

Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России)¹

В настоящем исследовании предложено обобщение модели пространственной авторегрессии для случая, когда рассматриваемые регионы разбиты на две различающиеся группы, оказывающие влияние друг на друга. Взвешивающая матрица в такой модели расщепляется на четыре части, и оцениваются четыре пространственных коэффициента. Предложенная модель применяется для анализа трех макроэкономических показателей российских регионов, предварительно разделенных на западные и восточные. Проведенный эконометрический анализ выявил асимметричность влияния этих двух групп регионов друг на друга. Позитивные изменения, происходящие в западных регионах, обычно положительно влияют на восточные регионы, а любые изменения, происходящие в восточных регионах, не оказывают влияния на западные.

Ключевые слова: пространственные лаги; пространственные эффекты; восток и запад; российские регионы.

JEL classification: C21; P5; R1.

1. Введение

1.1. Современные проблемы пространственно-эконометрического моделирования

Начало пространственной эконометрике положили пионерские работы (Paelinck, Klaassen, 1979) и (Anselin, 1980). Идея, лежащая в основе пространственно-эконометрических моделей, довольно проста: при моделировании макроэкономических показателей регионов (это могут быть страны, их части и т. п.) надо учитывать не только влияние других факторов в этих регионах, но и значения этих же макроэкономических показателей в других регионах. Однако если для учета влияния каждого из регионов ввести

¹ Исследование осуществлено в рамках программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» в 2013–2014 гг., проект № 12-01-0057.

Автор выражает благодарность Анилу Бера, Елене Вакуленко, Евгении Коломак, Татьяне Букиной, Анне Быковой, Андрею Емельянову, Дмитрию Потапову, участникам семинара департамента прикладной экономики НИУ ВШЭ (21 ноября 2013 г.), участникам 60-й ежегодной конференции северо-американской региональной ассоциации (14 ноября 2013 г., Атланта), участникам 53-го конгресса европейской региональной научной ассоциации (29 августа 2013 г., Палермо) за сделанные критические замечания и предложения. Особая благодарность анонимному рецензенту, благодаря предложениям которого первоначальный вариант статьи был существенно переработан.

отдельный параметр, то число степеней свободы в общей модели может оказаться слишком маленьким для того, чтобы все эти параметры можно было оценить. Поэтому число оцениваемых параметров стараются сократить (это достаточно стандартный прием, используемый, например, в различных автокорреляционных моделях, модели Койка, модели Алмон и т. д.). В пространственно-эконометрических моделях это достигается с помощью введения взвешивающей матрицы W , обычно граничной матрицы или матрицы обратных расстояний, но это может быть матрица торговых потоков (Beck, 2006), матрица, отражающая разницу в культурных ценностях или правительстве (Di Guardo et al., 2013), матрица минимального времени в пути между столицами регионов, матрица рыночного потенциала регионов (Луговой и др., 2007) и т. д.

Для некоторых моделей число параметров, отражающих влияние других регионов, сокращается до одного — коэффициента пространственной автокорреляции (по аналогии с коэффициентом автокорреляции во временных рядах). Если этот коэффициент оказывается значимым и положительным (отрицательным), то делают вывод о существовании положительных (отрицательных) пространственных эффектов, т. е. какое-либо изменение, произошедшее в одном регионе, приведет к аналогичному (противоположному) по действию изменению в соседнем регионе (если используется граничная матрица). Идеи многих других пространственных моделей также почерпнуты из теории временных рядов, только в пространственных моделях временные лаги Y_{t-1} , X_{t-1} , ε_{t-1} заменяются на соответствующие пространственные лаги WY , WX , $W\varepsilon$, где W — упомянутая выше взвешивающая матрица, отражающая влияние всех остальных регионов. И если с временными лагами все более или менее понятно, поскольку время одномерно, и соседние моменты времени определяются однозначно, то с выбором матрицы W , отражающей влияние других регионов, не все так просто. Чаще всего используется граничная матрица (в которой для каждого региона отличны от нуля лишь веса для граничных регионов) или матрица обратных расстояний (в которой веса обратно пропорциональны² расстоянию от столицы выбранного региона до столиц остальных регионов³).

За последние тридцать с лишним лет пространственная эконометрика очень динамично развивалась, стремительно росло число опубликованных на эту тему работ. Появились специальные пространственные модули в статистических пакетах MATLAB, STATA, R и т. д. Это сильно облегчило техническую сторону исследований и привело к разработанной схеме выбора спецификации модели, изложенной, например, в (Elhorst, 2014). Вместе с тем это породило и некоторые проблемы, связанные со схоластичностью некоторых проведенных исследований. Вышел даже специальный номер достаточно авторитетного в этой области журнала (Journal of Regional Science) с подборкой статей, содержащих критику в адрес традиционной схемы. В частности, Gibbons, Overman (2012) критикуют наиболее распространенную практику оценки пространственных моделей за излишнюю техничность и достаточно сильное предположение о существовании взвешивающей матрицы W , отражающей реальные экономические связи между регионами. С ними согласны Corrado, Fingleton (2012), отмечая, что значимые коэффициенты пространственной корреляции могут являться всего

² Достаточно распространена также обратно квадратичная зависимость или зависимость вида $d^{-\gamma}$, где γ — оцениваемый параметр угасания.

³ Однако здесь возможны многочисленные вариации, расстояние может быть измерено по карте, по автодорогам, по длительности авиаперелета и т. д.

