региональном продукте на душу населения обеспечена Статистическим бюро Баден-Вюртемберга (Arbeitskreis Volks — Wirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder).

Официальное определение уровня безработицы Статистического бюро Германии менялось в течение исследуемого промежутка времени. Ежегодные значения уровня безработицы вычислялись в соответствии с последним официальным определением. Как и в предыдущих исследованиях, в данном исследовании используется региональное деление NUTS III.

В работе используются панельные данные за период с 2001 по 2009 гг. по 407 из 413 регионов Германии. Данные о некоторых регионах не включены в исследование ввиду региональных реформ. В результате реформы земли Саксония-Анхальт, которая была проведена в 2007 г., число регионов в этой земле уменьшилось с 21 до 11. В результате реформы земли Саксония, проведенной в 2008 г., число регионов уменьшилось с 29 до 13. Данные по регионам этих земель были агрегированы в соответствии с проведенными реформами за исключением 6 регионов земли Саксония-Анхальт. Для агрегирования этих регионов не было достаточной информации.

В Приложении табл. 5 представляет описательные статистики ежегодных уровней безработицы, а табл. 6 и 7 отображают описательные статистики для Западной и Восточной Германии в отдельности. В Восточной Германии отмечается более высокий уровень безработицы, чем в Западной Германии.

В соответствии с теорией безработица может быть обусловлена равновесными и неравновесными эффектами, описанными в предыдущем разделе. С целью учета и тех и других эффектов в модель включены регрессоры обоих типов. Первая включенная в регрессию переменная «рост занятости» относится к факторам, объясняющим неравновесную природу безработицы. Очевидно, что ожидаемое влияние данного фактора отрицательное. Демографические характеристики представлены следующими переменными: доля молодых людей (от 15 до 25 лет) и доля людей в возрасте от 55 до 65 лет в населении трудоспособного возраста (от 15 до 65 лет). Несмотря на то что в соответствии с теорией молодое население мигрирует с большей вероятностью, коэффициент перед переменной «доля молодых людей» ожидается отрицательным. Как правило, большая доля молодого населения в возрасте

от 15 до 25 лет увеличивает общий уровень безработицы вследствие того, что большинство из них продолжает получать образование. Как показал Molho (1995), доля пожилых людей (в возрасте от 65 лет) увеличивает уровень безработицы. В текущем же случае (возраст от 55 до 65 лет) ожидается положительный эффект переменной «доля людей в возрасте от 55 до 65 лет» на уровень безработицы. Обычно люди такого возраста уже имеют постоянные места работы и не хотят с ними расставаться ввиду таких обстоятельств, как приверженность компании, опыт и т. д. Также включены переменные уровня образования, характеризующие качество человеческого капитала: доля занятых, которые имеют только школьное образование или образование университетское.

Далее будут рассматриваться факторы, объясняющие уровень безработицы с точки зрения теории о ее равновесном уровне. Как прокси для общей привлекательности регионов используются ВРП на душу населения и плотность населения. Высокий ВРП на душу населения свидетельствует о высокой общей привлекательности региона. Плотность населения тоже часто используется как прокси для привлекательности регионов. Кроме того, плотность населения может быть интерпретирована и как неравновесный фактор, т. к. высокая плотность населения соответствует более эффективному распространению информации об имеющихся вакансиях. С другой стороны, тем, кто живет в густонаселенных регионах, требуется больше времени на сбор необходимой информации о возможных местах работы (Partridge, Rickman, 1995; Taylor, Bradley, 1997). Таким образом, эффект ВРП ожидается отрицательным, но в отношении плотности населения не делается каких-либо определенных предположений о направлении эффекта.

Влияние отраслевой структуры региона было подтверждено во многих работах (например (Armstrong, Taylor, 1993; Lottmann, 2012)), она считается одной из основных причин региональных различий в рамках равновесного подхода. Для учета отраслевой структуры региона используются доли занятых в сельскохозяйственной, мануфактурной, строительной и гостиничной (сюда включены также торговля, общественное питание, транспорт) отраслях. Положительное влияние ожидается для доли занятых в сельскохозяйственном секторе и отрицательное влияние — для всех остальных. В качестве дополнительного фактора, определяющего уровень безработицы в рамках теории о равновесном уровне безработицы, в модель включена средняя региональная оплата труда за час. В соответствии с теорией следует ожидать положительного коэффициента перед данной переменной. Отсутствие мультиколлинеарности между представленными переменными было проверено с помощью показателей VIF.

3.2. Пространственная зависимость

С целью учета пространственных взаимосвязей в регрессионных моделях, используются специальные взвешивающие матрицы. Каждый элемент такой матрицы (w_{ij}) идентифицирует пространственную взаимосвязь между регионами i и j . Вид пространственной взвешивающей матрицы существенно влияет на полученные оценки, поэтому выбор вида взвешивающей матрицы является предметом отдельных исследований. Существует несколько способов формирования пространственной матрицы. Самый простой заключается в использовании бинарной граничной матрицы. Элемент такой матрицы равен единице, если два региона имеют общую границу, и равен нулю в противном случае.

Другой способ формирования матрицы основывается на расстояниях между регионами. Такой способ претендует на более качественное отображение пространственных связей между регионами. Niebuhr (2003) и Lottmann (2012) при построении матрицы используют функцию с параметром угасания (*distance decay function*), отрицательную экспоненциальную функцию произведения двух факторов: расстояния между регионами и параметром угасания (*decay parameter*). В данной работе используется обратная матрица расстояний, элементами которой являются обратные расстояния между регионами:

$$W = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{d_{12}} & \dots & \frac{1}{d_{1N}} \\ \frac{1}{d_{21}} & 0 & \dots & \frac{1}{d_{2N}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{d_{N1}} & \frac{1}{d_{N2}} & \dots & 0 \end{pmatrix}.$$

В качестве расстояний взяты расстояния между региональными центрами, измеренные по прямой. Матрица нормирована по строкам, как и в предшествующих исследованиях (Niebuhr, 2003; Lottmann, 2012; Aragon et al., 2003). Техника использования матрицы обратных расстояний была разработана в (Burrough, McDonnell, 1998; Anselin, 2002).

Вычисление индексов Морана и Гири является неотъемлемой частью любого исследования, направленного на изучение пространственных эффектов. Индекс Морана (Moran, 1950) вычисляется по следующей формуле:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (u_i - \bar{u})(u_j - \bar{u})}{\sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2},$$

где u_i и u_j — уровни безработицы в регионах i и j соответственно; $\bar{u}$ — средний по n регионам уровень безработицы; w_{ij} — элемент пространственной взвешивающей матрицы, отображающий тесноту пространственной связи между регионами j и i ; n — общее число регионов. Индекс пространственной корреляции Гири вычисляется следующим образом:

$$C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (u_i - u_j)^2}{2W \sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2},$$

где W обозначает сумму по всем w_{ij} , остальные обозначения те же, что и в индексе Морана.

