

Федеральное государственное автономное образовательное
учреждение высшего образования
«Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»

На правах рукописи

Демидова Ольга Анатольевна

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ФАКТОРОВ НА
СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПРОЦЕССЫ В НЕОДНОРОДНОЙ СТРАНЕ НА
ПРИМЕРЕ РОССИИ

РЕЗЮМЕ

диссертации на соискание ученой степени

доктора экономических наук

JEL: C21, C31, C33, J31, J64, O43, P5, R23

Москва – 2022

1. Актуальность

Вопросы, связанные с моделированием основных экономических показателей, таких, как уровень безработицы, темпы экономического роста и т.п., никогда не потеряют своей актуальности. Если раньше соответствующие показатели изучали в основном для страны в целом, то в последние годы наметился тренд к более детальному моделированию этих показателей на уровне регионов. Однако регионы одной и той же страны не развиваются обособленно, происходящие в них процессы связаны между собой, существует общее культурно-информационное поле, потоки товаров, услуг, капиталов, мигрантов между регионами, и т.д. и т.п. Взаимное влияние регионов необходимо учитывать. Это один из видов пространственных факторов, рассматриваемых в представленном исследовании.

Точно так же при изучении социальных процессов, например, уровня доверия граждан к основным социально-политическим институтам и т.п., желательно учитывать региональные факторы. Если исследование проводилось с использованием данных для жителей разных стран (регионов), то необходимо учитывать факт проживания респондентов в одной стране (или одном регионе). Это еще один вид пространственных факторов, о которых пойдет речь. Имеет значение и размер населенного пункта, в котором проживает респондент. Жители больших городов и сельских районов зачастую по-разному относятся к этим институтам, по-разному голосуют на выборах и т.п. Поэтому факторы, позволяющие учесть место проживания индивидов, в этом исследовании также рассматриваются как пространственные.

При неучете пространственных факторов в моделях может возникнуть проблема смещения оценок коэффициентов (*omitted variable bias*). В результате этого по результатам моделирования интересующих нас показателей влияние некоторых факторов может ошибочно быть признано несущественным или будет недооценено или переоценено. Это может привести к неверным рекомендациям по экономической политике. *Поэтому желательно оценить масштаб проблемы, возникающей при пропуске пространственных факторов.*

Зачастую трудно и детально оценивать взаимное влияние регионов друг на друга, жителей одних и тех же стран или регионов друг на друга и т.п., желательно не использовать слишком громоздкие модели с большим количеством дополнительных параметров. Компромиссным вариантом в этом случае является оценивание пространственно-эконометрических моделей, в которых влияние остальных регионов учитывается с помощью введения взвешивающих матриц, содержащих заранее зафиксированные веса, отражающие влияние на выбранный регион каждого из остальных регионов (обычно веса

для соседних регионов бывают больше). При этом число оцениваемых параметров увеличивается незначительно. Краткое описание классических пространственно-эконометрических моделей дано в разделе «Описание методологии исследования», более подробное может быть найдено, например, в (Elhorst, 2014), там же приведена популярная и воспроизведенная во множестве научных статей схема выбора спецификации пространственной модели (Elhorst, 2014, с.9). Однако со временем механическое использование соответствующей схемы стало подвергаться критике, вышел даже специальный номер влиятельного в области пространственной эконометрики журнала *Journal of Regional Science* (2012), vol.52, № 2, посвященный критике чрезмерно упрощенного подхода. Стало очевидно, что в некоторых случаях предположения, лежащие в основе пространственных моделей, являются слишком сильными и часто не выполняются для больших и неоднородных стран, к числу которых относится и Россия. В разных частях одной и той же страны могут быть разные пространственные механизмы, чувствительность регионов к влиянию остальных регионов может быть неодинаковой для всех регионов и т.д. и т.п. *Все это свидетельствует о необходимости дальнейшего развития пространственно-эконометрических моделей, использования более гибких функциональных форм для исследования экономических процессов, происходящих в России.* Этому и посвящена большая часть диссертационной работы.

Кроме того, *важно развить инструментарий, позволяющий учесть региональные факторы и оценить их важность* (по сравнению с индивидуальными характеристиками респондентов) при моделировании степени доверия жителей разных стран (в том числе России) к основным социально-политическим институтам, иммигрантам и т.п. Этому посвящена вторая часть диссертационной работы.

Исходя из вышеизложенного, была сформулирована цель исследования.

2. Цель исследования

Целью данной работы является развитие эконометрического инструментария для моделирования социально-экономических процессов в неоднородной географически, экономически, с точки зрения образования и культурных ценностей и т.д. стране Россия.

Перед постановкой конкретных задач для достижения поставленной цели дадим краткий обзор сделанного в данной области и обозначим незаполненные, но, с нашей точки зрения, представляющие интерес, ниши.

3. Степень разработки научной проблемы в литературе

Важными региональными показателями являются темпы экономического роста; показатели региональных рынков труда, такие, как уровень безработицы, занятости, заработная плата. В первой части этого раздела приведен краткий обзор работ, посвященный моделированию этих показателей, в том числе с использованием российских региональных данных. Акцент сделан на работах, в которых учитываются пространственные факторы. Сразу отметим важные и очень распространенные, когда речь идет о работах в области пространственной эконометрики, термины. Изменения, произошедшие в некотором регионе, могут повлиять на экономические процессы в этом регионе, и на экономические процессы в других регионах. В первом случае говорят о прямых пространственных эффектах, а во втором случае — о косвенных пространственных эффектах.

Вторая часть обзора посвящена моделированию степени доверия граждан разных стран и регионов к основным социально-политическим институтам и иммигрантам с учетом не только их индивидуальных характеристик, но и социально – экономических показателей стран или регионов, в которых они проживают.

3.1. Моделирование экономического роста регионов с учетом пространственных факторов

Пространственно-эконометрический подход при моделировании темпов экономического роста неоднократно применялся в статьях с использованием эмпирических данных США (Rey, Montouri, 1999; Hammond, Tosun, 2011; Pede, 2013; Ojede et al., 2018), Китая (Ying, 2003; Yu, Wei, 2008; Tian et al., 2010), Европейского союза (Armstrong, 1995; López-Bazo et al., 1999; Rodríguez-Pose, 1999; Fingleton, 2001, Arbia, Piras, 2005; Fingleton, López-Bazo, 2006; Olejnik, Olejnik, 2017; Le Gallo, Ertur, 2019; Antunes, 2020; Amidi et al., 2020; Cartone et al., 2021), отдельных стран ЕС, в частности, Германии (Niebuhr, 2001), Италии (Arbia et al., 2005; Mazzola et al., 2018), Испании (Ramajo et al., 2017).

Во всех случаях было эмпирически продемонстрировано существование пространственных эффектов, отражающих влияние регионов друг на друга. При этом обычно в этих работах применялись традиционные пространственно-эконометрические модели и схемы выбора между ними (Elhorst, 2014, с.9). Однако многие исследователи отмечали, что эти модели и схемы неплохо подходят для однородных стран, но требуют доработки и более гибкого подхода для больших и неоднородных стран. В качестве альтернативы предлагалась модель центр-периферия (Annoni et al., 2019), разделение регионов на клубы (Baumont et al., 2003; Postiglione et al., 2013; Fischer, LeSage, 2015; Fiaschi et al., 2018; Zhang et al., 2019; Mazzola, Pizzuto, 2020), но при этом обычно не

моделировалось влияние различных групп регионов друг на друга. Одним из самых свежих обзоров, посвященных пространственным аспектам эндогенного роста, является (Bond-Smith, McCann, 2021). В нем обсуждается, в том числе, теоретическая модель роста для двух взаимодействующих регионов, механизмы, благодаря которым возникают спилловер-эффекты. Но эмпирических расчетов эта статья не содержит.

Другие предложения состояли в использовании байесовского (Fischer, LeSage, 2015; Piribauer, Crespo Cuaresma, 2016) или непараметрического подхода (Basile, Gress, 2004; Koroglu, Sun, 2016). Однако в этом случае существенно усложнялась техника оценивания и интерпретация полученных результатов.

Существует сравнительно небольшое число работ, посвященных моделированию экономического роста в российских регионах с использованием пространственно-эконометрического подхода. Многие авторы исследовали вопросы условной бета-конвергенции. Vucellato (2007), используя данные для 77 российских регионов за 1999–2004, особо подчеркнул, что пространственную зависимость регионов необходимо учитывать: «This paper's intent has been to illustrate the importance of geographic components in studies on the Russian Federation. The spatial dimension appears to be non-negligible and plays a crucial role in the convergence process through the channels of factor mobility, trade relationships and knowledge spill-over, the impact of which is much more evident in neighbouring regions». В качестве каналов распространения пространственных эффектов были выделены мобильность (труда и капитала), торговые потоки между регионами и обмен знаниями. Все формальные тесты множителей Лагранжа также подтвердили существование пространственных эффектов. Без учета пространственных факторов скорость бета-конвергенции оказывается переоцененной, как и расходы на научные исследования и разработки (при учете пространственных факторов коэффициент при соответствующей переменной становится незначимым). Луговой и др. (2007), используя данные для 79 регионов за 1998–2004 г., также выявили существование пространственных связей между российскими регионами, однако отметили, что интенсивность этих связей существенно меньше по сравнению с европейскими из-за более дальних расстояний и более слабой развитости транспортной инфраструктуры. Авторы отметили также целесообразность использования в пространственном анализе российских регионов диаграмм Морана. По оси абсцисс в такой диаграмме откладывается значение показателя региона (например, подушевого дохода), а по оси ординат — среднее значение этого показателя в соседних регионах. Предварительно переменные центрируются и нормируются. Рассматриваются наблюдения, попадающие в каждый из четырех квадрантов. Аналогичное разбиение регионов на 4 группы с помощью диаграммы Морана было использовано в статье

(Kholodilin et al., 2013) с данными для 76 российских регионов за 1998–2006. Было показано, что для всех регионов имеет место бета и сигма конвергенция по реальному ВРП на душу населения, но ее скорость гораздо выше в группе регионов с высоким уровнем подушевого ВРП, окруженных регионами также с высоким уровнем ВРП.

Коломак (2010) первой обосновала целесообразность учета различия между западными и восточными регионами России, эмпирически показав, что если для западных регионов имеют место положительные спилловер-эффекты (т.е. если один регион начинает расти, то он «тянет за собой» и соседние регионы), то для восточных — отрицательные, т.е. имеет место конкуренции за ресурсы.

Авторы перечисленных выше работ часто не оценивали, насколько изменяются результаты при неучете пространственных эффектов. При разделении регионов на группы обычно не учитывали их взаимное влияние, а также возможное различие во влиянии объясняющих факторов для разных групп регионов. Кроме того, во всех упомянутых статьях коэффициенты при пространственных лагах были постоянными, что не позволяло учесть различную чувствительность российских регионов к воздействиям со стороны остальных регионов.

3.2. Моделирование основных показателей региональных рынков труда

Важными показателями региональных рынков труда являются уровень безработицы, занятость, заработная плата. Описание основных теорий, лежащие в основе моделей, используемых для объяснения различий между региональными рынками разных стран, или их частей, или объединений (самый распространенный пример — Европейский Союз), может быть найдено, например, в обзоре (Elhorst, 2003), с акцентом на страны с переходной экономикой в (Ferragina, Pastore, 2008; Huber, 2007).

Одним из первых исследователей, отмечавшим необходимость учета пространственных факторов при моделировании региональной безработицы, был Molho (1995), использовавший данные о 281 регионов Великобритании за 1991. Эта идея была развита в многочисленных статьях и получены эмпирические свидетельства взаимного влияния региональных рынков труда. Пространственные факторы учитывались при моделировании уровня безработицы или занятости в Европейском союзе (целиком или в отдельных европейских странах, см. Aragon et al., 2003; Niebuhr, 2003; Cracolici et al., 2007; Lottmann, 2012; Mussida, Pastore, 2015; Rios, 2017; Chocolata, Furkova, 2018; Kivi, 2019), США (Kuscevic, 2014; Basistha, Kuscevic, 2017) и др.

Теоретические аспекты, объясняющие разницу региональных уровней безработицы и занятости, освещаются в статье (Mameli et al., 2021). Авторы опираются на классическую

статью (Marston, 1985), в которой приведены два конкурирующих объяснения такой разницы.

Согласно первой, теории равновесия, «рабочие мигрируют в поисках лучших возможностей для работы до тех пор, пока не исчезнет дополнительный стимул к переезду, потому что они чувствуют какую-то компенсацию (например, местными удобствами и земельными ресурсами)». Каждый регион стремится к своему собственному равновесному уровню безработицы. Согласно второй, неравновесной теории, потоки рабочей силы медленно распределяются между различными регионами «из-за серьезных экономических и социальных барьеров, ограничивающих мобильность, которые порождают устойчивые различия в уровне безработицы между регионами».

Авторы многих статей отмечали неоднородность рынков труда различных стран, выделяли кластеры безработицы в Европе (Overman, Puga, 2002; Garcilazo, Spiezia, 2007), США (Garcilazo, Spiezia, 2007), Китае (Wei-Guo, 2006), Японии (Kondo, 2015) и др. Существуют также статьи, в которых рассматриваются кластеры занятости (Cecato, Persson, 2002; Delgado, 2014; Chatterji, 2014).