лишь индикатором отсутствия существенных переменных (по аналогии с автокорреляцией возмущений во временных рядах, которая может свидетельствовать об ошибочной спецификации). Более детальное описание этих и других проблем, связанных с пространственными моделями, дано в (Partridge et al., 2012). Vega, Elhorst (2013) частично согласны с этой критикой, и в качестве одного из возможных решений этой проблемы предлагают введение дополнительного параметра угасания (decay parameter), от которого зависит взвешивающая матрица W . В этой работе приведен эмпирический пример, в котором предложенная спецификация дает блестящие результаты, но тем не менее утверждать, что введение параметра угасания полностью решает проблему выбора спецификации во всех случаях, вряд ли возможно. Другим возможным способом решения поднятых проблем является использование байесовских методов оценивания. Это сделано, например, в работах (LeSage, Fischer, 2012, 2008; LeSage, Parent, 2007; Fisher, LeSage, 2013). Однако байесовский подход имеет как преимущества, так и недостатки, о которых можно прочитать, например, в (Corrado, Fingleton, 2012).

Еще одной попыткой несколько ослабить достаточно жесткие предположения пространственных моделей является предварительное разбиение рассматриваемых пространственных объектов на несколько частей, для которых может наблюдаться различная пространственная зависимость. Например, весьма популярно разделение европейских регионов на восточные и западные (например (Basile, 2010)), южные и северные (Schioppa, Basile, 2002; Cracolici et al., 2007), центр–периферия (Basile et al., 2012; Marelli, Signorelli, 2010). Регионы одной и той же страны тоже нередко разделяют на части, в частности, Германию — на восточную и западную части (Fuchs-Schundeln, Izem, 2012; Lottmann, 2012), Италию — на северную и южную части (Basile et al., 2012). В перечисленных работах показано, что для различных групп регионов нередко наблюдается неодинаковая зависимость от рассматриваемых в моделях факторов. Каждую из выделенных групп регионов обычно рассматривают отдельно. При этом не учитывается взаимное влияние выделенных групп регионов друг на друга. В данной работе сделана попытка учесть это взаимное влияние с помощью специально разработанного типа эконометрических пространственно-авторегрессионных моделей, о которых будет подробнее рассказано в разделе 3.

1.2. Пространственно-эконометрические работы с использованием российских данных

Следует отметить, что эмпирических пространственно-эконометрических работ, в которых используются российские данные, не очень много. В статье (Балаш и др., 2011) по данным о стоимости однокомнатных квартир в г. Саратове за 2006 г. оценена географически взвешенная регрессия и наглядно продемонстрировано, что хотя применение пространственного инструментария связано со значительными вычислительными трудозатратами, но позволяет получить гораздо более интересные и содержательные результаты. Однако чаще исследователи использовали данные регионального уровня. Авторский коллектив под руководством О. В. Лугового (Луговой и др., 2007) по российским региональным данным за 1997–2004 гг. выявил положительные пространственные эффекты для темпов экономического роста. К. А. Холодилин с соавторами (Kholodilin et al., 2012) по российским региональным данным сходного временного периода (1998–2006) изучали вопросы,

связанные с конвергенцией российских регионов по уровню валового регионального продукта (ВРП) на душу населения для четырех типов регионов, традиционно выделяемых в модели центр–периферия (регионы с высоким ВРП, окруженные такими же регионами; регионы с высоким ВРП, окруженные регионами с низким ВРП; регионы с низким ВРП, окруженные подобными регионами; регионы с низким ВРП, окруженные регионами с высоким ВРП), и также выявили существенную региональную пространственную корреляцию. Однако скорость конвергенции для выделенных четырех групп была неодинаковой и наибольшей в первой группе.

Изучению конвергенции российских регионов по заработным платам, уровням безработицы и среднему душевому доходу также посвящены работы (Вакуленко, 2013; Vakulenko, 2014). На панельных данных российских регионов за период 1995–2010 гг. оценивалась динамическая модель с пространственными эффектами. Были выявлены значимые положительные пространственные эффекты для заработных плат и уровней безработицы. Особое внимание уделено влиянию миграции на межрегиональную сходимость. Показано, что миграция не способствует сходимости.

Неоднородность российских регионов была выявлена и в исследовании (Коломак, 2010), также проведенном по российским региональным данным за 1998–2006 гг. Если для западных регионов наблюдались положительные пространственные эффекты роста ВРП регионов, то для восточных — отрицательные. Автор объясняет это меньшей площадью, большей плотностью населения и производственных мощностей в западных российских регионах по сравнению с восточными.

В настоящем исследовании сделана попытка развить идеи Е. А. Коломак, учитывая не только влияние западных и восточных регионов внутри «своей» группы, но и взаимное влияние регионов из этих двух групп друг на друга.

Статья построена следующим образом. Во втором разделе описаны используемые в исследовании российские региональные данные и макроэкономические переменные, для которых была сделана попытка выявить пространственные эффекты. В третьем разделе описан новый класс пространственно-регрессионных моделей для двух групп регионов с учетом их взаимного влияния. Приведен пример оценки предложенных моделей по российским данным для западных и восточных российских регионов. Заключительный раздел содержит краткие выводы.

2. Данные и зависимые переменные

В настоящем исследовании для выявления возможных пространственных эффектов были выделены три макроэкономических показателя:

- уровень безработицы в регионе (в %);
- относительная заработная плата (отношение числа минимальных потребительских корзин, которые может купить на свою зарплату потребитель в регионе и по России в среднем, в %);
- рост ВРП в регионе за год (в %).

Эти переменные выбраны в оцениваемых ниже моделях в качестве зависимых. Напомним, что выявление, например, положительного пространственного эффекта для роста ВРП в регионах соответствует тому, что экономически растущий регион «тянет за собой» дру-

гие регионы. В то же время отрицательный пространственный эффект для роста ВРП соответствует тому, что растущий регион «забирает на себя» ресурсы и не дает расти другим регионам.

Все расчеты были проведены по данным за 2000–2010 гг. для 75 российских регионов, список которых приведен в Приложении 1. Данные для остальных 8 регионов не были включены в исследование по следующим причинам: 1) за выбранный период в административно-территориальной структуре России произошли изменения (например объединение Пермской области и Коми-Пермяцкого Автономного округа в 2003 г.); 2) по некоторым регионам, например, Чечне, официальных данных за отдельные годы не существует. Кроме того, было проведено разделение всех регионов на западные (52 региона) и восточные (23 региона) (см. Приложение 1), поскольку, исходя из упоминавшейся ранее статьи Е. А. Коломак, есть основания полагать, что для этих двух групп регионов могут быть выявлены различные зависимости (как количественно, так и качественно).