Индекс Морана принимает значения в интервале $[-1; 1]$, при этом значения, близкие к единице, свидетельствуют о высокой пространственной корреляции, а значения, близкие к -1 , говорят об отрицательной пространственной корреляции. Индекс Гири принимает значения в интервале $[0; 2]$, где значения от 0 до 1 обозначают наличие положительной

пространственной корреляции, а значения от 1 до 2 свидетельствуют об отрицательной пространственной корреляции. Данные индексы являются глобальными мерами пространственной автокорреляции. Глобальный индекс выражает общую степень сходства близких регионов в исследуемой области по переменной Y , в то время как локальный индекс рассчитывается для каждого наблюдения и показывает степень сходства каждого региона с соседними регионами (Pfeiffer et al., 2008). Значимость статистики Морана основывается на вычислении z -статистики. Нулевая гипотеза: отсутствие пространственной автокорреляции (индекс Морана $I = 0$). Альтернативная гипотеза состоит в том, что пространственная автокорреляция существует ($I > 0$ или $I < 0$). Можно показать, что при нулевой гипотезе об отсутствии пространственной корреляции на больших выборках индекс распределен нормально (Sen, 1976). Поэтому в асимптотике статистика стандартно нормально распределена. На малых выборках применимость статистики Морана была подтверждена с помощью имитационного моделирования (Anselin, Florax, 1995). При подсчете индексов Морана, чтобы избежать идентификации кажущейся зависимости, используется предположение, что данные не содержат тренда. Для определения значимости индекса Гири используется аналогичный подход.

Таблица 1. Индексы пространственной корреляции

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<i>Индекс Морана</i>									
Германия	0.249***	0.243***	0.237***	0.233***	0.235***	0.233***	0.240***	0.245***	0.231***
Запад	0.233***	0.211***	0.192***	0.193***	0.222***	0.236***	0.253***	0.275***	0.251***
Восток	0.038***	0.025**	0.033***	0.039***	0.026**	0.030**	0.052***	0.057***	0.028**
<i>Индекс Гири</i>									
Германия	0.707***	0.713***	0.717***	0.719***	0.724***	0.726***	0.717***	0.714***	0.733***
Запад	0.757***	0.781***	0.800***	0.801***	0.772***	0.762***	0.744***	0.723***	0.752***
Восток	0.957**	0.970	0.960**	0.951***	0.966*	0.967*	0.942***	0.937***	0.972

Примечание. ***, **, * — значимость на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно.

Подсчитанные индексы показывают наличие значимой положительной пространственной корреляции (см. табл. 1). Кроме того, наблюдается слабая понижающаяся тенденция, что может свидетельствовать о развитии интегрированности в стране. Для Западной Германии значение индекса Морана выше (а индекса Гири — ниже), что свидетельствует о более высокой степени пространственной корреляции. Поэтому логично предположить, что западные и восточные регионы различаются по степени пространственного влияния друг на друга. Значимая пространственная корреляция говорит об очевидности взаимного влияния регионов друг на друга, которое следует учитывать в регрессионном анализе.

4. Пространственные эконометрические модели

4.1. Статическая пространственная модель

Как уже было замечено, при анализе данных с пространственной зависимостью при оценивании регрессионной модели необходимо учитывать пространственные эффекты. Когда

не включен статистически значимый пространственный лаг (WX) или пространственный лаг экзогенной переменной (WY), стандартное оценивание методом МНК дает смещенные оценки. Такое смещение аналогично смещению, вызванному пропущенной переменной. В случае присутствия пространственной зависимости в ошибках МНК дает несмещенные, но неэффективные оценки.

Существует три типа пространственной зависимости, которые могут отразить связь между наблюдением с определенным местоположением и наблюдениями с другим местоположением. Это: 1) влияние Y других регионов на Y данного региона; 2) влияние X других регионов на Y данного региона; 3) пространственная зависимость ошибок. Наиболее общая модель, которая включает пространственные лаги зависимой переменной, вектора регрессоров и имеет пространственную структуру в остатках, выглядит следующим образом:

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \gamma_t 1_N + V_t, \quad V_t = \lambda WV_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

где Y_t — вектор зависимых переменных размерности $(N \times 1)$, X_t — матрица регрессоров размерности $(N \times k)$, μ — вектор индивидуальных эффектов размерности $(N \times 1)$, 1_N — единичный вектор размерности $(N \times 1)$, γ_t обозначает временные эффекты, ρ — пространственный авторегрессионный коэффициент, λ — пространственный автокорреляционный коэффициент, θ — вектор неизвестных параметров размерности $(k \times 1)$, ошибки $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$.

Предполагается, что W — экзогенная неотрицательная взвешивающая матрица размерности $(N \times N)$, которая отображает пространственную взаимосвязь между регионами. Диагональные элементы матрицы равны нулю по построению. Вектор WY_t — пространственный лаг зависимой переменной, позволяющий выявить влияние исследуемого показателя других регионов на исследуемый показатель данного региона. Вектор WX_t — пространственный лаг регрессоров, позволяющий оценить влияние экзогенных характеристик других регионов на Y данного региона. WY_t отражает пространственную структуру ошибок.

Для выбора спецификации Debarsy, Ertur (2010) разработали подход, основанный на LM тестировании пяти различных гипотез. Lottmann (2012), используя данный подход, останавливается на следующей спецификации модели:

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \mu + \gamma_t 1_N + V_t, \quad V_t = \lambda WV_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

где составляющие уравнения определены так же, как и в предыдущем уравнении. В текущем исследовании анализ начинается с оценивания именно этой модели.

Предложенные выше модели требуют особого подхода к оцениванию. Применение стандартных методов, таких как обычный МНК, приводит к несостоятельным оценкам (Franzese, Hays, 2007). Для оценки таких моделей применяется метод максимального правдоподобия, разработанный для моделей с пространственными лагами (Anselin, 1988) и расширенный для случая панельных данных. Однако при использовании панельных данных возникают следующие трудности: для малого T и большого N оценки дисперсий оценок будут несостоятельны в случае, когда в модель включены фиксированные индивидуальные эффекты, но не включены временные эффекты. Когда в модель включены фиксированные индивидуальные и временные эффекты, оценки остальных параметров тоже становятся несостоя-

тельными. Даже когда T и N велики, распределения оценок параметров не центрированы (Lee, Yu, 2010a). Вследствие этого используется скорректированный метод максимального правдоподобия для панельных данных, разработанный Lee, Yu (2010a, 2010b). В целях устранения проблемы несостоятельности оценок параметров, вместо within-преобразования они предлагают два ортогональных преобразования для элиминирования фиксированных и временных эффектов.

Совместная значимость фиксированных индивидуальных эффектов проверена с помощью LR теста (см., например, (Elhorst, 2013)). Тестовая статистика $LR = 2(\log L(\bar{H}) - \log L(H))$, где $L(H)$, $L(\bar{H})$ — функции правдоподобия, вычисленные при нулевой гипотезе H и альтернативной $\bar{H}$ соответственно, асимптотически распределена как χ^2 с $N - 1$ степенями свободы (Wilks, 1938). Результат теста подтверждает необходимость включения фиксированных индивидуальных эффектов. Значимость временных эффектов ($H: \gamma_1 = \dots = \gamma_T$) также подтверждается.