Особенностью российского рынка труда является его быстрая подстройка к шокам за счет гибкости заработной платы (Gimpelson, 2019). Как отмечают (Ощепков, Капелюшников, 2015), единый рынок труда такой большой и неоднородной страны, как Россия, не существует, следует рассматривать региональные рынки труда, при этом в течение многих лет существуют устойчивые группы регионов-лидеров и регионов-аутсайдеров. Исследований российского рынка труда с использованием региональных данных сравнительно немного (Muravyev, Oshcherkov, 2013; Vlinova et al., 2016a; Vlinova et al., 2016b; Вакуленко, Гурвич, 2016). Е.Вакуленко (Вакуленко, 2013; Vakulenko, 2016) изучала конвергенцию российских регионов по заработным платам, уровням безработицы и среднему душевому доходу. На панельных данных российских регионов за период 1995–2010 была оценена динамическая модель с пространственными эффектами и выявлены значимые положительные пространственные эффекты для заработных плат и уровней безработицы и показано, что миграция не способствует сходимости по этим показателям.

Отметим, что в перечисленных исследованиях обычно не рассматривалось влияние разных групп регионов друг на друга, не делался акцент на различия в пространственных эффектах и рассматриваемых факторах в выделенных группах регионов.

Кроме того, при моделировании безработицы зависимость от некоторых факторов в пространственно-эконометрических моделях не всегда является линейной, иногда требуется использовать более гибкие функциональные формы. Например, зависимость изменения безработицы от степени диверсификации экономики может быть нелинейной и

даже немонотонной из-за наложения эффектов Jacobs (1969) и Marshall (1920). Basile et al. (2012) с помощью пространственных непараметрических моделей продемонстрировали это для Италии. Для России можно было бы ожидать аналогичного наложения эффектов, однако подобного исследования не проводилось. Кроме того, во времена кризисов и экономического подъема могут преобладать разные эффекты, сравнения результатов оценивания для разных временных периодов не проводилось.

Еще одной популярной областью исследований рынков труда является оценка зависимости заработной платы от уровня региональной безработицы. Обычно эта зависимость является отрицательной и с легкой руки Blanchflower, Oswald (1989), оценивших эту зависимость для многих стран, в том числе для России (Blanchflower, 2001; Blanchflower, Oswald, 1995), называется кривой заработной платы. Обоснование экономических механизмов, позволяющих объяснить существование кривой заработной платы в России, приведено в статье (Шилов, Мёллер, 2008) и соответствующая кривая оценена по панельным данным для 82 российских регионов за 1995–2005 гг. Детальный анализ работ, посвященных моделированию заработной платы, а также оценка соответствующей кривой по панельным данным для 78 российских регионов за 2002–2010, проведен в статье (Вакуленко, Гурвич, 2016). Однако авторы перечисленных работ с использованием российских данных не учитывали взаимного влияния регионов, что, как показали Kosfeld, Dreger (2018, 2019), Ramos (2015), может привести к смещенным результатам оценивания.

При применении пространственно-эконометрического подхода авторы обычно интерпретировали полученные результаты в терминах «средних изменений», например, как в среднем изменится заработная плата в регионе при изменении уровня безработицы в этом же регионе на 1% или как в среднем изменится заработная плата в регионе при изменении уровня безработицы во всех соседних регионах на 1%. Однако представляет интерес и оценка последствий изменений, произошедших в одном регионе, на конкретные другие регионы, этого в известных нам работах не сделано. В статье (Вакуленко, 2015) введены «коэффициент самостоятельности и коэффициент влияния регионов», но отсутствует формула для расчета этих показателей и не проводится проверка значимости соответствующих показателей.

3.3. Моделирование степени доверия к основным социально-экономическим институтам с учетом региональных факторов

(в тексте этого параграфа были использованы материалы из статей Демидова, 2011; Демидова, 2012).

Доверие к основным социальным, политическим и финансовым институтам влияет на темпы экономического роста стран, что было подтверждено эмпирически в работах (Glaeser et al., 2004; Acemoglu et al., 2005; Asoni, 2008; Lee, Kim, 2009). Поэтому представляет интерес выявление факторов, в том числе пространственных, влияющих на степень этого доверия.

Многие исследователи использовали для этой цели данные различных волн Европейского социального исследования (European Social Survey) или Всемирного обзора ценностей (World Value Survey). Эти базы данных столь популярны, поскольку содержат ответы на ряд вопросов, касающихся отношения жителей большого количества стран к многим социально-экономическим институтам, иммигрантам и т.п., а также достаточно богатую информацию об индивидуальных характеристиках респондентов.

Sammett et al. (2015) по данным 3-ей волны ESS (European Social Survey) за 2008 показали, что степень доверия к правительству снижает частное предоставление и финансирование медицинских услуг. Korbiel et al. (2009), также используя индивидуальные данные 3-й волны ESS, обнаружили, что на уровень доверия к полиции, судебной системе и парламенту влияет лишь уровень коррупции, а валовой внутренний продукт, уровень преступности, индекс демократического развития не оказывают влияния. Аналогичный результат получили Kelleher, Wolak (2007).

В России уровень доверия к социально-политическим институтам ниже, чем во многих других странах (Shlapentokh, 2006). Denisova et al. (2007), моделируя отношение жителей России к переходным процессам и их роли для страны, пришли к выводу, что среднестатистический россиянин подвержен так называемому “когнитивному диссонансу” — уверенность в необходимости глубокого вмешательства в экономику со стороны государства сочетается в нем с полным отсутствием доверия к отдельным политическим институтам, причем глубина такого диссонанса варьируется в зависимости от возраста, образования, опыта работы.

Насколько российские граждане отличаются от граждан других стран в вопросах доверия к социально-политическим институтам? К какому кластеру стран ближе всего Россия? Сравнительный анализ полезен для принятия решения о том, стоит ли перенимать опыт других стран и если ответ положительный, то каких.

3.4. Моделирование степени доверия к иммигрантам

(в тексте этого параграфа были использованы материалы из статей (Демидова, 2012, 2014, 2021).

Не менее важный вопрос, актуальность которого только увеличилась в последние годы — выявление микро и макро экономических факторов, влияющих на отношение респондентов к иммигрантам, особенно в европейских и соседних с ними странах. Основные теории, объясняющие отношение жителей разных стран к иммигрантам, условно можно разделить на две большие группы: основанные на экономической точке зрения и основанные на социально-культурной точке зрения (Hainmueller, Hopkins, 2014). Согласно первой группе теорий, отношение к иммигрантам в большей мере зависит от ситуации на рынках труда стран проживания респондентов, распределения общественных благ и т.д. и т.п. (Malchow-Møller et al., 2006; Facchini, Mayda, 2009; Dustman et al., 2013; Llull, 2018). Согласно второй группе теорий, включающей теорию социальной идентификации (Social Identity Theory), комбинированную теорию угроз (Integrated Threat Theory), подробно описанную в (Stephan and Stephan, 2001, 2013; Ward and Masgoret, 2006), для коренных респондентов очень важна самоидентификация с некоторой социально-культурной группой, к которой иммигранты часто не принадлежат (Ramos et al., 2016; Esses et al., 2005, 1998; Hainmueller, Hopkins, 2014; Kustov, 2019). Рассматривая отношение респондентов к иммигрантам с точки зрения этих теорий, для выявления факторов, влияющих на отношение к иммигрантам, в модели включают как индивидуальные характеристики респондентов, так и макроэкономические характеристики стран проживания респондентов. Однако в перечисленных статьях не определяется, что сильнее влияет на отношение к иммигрантам — индивидуальные характеристики респондентов или макроэкономическая ситуация в странах, где они проживают.

Статей, посвященных анализу отношения к иммигрантам россиян, не очень много, их описание может быть найдено в статье (Мастикова, Фадеев, 2020). Однако, как отмечают авторы статьи, результаты, касающиеся влияния факторов, характеризующих места проживания иммигрантов, неоднозначны. Согласно результатам (Bessudnov, 2016), использовавшего данные опроса ФОМ за 2011 г., жители небольших городов и деревень лучше относятся к иммигрантам по сравнению с жителями больших городов, что, как отмечает автор, нетипично для жителей европейских стран, там обычно имеет место противоположная тенденция. Мастикова (2019) по данным 8-ой волны Европейского социального исследования за 2016 г. показала, что «доля негативно настроенных по отношению к мигрантам чуть выше в малых городах». Так что соответствующий вопрос нельзя считать закрытым. В перечисленных исследованиях не учитывалось, что влияние индивидуальных характеристик респондентов (таких, как возраст, образование и т.п.) на их отношение к иммигрантам может различаться для жителей разных регионов. Ни в одном из

этих исследований не использовалась географически взвешенная регрессия, позволяющая провести такой анализ.

С учетом поставленной цели исследования и того, что уже было сделано в обозначенных выше областях исследования и выявленных лакун были сформулированы конкретные задачи для исследования.

4. Задачи исследования

- 1) Предложить модификации пространственно-эконометрических моделей для России, позволяющие выявить различие в процессах, происходящих в разных частях страны, а именно:
 - a. разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей для двух взаимосвязанных групп регионов,
 - b. разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей для регионов, разделенных на несколько групп,
 - c. произвести оценку этих моделей для основных показателей, характеризующих социально-экономические процессы в российских регионах и продемонстрировать преимущества использования предложенных моделей.
- 2) Предложить модификации пространственно-эконометрических моделей для России, позволяющие выявить различную чувствительность регионов к процессам, происходящим в соседних регионах, а именно:
 - a. разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей, являющихся модификациями модели пространственной авторегрессии, с заменой коэффициента пространственной автокорреляции линейной функцией от выбранной характеристики региона;
 - b. разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей, являющихся модификациями пространственной модели Дарбина с заменой постоянных коэффициентов при пространственных лагах зависимой и независимых переменных линейной функцией от выбранной характеристики региона,
 - c. произвести оценку этих моделей для показателей роста российских регионов и продемонстрировать преимущества этих моделей.
- 3) Предложить модификации пространственно-эконометрических моделей для России, позволяющие заранее не фиксировать форму функциональной зависимости от выбранных факторов (непараметрические модели).

- 4) Предложить интерпретацию результатов оценивания традиционных пространственно-эконометрических моделей, позволяющую определить, как изменения, произошедшие в одном конкретном регионе, повлияют на экономические процессы в этом регионе и в соседних регионах, не используя традиционное усреднение.
- 5) Определить, насколько серьезны последствия неучета пространственных факторов при моделировании показателей, характеризующих экономическое положение российских регионов (экономический рост, ситуацию на рынках труда и т.д.).
- 6) Определить, к какому кластеру стран ближе всего Россия в вопросах, касающихся степени доверия ее граждан к основным социально-политическим институтам и опыт каких стран имеет смысл перенимать.
- 7) Разработать модели, которые позволяют
 - a. выявить возможную разницу в факторах, влияющих на отношение граждан европейских и постсоветских стран к мигрантам,
 - b. сравнить вклад 1) индивидуальных характеристик респондента (пол, возраст, образование и т.д.) и 2) экономических и институциональных показателей страны проживания респондента (валовой национальный продукт на душу населения, уровень безработицы, индекс восприятия коррупции и т.д.).
- 8) На базе географически взвешенной регрессии разработать модели, которые позволяют учесть разницу во влиянии индивидуальных характеристик респондентов из различных российских регионов на их отношение к иммигрантам.

Данные задачи были решены в 16 статьях, представляющих диссертацию.

5. Описание методологии исследования

5.1. Классические пространственно-эконометрические модели и их недостатки

Традиционные линейные регрессионные модели панельных данных имеют следующий вид:

$$Y_t = \alpha + X_t\beta + c_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где $t = 1, \dots, T$ — рассматриваемые моменты времени, n — число регионов, $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{nt})'$ — зависимая переменная, X_t — матрица объясняющих переменных, $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)'$ — вектор фиксированных индивидуальных эффектов, c_t — временные эффекты, ε_t — вектор ошибок.

Если зависимая переменная Y — это какой-то региональный показатель, например, уровень безработицы или рост ВРП, то необходимо включить в число объясняющих факторов показатели этой переменной для других регионов, по крайней мере соседних. В качестве каналов влияния соседних регионов обычно выделяют мобильность трудовых

ресурсов и капитала. При пропуске соответствующих переменных возникает проблема смещения оценок коэффициентов при включенных факторах (omitted variable bias), поскольку пропущенные переменные обычно коррелируют с регрессорами. Если добавлять соответствующие переменные каждую с собственным коэффициентом, то число оцениваемых параметров превысит число наблюдений и их оценка классическими методами становится невозможной.

В работах (Paelinsk, Klassen, 1979), (Anselin, 2010), (LeSage, Pace, 2009), (Fischer, Wang, 2009) и др. был разработан инструментарий, позволяющий существенно не увеличивать число оцениваемых параметров, но в то же время учесть взаимное влияние регионов.

Необходимый элемент пространственно-эконометрических моделей — это взвешивающая матрица W размера $(n \times n)$, которая чаще всего задается экзогенно¹, отражающая структуру связей между регионами.

Эта матрица обладает следующими свойствами:

$w_{ii} = 0$, т.е. диагональные элементы соответствующей матрицы равны 0,

$w_{ij} \geq 0$, (условие неотрицательности элементов взвешивающей матрицы, называемых весами),

$\sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$ (условие нормировки).

Наиболее распространенными являются следующие виды взвешивающих матриц:

- 1) Граничная ($w_{ij} = \frac{1}{n_i}$, если регион j является соседом региона i и 0 иначе, где n_i — количество регионов — соседей региона i , это могут быть регионы, с которыми у региона i есть общая граница или регионы, расположенные не далее определенного расстояния d от региона i),
- 2) Обратных расстояний $w_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_{j=1}^n 1/d_{ij}}$, где d_{ij} — расстояние между регионами i и j , существуют разные способы его измерения, например, как расстояние по автодорогам между столицами регионов.