Традиционно выявление пространственных эффектов начинается с вычисления индексов Морана. Ниже приведено определение этого индекса для некоторого регионального показателя X .

$$I(X) = \frac{N \sum_{i,j} w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i,j} w_{ij} \sum_i (X_i - \bar{X})^2}, \quad (1)$$

где N — число регионов (в нашем случае 75), \bar{X} — среднее значение показателя X (по регионам), w_{ij} — элементы матрицы весов, о которой шла речь во введении. В текущем исследовании используется две взвешивающие матрицы — граничная и обратных расстояний. Диагональные элементы матриц весов равны нулю (что естественно, т. к. эта матрица включается в модели для отражения влияния других регионов). Элемент w_{ij} граничной матрицы равен 1, если регионы с номерами i и j имеют общую сухопутную границу, и 0 в противном случае. Элемент w_{ij} матрицы обратных расстояний равен обратному расстоянию по автодорогам (в км) между столицами регионов с номерами i и j . Асимптотически централизованный и нормированный индекс Морана имеет нормальное распределение, гипотеза о его значимости проверяется традиционным способом с помощью z -статистики.

В таблицах 1–3 приведены значения индексов Морана каждого из рассматриваемых показателей для каждого года (в выбранном временном промежутке) для всех регионов (Вся Россия) и отдельно для 52-х западных (Запад) и 23-х восточных (Восток).

Устойчиво положительные и значимые индексы Морана для уровня безработицы и реальной заработной платы в западных регионах свидетельствуют о похожих процессах в этой части России. Для восточных регионов значения и значимость индекса Морана неустойчивы во времени, то же самое относится и к темпам экономического роста не только в восточных, но и в западных регионах. Это позволяет предположить, что пространственные эффекты могут различаться для рассматриваемых групп регионов. Однако, подобно тому, как в регрессионном анализе изучение корреляционной матрицы является лишь первым шагом исследования, так и индексы Морана дают возможность сделать лишь начальные предположения о существовании пространственных эффектов. Например, положительный индекс Морана для уровня безработицы свидетельствует о том, что на уровень безработицы в одном российском регионе оказывают влияние уровни безработицы в других российских ре-

Таблица 1. Индексы Морана для уровня безработицы

Год	Граничная матрица весов			Матрица весов обратных расстояний		
	Вся Россия	Запад	Восток	Вся Россия	Запад	Восток
2000	0.387***	0.393***	0.132	0.182***	0.209***	-0.021
2001	0.339***	0.382***	0.068	0.159***	0.223***	-0.057
2002	0.334***	0.352***	0.14	0.156***	0.198***	-0.035
2003	0.420***	0.405***	0.367***	0.190***	0.217***	0.147***
2004	0.345***	0.355***	0.183*	0.178***	0.212***	0.01
2005	0.257***	0.252***	0.163*	0.132***	0.162***	0.005
2006	0.346***	0.355***	0.162	0.152***	0.194***	-0.025
2007	0.367***	0.411***	0.136	0.170***	0.221***	-0.02
2008	0.343***	0.357***	0.14	0.146***	0.182***	-0.022
2009	0.270***	0.233***	0.195*	0.103***	0.132***	-0.033
2010	0.248***	0.235***	0.12	0.115***	0.168***	-0.062

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

Таблица 2. Индексы Морана для реальной зарплаты

Год	Граничная матрица весов			Матрица весов обратных расстояний		
	Вся Россия	Запад	Восток	Вся Россия	Запад	Восток
2000	0.347***	0.397***	0.016	0.05***	0.086***	-0.102
2001	0.369***	0.467***	0.031	0.053***	0.113***	-0.104
2002	0.412***	0.484***	0.022	0.075***	0.146***	-0.103
2003	0.419***	0.485***	0.046	0.086***	0.165***	-0.092
2004	0.448***	0.489***	0.076	0.095***	0.157***	-0.078
2005	0.441***	0.514***	0.055	0.103***	0.183***	-0.072
2006	0.445***	0.479***	0.131	0.094***	0.184***	-0.055
2007	0.402***	0.461***	0.049	0.109***	0.203***	-0.064
2008	0.396***	0.461***	0.026	0.133***	0.228***	-0.058
2009	0.384***	0.414***	0.024	0.123***	0.203***	-0.073
2010	0.396***	0.386***	0.035	0.134***	0.206***	-0.074

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

Таблица 3. Индексы Морана для роста ВРП

Год	Граничная матрица весов			Матрица весов обратных расстояний		
	Вся Россия	Запад	Восток	Вся Россия	Запад	Восток
2000	0.064	0.047	-0.075	0.029**	0.004	0.073**
2001	0.057	-0.007	0.036	0.009***	0.001	-0.079
2002	0.229***	0.297***	0.107	0.102***	0.15***	-0.08
2003	0.141**	0.127*	0.18	0.042**	0.048***	0.021
2004	0.052	0.051	0.061	-0.019	0.002	-0.087
2005	0.109	0.168**	0.047	0.058***	0.101***	0.072*
2006	0.179**	0.034	0.261**	0.026	-0.022	0.036
2007	0.076	0.116***	-0.022	-0.011	-0.002	-0.045
2008	0.293***	0.363***	-0.09	0.068***	0.056**	-0.063
2009	0.186**	0.154*	0.281**	0.084***	0.065***	0.19***
2010	0.179**	0.04	0.26**	0.059***	-0.036	0.15***

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

гионах. Но этого недостаточно, необходимо учесть и влияние других объясняющих факторов, например ВРП на душу населения в этом регионе. Выбор объясняющих переменных и функциональной формы моделей обсуждается в следующем разделе.