4.2. Динамическая пространственная модель

Как было установлено в предыдущих исследованиях, более релевантной моделью для анализа рынка труда является динамическая модель (Lottmann, 2012; Niebuhr, 2003). Поэтому в настоящей работе проводится оценка модели с лаговой зависимой переменной (Spatial Autoregression Model, SAR), т. е. модели с включением лаговой зависимой переменной и пространственного лага:

$$Y_t = \tau Y_{t-1} + \rho WY_t + X_t\beta + \mu + \gamma_t 1_N + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3)$$

где Y_{t-1} — лаг зависимой переменной, τ — коэффициент перед динамическим лагом, $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$. Остальные обозначения соответствуют обозначениям предыдущей модели.

В динамической пространственной модели одновременное включение и лаговой зависимой переменной, и пространственной структуры в остатках невозможно из-за проблемы идентификации (Anselin et al., 2008). Спецификация динамической модели (3) также основывается на выборе спецификации динамической модели в работе Lottmann (2012).

В настоящий момент существует три различных способа оценки динамических пространственных моделей панельных данных. В данной работе применяется два метода оценивания: метод максимального правдоподобия (ММП) и обобщенный метод моментов для систем уравнений (IV/GMM). Также применяют байесовский подход, оценивая модели с помощью метода Монте-Карло по схеме марковской цепи (LeSage, 1997).

Метод максимального правдоподобия в применении к динамическим пространственным моделям был разработан Yu et al. (2008) и скорректирован Lee, Yu (2010a) в целях устранения проблемы несостоятельности оценок, о которой говорилось выше. Его применение корректно, когда либо Y_{t-1} , либо WY_{t-1} не включено в уравнение регрессии (Elhorst, 2012).

Далее для оценивания динамической модели применяется IV/GMM подход, основанный на методе Ареллано–Бонда (Arellano, Bond, 1991; Blundell, Bond, 1998). Проблема использования стандартного обобщенного метода моментов (Difference GMM) состоит в том, что данная техника оценивания приводит к смещенным оценкам, что в особенности каса-

ется коэффициента ρ (Elhorst, 2010). Lee, Yu (2010a) показали наличие смещения в оценках и предложили модификацию обобщенного метода моментов, которая дает состоятельные оценки даже при малом T и большом N . Другой способ получить состоятельные оценки, основываясь на обобщенном методе моментов, заключается в использовании ОММ для систем уравнений (Kukenova, Monteiro, 2009). Kukenova, Monteiro (2009) приходят к выводу, что смещение в оценках, показанное в (Lee, Yu, 2010a), существенно уменьшается в случае использования ОММ для систем уравнений и даже может быть проигнорировано. Использование метода IV/GMM мотивировано наличием проблемы эндогенности некоторых регрессоров, например, заработной платы или числа ежедневно мигрирующих. В качестве инструментов берутся лаги переменных модели.

В настоящей работе применяются оба метода. В связи с наличием корреляции второго порядка ошибок в первых разностях, которая была выявлена с помощью теста Ареллано–Бонда, в модель, оцениваемую с помощью ОММ для систем уравнений, включен второй лаг. В эту модель дополнительно включены следующие переменные: число ежедневно мигрирующих и число вновь зарегистрированных фирм. Эти переменные не могли быть включены в модель, оцениваемую ММП, ввиду недостатка некоторых значений.

Зависимость Y от своего пространственного лага WY не обязательно линейна. На основе диаграммы рассеяния³ выдвинуто предположение, что квадратичная функция более адекватно описывает эту зависимость, чем линейная. Поэтому для пространственного лага введена квадратичная зависимость.

Модель, оцениваемая с помощью ОММ для систем уравнений, принимает следующий вид:

$$Y_t = \tau_1 Y_{t-1} + \tau_2 Y_{t-2} + \rho_1 WY_t + \rho_2 WY_t^2 + X_t \beta + \mu + \gamma_t 1_N + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (4)$$

где WY_t^2 обозначает квадрат взвешенной суммы уровней безработицы остальных регионов. В качестве инструментов для объясняющих переменных брались их значения в предыдущие периоды ($t-2, \dots, t-6$).

4.3. Оценка пространственных эффектов между Востоком и Западом

Логично предположить, что Западная и Восточная Германия могут иметь различия как во влиянии рассматриваемых факторов на уровень безработицы, так и в пространственных эффектах. Lottmann (2012) анализирует различия между пространственными эффектами Западной и Восточной Германии путем оценивания моделей на подвыборках. Такой подход дает возможность оценить различие между влиянием экзогенных переменных на уровень безработицы в разных частях страны. В ее работе было показано, что большинство коэффициентов значимо различаются в моделях для восточных и западных регионов.

Однако данный подход не позволяет выявить пространственные эффекты влияния восточных регионов на западные, и наоборот. Для выявления таких эффектов применяется подход, который был разработан для российских регионов (Демидова, 2014). Используется следующее расширение спецификации:

³ Диаграмма доступна по запросу читателя.

$$\begin{pmatrix} Y_t^w \\ Y_t^e \end{pmatrix} = \tau \begin{pmatrix} Y_{t-1}^w \\ Y_{t-1}^e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \rho_{ww} W_{ww} & \rho_{we} W_{we} \\ \rho_{ew} W_{ew} & \rho_{ee} W_{ee} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t^w \\ Y_t^e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} X_t^w \beta_w \\ X_t^e \beta_e \end{pmatrix} + \gamma_t \mathbf{1}_N + \mu + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T, \quad (5)$$

где Y_t^w и Y_t^e обозначают вектора размерности $(N^w \times 1)$ и $(N^e \times 1)$ соответственно, индекс $(t-1)$ обозначает лаговое значение вектора, X_t^w и X_t^e — матрицы размерности $(N^w \times K)$ и $(N^e \times K)$ соответственно, $\mathbf{1}_N$ — единичный вектор, μ — вектор индивидуальных эффектов, ε_t — вектор остатков.

Взвешивающая матрица может быть представлена в виде суммы четырех частей:

$$W = \begin{pmatrix} W_{ww} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & W_{we} \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ W_{ew} & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & W_{ee} \end{pmatrix}. \quad (6)$$

Коэффициенты ρ_{we} и ρ_{ew} отражают влияние восточных регионов на западные и влияние западных регионов на восточные соответственно. Коэффициенты ρ_{ww} и ρ_{ee} характеризуют пространственные эффекты между регионами внутри Западной и Восточной Германии. Значимость регрессоров может различаться для западных и восточных регионов. Поэтому переменные преобразуются особым образом, удваиваясь в своем количестве (см. (Демидова, 2014)), например:

$$whwage_{it} = \begin{cases} hwage_{it}, & \text{если } i \text{ — западный регион,} \\ 0, & \text{если } i \text{ — восточный регион,} \end{cases}$$

$$ehwage_{it} = \begin{cases} 0, & \text{если } i \text{ — западный регион,} \\ hwage_{it}, & \text{если } i \text{ — восточный регион.} \end{cases}$$

Оценивание данной модели производится с помощью ОММ для систем уравнений. В качестве инструментов для объясняющих переменных брались их значения в предыдущие периоды $(t-2, \dots, t-6)$. С помощью теста Вальда проверяется гипотеза о равенстве соответствующих коэффициентов, например, $H: \beta_{ehwage} = \beta_{whwage}$. В случае если гипотеза не может быть отвергнута, вместо двух модифицированных переменных включается одна общая. Если гипотеза отвергается, то делается вывод о различиях во влиянии одного и того же фактора в разных частях страны.