С помощью взвешивающей матрицы образуются пространственные лаги зависимой и независимых переменных. Например, если Y_i — это уровень безработицы в регионе i , а W — это граничная взвешивающая матрица, то WY_i — это средний уровень безработицы в регионах, соседних с регионом i .

Одной из самых популярных классических пространственно-эконометрических моделей является пространственная модель Дарбина (SDM — spatial Durbin model):

¹ Во всех упомянутых в резюме моделях используются экзогенные взвешивающие матрицы

$$Y_t = \alpha + X_t\beta + \rho WY_t + WX_t\theta + c_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

В том случае, если $\theta = 0$, то эта модель сводится к модели SAR (spatial autoregressive model — пространственная авторегрессионная модель):

$$Y_t = \alpha + X_t\beta + \rho WY_t + c_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

а если $\theta + \rho\beta = 0$, то модель SDM сводится к модели SEM (spatial error model — модель с пространственной зависимостью в ошибках):

$$Y_t = \alpha + X_t\beta + c_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \lambda W\varepsilon_t + u_t \quad (4)$$

В модель SAR вводится всего один дополнительный параметр — коэффициент пространственной автокорреляции ρ . Он показывает, как изменения в соседних регионах воздействуют на рассматриваемый регион. Если коэффициент ρ незначим, то никакого воздействия не происходит. Если он положительный и значимый, то с увеличением моделируемой переменной Y (уровня безработицы, темпов экономического роста и т.д.) в соседних регионах, в рассматриваемом регионе происходят аналогичные изменения. Если коэффициент ρ отрицательный и значимый, то с увеличением моделируемой переменной Y в соседних регионах, в рассматриваемом регионе происходят противоположные изменения (например, если соседний регион растет и стягивает на себя трудовые и денежные ресурсы, то в рассматриваемом регионе может наблюдаться спад). В модели SDM кроме коэффициента пространственной автокорреляции вводятся еще $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)'$ — коэффициенты при пространственных лагах независимых переменных, отражающие влияние включенных в модель факторов в соседних регионах на рассматриваемый регион.

При оценке параметров пространственно-эконометрических моделей необходимо учитывать, что пространственные лаги зависимой переменной являются эндогенными. Для оценки этих моделей чаще всего используют метод максимального правдоподобия и обобщенный метод моментов. Каждый из этих методов имеет свои достоинства и недостатки, которые обсуждаются, например в (Расе, 2021; Prucha, 2021). Для реализации метода максимального правдоподобия требуется сделать предположение о распределении ошибок в используемых моделях. Часто делается сильное предположение о нормальности ошибок. На практике это предположение выполняется далеко не всегда. И большое число наблюдений не помогает решить эту проблему. Если ошибки регрессии не подчиняются нормальному закону распределения, но функция правдоподобия используется для нормального закона распределения (как традиционно делается в готовых статистических пакетах), то соответствующие оценки будут состоятельными, но не эффективными. Эффективными в этом случае будут оценки квази-максимального правдоподобия, но их гораздо сложнее получить с вычислительной точки зрения. Еще одна вычислительная

проблема состоит в вычислении много раз логарифма от определителя матрицы большой размерности $\ln |I_n - \rho W|$. Поэтому, как считает Prucha (2021), для больших выборок предпочтительным является применение обобщенного метода моментов, для которого нет перечисленных проблем. Но при применении этого метода тоже необходимо быть внимательным, используемые в моментных тождествах инструменты должны быть валидными. Это условие необходимо проверять с помощью специальных тестов.

В традиционных пространственно-эконометрических моделях делаются сильные предположения и далеко не всегда выполняющиеся для многих стран об одинаковом влиянии соседних регионов на каждый регион, что отражается в постоянстве коэффициентов ρ и θ в моделях SDM и SAR.

Для больших и неоднородных по региональному развитию стран, в число которых входит Россия, это предположение желательно ослабить, используя более гибкие модели, поскольку в одной части страны может наблюдаться один механизм пространственного развития, в другой части — совсем иной механизм.

Согласно (Anselin, 1988), есть два основных аспекта пространственной неоднородности. Первый вид неоднородности связан с непостоянством функциональной формы (“instability of functional form”). Второй вид пространственной неоднородности возникает как следствие пропуска существенных переменных, отражающих пространственную зависимость, в том числе неоднородную. В этом случае возникает проблема гетероскедастичности ошибок регрессии. Во втором случае Anselin (1988) предлагает использовать модель, аналогичную SEM, но с блочно-диагональной матрицей в формуле для ошибок регрессии. В то же время модели, в которых учитывается как пространственная автокорреляция, так и пространственная неоднородность наблюдений, как отмечают Geniaux, Martinetti (2018), все еще являются большой редкостью.

5.2. Данные для оценки модифицированных моделей

Для оценки параметров модифицированных эконометрических моделей, о которых пойдет речь в этом разделе, были использованы три основных источника данных, находящиеся в свободном доступе.

- 1) Сборники «Регионы России. Социально-экономические показатели» за 2002–2020 годы, <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204>
- 2) Всемирный обзор ценностей (WVS — World Value Survey), <https://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp>

3) Европейское социальное исследование (ESS - European Social Survey), <https://www.europeansocialsurvey.org/>

В сборниках «Регионы России. Социально-экономические показатели» содержатся данные о региональных показателях за 2000–2018 гг. Статьи О.Демидовой с соавторами были написаны в разное время, поэтому рассматриваемые временные промежутки несколько отличаются. Поскольку в этот период происходили изменения в административно-территориальном делении регионов, доступности данных для некоторых регионов (например, отсутствуют данные для Чеченской республики за некоторые годы, данные для автономных округов отдельно от больших регионов, в которые они входят, появились только в последние годы), то количество регионов в разных статьях несколько отличается, в каждой статье приведен точный список рассмотренных регионов. Несколько отличается и набор региональных показателей, доступных в разные годы. Менялась и методология измерения некоторых показателей. Более детальная информация о данных и причинах использования определенного временного интервала доступна в каждой статье. К сожалению, Росстат не предоставляет в свободном доступе информацию о миграционных потоках между регионами, потоках товаров и услуг и т.п. Поэтому для описания связи между регионами были использованы экзогенные матрицы, основанные на географической близости регионов.

Всемирный обзор ценностей включает данные опросов жителей из более 120 стран, в число которых входит и Россия, которые проводятся приблизительно раз в пять лет. Эти опросы содержат богатую информацию об индивидуальных характеристиках респондентов (пол, возраст, уровень образования, тип поселения и т.д.), ценностях респондентов, в том числе их отношении к социально-политическим институтам. В настоящее время доступны данные семи волн WVS, первая волна — это данные за 1981–1984 гг., седьмая волна — данные за 2017–2020 гг.

Европейское социальное исследование (European Social Survey) включает данные аналогичных опросов для жителей 40 европейских стран (не только входящих в ЕС, Россия также включена в этот опрос). Опросы проводятся каждые два года, начиная с 2002, в настоящее время доступны данные 9 волн ESS (последняя волна включает данные за 2018 г.).

В каждую волну опроса WVS и ESS входит большинство из возможных стран, но обычно не все. Меняется и состав респондентов от волны к волне. Это не позволяет использовать панельные данные, обычно исследование проводится по данным одной волны. Большинство ответов на вопросы предполагает выбор одного из 4–5, иногда 10

вариантов ответа. Поэтому большинство переменных в этих базах данных являются категориальными, что создает некоторые проблемы при проведении анализа.

5.3. Модификации модели пространственной авторегрессии и пространственной модели Дарбина

5.3.1. Модификация модели пространственной авторегрессии для группы двух взаимосвязанных регионов

Все n регионов (i — номер региона, $i = 1, \dots, n$) были разделены на две части: $i = 1, \dots, n_1$, соответствующие 1-ой группе регионов и $i = n_1 + 1, \dots, n$, соответствующие 2-ой группе регионов. Для каждого рассматриваемого года $t = 1, \dots, T$ вектор зависимой переменной Y_t был разбит на две части, Y_t^1 и Y_t^2 , соответствующие наблюдениям из 1-ой и 2-ой группы. Аналогично матрица объясняющих переменных X_t для каждого года $t = 1, \dots, T$ также была разбита на две части, X_t^1, X_t^2 , соответствующие наблюдениям для первой и второй группы регионов, взвешивающая матрица разбита на 4 блока: $W = \begin{pmatrix} W^{11} & W^{12} \\ W^{21} & W^{22} \end{pmatrix}$.

Модифицированная динамическая модель пространственной авторегрессии для двух групп взаимосвязанных регионов имеет следующий вид:

$$\begin{pmatrix} Y_t^1 \\ Y_t^2 \end{pmatrix} = \alpha + \sigma \begin{pmatrix} Y_{t-1}^1 \\ Y_{t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \rho^{11}W^{11} & \rho^{12}W^{12} \\ \rho^{21}W^{21} & \rho^{22}W^{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t^1 \\ Y_t^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} X_t^1\beta^1 \\ X_t^2\beta^2 \end{pmatrix} + c_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)'$ — вектор фиксированных индивидуальных эффектов, c_t — временные эффекты, ε_t — вектор ошибок, σ — коэффициент при временном лаге зависимой переменной, β^1, β^2 — векторы оцениваемых параметров. Коэффициенты $\rho^{11}, \rho^{12}, \rho^{21}, \rho^{22}$ отражают влияние соответственно регионов первой группы на регионы первой группы, регионов второй группы на регионы первой группы, регионов первой группы на регионы второй группы, регионов второй группы на регионы второй группы. Особый интерес представляют значимость и знаки оценок коэффициентов ρ^{12}, ρ^{21} . Если они различаются, то можно говорить об асимметричном влиянии двух групп регионов друг на друга.

Отметим, что если ранее в (Anselin, 1988) использовались блочно-диагональные взвешивающие матрицы для ошибок, то в модели (5) используется блочная и не диагональная матрица для создания пространственных лагов зависимой переменной.

Поскольку пространственные лаги зависимой переменной в правой части уравнения (5) являются эндогенными, то для оценки соответствующего уравнения был использован обобщенный метод моментов с выбором в качестве инструментов временных лагов зависимой и независимой переменных (подход Arellano, Bond, 1991).

В статье (Демидова, 2014) в качестве двух групп регионов были рассмотрены западные и восточные, соответственно 52 и 23 региона, период времени 2000–2010 гг. В качестве зависимых переменных были использованы уровень безработицы, реальная заработная плата, рост ВРП. В качестве объясняющих переменных были выбраны: доля городского населения, плотность населения, миграционный прирост населения, ВРП на душу населения с учетом ППС, отношение экспорта и импорта к ВРП региона.

В статье (Demidova et al., 2013) российские регионы также были разделены на западные и восточные, период времени 2000–2009 гг. В качестве зависимой переменной был выбран уровень молодежной безработицы (группа 20–29 лет), а в качестве объясняющих переменных — уровень общей безработицы, доля городского населения, доля населения возраста 20–29, число студентов на 10000 человек населения, число пенсионеров на 1000 человек населения, миграционный прирост населения, доля мигрантов, прибывающих из других регионов, доля мигрантов прибывающих из-за рубежа, ВРП на душу населения с учетом ППС, среднемесячная пенсия с учетом ППС, производительность труда, открытость региональной экономики к экспорту и импорту.

В статье (Demidova et al., 2015) с помощью модели (5) был проведен сравнительный анализ молодежной безработицы (эта переменная использовалась в качестве зависимой) для северных и южных регионов России и Италии (две группы регионов сравнивались внутри одной страны) по данным за 2000–2009 гг. В качестве объясняющих переменных были использованы уровень общей безработицы, ВРП на душу населения, плотность населения региона.

В каждой из трех упомянутых в этом пункте статей с помощью теста Вальда были проверены гипотезы об одинаковых пространственных эффектах: $H_0: \rho^{11} = \rho^{12} = \rho^{21} = \rho^{22}$ (с альтернативной гипотезой, что одно из этих равенств нарушается) и гипотезы об одинаковом влиянии выбранных факторов: $H_0: \beta^1 = \beta^2$ (с альтернативной гипотезой, что хотя бы для одной пары коэффициентов это равенство нарушается). И во всех случаях нулевые гипотезы были отвергнуты.

5.3.2. Модификация модели пространственной авторегрессии с разбиением регионов на несколько групп

Регионы одной страны могут быть разбиты и на большее, чем 2, число групп, экономические процессы в которых отличаются. Для моделирования таких процессов пространственно-авторегрессионная модель может быть модифицирована следующим образом (в данном случае рассматривается 3 группы регионов, но аналогичную модель можно использовать и для большего числа регионов):

$$\begin{pmatrix} Y_t^1 \\ Y_t^2 \\ Y_t^3 \end{pmatrix} = \alpha + \sigma \begin{pmatrix} Y_{t-1}^1 \\ Y_{t-1}^2 \\ Y_{t-1}^3 \end{pmatrix} + \rho_1 \begin{pmatrix} WY_t^1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \rho_2 \begin{pmatrix} 0 \\ WY_t^2 \\ 0 \end{pmatrix} + \rho_3 \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ WY_t^3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} X_t^1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \theta^1 + \begin{pmatrix} 0 \\ X_t^2 \\ 0 \end{pmatrix} \theta^2 + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ X_t^3 \end{pmatrix} \theta^3 + c_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

где для каждого рассматриваемого года $t = 1, \dots, T$ вектор зависимой переменной Y_t был разбит на три части, Y_t^1, Y_t^2 и Y_t^3 , матрица объясняющих переменных X_t для каждого года $t = 1, \dots, T$ была разбита на три части, X^1, X^2, X^3 , соответствующие наблюдениям из 1-ой, 2-ой и 3-ей группы регионов, $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)'$ — вектор фиксированных индивидуальных эффектов, c_t — временные эффекты, ε_t — вектор ошибок, σ — коэффициент при временном лаге зависимой переменной, ρ_1, ρ_2, ρ_3 — коэффициенты пространственной автокорреляции, $\theta^1, \theta^2, \theta^3$ — векторы оцениваемых параметров. Для оценки моделей (6), как и моделей (5), использовался обобщенный метод моментов.