3. Модели и интерпретация результатов их оценки

Как уже отмечалось, особенностью настоящего исследования является разработка специального класса пространственных моделей для двух групп регионов. Эти модели позволяют выявить не только возможную разницу в пространственных эффектах внутри каждой из рассматриваемых групп, но и возможную разницу во взаимном влиянии регионов из разных групп. В данной работе рассматриваются российские регионы, разделенные на восточные и западные, но предложенный вид моделей применим и для других региональных данных при ином разделении регионов (примеры приведены в разделе 1.1).

Предложенные модели являются обобщением пространственно-авторегрессионных моделей вида:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon, \quad (2)$$

где X — матрица объясняющих переменных, β — вектор оцениваемых коэффициентов при факторах, W — матрица весов, ε — вектор возмущений, ρ — пространственный коэффициент корреляции (его знак и значимость характеризуют существование или отсутствие предельных эффектов).

Все переменные в моделях разбиты на две части, соответствующие наблюдениям для западных и восточных регионов, матрицы весов разделены на четыре части (пояснения приведены ниже), и предлагаются следующие динамические модели:

$$\begin{pmatrix} Y_{i_w,t}^w \\ Y_{i_e,t}^e \end{pmatrix} = \sigma \begin{pmatrix} Y_{i_w,t-1}^w \\ Y_{i_e,t-1}^e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \rho_l^{ww} W_l^{ww} & \rho_l^{we} W_l^{we} \\ \rho_l^{ew} W_l^{ew} & \rho_l^{ee} W_l^{ee} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{i_w,t}^w \\ Y_{i_e,t}^e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} X^w \beta^w \\ X^e \beta^e \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_k d_{200k} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где Y^w и Y^e — соответственно, западная или восточная части соответствующей зависимой переменной (уровень безработицы, или относительная заработная плата или рост ВРП); $i_w = 1, \dots, 52$, $i_e = 53, \dots, 75$, $i = 1, \dots, 75$, $t = 2000, \dots, 2010$; $l = b$ (граничная) и $l = id$ (обратных расстояний); $d_{2001}, \dots, d_{2010}$ — фиктивные переменные для соответствующего года; матрицы X^w и X^e состоят из одних и тех же переменных, но с «западным» или «восточным» набором наблюдений; α_i , $i = 1, \dots, 75$ — индивидуальные региональные эффекты; $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ — возмущения.

Матрицы весов (нормированные по строкам) разделяются на четыре части:

$$\underbrace{W_l}_{(75 \times 75)} = \begin{pmatrix} \underbrace{W_l^{ww}}_{(52 \times 52)} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & W_l^{we} \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ W_l^{ew} & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \underbrace{W_l^{ee}}_{(23 \times 23)} \end{pmatrix}, \quad (4)$$

где $l = b$ (граничная) и $l = id$ (обратных расстояний).

При этом матрицы W_b^{ww} и W_{id}^{ww} отражают влияние западных регионов друг на друга, матрицы W_b^{ee} и W_{id}^{ee} — влияние восточных регионов друг на друга, W_b^{we} и W_{id}^{we} — влияние восточных регионов на западные, W_b^{ew} и W_{id}^{ew} — влияние западных регионов на восточные.

Пространственный лаг каждой зависимой переменной также разделяется на четыре части:

$$\begin{aligned} W_l Y &= \begin{pmatrix} W_l^{ww} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} Y + \begin{pmatrix} 0 & W_l^{we} \\ 0 & 0 \end{pmatrix} Y + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ W_l^{ew} & 0 \end{pmatrix} Y + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & W_l^{ee} \end{pmatrix} Y = \\ &= (W_l Y)^{ww} + (W_l Y)^{we} + (W_l Y)^{ew} + (W_l Y)^{ee}. \end{aligned} \quad (5)$$

В модели (3) для каждой зависимой переменной оценивается по четыре коэффициента, характеризующих пространственные эффекты⁴ (по количеству частей, на которые разделяются весовые матрицы): ρ_l^{ww} , ρ_l^{we} , ρ_l^{ew} , ρ_l^{ee} , $l = b$ (граничная) и $l = id$ (обратных расстояний).

Динамическая форма модели (3) выбрана не случайно. В правой части оцениваемой модели встречаются эндогенные переменные, например, четыре пространственных лага, показатели миграции. Метод Ареллано–Бонда, выбранный для оценки предложенных моделей, позволяет решить эту проблему, при этом в качестве инструментов для эндогенных переменных используются лаги зависимых и независимых переменных.

В качестве объясняющих в моделях были выбраны следующие факторы.

1. Доля городского населения в регионе. Предполагается, что в городах проще найти работу и, следовательно, уровень безработицы там должен быть ниже, а реальный уровень заработной платы — выше. Естественно предположить, что города являются локомотивами экономического роста. Однако в моногородах после закрытия в них градообразующих предприятий ситуация может быть прямо противоположной. Чтобы учесть эту неоднозначную ситуацию, в моделях выбрана квадратичная зависимость по этой переменной.

2. Плотность населения. Обоснование включения этой переменной аналогично предыдущему, т.е. предполагается, что в более густонаселенной местности проще найти работу и заработная плата там выше.

3. Миграционный прирост населения. С одной стороны, мигранты стремятся в экономически благоприятные районы с низким уровнем безработицы, высокой заработной платой и т.д. С другой стороны, если приток мигрантов будет значительным, то это может изменить экономическую обстановку в регионе. Более подробно это обсуждается в работах (Вакуленко, 2013; Vakulenko, 2014).

4. ВРП на душу населения с учетом паритета покупательной способности (отношение числа минимальных потребительских корзин, которые можно купить на ВРП на душу населения в регионе и по России в среднем⁵, в %). Предполагается, что чем выше ВРП на душу населения, тем лучше и общая экономическая ситуация в регионе: ниже уровень безработицы, выше относительная заработная плата и темпы экономического роста.