5. Результаты

5.1. Результаты оценивания с помощью ММП

В целом результаты настоящего исследования схожи с результатами исследования региональной безработицы в Германии, проведенного Lottmann (2012). Тем не менее, различия все же присутствуют, что объясняется несколькими причинами. Во-первых, в данном исследовании используется другая взвешивающая пространственная матрица, а, согласно (Arbia,

Fingleton, 2008), результаты оценивания пространственных регрессионных моделей очень чувствительны к ее выбору. Во-вторых, в текущем исследовании используется несколько другое определение уровня безработицы, поскольку оно менялось в течение исследуемого периода. В данной работе он вычислен для всего периода в соответствии с последним официальным определением уровня безработицы Федерального агентства по занятости в Германии (Bundesagentur für Arbeit). Наконец, в настоящем анализе пространственных моделей используется несколько иной набор экзогенных переменных.

Так же как и в работе (Lottmann, 2012), на базе информационного критерия (AIC и BIC) делается вывод о том, что динамическая модель лучше описывает данные (см. табл. 2). В отличие от результатов, полученных Lottmann (2012), в текущей работе не наблюдается потеря значимости коэффициентов при переходе от статической модели к динамической. Следовательно, несмотря на свою значимость, динамический лаг зависимой переменной не ухватывает всей изменчивости регионального уровня безработицы. Результаты оценивания статических моделей представлены в табл. 2.

В то время как в обычной линейной модели регрессии интерпретировать коэффициенты достаточно просто, интерпретация коэффициентов в регрессионных моделях с учетом пространственных эффектов требует более осмотрительного подхода (Anselin, Le Gallo, 2006). Дело в том, что при включении пространственных лагов на уровень безработицы региона i оказывают влияние регрессоры не только региона i , но и других регионов. Для корректной интерпретации LeSage, Pace (2009) определили прямые и косвенные эффекты. В таблице 2 также представлены значения прямых и косвенных эффектов для статической и динамической моделей. Заметим, что прямые эффекты по своим значениям хоть и близки к значениям коэффициентов, но не равны им в точности. Для корректной интерпретации рекомендуется использовать значения прямых и косвенных эффектов.

Приводимая в таблице модель (2) — это модель с пространственным лагом зависимой переменной и пространственной структурой в остатках с фиксированными временными и индивидуальными эффектами, а модель (3) — динамическая модель с пространственным лагом зависимой переменной с фиксированными временными и индивидуальными эффектами. Модели оценены с помощью ММП.

Оценки прямых эффектов в большинстве случаев имеют ожидаемый знак. Влияние роста занятости на безработицу отрицательное, как и предполагалось, причем коэффициент по абсолютному значению выше в динамической модели. Стоимость труда, измеренная как средняя региональная часовая заработная плата, положительно влияет на уровень безработицы, что подтверждает теорию (Harris, Todaro, 1970). Доля работников, занятых в сельскохозяйственном секторе, увеличивает уровень безработицы. Регионы, в которых преобладает сельскохозяйственное население, как правило, страдают от относительно высокой безработицы. В действительности эта переменная является некой заменой фиктивной переменной, идентифицирующей преобладание сельского населения в регионе. Доля работников процветающей мануфактурной промышленности, напротив, снижает уровень безработицы. Неожиданным оказался знак у коэффициента перед переменной «доля занятых в строительной отрасли». Ожидалось, что регионы, в которых процветает такая отрасль как строительство, будут иметь тенденцию к меньшему уровню безработицы, однако знак соответствующего коэффициента положителен. Возможно, это связано с сезонностью строительства. В то время года, когда строительство приостановлено, существенная часть рабочих в сфере строительства теряет статус занятых.

Таблица 2. Результаты оценки моделей (2) и (3). Прямые и косвенные эффекты

	Коэффициенты		Прямые эффекты		Косвенные эффекты	
	Модель (2)	Модель (3)	Модель (2)	Модель (3)	Модель (2)	Модель (3)
Рост занятости	-0.0807*** (0.0114)	-0.203*** (0.008)	-0.0843*** (0.0101)	-0.203*** (0.009)	-1.361* (0.740)	-0.26*** (0.0118)
Почасовая оплата труда	0.125*** (0.0269)	0.127*** (0.021)	0.132*** (0.0320)	0.128*** (0.022)	2.214 (1.534)	0.166*** (0.033)
<i>Отрасли</i>						
Сельскохозяйственная	22.64*** (4.44)	41.58*** (4.367)	23.86*** (4.990)	41.76*** (4.235)	384.2* (221.3)	53.76*** (6.65)
Мануфактурная	-9.329*** (1.36)	-4.459*** (1.284)	-9.725*** (1.408)	-4.201*** (1.23)	-159.4 (101.0)	-5.393*** (1.588)
Строительство	-5.980* (3.028)	14.52*** (2.68)	-5.604* (2.946)	15.23*** (2.73)	-90.78 (69.84)	19.65*** (4.06)
Гостиничная	2.456 (1.67)	3.36* (1.67)	2.930* (1.733)	3.534* (1.744)	46.63 (39.40)	4.544* (2.23)
Доля молодых	28.09*** (2.015)	16.64*** (1.64)	29.20*** (2.181)	16.63*** (1.613)	471.3* (249.7)	21.41*** (2.65)
Доля людей от 55 до 65 лет	-22.71*** (2.028)	-12.05*** (1.72)	-23.72*** (2.185)	-12.21*** (1.64)	-383.0* (204.5)	-15.67*** (2.05)
<i>Образование</i>						
Школьное	-8.86*** (2.337)	7.274*** (1.97)	-9.306*** (2.379)	7.030** (2.17)	-150.6* (87.68)	9.052** (2.9)
Университетское	13.05*** (3.53)	32.67*** (3.29)	13.54*** (3.843)	32.90*** (3.44)	225.0 (164.3)	42.36*** (5.48)
Плотность	-0.00249*** (0.0006)	-0.00234*** (0.0006)	-0.00258*** (0.000629)	-0.0024*** (0.00069)	-0.0420 (0.0258)	-0.0031*** (0.0009)
ВРП	-0.0000349*** (0.0000079)	-0.0000274*** (0.000007)	-0.0000370*** (-0.000008)	-0.0000281*** (0.00000745)	-0.000622 (0.000442)	-0.0000361*** (0.00001)
Безработица в предыдущем периоде	—	0.399*** (0.0118)	—	—	—	—
ρ	0.935*** (0.0204)	0.565*** (0.0153)	—	—	—	—
λ	0.923*** (0.0224)	—	—	—	—	—
Число наблюдений	3663	3256	3663	3256	3663	3256
Число регионов	407					
AIC	6121.9	4419.5	—	—	—	—
BIC	6438.5	4730.0	—	—	—	—

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки. *, **, *** — значимость на 5, 1, 0.1%-ном уровне соответственно.