В статье (Danilenko et al., 2018), посвященной моделированию уровня безработицы и в статье (Demidova et al., 2018), посвященной моделированию уровня занятости в качестве начального разбиения регионов на группы, были использованы графики Морана. Для каждого года этот график строится следующим образом: моделируемую переменную (например, уровень безработицы в регионе) и ее пространственный лаг центрируют и нормируют (соответственно \tilde{Y} , \tilde{WY}) и для каждого i -го региона ($i = 1, \dots, n$) изображают точку $(\tilde{Y}_i, \tilde{WY}_i)$. Таким образом, все регионы в зависимости от попадания соответствующих им точек в один из четырех ортантов, на которые плоскость разбивается осями координат, разбиваются на 4 группы. Например, регионы, соответствующие точкам, попавшим в первый ортант, имеют показатель выше среднего и окружены регионами, имеющими с среднем этот показатель также выше среднего. Графики Морана были построены для каждого из 2005–2012 гг. в статье (Danilenko et al., 2018) и для каждого из 2005–2016 гг. в статье (Demidova et al., 2018). Регион в итоге относился к тому ортанту, где он встречался чаще всего.

После этого в статье (Danilenko et al., 2018) были выделены две группы регионов: High-High — группа регионов с высоким уровнем безработицы, окруженных регионами также с высоким уровнем безработицы, Low-Low — группа регионов с низким уровнем безработицы, окруженных регионами также с низким уровнем безработицы и третья группа оставшихся регионов. В качестве объясняющих переменных были выбраны ВРП на душу населения с учетом ППС, производительность труда, доля городского населения, плотность населения, доля населения моложе трудоспособного возраста, доля населения старше трудоспособного возраста, доля населения с высшим образованием и переменные,

характеризующие структуру рынка труда: доля занятых в сельском хозяйстве, доля занятых в строительстве, доля занятых в торговле, доля занятых в государственном секторе, доля занятых в добыче полезных ископаемых, доля занятых в промышленности.

В статье (Demidova et al., 2018) при моделировании уровня занятости в российских регионах разбиение регионов на группы было другим. Была выделена группа регионов High-High (с высоким уровнем занятости, окруженных регионами также с высоким уровнем занятости), и две группы регионов с низким уровнем безработицы, окруженные регионами также с низким уровнем безработицы: LL1, включающая регионы на юге России и LL2, включающая регионы в южной Сибири и Забайкалье. В качестве объясняющих переменных были выбраны ВРП на душу населения с учетом ППС, плотность населения, доля городского населения, миграционный прирост населения, доля населения моложе трудоспособного возраста, доля населения старше трудоспособного возраста, доля населения с высшим образованием среди работающих и индекс Херфиндаля-Хиршмана, характеризующий степень диверсификации экономики региона.

Гипотезы о единой пространственной зависимости $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3$ (при альтернативной гипотезе $H_1: \rho_1 \neq \rho_2$ или $\rho_1 \neq \rho_3$) и единой зависимости от объясняющих переменных $H_0: \theta^1 = \theta^2 = \theta^3$ (при альтернативной гипотезе $H_1: \theta^1 \neq \theta^2$ или $\theta^1 \neq \theta^3$) были проверены с помощью теста Вальда и в обеих статьях отвергнуты.

В некоторых случаях разбиение регионов на группы следует провести согласно экспертному мнению. В статье (Demidova, 2021) при изучении вопросов, связанных с бета-конвергенцией российских регионов по ВРП, все регионы были разбиты на 3 группы в зависимости от их долговой нагрузки и бюджетной обеспеченности («богатые» — rich, «средние» — middle, «бедные» — poor) с использованием результатов классификации (Зубаревич, Горина, 2015) и оценена модель условной конвергенции:

$$\begin{aligned} \frac{1}{3} \ln \frac{Y_{(t+3)}}{Y_t} = & \alpha + \beta^p \begin{pmatrix} \ln Y_p \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t + \beta^m \begin{pmatrix} 0 \\ \ln Y_m \\ 0 \end{pmatrix}_t + \beta^r \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \ln Y_r \end{pmatrix}_t + \\ & + \rho^p \begin{pmatrix} W \ln Y_p \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t + \rho^m \begin{pmatrix} 0 \\ W \ln Y_m \\ 0 \end{pmatrix}_t + \rho^r \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ W \ln Y_r \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} X_p \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t \theta^p + \\ & \begin{pmatrix} 0 \\ X_m \\ 0 \end{pmatrix}_t \theta^m + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ X_r \end{pmatrix}_t \theta^r + c_t + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (7)$$

где Y_t — ВРП на душу населения (в модели он использовался в логарифмах), $\frac{1}{3} \ln \frac{Y_{(t+3)}}{Y_t}$ — средний рост ВРП за три года, в качестве объясняющих факторов были выбраны доля

городского населения, отношение инвестиций к ВРП региона, доля населения с высшим образованием среди работающих, открытость региональной экономики к экспорту и импорту, плотность автомобильных дорог, индекс инвестиционного риска.

Эта модель была оценена по данным для 80 регионов за 2000–2017 гг. с помощью стандартных методов оценки моделей панельных данных с фиксированными эффектами. Как и для предыдущего класса моделей, с помощью теста Вальда были проверены (и отвергнуты) гипотезы о единой пространственной зависимости и единой зависимости от объясняющих факторов для выделенных групп регионов.

5.3.3. Замена коэффициента пространственной автокорреляции на линейную функцию от выбранной характеристики региона

В классической модели пространственной авторегрессии (3) параметр ρ характеризует чувствительность регионов к воздействию других регионов и предполагается постоянным. Однако можно предположить, что большие размеры региона, низкая плотность населения и т.д. могут работать как факторы, которые ослабляют восприятие регионом внешних эффектов. Эти регионы скорее всего будут менее чувствительны к воздействию других регионов через потоки пассажиров, потоки мигрантов и т.п. Наоборот, высокий уровень урбанизации региона может усиливать внешние эффекты. Поэтому в статье (Демидова, Иванов, 2016), посвященной моделированию темпов экономического роста, коэффициент ρ был заменен линейной функцией от переменной «чувствительности» региона к внешним воздействиям $Z^j: \rho_j = \delta_j + \eta_j Z^j, j = 1, 2, 3$. В качестве таких переменных были использованы Z^1 — площадь региона, Z^2 — плотность населения региона, Z^3 — доля городского населения региона.

Соответствующая модификация модели имела следующий вид:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \theta \ln y_{it-1} + \gamma \ln Y_{it-1} + (\delta_j + \eta_j Z_{it}^j)(W \ln y)_{it} + (X\beta)_{it-1} + c_t + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

где i — номер региона; t — год наблюдения; y_{it} — темпы экономического роста в регионе в расчете на душу населения, в процентах; Y_{it-1} — валовой региональный продукт на душу населения, в ценах базового года; γ — коэффициент конвергенции; X_{it-1} — матрица объясняющих переменных; β — вектор параметров при объясняющих переменных; W — граничная взвешивающая матрица; α_i — фиксированные эффекты; c_t — временные эффекты, ε_{it} — возмущения. В качестве объясняющих переменных были выбраны ВРП на душу населения с учетом ППС, доля городского населения, плотность населения, изменение среднегодовой численности населения региона, отношение инвестиций в основной капитал к ВРП, доля сектора добычи полезных ископаемых в ВРП, доля

обрабатывающих производств в ВРП, доля услуг бюджетного сектора в ВРП, доля безвозмездных поступлений в консолидированном бюджете региона, доля занятых с высшим образованием, число патентов на 10000 жителей, отношение экспорта и импорта к ВРП региона.

Эта модель была оценена обобщенным методом моментов в разностях (Arellano, Bond, 1991) и обобщенным методом моментов в системах (Blundel, Bond, 1998; Kukuena, Monteiro, 2009).

5.3.4. Замена коэффициента коэффициентов при пространственных лагах в модели Дарбина на линейную функцию от выбранной характеристики региона

В статье (Демидова, Камалова, 2021) также рассмотрена модель экономического роста. Но в этой статье акцент был сделан на показателях качества региональных институтов и меры развитости деловой активности. Если качества региональных институтов высокое, то транзакционные издержки для ведения деловой активности в регионе малы, можно ожидать, что жители соседних регионов будут вести бизнес в этом регионе и способствовать его росту. И чем лучше качество региональных институтов, тем активнее будет происходить этот процесс.

В качестве показателей качества региональных институтов и меры развитости деловой активности региона были использованы: $Z^1 = self$ — количество малых предприятий на 10 тысяч экономически активного населения, $Z^2 = banks$ — совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, $Z^3 = ip$ — инвестиционный потенциал региона. Коэффициенты ρ и θ в модели Дарбина были заменены линейными функциями от переменных $Z^j, j = 1, 2, 3$:

$$\rho_{ij} = \rho_{j0} + \delta_{j0} Z_i^j, j = 1, 2, 3$$

$$\theta_{ij}^m = \theta_{j0}^m + \eta_{j0}^m Z_i^j, m = 1, \dots, 9; j = 1, 2, 3.$$

В статье (Демидова, Камалова, 2021) при моделировании темпов экономического роста российских регионов была использована соответствующая модификация модели SDM

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + (\rho_{j0} + \delta_j Z_{it-1}^j) W y_{it} + X_{it-1} \beta +$$

$$+ W X_{it-1} (\theta_{j0} + \eta_j Z_{it-1}^j) + c_t + \varepsilon_{it}$$

с объясняющими переменными ВРП на душу населения с учетом ППС (в логарифмах), доля городского населения, доля занятых с высшим образованием, отношение инвестиций в основной капитал к ВРП, отношение экспорта и импорта к ВРП региона, число патентов на 10000 жителей, индекс Херфиндаля-Хиршмана в качестве показателя диверсификации структуры региональной экономики, доля безвозмездных поступлений в

консолидированном бюджете региона, плотность автомобильных дорог, характеризующая развитость инфраструктуры региона. Эта модель была оценена обобщенным методом моментов в разностях (Arellano, Bond, 1991).

5.4. Использование непараметрических пространственных моделей

В некоторых случаях зависимость от объясняющих факторов в пространственной модели не является линейной. Например, в статье (Demidova et al., 2020) моделируется зависимость среднего изменения безработицы за выбранный период от степени концентрации и диверсификации экономики. Вследствие наложения эффектов Jacobs (1969) и Marshall (1920) эта зависимость может быть нелинейной, необходимо использовать более гибкую по сравнению с линейной функциональную форму зависимости. Была выбрана модель:

$$Y_i^{[t_1, t_2]} = \beta_0 + \beta_{X_1^*} X_{1i}^{t_1^*} + \beta_{X_2^*} X_{2i}^{t_1^*} + \dots + f_{X_1}(X_{1i}^{t_1}) + f_{X_2}(X_{2i}^{t_1}) + \dots + f_{WY}(WY_i^{[t_1, t_2]}) + \varepsilon_i^{t_1},$$

где i — номер региона, $[t_1, t_2] \in \{[2007, 2016], [2008, 2010], [2010, 2013], [2013, 2016]\}$

— рассматриваемые периоды времени, $Y_i^{[t_1, t_2]} = \frac{\ln U_i^{t_2} - \ln U_i^{t_1}}{t_2 - t_1}$, U — уровень безработицы,

объясняющие переменные: ВРП на душу населения с учетом ППС, доля городского населения, доля населения моложе трудоспособного возраста, доля населения старше трудоспособного возраста, миграционный прирост населения, доля занятых с высшим образованием, плотность населения и индексы, характеризующие степень концентрации и диверсификации экономики региона, X_1^*, X_2^*, \dots — переменные, для которых используется линейная форма зависимости, X_1, X_2, \dots, WY — переменные, для которых используется непараметрическая форма зависимости.

Эта модель оценивается с помощью следующей процедуры:

- 1) Вследствие эндогенности пространственного лага необходимо было оценить вспомогательную непараметрическую модель:

$$WY_i^{[t_1, t_2]} = \tilde{f}_{X_1^*}(X_{1i}^{t_1^*}) + \tilde{f}_{X_2^*}(X_{2i}^{t_1^*}) + \dots + \tilde{f}_{X_1}(X_{1i}^{t_1}) + \tilde{f}_{X_2}(X_{2i}^{t_1}) + \\ + \tilde{h}_{WX_1^*}(WX_{1i}^{t_1^*}) + \tilde{h}_{WX_2^*}(WX_{2i}^{t_1^*}) + \dots + \tilde{h}_{WX_1}(WX_{1i}^{t_1}) + \tilde{h}_{WX_2}(WX_{2i}^{t_1}) + \dots + v_i$$

в которой объясняющие переменные $X_1^*, X_2^*, \dots, X_1, X_2, \dots$ и их пространственные лаги $WX_1^*, WX_2^*, \dots, WX_1, WX_2, \dots$ были использованы в качестве инструментов для WY , $\tilde{f}_{X_1^*}, \tilde{f}_{X_2^*}, \dots, \tilde{f}_{X_1}, \tilde{f}_{X_2}, \dots, \tilde{h}_{WX_1^*}, \tilde{h}_{WX_2^*}, \dots, \tilde{h}_{WX_1}, \tilde{h}_{WX_2}, \dots$ — неизвестные оцениваемые функции. Они были оценены с помощью кубических штрафных сплайнов (penalized cubic regression spline) с помощью алгоритма back-fitting (Hastie and Tibshirani, 1990).