⁴ Отметим, что поскольку весовая матрица «расщепляется» на четыре части, каждая из которых не нормируется (чтобы иметь возможность проверять гипотезы о равенстве всех пространственных коэффициентов), то эти коэффициенты уже не интерпретируются как коэффициенты корреляции, и могут принимать значения, по модулю превышающие единицу, важны лишь их знак и значимость.

⁵ Этот показатель может быть также рассчитан по формуле, приведенной в Приложении 2 для ВРПППС.

5. Переменные, описывающие экспортно-импортную активность региона, рассчитываются как отношение экспорта или импорта (в рублях) к ВРП региона, умноженное на 100%⁶. Предполагается, что большая экспортная и импортная активность региона может стимулировать экономический рост. В то же время экспортная активность региона может стимулировать создание новых рабочих мест, сокращать безработицу и увеличивать заработную плату. Интенсивные потоки импорта могут приводить к обратному эффекту⁷.

Обозначения объясняемых переменных и их более подробное описание приведены в Приложении 2.

Как отмечалось при описании модели (3), каждая переменная была расщеплена на западную и восточную, например, доля городского населения:

$$ДГНЗ = \begin{cases} ДГН, & \text{если } i = 1, \dots, 52 \text{ (западные регионы)} \\ 0, & \text{если } i = 53, \dots, 75 \text{ (восточные регионы)} \end{cases}, \quad (6)$$

$$ДГНВ = \begin{cases} 0, & \text{если } i = 1, \dots, 52 \text{ (западные регионы)} \\ ДГН, & \text{если } i = 53, \dots, 75 \text{ (восточные регионы)} \end{cases}. \quad (7)$$

Результаты оценки модели (3) для трех зависимых переменных, для каждой из которых последовательно выбраны граничная взвешивающая матрица (модель1, модель3, модель5) и взвешивающая матрица обратных расстояний (модель2, модель4, модель6), приведены в Приложении 3.

Были проверены гипотезы о равенстве коэффициентов при одних и тех же западных и восточных факторах, и в случае, когда они не отвергались, соответствующие ограничения были инкорпорированы в модели (например, если гипотеза $\beta_{ДГНЗ} = \beta_{ДГНВ}$ не отвергалась, в модель вместо двух факторов ДГНЗ и ДГНВ включался один фактор ДГН). Если гипотеза о равенстве коэффициентов при восточном и западном факторе отвергалась, то делался вывод о разнице влияния одного и того же фактора в восточных и западных российских регионах.

Отметим, что в качественном отношении инкорпорированные ограничения не изменили знаки и значимость пространственных коэффициентов, поэтому соответствующая таблица не включена в данный текст⁸. Ограничимся, главным образом, интерпретацией пространственных эффектов. Интерпретация остальных результатов сознательно опущена, чтобы не «зашумлять» главный вопрос исследования — о пространственных эффектах.

Приведенные в Приложении 3 результаты свидетельствуют о следующем.

1. Среди детерминант уровня безработицы, относительной зарплаты, роста ВРП восточных и западных регионов можно выявить как сходные, так и различающиеся.

2. Оценки коэффициентов пространственных лагов Запад–Запад положительны и значимы во всех моделях, т.е. положительные изменения, произошедшие в одном западном регионе (рост ВРП, снижение уровня безработицы, повышение реальной зарплаты) приводят к таким же изменениям в других западных регионах.

⁶ Чтобы избежать проблем эндогенности, этот показатель включается в модели с годовым лагом.

⁷ При этом могут быть различные эффекты от экспорта и импорта в страны СНГ и другие страны.

⁸ Доступно по запросу (demidova@hse.ru).

3. Оценки коэффициентов пространственных лагов Восток–Восток положительны для уровня безработицы и отрицательны для уровня относительной заработной платы. Таким образом, если в одном восточном регионе снизится уровень безработицы, то аналогичные изменения произойдут и в других восточных регионах. В то же время, если в одном восточном регионе вырастет относительная зарплата, то в остальных она снизится, и денежные ресурсы стянута только в первый регион.

4. Оценки коэффициентов пространственных лагов, характеризующих влияние восточных регионов на западные, значимы только для относительной заработной платы, причем коэффициент граничного лага положительный, а коэффициент обратно-дистанционного лага отрицательный. Таким образом, если в одном восточном регионе вырастет относительная зарплата, то в западных регионах, граничащих с этим восточным, она вырастет, а в остальных западных регионах снизится.

5. Оценки коэффициентов пространственных лагов, характеризующих влияние западных регионов на восточные, положительны (в модели безработицы — только при граничном пространственном лаге). Таким образом, западные регионы «подтягивают» за собой и восточные.

4. Выводы

Резюмируем основные полученные результаты:

- разработан специальный класс пространственно-авторегрессионных моделей, оцениваемых по панельным данным, применимый для регионов, разбитых на две группы;
- предложенные модели оценены по данным за 2000–2010 гг. для российских регионов, разделенных на восточные и западные;
- по результатам оценки выявлена статистически значимая разница в детерминантах безработицы, относительной заработной платы и роста ВРП для западных и восточных российских регионов;
- для западных регионов выявлены положительные пространственные эффекты для уровня безработицы, относительной заработной платы, роста ВРП;
- для восточных регионов выявлены положительные пространственные эффекты для уровня безработицы и отрицательные пространственные эффекты для уровня относительной заработной платы;
- имеет место асимметричное влияние восточных и западных регионов друг на друга (импульсы с запада широко распространяются на восток, но не наоборот).

Учитывая полученные результаты, можно утверждать, что в настоящее время имеет место разница в развитии российских регионов. Если для западных регионов преобладают эффекты кооперации, то для восточных наблюдаются как эффекты кооперации, так и конкуренции за ресурсы. Это желательно учитывать при выборе оптимальной региональной политики.