Влияние доли молодых людей положительно, что не удивительно, т. к. большинство людей до 25 лет продолжают получать образование и не имеют постоянного места работы. Подтверждается гипотеза о том, что работники в возрасте от 55 до 65 лет в большинстве своем имеют постоянную работу и редко принимают решение ее покидать, что является причиной более низкого уровня безработицы в регионе. Кроме того, отрицательный знак коэффициента подтверждает отсутствие дискриминации работников зрелого возраста. По результатам оценки динамической модели доля работников без профессионального образования увеличивает уровень безработицы. Однако еще больший положительный эффект наблюдается для доли работников с университетским образованием. Данный результат согласуется с результатом (Lottmann, 2012), хотя и противоречит интуитивным представлениям.

В соответствии с теорией о равновесном уровне безработицы, индивидуумы предпочитают жить в регионах с высоким уровнем безработицы только в том случае, если это компенсируется высоким уровнем привлекательности региона для жизни. Таким образом, уровень ВРП или плотность населения, характеризующие привлекательность региона, должны положительно воздействовать на уровень безработицы. Однако в соответствии с полученными результатами увеличение ВРП на душу населения снижает уровень безработицы. Плотность населения тоже отрицательно влияет на уровень безработицы. Это может объясняться тем, что данные факторы характеризуют привлекательность региона в большей степени для фирм, чем для индивидуумов. Фирмы, вероятнее, будут располагаться там, где безработица высока. Если рассматривать ВРП и плотность населения в качестве прокси для привлекательности производителей, то коэффициенты имеют ожидаемый знак. Увеличение привлекательности региона для производителей снижает уровень безработицы. Интересно, что для других переменных, характеризующих привлекательность региона, Lottmann (2012) получила коэффициенты, которые не соответствуют теоретическим представлениям. Таким образом, модель показывает, что безработица объясняется факторами и равновесной, и неравновесной теории.

Косвенные эффекты оказались значимыми только в динамической модели. Это говорит о том, что влияние изменения уровня безработицы одного региона на другой может быть описано только динамической моделью. Люди не реагируют мгновенно на изменения на локальных рынках труда, решение о миграции обычно требует некоторого времени. Реакция фирм значительно дольше реакции индивидуумов вследствие того, что им следует более обоснованно подходить к сравнению выгод и издержек.

Косвенные эффекты, называемые также пространственными внешними эффектами (spatial spillover effects), превышают прямые эффекты по абсолютному значению. Это говорит о том, что изменения значимых характеристик остальных регионов оказывает даже большее влияние на уровень безработицы данного региона, чем изменения его собственных характеристик. Таким образом, политика снижения уровня безработицы должна учитывать не только состояние одного проблемного региона, но и состояние соседних к нему регионов.

Коэффициенты ρ и λ , характеризующие пространственное взаимодействие, значимы и положительны, что подтверждает гипотезу о пространственном влиянии соседних регионов на безработицу данного региона. Значения коэффициентов близки к тем, что получены в предшествующем исследовании (Lottmann, 2012) — $\rho = 0.9$ против $\rho = 0.8$, и $\lambda = 0.9$ против $\lambda = 0.7$. Пространственный авторегрессионный коэффициент в динамической модели

отличается в большей степени ($\rho = 0.56$ против $\rho = 0.88$) из-за различных спецификаций моделей. Положительный значимый коэффициент подтверждает гипотезу о влиянии соседних регионов на уровень безработицы данного региона.

С целью изучения различий в пространственных эффектах Западной и Восточной Германии, статическая и динамическая модели были оценены на подвыборках (см. табл. 8 в Приложении), что позволило проанализировать пространственные эффекты между регионами и влияние экзогенных факторов каждой из частей страны в отдельности. Были проведены тесты на совпадение одних и тех же коэффициентов для восточных и западных регионов. Результаты тестов показывают, что большинство коэффициентов существенно различаются. Отрицательное влияние роста занятости несколько сильнее в Восточной Германии. Что касается отраслевых составляющих, то для западных регионов значима только доля работников в сельскохозяйственном и мануфактурном секторах, а для восточных — доля работников в сельскохозяйственном секторе. Интересно, что уровень образования остается значимым только для Западной Германии. ВРП на душу населения остается значимым только для Восточной Германии. Плотность населения перестает быть значимым фактором после разделения выборки. Таким образом, некоторые факторы равновесного подхода (ВРП на душу населения, плотность населения, доля занятых в строительной и гостиничной отраслях) перестают быть значимыми для Западной Германии, в то время как для Восточной Германии перестают быть значимыми большей частью неравновесные факторы (доля молодых, образование). Поэтому безработица Западной Германии, скорее, имеет неравновесную природу, в то время как безработица Восточной Германии — равновесную.

Пространственные коэффициенты значимы для обеих частей страны. Коэффициент пространственной автокорреляции (λ) и пространственный авторегрессионный коэффициент (ρ) выше для Западной Германии в статической модели. Пространственный авторегрессионный коэффициент в динамической модели также выше для Западной Германии. Таким образом, пространственная зависимость между регионам выше в западной части страны.

5.2. Результаты оценивания с помощью ММП и ОММ

Таблица 3 представляет результаты оценивания моделей с помощью ММП и ОММ для систем уравнений. Большинство коэффициентов, оцененных ОММ, имеют тот же знак, что и в случае оценки ММП, за исключением доли занятых в сельскохозяйственном секторе. Некоторые коэффициенты становятся незначимыми. Модели довольно сложно сравнивать ввиду различной спецификации. Модель (4), оцененная ОММ, помимо основных регрессоров, включает такие переменные, как число ежедневно мигрирующих и число вновь зарегистрированных фирм в регионе. Эти показатели не были доступны для оценивания ММП ввиду недостатка некоторых значений. Модель также включает второй динамический лаг зависимой переменной, влияние которого значимо и отрицательно. Пространственная зависимость отражается в коэффициентах перед переменными ρ_1 и ρ_2 . Зависимость является квадратичной: до достижения уровня 18.25% уровень безработицы положительно зависит от пространственного лага, а после — отрицательно, т. е. для регионов с уровнем безработицы выше этого значения повышение уровня безработицы в других регионах приводит к противоположным изменениям в данном регионе.