- 2) Остатки регрессии, оцененной на первом шаге, $\hat{v}_i, i = 1, \dots, n$, были использованы на втором шаге при оценивании регрессии:

$$Y_i^{[t_1, t_2]} = f_{X_1^*}(X_{1i}^{t_1^*}) + f_{X_2^*}(X_{2i}^{t_1^*}) + \dots + f_{X_1}(X_{1i}^{t_1}) + f_{X_2}(X_{2i}^{t_1}) + \dots + f_{WY}(WY_i^{[t_1, t_2]}) + f_v(\hat{v}_i) + \varepsilon_i^{t_1}$$

- 3) Для каждой объясняющей переменной сравнивались линейная и непараметрическая зависимость. Если между ними не было статистической разницы, то использовалась линейная зависимость, в противном случае — непараметрическая.

5.5. Интерпретация результатов оценивания пространственно-эконометрических моделей

Как показано в (Elhorst, 2014), предельные эффекты фактора X_m для SDM модели (формула 2) рассчитываются по формуле:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\partial E(Y)}{\partial X_{m1}} \quad \dots \quad \frac{\partial E(Y)}{\partial X_{mn}} \right) &= \begin{pmatrix} \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_{m1}} & \dots & \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_{mn}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_{m1}} & \dots & \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_{mn}} \end{pmatrix} = \\ &= (I - \rho W)^{-1} \begin{pmatrix} \beta_m & w_{12}\theta_m & \dots & w_{1n}\theta_m \\ w_{21}\theta_m & \beta_m & \dots & w_{2n}\theta_m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}\theta_m & w_{n2}\theta_m & \dots & \beta_m \end{pmatrix} = \pi(X_m) \end{aligned}$$

Отметим, что $\frac{\partial E(Y_i)}{\partial X_{mj}}$ показывает, как изменение переменной X_m (например, уровня безработицы) в регионе с номером j влияет на зависимую переменную (например, заработную плату) в регионе $i, i, j = 1, \dots, n$.

Выделяют

- прямые эффекты, если $i = j$, например, как изменение уровня безработицы в регионе i повлияет на заработную плату в этом регионе,
- косвенные эффекты, если $i \neq j$, например, как изменение уровня безработицы в регионе j повлияет на заработную плату в регионе i .

Поскольку прямых эффектов для каждой переменной n , а косвенных эффектов для каждой переменной $n^2 - n$, то по предложению (LeSage, Pace, 2009) обычно для каждой переменной рассчитывают средние прямые (сумма всех прямых эффектов, деленая на n) и средние косвенные эффекты (сумма всех косвенных эффектов, деленая на n , не на $n^2 - n$).

Можно предположить, что для больших и неоднородных стран (к которым относится и Россия), частные предельные эффекты $\frac{\partial E(Y_i)}{\partial X_{mj}} = \pi_{ij}(X_m)$ достаточно сильно отличаются от средних предельных эффектов. Поэтому представляет интерес сравнение частных и

средних предельных эффектов. Это было сделано в статье (Демидова, Тимофеева, 2021), посвященной оценке кривой заработной платы в России по данным за 2005–2018 гг. с помощью SDM модели с зависимой переменной реальная заработная плата (в логарифмах) и объясняющими переменными уровень безработицы, доля работников моложе 20 лет, доля работников старше 60 лет, доля городского населения, доля занятых с высшим образованием, число малых предприятий на 10000 населения, средняя численность работников на малых предприятиях, доля занятых в сельском хозяйстве, строительстве, добыче полезных ископаемых, обрабатывающем производстве, торговле, индекс Хирфиндаля-Хиршмена, характеризующий степень диверсификации экономики региона.

Для вычисления доверительных интервалов прямых и косвенных частных предельных эффектов было использовано свойство асимптотической совместной нормальности оценок параметров $\rho, \beta_1, \dots, \beta_k, \theta_1, \dots, \theta_k$ с ковариационной матрицей, обратно пропорциональной информационной матрице Фишера, для элементов которой известны состоятельные оценки. Однако вывести закон распределения оценок $\hat{\pi}_{ii}, \hat{\pi}_{ij}$ достаточно проблематично. Поэтому для получения интервальных оценок прямых и косвенных частных предельных эффектов для переменной X_m используют предложенный LeSage, Pace (2009) алгоритм, основанный на симуляциях и состоящий в следующем.

- 1) С помощью метода максимального правдоподобия находят оценки параметров $\hat{\rho}, \hat{\beta}_m, \hat{\theta}_m$, а также оценку ковариационной матрицы этих оценок $\widehat{Var}(\hat{\rho}, \hat{\beta}_m, \hat{\theta}_m)$.
- 2) Генерируют случайную выборку размера \tilde{N} : $(\rho^1, \beta_m^1, \theta_m^1), \dots, (\rho^{\tilde{N}}, \beta_m^{\tilde{N}}, \theta_m^{\tilde{N}})$ из многомерного нормального распределения $N((\hat{\rho}, \hat{\beta}_m, \hat{\theta}_m), \widehat{Var}(\hat{\rho}, \hat{\beta}_m, \hat{\theta}_m))$.
- 3) Для каждого из элементов этой выборки вычисляют все прямые эффекты по формуле

$$\frac{\partial E(\widehat{Y}_i)}{\partial X_{mi}} = \hat{\pi}_{ii}(X_m), i = 1, \dots, n$$

и все косвенные эффекты по формуле

$$\frac{\partial E(\widehat{Y}_i)}{\partial X_{mj}} = \hat{\pi}_{ij}(X_m), i, j = 1, \dots, n, i \neq j,$$

заменив в формуле

$$\hat{\pi}(X_m) = (I - \hat{\rho}W)^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\beta}_m & w_{12}\hat{\theta}_m & \cdots & w_{1n}\hat{\theta}_m \\ w_{21}\hat{\theta}_m & \hat{\beta}_m & \cdots & w_{2n}\hat{\theta}_m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}\hat{\theta}_m & w_{n2}\hat{\theta}_m & \cdots & \hat{\beta}_m \end{pmatrix}$$

оценки параметров ρ, β_m, θ_m на соответствующий элемент из выборки $(\rho^1, \beta_m^1, \theta_m^1), \dots, (\rho^{\tilde{N}}, \beta_m^{\tilde{N}}, \theta_m^{\tilde{N}})$.

- 4) Получившуюся последовательность из \tilde{N} элементов для каждого из n прямых и $n^2 - n$ косвенных частных предельных эффектов упорядочивают по возрастанию и удаляют $\frac{\alpha\tilde{N}}{2}$ самых маленьких и $\frac{\alpha\tilde{N}}{2}$ самых больших элементов каждой последовательности. Оставшиеся после этого наименьшие и наибольшие значения будут границами $(1-\alpha)100\%$ доверительного интервала для соответствующего прямого или косвенного частного предельного эффекта.
- 5) Если 0 не входит в рассчитанный доверительный интервал для прямого или косвенного частного предельного эффекта, то соответствующий предельный эффект является значимым.

5.6. Учет пространственных факторов при моделировании уровня доверия к основным социально-политическим институтам

Региональную (в данном контексте страновую) специфику необходимо учитывать и при использовании данных индивидуального уровня, в частности, при моделировании уровня доверия к основным политическим институтам жителей различных стран. Необходимо учитывать не только индивидуальные характеристики респондентов, но и экономическую ситуацию в стране, в которой эти респонденты проживают. В статье (Демидова, 2011) для моделирования уровня доверия граждан к основным социальным и политическим институтам по данным пятой волны WVS было предложено два возможных подхода, позволяющих это сделать.

Первый подход состоял в использовании иерархических моделей. Для моделирования уровня доверия граждан к основным социальным и политическим институтам были использованы логит-модели со случайными коэффициентами:

$$P(Y_{ij} = 1) = F(\beta_0 + u_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \beta_k X_{kij} + (\gamma_j + u_j)Z_j),$$

$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_j \end{pmatrix} \sim N\left(0; \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & \rho \\ \rho & \sigma_1^2 \end{pmatrix}\right)$$

где X_1, \dots, X_k — индивидуальные характеристики респондентов (пол, возраст, уровень образования и т.п.), а Z_j — переменные странового уровня (ВВП в расчете на душу населения с учетом паритета покупательной способности) и индекс восприятия коррупции).

Второй подход заключался в предварительном разбиении стран на кластеры с помощью дендрограммы и использовании моделей упорядоченного множественного выбора для наблюдений из каждого кластера:

$$P(Y_i = k | x_i) = F(c_k - x_i' \beta), k = 1, \dots, m,$$

где F — функция логистического распределения.

5.7. Учет пространственных факторов при проведении сравнительного анализа отношения к мигрантам жителей разных стран и регионов

При моделировании отношения к иммигрантам жителей различных стран, как и в предыдущем случае, необходимо учитывать региональную (страновую) специфику. Однако в этом случае страны были разбиты на группы естественным образом: в статьях (Демидова, 2012; Demidova, 2014) сравнивались жители России и Украины с жителями «старых» европейских стран (вошедших в ЕС до 2004 г.), «новых» европейских стран (вошедших в ЕС не ранее 2004 г.), а в статье (Paas, Demidova, 2014) — жители России и Эстонии.

В статьях (Демидова, 2012; Demidova, 2014) была использована следующая функциональная форма модели:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \delta_{NE} \cdot NE + \delta_{RU} \cdot RU + \sum_{k=1}^{K_n} (\beta_k + \delta_{NEk} \cdot NE + \delta_{RUk} \cdot RU) \cdot X_{ki} + \sum_{m \in M_n} (\beta_m + \delta_{NEm} \cdot NE + \delta_{RUm} \cdot RU) \cdot Z_{mj} + \varepsilon_{ij}$$

где i — номер индивида, j — номер страны, n — номер модели, Y — переменная, характеризующая отношение к иммигрантам, X_1, \dots, X_k — индивидуальные характеристики респондентов (пол, возраст, уровень образования и т.п.), а Z_j — переменные странового уровня (ВВП в расчете на душу населения с учетом паритета покупательной способности, уровень безработицы, индекс восприятия коррупции, миграционный прирост населения).

Для выявления, какие факторы, индивидуальные или страновые, сильнее влияют на отношение индивидов к иммигрантам, было использовано факторное разложение R^2 в каждой из оцененных моделей:

$$R_Y^2 = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i \frac{\widehat{\text{Cov}}(X_i, Y)}{\widehat{\text{Var}}(Y)}.$$

В статье (Paas, Demidova, 2014) были оценены стандартные логистические модели упорядоченного множественного выбора с одинаковыми зависимыми и объясняющими переменными отдельно по наблюдениям для России и для Эстонии.

В статье (Демидова, 2021) для выявления факторов, влияющих на отношение жителей 61 российского региона к иммигрантам, были использованы линейные модели с зависимой переменной Y , характеризующей отношение респондентов к иммигрантам и объясняющими переменными возраст, пол, индикатор наличия высшего образования,

индикатора наличия супруга/супруги, индикатор отсутствия у респондента работы, индикатор пенсионного статуса, а также переменными, характеризующими доход индивида.

Региональная специфика учитывалась с помощью добавления набора дамми переменных, характеризующих регион или тип населенного пункта или численность жителей населенного пункта, где проживает индивид. Во всех случаях коэффициенты при наборах дамми переменных были значимы в совокупности.

Влияние пространственных факторов на отношение респондентов к иммигрантам также было оценено с помощью введения переменных регионального уровня: ВРП на душу населения, скорректированный по ППС, уровень региональной безработицы, доля иммигрантов, приехавших из-за границы, доля строительства, доля оптовой и розничной торговли, ремонта автотранспортных средств и мотоциклов (основные отрасли, где работают иммигранты) в валовой добавленной стоимости региона.

Кроме того, была оценена модель географически взвешенной регрессии:

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^k \beta_j(u_i, v_i) X_{ij} + \varepsilon_i,$$

где i — номер индивида, $i = 1, \dots, n$ (в нашем случае $n = 1810$), Y_i — i -е значение зависимой переменной, X_1, \dots, X_k — объясняющие факторы. В отличие от классической линейной регрессионной модели, где коэффициенты β_1, \dots, β_k являются константами, в географически взвешенной регрессии эти коэффициенты являются функциями от географических координат населенного пункта проживания респондента (широты u и долготы v).

6. Научная новизна

Научная новизна работы состоит в развитии пространственно-эконометрической методологии согласно перечисленным ниже пунктам.

- 1) Разработана *модификация* пространственно-регрессионных моделей для двух взаимосвязанных групп регионов,
- 2) Предложен *модификация* пространственно-авторегрессионной модели для регионов одной страны, разделенных на несколько групп,
- 3) Предложена *модификация* пространственно-авторегрессионной модели, связанная с заменой коэффициента пространственной корреляции линейной функцией от выбранной характеристики региона (площади региона, плотности населения региона, доли городского населения региона),

- 4) Предложена *модификация* пространственной модели Дарбина, связанная с заменой коэффициентов при пространственных лагах зависимой и независимых переменных линейной функцией от выбранной характеристики региона (количество малых предприятий на 10 тысяч экономически активного населения, совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, инвестиционный потенциал региона),
- 5) Для определения влияния степени диверсификации и степени концентрации экономики региона на безработицу был предложен *новый* подход, включающий а) использование *нескольких* показателей, характеризующих степень концентрации и диверсификации экономики региона (с данными *уровня фирм* и *уровня регионов*), б) использование *непараметрических пространственно-эконометрических моделей*, ранее не применявшийся при анализе российского рынка труда, в) сравнение результатов оценивания непараметрических моделей в периоды кризиса и в периоды подъема экономики,
- 6) Предложена *новая интерпретация* результатов оценивания пространственно-эконометрических моделей с помощью частных предельных эффектов и *алгоритм* проверки значимости этих эффектов,
- 7) Предложен *новый алгоритм*, позволяющий с помощью значимых частных косвенных предельных эффектов для каждого региона выявить регионы, на которые он влияет сильнее всего и регионы, сильнее всего влияющие на выбранный регион,
- 8) Для выявления факторов, влияющих на отношение индивидов разных стран к иммигрантам, предложен *класс моделей* с варьирующимися для разных групп стран коэффициентами наклона и *новый алгоритм*, позволяющий установить важность учета экономических и институциональных показателей стран проживания индивидов,
- 9) Предложен *алгоритм* (включающий географически взвешенную регрессию), позволяющий учесть разницу во влиянии индивидуальных характеристик респондентов, проживающих в разных регионах, на их отношение к иммигрантам.