Список литературы

Балаш В. А., Балаш О. С., Харламов А. В. (2011). Эконометрический анализ геокодированных данных о ценах на жилую недвижимость. *Прикладная эконометрика*, 22 (2), 62–77.

Вакуленко Е. С. (2013). Ведет ли миграция населения к межрегиональной конвергенции в России? *Вестник НГУЭУ*, 4, 239–264.

Коломак Е. А. (2010). Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста. *Регион: экономика и социология*, 4, 73–87.

Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А. (2007). Экономико-географические аспекты экономического роста в регионах. *Препринт. Серия СЕПРА*, 164. М.: ИЭПП.

Anselin L. (1980). Estimation models for spatial autoregressive structures. *Regional Science Dissertation and Monograph Series 8*. Cornell University, Ithaca, NY.

Beck N., Gleditsch K. S., Beardsley K. (2006). Space is more than geography: Using spatial econometrics in the study of political economy. *International Studies Quarterly*, 50 (1), 27–44.

Cracolici M. F., Cuffaro M., Nijkamp P. (2007). Geographical distribution of unemployment: An analysis of provincial differences in Italy. *Growth and Change*, 38 (4), 649–670.

Basile R. (2010). Labour productivity polarization across western European regions: Threshold effects versus neighbourhood effects. In: *The labour market impact of the EU enlargement*. Springer–Verlag, Berlin, 75–98.

Basile R., Girardi A., Mantuano M. (2012). Migration and regional unemployment in Italy. *The Open Urban Studies Journal*, 5, 1–13.

Corrado L., Fingleton B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52 (2), 210–239.

Di Guardo M., Marrocu E., Paci R. (2013). The concurrent impact of cultural, political, and spatial distances on international mergers and acquisitions. *Working Paper CRENoS 201308*. Centre for north south economic research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.

Elhorst J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer Briefs in Regional Science.

Fisher M., LeSage J. (2013). A Bayesian space–time approach to identifying and interpreting regional convergence clubs in Europe. *Paper presented at 53rd ERSA conference, Palermo, August 27–31*. http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA2013_paper_00039.pdf.

Fuchs-Schündeln N., Izem R. (2012). Explaining the low labor productivity in East Germany — A spatial analysis. *Journal of Comparative Economics*, 40, 1–21.

Gibbons S., Overman H. G. (2012). Mostly pointless spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52 (2), 172–191.

Kholodilin K., Oshchepkov A. Y., Siliverstovs B. (2012). The Russian regional convergence process: Where is it leading? *Eastern European Economics*, 50 (3), 5–26.

LeSage J., Fischer M. (2008). Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3, 275–304.

LeSage J., Fischer M. (2012). Estimates of the impact of static and dynamic knowledge spillovers on regional factor productivity. *International Regional Science Review*, 35 (1), 103–127.

LeSage J., Parent O. (2007). Bayesian model averaging for spatial econometric models. *Geographical Analysis*, 39 (3), 241–267.

Lottmann F. (2012). Explaining regional unemployment differences in Germany: A spatial panel data analysis. *Discussion Paper 2012–026, CRC 649*.

Marelli E., Signorelli M. (2010). Transition, regional features, growth and labour market dynamics. In: *The labour market impact of the EU enlargement*. Springer–Verlag, Berlin, 99–148.

Paelinck J., Klaassen L. (1979). *Spatial econometrics*. Saxon House, Farnborough.

Partridge M. D., Boarnet M., Brakman S., Ottaviano G. (2012). Introduction: Whither Spatial Econometrics? *Journal of Regional Science*, 52 (2), 167–171.

Schioppa K. P., Basile R. (2002). Unemployment dynamics of the ‘mezzogiorno of Europe’: Lessons for the mezzogiorno of Italy. *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 3594*.

Vakulenko E. S. (2014). Does migration lead to regional convergence in Russia? *Working papers by NRU Higher School of Economics*. Series WP BRP «Economics/EC», No. 53.

Vega S. H., Elhorst J. P. (2013). On spatial econometric models, spillover effects, and W. *Paper presented at 53rd ERSA conference, Palermo, August 27–31*. http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA2013_paper_00222.pdf.

Приложение 1

Список российских регионов, по которым использовались данные

№	Название	№	Название
<i>Западные регионы</i>		25	Мурманская область
1	Белгородская область	26	Новгородская область
2	Брянская область	27	Псковская область
3	Владимирская область	28	г. Санкт-Петербург
4	Воронежская область	29	Республика Адыгея
5	Ивановская область	30	Кабардино-Балкарская Республика
6	Калужская область	31	Республика Калмыкия
7	Костромская область	32	Карачаево-Черкесская Республика
8	Курская область	33	Республика Северная Осетия–Алания
9	Липецкая область	34	Краснодарский край
10	Московская область	35	Ставропольский край
11	Орловская область	36	Астраханская область
12	Рязанская область	37	Волгоградская область
13	Смоленская область	38	Ростовская область
14	Тамбовская область	39	Республика Башкортостан
15	Тверская область	40	Республика Марий Эл
16	Тульская область	41	Республика Мордовия
17	Ярославская область	42	Республика Татарстан
18	г. Москва	43	Удмуртская Республика
19	Республика Карелия	44	Чувашская Республика
20	Республика Коми	45	Пермский край
21	Архангельская область	46	Кировская область
22	Вологодская область	47	Нижегородская область
23	Калининградская область	48	Оренбургская область
24	Ленинградская область	49	Пензенская область

Окончание Приложения 1

№	Название	№	Название
50	Самарская область	63	Иркутская область
51	Саратовская область	64	Кемеровская область
52	Ульяновская область	65	Новосибирская область
<i>Восточные регионы</i>		66	Омская область
53	Курганская область	67	Томская область
54	Свердловская область	68	Республика Саха (Якутия)
55	Тюменская область	69	Камчатский край
56	Челябинская область	70	Приморский край
57	Республика Алтай	71	Хабаровский край
58	Республика Бурятия	72	Амурская область
59	Республика Тыва	73	Магаданская область
60	Республика Хакасия	74	Сахалинская область
61	Алтайский край	75	Еврейская автономная область
62	Красноярский край		