Таблица 3. Результаты оценки динамических моделей (3) и (4), полученные с помощью ММП и ОММ соответственно

	Модель (3)		Модель (4)	
	Коэффициент	Стандартная ошибка	Коэффициент	Стандартная ошибка
Безработица в предыдущем периоде	0.399***	0.0118	1.184***	0.136
Безработица в периоде $t - 2$	—	—	-0.369**	0.126
Рост занятости	-0.203***	0.008	-0.131*	0.0544
Почасовая оплата труда	0.127***	0.021	0.178	0.258
<i>Отрасли</i>				
Сельскохозяйственная	41.58***	4.367	-54.73**	18.36
Мануфактурная	-4.459***	1.284	-18.10*	7.149
Строительство	14.52***	2.68	148.5**	47.05
Гостиничная	3.360*	1.67	-17.07	9.093
Доля молодых	16.64***	1.64		
Доля людей от 55 до 65 лет	-12.05***	1.72		
<i>Образование</i>				
Школьное	7.274***	1.97	26.63**	8.529
Университетское	32.67***	3.29		
Плотность	-0.00234***	0.0006	—	—
ВРП	-0.0000274***	0.000007	-0.000100	0.000128
ρ_1	—		1.332**	0.492
ρ_2	—		-0.0243*	0.0112
Ежедневная миграция	—		0.0000391	0.0000473
Число новых фирм в регионе	—		-0.000501	0.000449
Константа	—		-26.83*	11.28
ρ	0.565***	0.0153	—	—
Число наблюдений	3256		2749	
AIC	4419.5		—	
BIC	4730.0		—	
Тест Ареллано–Бонда AR(1) ⁴ , P-значение			0	
Тест Ареллано–Бонда AR(2), P-значение			0.335	
Число регионов			394	

Примечание. *, **, *** — значимость на 5, 1, 0.1%-ном уровне соответственно. Модель (3) оценена ММП, а модель (4) — ОММ, используются робастные стандартные ошибки⁵. Число инструментов, используемых в модели (4) — 20.

⁴ Тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию первого порядка ошибок в первых разностях.

⁵ Вследствие использования робастных стандартных ошибок не применим тест Саргана.

5.3. Различия в пространственных эффектах между Востоком и Западом

Выше был проведен анализ различий в пространственных эффектах между регионами внутри восточной и западной частей страны. Оценивание модели (5) — динамической модели с четырьмя пространственными лагами и динамическими лагами (ввиду автокорреляции в ошибках) — с помощью ОММ для систем уравнений позволяет исследовать влияние восточных регионов на западные, и наоборот. Коэффициенты ρ_{ee} , ρ_{ww} и ρ_{we} (см. табл. 4) оказались значимыми, что свидетельствует о том, что безработица восточных регионов влияет на безработицу и западных, и восточных регионов, а безработица западных регионов оказывает влияние только на западные регионы. Значимая пространственная зависимость также была подтверждена в ходе оценивания ММП на подвыборках. Так, если в одном из западных регионов изменяется уровень безработицы, это приводит к похожим изменениям в других западных регионах, но не в восточных. Если же уровень безработицы изменяется в восточном регионе, то это оказывает влияние и на восточные, и на западные регионы. Такой односторонний пространственный эффект интуитивно понятен. Восточные регионы отличаются более высокой безработицей в целом, что приводит к миграционным потокам с Востока на Запад.

По результатам оценивания регрессии можно сделать вывод о том, что почасовая оплата труда оказывает значимое влияние на безработицу только в восточных регионах. Рост занятости является значимым фактором только для западных регионов. Интересно заметить, что доля работников в строительном секторе положительно влияет на безработицу только в восточных регионах. Влияние доли работников без профессионального образования на уровень безработицы одинаково положительно для обеих частей страны. ВРП оказывает значимый отрицательный эффект только в Восточной Германии.

Необходимо также заметить, что факторы привлекательности регионов (число вновь зарегистрированных фирм и число ежедневно мигрирующих), ранее определенные как незначимые факторы, оказываются значимыми только для восточных регионов. Число новых фирм отрицательно влияет на безработицу, выступая здесь как прокси для привлекательности регионов для фирм. Увеличение числа вновь зарегистрированных фирм в регионе говорит о повышенном желании фирм обосноваться в данном регионе, что свидетельствует о более низком уровне безработицы в регионе. Необходимо отметить, что в данном случае, скорее, снижение безработицы является причиной для фирм регистрироваться в регионе, а не наоборот. Очевидно, что большое число ежедневно мигрирующих в регион увеличивает уровень безработицы для жителей данного региона, что подтверждает знак коэффициента переменной «количество ежедневно мигрирующих для восточных регионов».

Таким образом, использование спецификации (5) позволило оценить влияние регрессоров, пространственные авторегрессионные коэффициенты для Востока и Запада, а также пространственное влияние восточных регионов на западные, и наоборот. Результаты в целом не противоречат интуитивным представлениям и являются ожидаемыми.

6. Заключение

Настоящая работа исследует факторы безработицы в Германии с помощью пространственных моделей анализа панельных данных. Анализ основывается на комбинированном наборе детерминант в соответствии с теориями о равновесном и неравновесном типе безра-

Таблица 4. Оценка расширенной динамической модели (5)

	Коэффициент	Стандартная ошибка
Безработица в предыдущем периоде	0.795***	0.0632
Безработица в периоде $t - 2$	-0.113	0.0615
ρ_{ww}	0.548*	0.225
ρ_{ee}	0.623***	0.172
ρ_{ew}	0.222	0.308
ρ_{we}	0.591***	0.131
Сельскохозяйственная отрасль	20.49	16.55
Гостиничная отрасль	3.379	7.227
Мануфактурная отрасль	-12.68***	3.703
Школьное образование	25.73***	7.157
<i>Переменные западных регионов</i>		
Почасовая оплата труда	0.092	0.103
Рост занятости	-0.225***	0.0481
Строительство	-8.687	19.24
ВРП	0.0000546	1.34
Ежедневная миграция	-0.0000117	0.0000168
Число новых фирм в регионе	0.000130	0.000135
<i>Переменные восточных регионов</i>		
Почасовая оплата труда	0.5199*	0.245
Рост занятости	0.00311	0.0709
Строительная отрасль	82.80**	25.18
ВРП	-0.000554**	0.000212
Ежедневная миграция	0.000214***	0.0000639
Число новых фирм в регионе (Восток)	-0.000565*	0.000271
Константа	-6.909*	3.36
Тест Ареллано–Бонда AR(1) ⁶ , P -значение	0	
Тест Ареллано–Бонда AR(2), P -значение	0.698	
Число регионов	394	
Число наблюдений	2749	

Примечание. *, **, *** — значимость на 5, 1, 0.1%-ном уровне соответственно. Модель (5) оценивается ОММ, число инструментов, используемых в модели — 97.

⁶ Тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию первого порядка ошибок в первых разностях.