7. Основные результаты, выносимые на защиту²

- 1) Имеет место асимметрия влияния западных и восточных регионов России друг на друга, если в западных регионах происходят некоторые изменения (рост ВРП,

² В скобках указаны статьи, в которых опубликованы эти результаты

- изменение уровня безработицы, заработной платы и т.п.), то это отражается как на других западных, так и на восточных регионах. В то же время изменения, происходящие в восточных регионах, оказывают влияние только на другие восточные регионы, но не на западные. Факторы, влияющие на рост ВРП, безработицу, относительную заработную плату в западных и восточных регионах, существенно отличаются. Эти результаты были получены с помощью пространственно-регрессионных моделей для двух взаимосвязанных групп регионов. (Демидова, 2014).
- 2) Ситуация с молодежной безработицей в России в 2000–2009 была более серьезная, чем с общей. Кризис 2008–2009 гг. сильнее «ударил» по молодежи, чем по «взрослому» населению. Факторы, влиявшие на молодежную безработицу в 2000–2009 в западных и восточных регионах, отличались. В частности, увеличение миграционных потоков не оказывало влияния на молодежную безработицу в западных регионах, но увеличивало в восточных. Эти результаты были получены с помощью пространственно-регрессионных моделей для двух взаимосвязанных групп регионов. (Demidova et al., 2013).
 - 3) Ситуация с молодежной безработицей (по сравнению с общей) в России в 2000–2009 была лучше, чем в Италии. Для России имеет место асимметричное влияние северных и южных регионов (при увеличении уровня молодежной безработицы в северном регионе ситуация ухудшится в соседних как северных, так и южных регионах, а изменение ситуации в южном регионе не повлияет на другие регионы). В Италии, наоборот, увеличение уровня молодежной безработицы в южном регионе, приведет к ухудшению ситуации и на севере, и на юге. Эти результаты были получены с помощью пространственно-регрессионных моделей для двух взаимосвязанных групп регионов. Эти результаты были получены с помощью пространственно-регрессионных моделей для двух взаимосвязанных групп регионов. (Demidova et al., 2015).
 - 4) Российские регионы можно разделить на 3 группы по уровню безработицы: группа L — регионы с низким уровнем безработицы, окруженные регионами с низким уровнем безработицы, группа H — регионы с высоким уровнем безработицы, окруженные регионами с высоким уровнем безработицы, группа LH — все остальные регионы. Уровень безработицы во всех регионах можно сократить за счет увеличения доли занятых в обрабатывающей промышленности и за счет снижения доли занятых в сфере предоставления государственных услуг. В группе регионов H уровень безработицы можно снизить за счет повышения производительности труда и за счет увеличения доли занятых в сельском хозяйстве. Эти результаты были получены с помощью

модификации пространственно-авторегрессионной модели для регионов одной страны, разделенных на несколько групп. (Danilenko et al., 2018).

- 5) Российские регионы можно разделить на 3 группы по уровню занятости (не тождественные группам из п. 6): группа Н — регионы с высоким уровнем занятости, окруженные регионами с высоким уровнем занятости, две группы регионов с низким уровнем занятости, окруженные регионами с низким уровнем занятости, одна расположенная на юге России (группа LL1), вторая — в южной Сибири и Забайкалье (группа LL2). Уровень занятости во всех группах можно увеличить за счет увеличения степени специализации экономики, в группе регионов Н за счет уменьшения потока иммигрантов, а в группе LL1 напротив, за счет увеличения потока иммигрантов, а также увеличения доли сельского населения. В группе регионов LL2 занятость можно увеличить за счет увеличения доли имеющих высшее образование. Эти результаты были получены с помощью модификации пространственно-авторегрессионной модели для регионов одной страны, разделенных на несколько групп. (Demidova et al., 2018).
- 6) Бета-конвергенция по ВРП имеет место только для средних и богатых российских регионов, причем ее скорость существенно выше в группе богатых регионов; пользу от роста соседних регионов получают только средние и бедные регионы, а для богатых регионов имеет место противоположная тенденция. Инвестиции способствуют росту только богатых регионов, а для бедных и средних регионов они не эффективны. Эти результаты были получены с помощью модификации пространственно-авторегрессионной модели для регионов одной страны, разделенных на несколько групп. (Demidova, 2021).
- 7) Густонаселенные и урбанизированные регионы имеют более высокую чувствительность к пространственным экстерналиям, т.е. регион, окруженный быстрорастущими территориями, будет расти тем интенсивнее, чем больше его плотность населения и выше уровень урбанизации. Эти результаты были получены с помощью модификации пространственно-авторегрессионной модели, связанной с заменой коэффициента при пространственном лаге зависимой переменной линейной функцией от выбранной характеристики региона. (Демидова, Иванов, 2016).
- 8) Чем лучше институциональная среда и выше степень деловой активности региона, тем интенсивнее влияние соседних экономик на темпы экономического роста рассматриваемого региона. Эти результаты были получены с помощью модификации пространственной модели Дарбина, связанной с заменой коэффициентов при

пространственных лагах зависимой и независимых переменных линейной функцией от выбранной характеристики региона. (Демидова, Камалова, 2021).

- 9) Зависимость изменения уровня безработицы от степени диверсификации и степени концентрации экономики региона имеет нелинейный характер, причем во времена кризисов преобладают эффекты Marshall (безработица ниже в регионах с высоким уровнем концентрации экономики), а в периоды подъема преобладают эффекты Jacobs (безработица ниже в экономически диверсифицированных регионах). Поэтому в кризисный период государству имеет смысл поддерживать предприятия, специализация которых не совпадает с основной специализацией региона с помощью налоговых льгот и специальных субсидий, а в период роста — развивать наиболее перспективные отрасли в каждом регионе. Спецификации моделей были определены с помощью алгоритма, описанного в п.6 раздела «Новизна полученных результатов». (Demidova et al., 2020).
- 10) Чувствительность заработных плат к изменению уровня безработицы неодинакова для российских регионов, она выше в сельскохозяйственных и изолированных регионах. Этот результат был получен с помощью проверки значимости частных предельных эффектов в пространственно-эконометрических моделях. (Демидова, Тимофеева, 2021).
- 11) Красноярский край и Московская область являются регионами, изменение в уровне безработицы в которых сильнее всего влияет на уровень заработной платы в других регионах. Этот результат был получен с помощью проверки значимости частных предельных эффектов в пространственно-эконометрических моделях. (Демидова, Тимофеева, 2021).
- 12) Чем сильнее сила пространственного взаимодействия между регионами, к тем более серьезным ошибкам может привести неучет пространственных эффектов (Семерикова, Демидова, 2015). В частности, чувствительность заработной платы к изменению безработицы будет переоценена почти в два раза (Демидова, Тимофеева, 2021), скорость бета-конвергенции ВРП будет переоценена, для группы «богатых» регионов почти в два раза. (Demidova, 2021).
- 13) Степень доверия населения разных стран к основным социальным и политическим институтам очень сильно зависит не только от индивидуальных характеристик респондентов, но и от макроэкономической ситуации в стране их проживания. Нельзя механически переносить опыт экономически развитых стран на все остальные. Россия входит в один кластер с бывшими республиками СССР, восточно-европейскими

странами, латиноамериканскими странами, больше всего в России доверяют армии, далее по степени убывания доверия населения институты располагаются следующим образом: телевидение, правительство, система правосудия, пресса, милиция, парламент, политические партии. В этих странах повышение образовательного уровня населения без одновременного улучшения его материального положения не поможет поднять уровень доверия к основным институтам, а приведет к обратному эффекту. (Демидова, 2011).

- 14) Влияние индивидуальных характеристик респондентов на их отношение к иммигрантам существенно отличается для жителей России и Украины по сравнению с жителями европейских стран. В России и Украине к мигрантам лучше относятся имеющие высшее образование (в европейских странах эта тенденция выражена еще сильнее), верующие (в восточноевропейских странах то же самое, а в странах, присоединившихся к ЕС после 2004, все наоборот), а хуже — безработные (в европейских странах это не так). Однако при объяснении общего отношения к иммигрантам преобладают экономические и институциональные показатели стран проживания индивидов. Эти результаты были получены с помощью моделей с варьирующимися для разных групп стран коэффициентами наклона и нового алгоритма, позволяющего установить важность учета экономических и институциональных показателей стран проживания индивидов. (Демидова, 2012), (Paas, Demidova, 2014), (Demidova, 2014).
- 15) В среднем в российских регионах лучше всего к иммигрантам относятся молодежь и представители старшего поколения, респонденты с высшим образованием и имеющие средний или высокий уровень дохода. Однако отношение к иммигрантам и влияние выбранных факторов очень сильно варьируется в зависимости от места проживания респондентов. Лучше всего относятся к иммигрантам жители небольших, не столичных городов, а также жители Самарской и Свердловской областей, а хуже всего — жители самых бедных и самых богатых регионов. Отношение к иммигрантам также улучшается с увеличением доли строительства и торговли в экономике региона (это отрасли, где работает очень много иммигрантов). Местные жители постепенно привыкают к иммигрантам, чем выше доля мигрантов, приехавших из-за границы, тем лучше жители соответствующего региона относятся к иммигрантам. Наиболее негативно к иммигрантам относятся россияне около 55 лет без высшего образования с доходом ниже среднего. С соответствующей группой населения нужно пытаться вести разъяснительную работу, например, через СМИ. (Демидова, 2021).

8. Теоретическая и практическая значимость работы

Теоретическая значимость работы заключается в развитии пространственно-эконометрического инструментария, описанного в разделе 6 «Научная новизна».

Практическая значимость работы

С помощью новых пространственно-эконометрических моделей удалось выявить разницу в социально-экономических процессах, происходящих в разных частях России и внести предложения по экономической политике в соответствующих регионах, описанные в разделе 7 «Основные результаты, выносимые на защиту», п. 2, 4, 5, 9, 13, 15.

Результаты диссертационного исследования были использованы в следующих проектах:

- 1) "The Political Economy of Youth Unemployment", FP7-PEOPLE, Grant agreement ID: 269134, 2012–2015, проект 7-ой рамочной программы Европейского Союза,
- 2) SEARCH (Sharing Knowledge Assets: InteRregionally Cohesive NeighBohoods), the 7th Framework Programme for Research and Technological Development in the 'Socio-economic sciences and the humanities' area (FP7-SSH-SSH-2010.2.2.1-266834), 2012–2013, проект 7-ой рамочной программы Европейского Союза,
- 3) IUT20-49 "Structural Change as the Factor of Productivity Growth in the Case of Catching up Economies", 2013–2014, проект министерства образования и научных исследований Эстонии,
- 4) "Выявление пространственных эффектов для восточных и западных российских регионов: сравнительный эконометрический анализ", проект № 12-01-0057 программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» в 2013–2014 гг.,
- 5) "Элиты, институты и культура как факторы экономического развития", проект программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ, 2016 г.,
- 6) "Моделирование взаимного влияния российских регионов и оценка эффективности государственных программ пространственно-эконометрическими методами", проект № 20-110-50398 в рамках проекта РФФИ "Экспансия", 2020 г.

Результаты диссертационного исследования были также использованы

- 1) для подготовки методических материалов для лекций и семинаров по курсу эконометрики для студентов 3-го курса бакалавриата ФЭН НИУ ВШЭ и по курсу эконометрики для аспирантов АШ по экономике,
- 2) при проведении исследовательских проектных семинаров для студентов ФЭН НИУ ВШЭ,

3) при подготовке лекций и семинаров для программы НИУ ВШЭ и Фонда Егора Гайдара повышения квалификации «Прикладные эконометрические методы», цикл 3 «Пространственная эконометрика и методы регионального анализа» для преподавателей-исследователей региональных вузов.

Результаты диссертационной работы использовались в научных отчетах исследовательской рабочей группы «Центр пространственной эконометрики в прикладных макроэкономических исследованиях» ФЭН.

9. Апробация результатов исследования

Результаты диссертационного исследования были представлены в докладах на более 60 конференциях, в том числе:

- 1) Апрельская Международная научная конференция «Модернизация экономики и общества», 2012–2020
- 2) International Conference “Modern Econometrics Tools and Applications” (META), 2014–2020
- 3) Российский Экономический Конгресс 2013, 2016, 2020
- 4) Международная научная школа-семинар имени академика С.С. Шаталина, 2011, 2012, 2013, 2015, 2020
- 5) North American Regional Science Association (NARSC) Meeting, 2013, 2014, 2020
- 6) Western Regional Science Association 53rd Annual Meeting, San Diego, 16–19 февраля 2014
- 7) European Regional Science Association (ERSA) Congress, 2013, 2014, 2016, 2019
- 8) Scientific Conference "Spatial Econometrics and Regional Economic Analysis", University of Lodz, Poland, 2014, 2018
- 9) World Conference of Spatial Econometric Association (SEA) 2016, 2018,
- 10) International Workshop "Spatial Econometrics and Statistics", France, 2014, 2019
- 11) World Congress of Comparative Economics, август 2015 (Рим), 2017 (Санкт Петербург)
- 12) Annual Conference of the International Society for New Institutional Economics, USA, 2011 (Stanford University), 2012 (Los Angeles)
- 13) European Association for Comparative Economic Studies (EACES) Conference, 2012, 2014
- 14) International Economic Association 16th World Congress, Tsinghua University, Beijing, China, July 2011

10. Список опубликованных статей

Основные результаты диссертационного исследования опубликованы в 16 статьях общим объемом 24 п.л.; личный вклад автора составляет 13,7 п.л.