Приложение 2

Объясняющие переменные

Обозначение	Описание	Примечание
ПЛГЗЗ	Граничный пространственный лаг Запад–Запад	$(W_b Y)^{ww}$ в формуле (5)
ПЛГЗВ	Граничный пространственный лаг Запад–Восток	$(W_b Y)^{we}$ в формуле (5)
ПЛГВЗ	Граничный пространственный лаг Восток–Запад	$(W_b Y)^{ew}$ в формуле (5)
ПЛГВВ	Граничный пространственный лаг Восток–Восток	$(W_b Y)^{ee}$ в формуле (5)
ПЛОРЗЗ	Пространственный лаг обратных расстояний Запад–Запад	$(W_{id} Y)^{ww}$ в формуле (5)
ПЛОРЗВ	Пространственный лаг обратных расстояний Запад–Восток	$(W_{id} Y)^{we}$ в формуле (5)
ПЛОРВЗ	Пространственный лаг обратных расстояний Восток–Запад	$(W_{id} Y)^{ew}$ в формуле (5)
ПЛОРВВ	Пространственный лаг обратных расстояний Восток–Восток	$(W_{id} Y)^{ee}$ в формуле (5)
ДГН ⁹	Доля городского населения в регионе на 1 января текущего года, %	

⁹ Каждая объясняющая переменная дополнительно расщеплена на восточную и западную, аналогично тому, как это сделано в формулах (6) и (7).

Окончание Приложения 2

Обозначение	Описание	Примечание
ПЛОТНОСТЬ	Плотность населения в регионе, чел. на 1 км ²	
МП	Положительный коэффициент миграционного прироста на 10 000 чел. населения, 0 в противном случае	
МН	Отрицательный коэффициент миграционного прироста на 10 000 чел. населения, 0 в противном случае	
ВРП	Валовой региональный продукт, млн руб.	
ВРПП	Отношение валового регионального продукта в расчете на душу населения в регионе и в среднем по России	
ФН	Стоимость фиксированного набора товаров и услуг в регионе в процентах от среднего по России, %	100% для России в среднем
ВРПППС	Относительный ВРП в расчете на душу населения, %	$ВРПППС = \frac{ВРПП}{ФН} \cdot 100$
ЭКСПОРТСНГ	Экспорт из региона в страны СНГ, млн долл. США	
ИМПОРТСНГ	Импорт из региона в страны СНГ, млн долл. США	
ЭКСПОРТД	Экспорт из региона в другие страны, млн долл. США	
ИМПОРТД	Импорт из региона в другие страны, млн долл. США	
РУБ/ДОЛЛАР	Обменный курс рубля к доллару США, руб.	
ОЭСНГ	Открытость региона к экспорту в страны СНГ	$ОЭСНГ = \frac{ЭКСПОРТСНГ \times (РУБ/ДОЛЛАР)}{ВРП}$
ОЭД	Открытость региона к экспорту в другие страны	$ОЭД = \frac{ЭКСПОРТД \times (РУБ/ДОЛЛАР)}{ВРП}$
ОИСНГ	Открытость региона к импорту в страны СНГ	$ОИСНГ = \frac{ИМПОРТСНГ \times (РУБ/ДОЛЛАР)}{ВРП}$
ОИД	Открытость региона к импорту в другие страны	$ОИД = \frac{ИМПОРТД \times (РУБ/ДОЛЛАР)}{ВРП}$

Приложение 3

Оценки коэффициентов моделей и их стандартных отклонений

Независимые переменные	Модель1	Модель2	Модель3	Модель4	Модель5	Модель6
	Зависимые переменные					
	Безработица	Безработица	Относительная зарплата	Относительная зарплата	Рост ВРП	Рост ВРП
Временной лаг	0.413*** (0.036)	0.377*** (0.041)	0.631*** (0.025)	0.689*** (0.020)	0.0700*** (0.017)	0.072*** (0.015)
ПЛИГЗЗ ¹⁰	0.360*** (0.048)		0.425*** (0.067)		0.419*** (0.043)	
ПЛИГВВ	0.252*** (0.064)		−0.067* (0.036)		0.082 (0.059)	
ПЛИГЗВ	−0.053 (0.699)		0.303*** (0.094)		0.000 (0.204)	
ПЛИГВЗ	0.542** (0.232)		1.425*** (0.429)		1.551*** (0.152)	
ПЛОРЗЗ		0.677*** (0.147)		1.022*** (0.207)		1.147*** (0.111)
ПЛОРВВ		0.652** (0.269)		−1.336*** (0.349)		0.510** (0.205)
ПЛОРЗВ		−1.472 (1.011)		−2.536*** (0.756)		0.231 (0.978)
ПЛОРВЗ		−0.254 (0.557)		2.558*** (0.750)		1.195*** (0.285)
ДГНЗ	2.916*** (0.556)	3.430*** (0.638)	1.571 (1.139)	2.769** (1.224)	1.076 (1.655)	1.246 (1.384)
ДГНВ	0.083 (0.292)	−0.036 (0.279)	−0.750 (0.905)	−1.386 (0.864)	−2.164** (0.850)	−3.961*** (0.886)
ДГНЗ×ДГНЗ	−0.021*** (0.004)	−0.025*** (0.005)	−0.01 (0.008)	−0.021** (0.009)	−0.005 (0.013)	−0.005 (0.011)
ДГНВ×ДГНВ	−0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	−0.000 (0.005)	0.0067 (0.005)	0.018*** (0.005)	0.029*** (0.005)
ПЛОТНОСТЬЗ	0.001 (0.003)	0.0001 (0.002)	0.031*** (0.007)	0.033*** (0.007)	0.011** (0.005)	0.010* (0.006)
ПЛОТНОСТЬВ	−0.467 (0.536)	−0.897* (0.504)	−0.172 (1.403)	2.715* (1.479)	0.984 (1.102)	0.845 (1.309)

¹⁰ Каждая переменная расщеплена на восточную и западную, аналогично тому, как это сделано в формулах (6) и (7).