ботицы. Для учета возможных пространственных связей между регионами в оцениваемых регрессиях используется взвешивающая матрица обратных расстояний между регионами. Статическая и динамическая модели оценены ММП, разработанным для оценивания пространственных моделей (Anselin, 1988) и скорректированным в (Lee, Yu, 2010a, 2010b) для оценивания их на панельных данных. В целях корректной интерпретации результатов оценивания подсчитаны прямые и косвенные эффекты, предложенные в (LeSage, Pace, 2009). Кроме того, применяется альтернативный способ оценки динамической модели — обобщенный метод моментов для систем уравнений.

В ходе применения данного подхода установлена квадратичная зависимость между уровнем безработицы и ее пространственным лагом. Проанализированы внешние пространственные эффекты внутри Западной и Восточной Германии путем оценивания пространственных моделей на подвыборках. С использованием расширенной спецификации из (Демидова, 2014), исследованы пространственные эффекты восточных и западных регионов друг на друга.

По результатам оценивания можно сделать вывод о том, что безработица обуславливается факторами, объясняемыми теорией как о равновесной, так и о неравновесной безработице. Пространственные эффекты значимы как в случае статической, так и в случае динамической модели. Подтверждается вывод Lottmann (2012) о том, что динамическая модель лучше описывает данные. По результатам оценивания различий между Западной и Восточной Германией выявлено, что безработица западных регионов, скорее, объясняется теорией о неравновесной безработице, в то время как безработица восточных регионов имеет равновесную природу. Пространственные эффекты оказались сильнее для Западной Германии. Кроме того, с помощью расширенной спецификации динамической модели было определено, что безработица в Восточной Германии влияет на безработицу и в Восточной, и в Западной Германии, а безработица в западных регионах влияет только на безработицу в Западной Германии.

Результаты настоящего исследования могут быть использованы при формировании политики снижения безработицы следующим образом. Во-первых, необходимо воздействовать на соседние регионы иногда даже в большей степени, чем на сам проблемный регион. Во-вторых, никакие меры не смогут до конца нивелировать региональные различия в уровнях безработицы. Тем не менее, бороться с ней можно, воздействуя на неравновесные факторы. В-третьих, при формировании политики регулирования рынков труда необходимо учитывать, в какой части страны находится проблемный регион. Наконец, нельзя не учитывать наличие пространственных эффектов влияния восточных регионов на западные и их отсутствие в обратном направлении.

Список литературы

Демидова О. А. (2014). Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России). *Прикладная эконометрика*, 34 (2), 19–35.

Anselin L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer, Dordrecht.

Anselin L. (2002). Under the hood issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics*, 27, 247–267.

Anselin L., Florax R. J. G. M. (1995). Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models. Some further results. In: *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, 21–74.

- Anselin L., Le Gallo J. (2006). Interpolation of air quality measures in hedonic house price models. Spatial aspects. *Spatial Economic Analysis*, 1, 31–52.
- Anselin L., Le Gallo J., Jayet H. (2008). Spatial panel econometrics. In: *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, Kluwer, Dordrecht, 627–662.
- Aragon Y., Haughton D., Haughton J., Leconte E., Malin E., Ruiz-Gazen A., Thomas-Agnan C. (2003). Explaining the pattern of regional unemployment. The case of the Midi-Pyrenees region. *Papers in Regional Science*, 82, 155–174.
- Arbia G., Fingleton B. (2008). New spatial econometric techniques and applications in regional science. *Papers in Regional Science*, 87, 311–317.
- Arellano M., Bond S. (1991). Some tests of specification for panel data. Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Armstrong H., Taylor J. (1988). *Regional policy and the North–South divide*. Employment Institute, London.
- Armstrong H., Taylor J. (1993). *Regional economics and policy*. Harvester Wheatsheaf, London.
- Blundell R., Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Bronars S., Jansen D. (1987). The geographic distribution of unemployment rates in the U.S.: A spatial-time series analysis. *Journal of Econometrics*, 36, 251–279.
- Burridge P., Gordon I. (1981). Unemployment in the British metropolitan labour areas. *Oxford Economic Papers*, 33, 274–297.
- Burrough P., McDonnell R. (1998). *Principles of geographical information systems*. Oxford University Press.
- Cracolici M. (2007). Geographical distribution of unemployment. An analysis of provincial differences in Italy. *Growth and Change*, 38, 649–670.
- Debary N., Ertur C. (2010). Testing for spatial autocorrelation in a fixed effects panel data model. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 453–470.
- Elhorst J. (1995). Unemployment disparities between regions in the European Union. In: Vickerman R. W., Armstrong H. W. (eds.). *Convergence and divergence among European regions*. London, Pion, 190–200.
- Elhorst J. P. (2003). The mystery of regional unemployment differentials. Theoretical and empirical explanations. *Journal of Journal Economic Surveys*, 17, 709–743.
- Elhorst J. P. (2010). Dynamic panel with endogenous interaction effects when T is small. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 272–282.
- Elhorst J. P. (2012). Dynamic spatial panels: Models, methods, and inferences. *Journal of Geographical Systems*, 14, 5–28.
- Elhorst J. P. (2013). Spatial panel models. In: *Handbook of Regional Science*. Springer, Berlin.
- Fingleton B. (1999). Estimates of time to economic convergence. An analysis of regions of the European Union. *International Regional Science Review*, 22, 5–34.
- Franzese R., Hays J. (2007). Spatial econometric models of cross-sectional interdependence in political science panel and time-series-cross-section data. *Political Analysis*, 15, 140–164.
- Harris J., Todaro M. (1970). Migration, unemployment and development. A two-sector analysis. *The American Economic Review*, 60, 126–142.
- Hofler R., Murphy K. (1989). Using a composed error model to estimate the frictional and excess-supply components of unemployment. *Journal of Regional Science*, 29, 213–228.