- 1) *Демидова О. А.* (2011). Моделирование доверия населения к основным социальным и политическим институтам: сравнительный эконометрический анализ // Прикладная эконометрика. Т. 21. С. 114–132. (1,2 п.л.)
- 2) *Демидова О. А.* (2012). Отношение жителей европейских стран к иммигрантам: сравнительный эконометрический анализ по данным европейского социального исследования // Прикладная эконометрика. Т. 28. С. 23–34. (0,8 п.л.)
- 3) *Demidova O., Marelli E., Signorelli M.* (2013). Spatial Effects on Youth Unemployment Rate: The Case of Eastern and Western Russian Regions (Пространственные эффекты молодежной безработицы: пример восточных и западных регионов России) // *Eastern European Economics*. Vol. 51. No. 5. P. 94–124. (2,7 п.л., личный вклад 0,9 п.л.)
- 4) *Демидова О. А.* (2014). Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России) // Прикладная эконометрика. Т. 34. № 2. С. 19–35. (1 п.л.)
- 5) *Paas T., Demidova O.* (2014). How people perceive immigrants' role in their country's life: a comparative study of Estonia and Russia (Как люди воспринимают роль иммигрантов в жизни своей страны: сравнительное исследование Эстонии и России) // *Eastern Journal of European Studies*. Vol. 5. No. 2. P. 117–138. (1,2 п.л., личный вклад 0,6 п.л.)
- 6) *Demidova O.* (2014). How Russian and Ukrainian citizens perceive the role of immigrants in their country: a comparison with European residents (Как граждане России и Украины воспринимают роль иммигрантов в своей стране: сравнение с жителями Европы) // *International Journal of Computational Economics and Econometrics*. Vol. 4. No. 1/2. P. 181–206. (1,1 п.л.)
- 7) *Demidova O., Marelli E., Signorelli M.* (2015). Youth labour market performances in the Russian and Italian regions (Функционирование молодежного рынка труда в регионах России и Италии) // *Economic Systems*. Vol. 39. No. 1. P. 43–58. (1,4 п.л., личный вклад 0,5 п.л.)
- 8) *Семеригова Е. В., Демидова О. А.* (2015). Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // *Пространственная экономика*. № 2. С. 64–85. (1,8 п.л., личный вклад 0,9 п.л.)
- 9) *Демидова О. А., Иванов Д. С.* (2016). Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. Т. 20. № 1. С. 52–75. (2 п.л., личный вклад 1 п.л.)
- 10) *Danilenko T., Demidova O., Signorelli M.* (2018). Unemployment Clubs in Russian Regions (Клубы безработицы в регионах России) // *Emerging Markets Finance and Trade*. Vol. 54. No. 6. P. 1337–1357 (1,8 п.л., личный вклад 0,6 п.л.)
- 11) *Demidova O., Daddi P., Medvedeva E., Signorelli M.* (2018). Modeling the Employment Rate in Russia: a Spatial-Econometric Approach (Моделирование уровня занятости в России: пространственно-эконометрический подход) // *Economy of Region*. Vol. 14. No. 4. P. 1383–1398. (1,4 п.л., личный вклад 0,4 п.л.)

- 12) *Demidova O.* Convergence of Russian regions: different patterns for poor, middle and rich (2021) (Конвергенция регионов России: разные модели для бедных, средних и богатых) // *Economy of Region*. Vol.17 . No.4. P. 1151–1165. (1,1 п.л.)
- 13) *Demidova O., Kolyagina A., Pastore F.* (2020). Marshallian vs Jacobs effects: Which is stronger? Evidence for Russia unemployment dynamics (Эффекты Маршалла и Джейкобс: что сильнее? Свидетельство динамики безработицы в России) // *Structural Change and Economic Dynamics*, 55, 244–258. (1,7 п.л., личный вклад 0,6 п.л.)
- 14) *Демидова О. А., Камалова Э.* (2021). Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты? // *Экономическая политика*. Т.16, №2. С.34–59. (1,6 п.л., личный вклад 0,8 п.л.)
- 15) *Демидова О. А., Тимофеева Е. А.* (2021). Пространственные аспекты оценки кривой заработной платы в России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 3 (51). С. 51–84. (2 п.л., личный вклад 1 п.л.)
- 16) *Демидова О. А.* (2021) Отношение к иммигрантам в России: региональный аспект // *Пространственная экономика*. Т. 17. № 3. С.103–125. (1,2 п.л.)

11. Литература

- Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.* (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In: *Handbook of Economic Growth*. V. 1A., chapter 6. Elsevier.
- Amidi S., Fagheh Majidi A.* (2020). Geographic proximity, trade and economic growth: a spatial econometrics approach // *Annals of GIS*, 26(1). P. 49–63.
- Annoni P., de Dominicis L., Khabirpour N.* (2019). Location matters: A spatial econometric analysis of regional resilience in the European Union // *Growth and Change*, 50(3). P. 824–855.
- Anselin L.* (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, ch.9. Springer Netherlands.
- Anselin L.* (2010). Thirty years of spatial econometrics // *Papers in Regional Science* 89(1). P. 3–25.
- Anselin L.* (2013). *Spatial econometrics: methods and models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.
- Antunes M., Viegas M., Varum C., Pinho C.* (2020). The Impact of Structural Funds on Regional Growth: A Panel Data Spatial Analysis // *Intereconomics*, 55(5). P. 312–319.
- 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-Pyrénées region // *Papers in Regional Science*, 82(2) . P. 155–174.
- Arbia G., Basile R., Piras G.* (2005). Using spatial panel data in modelling regional growth and convergence. Regional Economics Application Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign, USA Working paper n. 55

- Arbia G., Piras G.* (2005). Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects // ISAE Working Papers. 2005. No. 51. 33 p.
- Arbia G., Basile R., Salvatore M.* (2002). Regional convergence in Italy 1951–1999: a spatial econometric perspective // ISAE Working Papers. No. 29. 28 p.
- Arellano M., Bond S.* (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58, 2. P. 277–297.
- Armstrong H.W.* (1995), Convergence Among Regions of the European Union, 1950–1990 // *Papers in Regional Science* 74. P. 143–152.
- Asoni A.* (2008). Protection of property rights and growth as political equilibria // *Journal of Economic Surveys*, 22 (5). P. 953–987.
- Basile R., Gress B.* (2004). Semi-parametric spatial auto-covariance models of regional growth behaviour in Europe. Available at SSRN 585221.
- Basile R., Girardi A., Mantuano M., Pastore F.* (2012). Sectoral shifts, diversification and regional unemployment: Evidence from local labour systems in Italy // *Empirica*, 39(4). P. 525–544.
- Basistha A., Kuscevic C. M. M.* (2017). The role of spatial GDP spillovers in state-level Okun's law // *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 10(3). P. 353–360.
- Baumont C., Ertur C., Le Gallo J.* (2003). Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980–1995. In B. Fingleton (Ed.), *European Regional Growth*. P. 131–158. Springer Berlin Heidelberg.
- Bessudnov A.* (2016). Ethnic hierarchy and public attitudes towards immigrants in Russia // *European Sociological Review*, 32(5). P. 567–580.
- Blanchflower D. G.* (2001). Unemployment, well-being, and wage curves in Eastern and Central Europe // *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4), 364–402.
- Blanchflower D. G., Oswald A. J.* (1995). An Introduction to the Wage Curve // *Journal of Economic Perspectives*, 9(3) . P. 153–167.
- Blanchflower D. G., Oswald A. J.* (1989). The Wage Curve (Working Paper No. 3181). National Bureau of Economic Research.
- Blinova T., Markov V., Rusanovskiy V.* (2016a). Empirical study of spatial differentiation of youth unemployment in Russia // *Acta Oeconomica*, 66(3). P. 507–526.
- Blinova T. V., Bylina S. G., Rusanovsky V. A.* (2016b). Factors and determinants of interregional unemployment rate differences in rural Russia // *Agricultural Sciences*, 7(9). P. 630–641.
- Blundell R., Bond S.* (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models // *Journal of Econometrics*, 87, 1. P. 115–143.
- Bond-Smith S., McCann P.* (2021). Incorporating Space in the Theory of Endogenous Growth: Contributions from the New Economic Geography. *Handbook of Regional Science*. P. 635–659.

- Buccellato T.* (2007). Convergence across Russian regions: a spatial econometrics approach. UCL, Economics Working Paper № 72.
- Cammett M., Lynch J., Bilev G.* (2015). The influence of private health care financing on citizen trust in government // *Perspectives on Politics*. P. 938–957.
- Cartone A., Postiglione P., Hewings G. J.* (2021). Does economic convergence hold? A spatial quantile analysis on European regions // *Economic Modelling*, 95. P. 408–417.
- Ceccato V., Persson L. O.* (2002). Dynamics of rural areas: an assessment of clusters of employment in Sweden // *Journal of Rural Studies*, 18(1) . P. 49–63.
- Chatterji A., Glaeser E., Kerr W.* (2014). Clusters of entrepreneurship and innovation // *Innovation policy and the economy*, 14(1). P. 129–166.
- Chocholata M., Furkova A.* (2018). The analysis of employment rates in the context of spatial connectivity of the EU regions. *Equilibrium // Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 13(2). P. 181–213.
- Cracolici M. F., Cuffaro M., Nijkamp P.* (2007). Geographical distribution of unemployment: An analysis of provincial differences in Italy // *Growth and Change*, 38(4). P. 649–670.
- Danilenko T., Demidova O., Signorelli M.* (2018). Unemployment Clubs in Russian Regions // *Emerging Markets Finance and Trade*. Vol. 54. No. 6. P. 1337–1357
- Delgado M., Porter M. E., Stern S.* (2014). Clusters, convergence, and economic performance // *Research policy*, 43(10) . P. 1785–1799.
- Demidova O., Marelli E., Signorelli M.* (2013). Spatial Effects on Youth Unemployment Rate: The Case of Eastern and Western Russian Regions // *Eastern European Economics*. Vol. 51. No. 5. P. 94–124.
- Demidova O.* (2014). How Russian and Ukrainian citizens perceive the role of immigrants in their country: a comparison with European residents // *International Journal of Computational Economics and Econometrics*. Vol. 4. No. 1/2. P. 181–206.
- Demidova O., Marelli E., Signorelli M.* (2015). Youth labour market performances in the Russian and Italian regions // *Economic Systems*. Vol. 39. No. 1. P. 43–58.
- Demidova O., Daddi P., Medvedeva E., Signorelli M.* (2018). Modeling the Employment Rate in Russia: a Spatial-Econometric Approach // *Economy of Region*. Vol. 14. No. 4. P. 1383–1398.
- Demidova O., Kolyagina A., Pastore F.* (2020). Marshallian vs Jacobs effects: Which is stronger? Evidence for Russia unemployment dynamics // *Structural Change and Economic Dynamics*, 55. P. 244–258.
- Demidova O.* (2021). Convergence of Russian regions: different patterns for poor, middle and rich // *Economy of Region*. Vol.17. No.4. P. 1151–1165.
- Denisova I., Eller M., Zhuravskaya E.* (2007). What Russians think about transition: Evidence from RLMS survey. CEFIR / NES Working Paper №114.
- Dustmann C., Frattini T., Preston I. P.* The effect of immigration along the distribution of wages // *Review of Economic Studies*. 2013, 80(1). P.145–173.

- Elhorst J. P.* (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Heidelberg: Springer.
- Elhorst J. P.* (2003). The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations // *Journal of Economic Surveys*, 17(5). P. 709–748.
- Esses V., Jackson L.M., Armstrong T.L.* (1998). Intergroup competition and attitudes toward immigrants and immigration: an instrumental model of group conflict // *Journal of Social Issues*, Vol. 54, No. 4. P.699–724.
- Esses V.M., Dovidio J.F., Semenza A.H., Jackson L.M.* (2005). Attitudes toward Immigrants and Immigration: The Role of National and International Identity. *The Social Psychology of Inclusion and Exclusion*. Edited by Abrams D., Hogg M., Marques J. New York: Psychology Press. P. 317–337.
- Facchini G., Mayda A. M.* (2009). Does the welfare state affect individual attitudes toward immigrants? Evidence across countries // *The Review of Economics and Statistics*, 91(2). P. 295–314.
- Fiaschi D., Gianmoena L., Parenti A.* (2018). Spatial club dynamics in European regions // *Regional Science and Urban Economics*, 72. P. 115–130.
- Fingleton B., López-Bazo E.* (2006). Empirical growth models with spatial effects // *Papers in Regional Science*, 85(2). P. 177–198.
- Fingleton B.* (2001). Equilibrium and economic growth: spatial econometric models and simulations // *Journal of Regional Science*, 41(1). P. 117–147.
- Ferragina A. M., Pastore F.* (2008). Mind the gap: Unemployment in the new EU regions // *Journal of Economic Surveys*, 22(1). P. 73–113.
- Fischer M. M., Wang J.* (2011). *Spatial data analysis: models, methods and techniques*. Springer Science & Business Media.
- Fischer M. M., LeSage J. P.* (2015). A Bayesian space-time approach to identifying and interpreting regional convergence clubs in Europe // *Papers in Regional Science*, 94(4). P. 677–702.
- Garcilazo J. E., Spiezia V.* (2007). Regional unemployment clusters: Neighborhood and state effects in Europe and North America // *Review of Regional Studies*, 37(3). P. 282–302.
- Geniaux G., Martinetti D.* (2018). A new method for dealing simultaneously with spatial autocorrelation and spatial heterogeneity in regression models // *Regional Science and Urban Economics*, 72. P. 74–85.
- Gimpelson V.* (2019). The Labor Market in Russia, 2000–2017 // *IZA World of Labor*, Germany. No. 466. P. 1–13.
- Glaeser E., La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A.* (2004). Do institutions cause growth? // *Journal of Economic Growth*, 9 (3). P. 271–303.
- Hainmueller J., Hopkins D. J.* (2014). Public attitudes toward immigration // *Annual Review of Political Science*, 17. P. 225–249.
- Hammond G. W., Tosun M. S.* (2011). The impact of local decentralization on economic growth: Evidence from US counties. *Journal of Regional Science*, 51(1). P. 47–64.