Продолжение Приложения 3

Независимые переменные	Модель1	Модель2	Модель3	Модель4	Модель5	Модель6
	Зависимые переменные					
	Безработица	Безработица	Относительная зарплата	Относительная зарплата	Рост ВРП	Рост ВРП
МПЗ	0.009** (0.004)	0.008** (0.004)	−0.044*** (0.009)	−0.037*** (0.01)	−0.017 (0.012)	−0.027** (0.013)
МПВ	−0.008 (0.011)	−0.004 (0.01)	−0.006 (0.031)	−0.011 (0.027)	−0.089** (0.045)	−0.028 (0.058)
МОЗ	−0.007** (0.003)	−0.009*** (0.003)	0.053*** (0.007)	0.052*** (0.008)	0.046*** (0.007)	0.044*** (0.008)
МОВ	0.009** (0.004)	0.004 (0.004)	−0.006 (0.012)	−0.009 (0.012)	0.004 (0.018)	−0.021 (0.019)
ВРПППСЗ	−2.428*** (0.862)	−2.871*** (0.899)	12.97*** (1.530)	14.96*** (1.770)	16.35*** (2.916)	18.46*** (3.271)
ВРПППСВ	−0.535 (0.469)	−0.646 (0.524)	14.60*** (1.420)	14.61*** (1.469)	9.089*** (1.765)	11.49*** (1.557)
ОЭДЗ	−0.188 (0.846)	−0.06 (0.709)	2.047 (1.906)	5.328** (2.097)	−1.091 (1.351)	−0.125 (1.345)
ОЭДВ	0.011 (0.594)	0.141 (0.731)	14.70*** (3.701)	12.14*** (2.397)	−7.976*** (2.076)	−6.925*** (2.358)
ОИДЗ	−0.156*** (0.05)	−0.193*** (0.040)	−0.980*** (0.091)	−1.020*** (0.09)	−0.632*** (0.088)	−0.768*** (0.100)
ОИДВ	1.030** (0.523)	0.742 (0.524)	−20.84*** (1.314)	−21.76*** (1.171)	3.466*** (1.055)	3.567*** (1.053)
ОЭСНГЗ	−4.721 (11.59)	−4.668 (9.766)	69.09* (40.26)	39.17 (35.25)	1.660 (11.33)	−1.686 (11.20)
ОЭСНГВ	51.70*** (14.30)	42.00** (17.27)	−47.02 (34.25)	−8.100 (31.34)	−9.538 (19.08)	−28.94 (24.09)
ОИСНГЗ	12.19 (10.98)	13.93*** (3.615)	−4.660 (12.41)	8.013 (10.40)	−2.365 (9.247)	−2.410 (7.978)
ОИСНГВ	−15.66 (19.38)	−7.927 (19.98)	−59.47 (48.83)	−52.66 (53.43)	20.22 (20.09)	71.06 (58.46)
Временные эффекты ¹¹	Включены	Включены	Включены	Включены	Включены	Включены
Константа	−66.09*** (12.84)	−75.96*** (13.93)	−43.47 (27.41)	−92.38*** (35.11)	30.84 (35.25)	−26.04 (30.76)

¹¹ Годовые фиктивные переменные.

Окончание Приложения 3

Независимые переменные	Модель1	Модель2	Модель3	Модель4	Модель5	Модель6
	Зависимые переменные					
	Безработица	Безработица	Относительная зарплата	Относительная зарплата	Рост ВРП	Рост ВРП
<i>Проверяемые гипотезы и соответствующие P-значения</i>						
Тест Ареллано–Бонда ¹² на автокорреляцию возмущений первого порядка	0.000	0.000	0.032	0.032	0.000	0.000
Тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию возмущений второго порядка	0.328	0.597	0.271	0.26	0.08	0.106
Тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию возмущений третьего порядка	0.266	0.228	0.168	0.167	0.025	0.037
Тест Саргана валидности инструментов ¹³	0.341	0.244	0.623	0.583	0.831	0.737
$\beta_{ДГНЗ} = \beta_{ДГНВ}$ $\beta_{ДГНЗ^2} = \beta_{ДГНВ^2}$	0.000	0.000	0.003	0.024	0.262	0.007
$\beta_{ПЛОТНОСТЬЗ} =$ $= \beta_{ПЛОТНОСТЬВ}$	0.383	0.075	0.885	0.07	0.377	0.524
$\beta_{МПЗ} = \beta_{МПВ}$ $\beta_{МОЗ} = \beta_{МОВ}$	0.000	0.004	0.000	0.000	0.017	0.004
$\beta_{ВРППСЗ} =$ $= \beta_{ВРППСВ}$	0.034	0.029	0.494	0.891	0.029	0.045
$\beta_{ОЭДЗ} = \beta_{ОЭДВ}$	0.848	0.852	0.002	0.01	0.008	0.01
$\beta_{ОИДЗ} = \beta_{ОИДВ}$	0.023	0.075	0.000	0.000	0.000	0.000
$\beta_{ОЭСНГЗ} = \beta_{ОЭСНГВ}$	0.000	0.009	0.024	0.318	0.648	0.335
$\beta_{ОИСНГЗ} = \beta_{ОИСНГВ}$	0.265	0.287	0.222	0.241	0.314	0.204

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

¹² Нулевая гипотеза в тестах Ареллано–Бонда состоит в отсутствии автокорреляции возмущений.

¹³ Нулевая гипотеза в тесте Саргана состоит в валидности используемых инструментов.