- Johnson J., Kneebone R. (1991). Deriving natural rates of unemployment for sub-national regions. The case of Canadian provinces. *Applied Economics*, 23, 1305–1314.
- Krugman P. (1995). *Development, geography, and economic theory*. The MIT Press, Cambridge.
- Kukenova M., Monteiro J.-A. (2009). Spatial dynamic panel model and system GMM: A Monte Carlo investigation. *IRENE Working Papers*, IRENE Institute of Economic Research, 09–01.
- Lee L.-F., Yu J. (2010a). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154, 165–185.
- Lee L.-F., Yu J. (2010b). Some recent developments in spatial panel data models. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 255–271.
- LeSage J. (1997). Bayesian estimation of spatial autoregressive models. *International Regional Science Review*, 20 (1–2), 113–129.
- LeSage J., Pace R. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press / Taylor & Francis.
- Lottmann F. (2012). Explaining regional unemployment differences in Germany. A spatial panel data analysis. *Discussion Paper 2012–026, CRC 649*.
- Marston S. (1985). Two views of the geographic distribution of unemployment. *The Quarterly Journal of Economics*, 100, 57–79.
- Martin R. (1997). Regional unemployment disparities and their dynamics. *Regional Studies*, 31, 237–252.
- McCormick B., Sheppard S. (1992). A model of regional contraction and unemployment. *The Economic Journal*, 102, 366–377.
- Molho I. (1995). Spatial autocorrelation in British unemployment. *Journal of Regional Science*, 35, 641–658.
- Moran P. A. P. (1950). Notes on continuous phenomena. *Biometrika*, 37, 17–23.
- Niebuhr A. (2003). Spatial interaction and regional unemployment in Europe. *European Journal of Spatial Development*, 5, 1–26.
- Partridge M., Rickman D. (1995). Differences in state unemployment rates. The role of labor and product market structural shifts. *Southern Economic Journal*, 62, 89–106.
- Partridge M., Rickman D. (1997). The dispersion of US state unemployment rates. The role of market and non-market equilibrium factors. *Regional Studies*, 31, 593–606.
- Pfeiffer D., Robinson T., Stevenson M., Stevens K., Rogers D., Clements A. (2008). *Spatial analysis in epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Sen A. (1976). Large sample-size distribution of statistics used in testing for spatial correlation. *Geographical Analysis*, 9, 175–184.
- Taylor J. (1996). Regional problems and policies. A European perspective. *Australian Journal of Regional Studies*, 2, 103–131.
- Taylor J., Bradley S. (1997). Unemployment in Europe. A comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK. *Kyklos*, 50, 221–245.
- Wilks S. S. (1938). The large-sample distribution of the likelihood ratio for testing composite hypotheses. *The Annals of Mathematical Statistics*, 9, 60–62.
- Yu J., Jong R. D., Lee L.-F. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large. *Journal of Econometrics*, 146, 118–134.

Приложение

Таблица 5. Уровень безработицы в Германии. Описательные статистики

Год	Min	1-й квартиль	Среднее	Медиана	3-й квартиль	Max	Станд. отклонение
2001	2.15	5.51	9.21	7.55	11.29	27.57	5.29
2002	2.70	6.15	9.75	8.11	11.36	28.67	5.28
2003	3.38	6.90	10.54	8.89	12.05	30.68	5.38
2004	3.19	6.95	10.56	8.96	12.27	31.14	5.37
2005	3.43	7.69	11.45	10.06	13.76	29.48	5.16
2006	2.92	6.78	10.58	9.38	12.72	28.16	4.93
2007	2.43	5.34	8.87	7.92	10.98	25.24	4.58
2008	1.96	4.32	7.59	6.53	9.67	23.18	4.16
2009	2.28	5.04	7.95	7.13	9.89	21.46	3.74

Таблица 6. Безработица в Восточной Германии. Описательные статистики

Год	Min	1-й квартиль	Среднее	Медиана	3-й квартиль	Max	Станд. отклонение
2001	7.84	14.76	17.97	18.10	20.98	27.57	4.24
2002	8.50	15.40	18.53	18.37	21.55	28.67	4.31
2003	9.20	16.27	19.46	19.29	23.16	30.68	4.57
2004	8.91	16.21	19.36	18.89	22.52	31.14	4.78
2005	9.57	15.95	19.35	19.14	22.50	29.48	4.53
2006	8.43	14.75	18.03	17.62	20.76	28.16	4.42
2007	7.00	12.66	15.80	15.48	18.41	25.24	4.09
2008	5.79	11.03	13.83	13.10	16.49	23.18	3.68
2009	5.77	11.15	13.53	12.88	15.94	21.46	3.21

Таблица 7. Безработица в Западной Германии. Описательные статистики

Год	Min	1-й квартиль	Среднее	Медиана	3-й квартиль	Max	Станд. отклонение
2001	2.15	4.99	7.03	6.78	8.45	15.46	2.58
2002	2.70	5.59	7.57	7.43	9.12	15.71	2.51
2003	3.38	6.36	8.33	8.11	9.87	16.33	2.50
2004	3.19	6.39	8.37	8.17	9.97	16.80	2.52
2005	3.43	7.10	9.49	9.23	11.38	20.91	2.97
2006	2.92	6.35	8.72	8.41	10.69	19.02	2.88
2007	2.43	4.98	7.15	6.71	8.80	16.46	2.67
2008	1.96	4.05	6.04	5.57	7.64	14.83	2.48
2009	2.28	4.76	6.57	6.21	7.93	14.59	2.30

Таблица 8. Оценки моделей (2) и (3) для западных и восточных регионов

	Западные регионы		Восточные регионы	
	Модель (2)	Модель (3)	Модель (2)	Модель (3)
Рост занятости	−0.0930*** (0.0131)	−0.179*** (0.00938)	−0.0461* (0.0242)	−0.216*** (0.0179)
Региональная почасовая оплата труда	0.0852*** (0.0242)	0.0977*** (0.0205)	0.395*** (0.112)	0.554*** (0.0853)
<i>Отрасли</i>				
Сельскохозяйственная	23.60*** (5.070)	46.09*** (4.960)	18.11* (9.346)	28.94*** (8.479)
Мануфактурная	−8.780*** (1.320)	−4.715*** (1.281)	−10.11** (4.288)	−7.193* (3.860)
Строительство	−2.100 (3.606)	2.416 (3.371)	−20.07*** (7.059)	12.15* (6.351)
Гостиничная	0.852 (1.649)	1.636 (1.673)	3.924 (5.026)	3.668 (4.700)
Доля молодых	−9.392** (3.961)	−16.18*** (3.211)	13.30 (9.912)	2.549 (8.790)
Доля людей от 55 до 65 лет	−32.31*** (2.270)	−13.06*** (1.932)	−29.37*** (6.200)	−24.30*** (5.407)
<i>Образование</i>				
Школьное	−6.268*** (2.232)	5.305*** (2.030)	1.553 (9.064)	10.69 (7.626)
Университетское	7.625** (3.736)	30.23*** (3.399)	−10.21 (10.17)	−0.389 (9.395)
Плотность	−0.00350*** (0.000879)	−0.00211** (0.000835)	−0.00176 (0.00109)	−0.00179 (0.00109)
ВРП	−0.0000189* (0.00000757)	−0.0000125 (0.0000072)	−0.000177*** (0.0000265)	−0.0000925*** (0.0000225)
Безработица в предыдущем периоде	—	0.347*** (0.0125)	—	0.540*** (0.0273)
ρ	0.889*** (0.0324)	0.660*** (0.0160)	0.737*** (0.0510)	0.382*** (0.0415)
λ	0.899*** (0.0307)	—	0.434* (0.179)	—
Число наблюдений	2934	2608	729	648
Число регионов	326	326	81	81
AIC	4125.5	2971.2	1686.4	1176.1
BIC	4430.7	3270.3	1920.6	1404.3

Примечание. В скобках приведены стандартные ошибки. *, **, *** — значимость на 5, 1, 0.1%-ном уровне соответственно. Модель (2) — модель с пространственным лагом зависимой переменной и пространственной структурой в остатках с фиксированными временными и индивидуальными эффектами, модель (3) — динамическая модель с пространственным лагом зависимой переменной с фиксированными временными и индивидуальными эффектами. Модели оценены методом максимального правдоподобия.