- Hastie T., Tibshirani R.* (1990). *Generalized Additive Models*. Chapman Hall & CRC. *Monographs on Statistics & Applied Probability*. Chapman and Hall/CRC, 1.
- Huber P.* (2007). Regional labour market developments in transition: A survey of the empirical literature // *The European Journal of Comparative Economics*, 4(2). P. 263.
- Jacobs J.* (1969). *The Economy of Cities*. New York: Random House.
- Kelleher C., Wolak J.* (2007). Explaining public confidence in the branches of state government // *Political Research Quarterly*, 60 (4). P. 707–721.
- Kholodilin K. A., Oshchepkov A., Siliverstovs B.* (2012). The Russian regional convergence process: Where is it leading? // *Eastern European Economics*, 50(3). P. 5–26.
- Kivi L. H.* (2019). Spatial interactions of regional labour markets in Europe. Available at SSRN 3330778.
- Kondo K.* (2015). Spatial persistence of Japanese unemployment rates // *Japan and the World Economy*, 36. P. 113–122.
- Korbiel I., Bremenfeld S., Opitz A.* (2009). Perceived efficiency of the legal system and trust in political institutions in Eastern and Middle Europe, University of Cologne.
- Koroglu M., Sun Y.* (2016). Functional-coefficient spatial Durbin models with nonparametric spatial weights: An application to economic growth // *Econometrics*, 4(1), 6.
- Kosfeld R., Dreger C.* (2018). Local and spatial cointegration in the wage curve — a spatial panel analysis for German regions // *Review of Regional Research*, 38(1). P. 53–75.
- Kosfeld R., Dreger C.* (2019). Towards an East German wage curve — NUTS boundaries, labour market regions and unemployment spillovers // *Regional Science and Urban Economics*, 76. P. 115–124.
- Kukenova M., Monteiro J.A.* (2009) Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation. IRENE Working Papers 09–01, IRENE Institute of Economic Research.
- Kuscevic C. M. M.* (2014). Okun’s law and urban spillovers in US unemployment // *The Annals of Regional Science*, 53(3). P. 719–730.
- Kustov A.* (2019). Is there a backlash against immigration from richer countries? International hierarchy and the limits of group threat // *Political Psychology*, 40(5). P. 973–1000.
- Lee K., Kim B.* (2009). Both institutions and policies matter but differently for different income groups of countries: Determinants of long-run economic growth revisited // *World Development*, 37 (3). P. 533–549.
- Le Gallo J., Ertur C.* (2019) Heterogeneous reaction versus interaction in spatial econometric regional growth and convergence models. In *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Edward Elgar Publishing.
- Llull J.* (2018). Immigration, wages, and education: A labour market equilibrium structural model // *The Review of Economic Studies*, 85(3). P.1852–1896.
- LeSage J., Pace, R. K.* (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.

- López-Bazo E., Vayá E., Mora A. J., Suriñach J.* (1999). Regional economic dynamics and convergence in the European Union // *The Annals of Regional Science*, 33(3). P. 343–370.
- Lottmann F.* (2012). "Explaining regional unemployment differences in Germany: a spatial panel data analysis," SFB 649 Discussion Papers SFB649DP2012–026, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlin, Germany
- Malchow-Møller N., Munch J. R., Schroll S., Skaksen J. R.* (2008). Attitudes towards immigration—Perceived consequences and economic self-interest // *Economics Letters*, 100(2). P. 254–257.
- Mameli F., Tselios V., Rodríguez-Pose A.* (2021). Regional Employment and Unemployment. *Handbook of Regional Science*. P. 558–572.
- Mazzola F., Cascio I. L., Epifanio R., Di Giacomo G.* (2018). Territorial capital and growth over the Great Recession: a local analysis for Italy // *The Annals of Regional Science*, 60(2). P. 411–441.
- Mazzola F., Pizzuto P.* (2020). Great Recession and club convergence in Europe: A cross-country, cross-region panel analysis (2000–2015) // *Growth and Change*, 51(2). P. 676–711.
- Marshall A.* (1920). *Principles of Economics*. New York: Macmillan.
- Marston S.* (1985). Two views of the geographic distribution of unemployment // *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (1). P. 57–79.
- Molho I.* (1995). Spatial autocorrelation in British unemployment // *Journal of Regional Science*, 35(4). P. 641–658.
- Muravyev A., Oshchepkov A.* (2013a). Y. Minimum Wages, Unemployment and Informality: Evidence from Panel Data on Russian Regions / IZA. Series "IZA Discussion Paper". No. 7878.
- Muravyev A., Oshchepkov A.* (2013b). Minimum wages and labor market outcomes: evidence from the emerging economy of Russia / NRU Higher School of Economics. Series WP BRP "Economics/EC".
- Mussida C., Pastore F.* (2015). *Geographical Labor Market Imbalances* (Vol. 370). AIEL Series in Labor Economics, Berlin and Heidelberg, Springer.
- Niebuhr A.* (2003). Spatial interaction and regional unemployment in Europe // *European Journal of Spatial Development*, 5. P. 1–26.
- Niebuhr A.* (2001). Convergence and the Effects of Spatial Interaction // *Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA) Hamburg Institute of International Economics*. ISSN 1616–4814.
- Ojede A., Atems, B., Yamarik S.* (2018). The direct and indirect (spillover) effects of productive government spending on state economic growth // *Growth and Change*, 49(1). P. 122–141.
- Olejnik A., Olejnik J.* (2017). Returns to Scale for EU Regions—evidence from the spatial panel model. *Acta Universitatis Lodzianis // Folia Oeconomica*, 3(329). P. 23–32.
- Overman H. G., Puga D.* (2002). Unemployment clusters across Europe's regions and countries // *Economic policy*, 17(34). P. 115–148.
- Paelinsk J., Klassen L.* (1979). *Spatial econometrics*. Saxon House, Farnborough.

- Paas T., Demidova O.* (2014). How people perceive immigrants' role in their country's life: a comparative study of Estonia and Russia // *Eastern Journal of European Studies*. Vol. 5. No. 2. P. 117–138.
- Pace R. K.* (2021). Maximum Likelihood Estimation. *Handbook of Regional Science*. P. 2056–2071.
- Pede V. O.* (2013). Diversity and regional economic growth: Evidence from US counties // *Journal of Economic Development*, 38(3). P. 111–127.
- Piribauer P., Crespo Cuaresma J.* (2016). Bayesian variable selection in spatial autoregressive models // *Spatial Economic Analysis*, 11(4). P. 457–479.
- Postiglione P., Andreano M.S., Benedetti R.* (2013) Using constrained optimization for the identification of convergence clubs // *Computational Economics*, 42. P. 151–174
- Prucha I.* (2021). Instrumental Variables/Method of Moment estimation. *Handbook of Regional Science*. P. 2098–2116.
- Ramajo J., Márquez M. A., Hewings G. J.* (2017). Spatiotemporal analysis of regional systems: A multiregional spatial vector autoregressive model for Spain // *International Regional Science Review*, 40(1). P. 75–96.
- Ramos R., Nicodemo C., Sanromá E.* (2015). A spatial panel wage curve for Spain // *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 8(2). P. 125–139.
- Ramos A., Pereira C. R., Vala J.* (2016). Economic crisis, human values and attitudes towards immigrants / In “Values, economic crisis and democracy”. Routledge. P. 130–163.
- Rey S. J., Montouri B. D.* (1999). US regional income convergence: a spatial econometric perspective // *Regional Studies*, 33(2). P. 143–156.
- Rios V.* (2017). What drives unemployment disparities in European regions? A dynamic spatial panel approach // *Regional Studies*, 51(11). P. 1599–1611.
- Rodríguez-Pose A.* (1999). Convergence or divergence? Types of regional responses to socio-economic change in Western Europe // *Tijdschrift voor economische en sociale geografie*, 90(4). P. 365–378.
- Shlapentokh V.* (2006). Trust in public institutions in Russia: The lowest in the world // *Communist and Post-Communist Studies*, 39 (2). P. 153–174.
- Stephan W. S., Stephan C. W.* An integrated threat theory of prejudice. In *Reducing prejudice and discrimination*. 2013. Psychology Press. P. 33–56.
- Stephan W.G., Stephan C.W.* *Improving Intergroup Relations*, Sage, Thousand Oaks, CA. 2001.
- Tian L., Wang H. H., Chen Y.* (2010). Spatial externalities in China regional economic growth // *China Economic Review*, 21. P. 20–31.
- Tobler W. R.* (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region // *Economic Geography*, vol. 46, № 1. P. 234–240.
- Vakulenko E.* (2016). Does migration lead to regional convergence in Russia? // *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*. Vol. 9. No.1. P.1–25.

- Ward C., Masgoret A.M.* An integrative model of attitudes toward immigrants // *International Journal of Intercultural Relations*. 2006. Vol. 30. P.671–682.
- Wei-Guo Y. A. N. G.* (2006). Unemployment Clusters and Policy Options in China // *Journal of Renmin University of China*, (3). P. 47.
- Ying L.G.* (2003). Understanding China's recent growth experience: A spatial econometric perspective // *The Annals of Regional Science*, 37 (4). P. 613–628
- Yu D., Wei Y.D.* (2008). Spatial data analysis of regional development in Greater Beijing, China, in a GIS environment // *Papers in Regional Science*, 87 (1). P. 97–117
- Zhang W., Xu W., Wang X.* (2019). Regional convergence clubs in China: identification and conditioning factors // *The Annals of Regional Science*, 62(2). P. 327–350.
- Вакуленко Е. С., Гурвич Е. Т.* (2016). Гибкость реальной заработной платы в России: сравнительный анализ // *Журнал Новой экономической ассоциации*. Т. 3. № 31. С. 67–92.
- Вакуленко Е. С.* (2015). Анализ связи между региональными рынками труда в России с использованием модели Оукена // *Прикладная эконометрика*, 40 (4) . С. 28–48.
- Вакуленко Е. С.* (2013). Ведет ли миграция населения к межрегиональной конвергенции в России? // *Вестник НГУ ЭУ*, 4. С. 239–264.
- Демидова О. А.* (2011). Моделирование доверия населения к основным социальным и политическим институтам: сравнительный эконометрический анализ // *Прикладная эконометрика*. Т. 21. С. 114–132.
- Демидова О. А.* (2012). Отношение жителей европейских стран к иммигрантам: сравнительный эконометрический анализ по данным европейского социального исследования // *Прикладная эконометрика*. Т. 28. С. 23–34.
- Демидова О. А.* (2014). Пространственно – авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России) // *Прикладная эконометрика*. Т. 34. № 2. С. 19–35.
- Демидова О. А., Иванов Д. С.* (2016). Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. Т. 20. № 1. С. 52–75.
- Демидова О. А., Камалова Э.* (2021). Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты? // *Экономическая политика*. Т.16, №2. С.34–59.
- Демидова О. А., Тимофеева Е. А.* (2021). Пространственные аспекты оценки кривой заработной платы в России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 3 (51), С. 51–84.
- Демидова О. А.* (2021) Отношение к иммигрантам в России: региональный аспект // *Пространственная экономика*. Т. 17. № 3. С.103–125.
- Зубаревич Н. В., Горина Е. А.* (2015). Социальные расходы в России: федеральный и региональный бюджеты. М.: НИУ ВШЭ, 63 с.
- Коломак Е. А.* (2010). Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста // *Регион: экономика и социология*, 4. С. 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.

Мастикова Н. С., Фадеев П. В. Кто настроен против иммигрантов в России? Анализ некоторых социально-демографических характеристик // Вестник Института социологии. 2020. Том 11. № 4. С. 99–125. DOI: 10.19181/vis.2020.11.4.681

Мастикова Н. С. Отношение к мигрантам в малых городах // Малые города в социальном пространстве России: [монография] / [А. Ю. Ардальянова, П. В. Бизюков, Р. Г. Браславский и др.]; отв. ред. В. В. Маркин, М. Ф. Черныш; предисл. ак. М. К. Горшков. – М.: ФНИСЦ РАН, 2019. С. 189–207. Текст электрон. URL: https://www.isras.ru/index.php?page_id=1198&id=7795

Ощепков А. Ю., Капелюшников Р. И. (2015). Региональные рынки труда: 15 лет различий. Высшая Школа Экономики. Серия WP3" Проблемы Рынка Труда.

Семерикова Е. В., Демидова О. А. (2015). Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // Пространственная экономика. № 2. С. 64–85.

Шилов А., Мёллер И. (2008). Кривая заработных плат: теория и эмпирика // Квантиль 4. С. 93 – 100.