

□ **Название диссертационной работы**

Моделирование влияния пространственных факторов на социально-экономические процессы в неоднородной стране на примере России

□ **ФИО автора:** Демидова Ольга Анатольевна

□ **Организация, где выполнена работа:** НИУ ВШЭ

□ **Коды JEL, соответствующие содержанию работы:** C21, C31, C33, J31, J64, O43, P5, R23

□ **Цели и задачи исследования**

Цель данной работы – развитие эконометрического инструментария для моделирования социально-экономических процессов в неоднородной географически, экономически, с точки зрения образования и культурных ценностей и т.д. стране, примером которой является Россия, с учетом взаимного влияния регионов друг на друга.

Для достижения поставленной цели были решены следующие **задачи**:

- 1) Оценить величину смещения оценок коэффициентов при пропуске пространственных факторов в моделях экономического роста, показателей рынка труда, электоральных предпочтений россиян.
- 2) Интерпретировать результаты оценивания традиционных пространственно-эконометрических моделей с помощью частных прямых и косвенных предельных эффектов, сравнить этот подход с традиционным, состоящим в вычислении средних прямых и косвенных предельных эффектов,
- 3) Продемонстрировать на примере моделирования кривой заработной платы возможность использования частных предельных эффектов для изучения детального влияния одних российских регионов на другие,
- 4) Предложить модификации пространственно-эконометрических моделей для неоднородной страны, а именно
 - 4.1. Разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей (1) для двух взаимосвязанных групп регионов, произвести оценку моделей типа (1) по данным для российских регионов с зависимыми переменными *уровень молодежной безработицы, уровень безработицы, рост ВРП, относительная заработная плата*,
 - 4.2. Разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей (2), являющихся модификациями моделей пространственной авторегрессии, с непостоянным коэффициентом пространственной автокорреляции, произвести

оценку моделей типа (2) по данным для российских регионов с зависимой переменной *рост ВРП*,

- 5) Разработать новый класс пространственно-эконометрических моделей (3), являющихся модификацией моделей пространственной модели Дарбина, с непостоянными коэффициентами при пространственных лагах зависимой и независимых переменных, произвести оценку моделей типа (3) по данным для российских регионов с зависимой переменной *рост ВРП*,
- 6) Использовать непараметрические пространственные модели для выяснения, какие эффекты, Маршалла или Джейкобс, превалируют на российском рынке труда,
- 7) Разделить все страны, входящие в пятую волну World Value Survey, на кластеры в соответствии с уровнем доверия жителей этих стран к основным социально-политическим институтам,
- 8) Сравнить результаты оценки моделей для выявления факторов, влияющих на уровень доверия граждан к основным политическим институтам а) включающие и не включающие переменные странового уровня, б) с разбиением и без разбиения на кластеры,
- 9) Разработать модели, позволяющие оценить разницу в факторах, влияющих на отношение граждан европейских и постсоветских стран к мигрантам, сравнить вклад 1) макроэкономических и политических факторов стран проживания респондентов и 2) индивидуальных характеристик респондентов.

☐ **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 моделированию этих показателей на уровне регионов. Однако регионы одной и той же страны не развиваются обособленно, происходящие в них процессы связаны, существует общее культурно-информационное поле, потоки товаров, услуг, капиталов, мигрантов между регионами, и т.д. и т.п. При изучении социальных процессов, например, уровня доверия граждан к основным социально-политическим институтам, также желательно учитывать региональные факторы, например, жители больших городов и сельских районов зачастую по-разному относятся к этим институтам, по-разному голосуют на выборах и т.п., но тоже взаимно влияют друг на друга.

Если в эконометрических моделях не учитывается это взаимное влияние, то может возникнуть проблема смещения из-за пропуска существенной переменной (omitted - variable bias). Однако и детально оценивать взаимное влияние регионов друг на друга достаточно затруднительно, поскольку согласно шутливому, но весьма популярному закону Тоблера (Tobler, 1970) «... все связано со всем остальным, но близкое связано больше, чем отдаленное» (everything is related to everything else, but near things are more related than distant things).

При использовании региональных данных введение в каждое уравнение даже одной дополнительной переменной, отражающей влияние соседних регионов, с соответствующим коэффициентом, сделает невозможным оценку параметров модели с помощью классических методов, поскольку в этом случае число оцениваемых параметров будет существенно превышать число наблюдений.

Компромиссным вариантом 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, например, об одинаковом влиянии соседних регионов на выбранный в модели пространственной авторегрессии, являются слишком сильными и часто не выполняются для больших и неоднородных стран, к числу которых относится и Россия. Например, 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. (соответствующие примеры приведены в следующем разделе). Все это свидетельствует о необходимости дальнейшего развития пространственно – эконометрических моделей, использования более гибких функциональных форм для

исследования экономических процессов, происходящих в больших и неоднородных странах. Этому и посвящена предлагаемая Вашему вниманию диссертационная работа.

Кроме того, в этой работе продемонстрировано, как можно 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, мигрантам и т.п.

□ Степень разработки научной проблемы в литературе

Как было отмечено в предыдущем разделе, важными региональными показателями являются темпы экономического роста; показатели региональных рынков труда, такие, как уровень безработицы, занятости, заработная плата. Далее приведен краткий анализ работ, посвященный моделированию этих показателей, в том числе с использованием российских региональных данных. Вторая часть обзора посвящена моделированию степени доверия граждан разных стран к основным социально-политическим институтам с учетом не только их индивидуальных характеристик, но и социально – экономических показателей стран, в которых они проживают.

Моделирование темпов роста ВРП с учетом пространственных эффектов

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 доказано существование пространственных эффектов, отражающих влияние регионов друг на друга. Авторы многих работ отмечали, что неучет пространственного влияния создает проблему смещения оценок из-за пропущенной переменной. При этом чаще всего 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), деления 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.

Другие предложения состояли в использовании байесовского (Fischer, LeSage, 2015; Piribauer, 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. Buccellato (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 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 эффектов скорость бета-конвергенции оказывается переоцененной, как и расходы на научные исследования и разработки (при учете пространственных эффектов коэффициент при соответствующей переменной становится незначимым). Луговой и др. (2007), используя данные для 79 регионов за 1998-2004 г., также выявили статистическую значимость пространственных связей между российскими регионами, однако отметили, что интенсивность этих связей существенно меньше (по сравнению, например, 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 – взвешенное с помощью выбранной взвешивающей матрицы 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 разницы между западными и восточными регионами России, эмпирически показав, что если для западных регионов имеют место положительные спилловеры (т.е. если один регион начинает расти, то он «тянет за собой» и регионы соседи), то для восточных – отрицательные, т.е. имеет место конкуренция за ресурсы.

Авторы перечисленных выше работ при разделении регионов на группы обычно не учитывали их взаимное влияние, а также возможную разницу во влиянии объясняющих факторов для разных групп регионов. В статьях (Демидова, 2014; Demidova, 2015; Demidova, 2021) продемонстрировано, как это можно сделать, в том числе при моделировании экономического роста. Кроме того, во всех упомянутых статьях коэффициенты при пространственных лагах были константами, что не позволяло учесть различную чувствительность российских регионов к воздействиям со стороны остальных регионов. В статьях (Демидова, Иванов, 2016; Демидова, Камалова, 2021) это предположение было ослаблено и приведены модели, позволяющие это учесть.

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 в переходной экономикой в (Ferragina, Pastore, 2008; Huber, 2007).

Одним из первых исследователей, отмечавшим необходимость учета спилловер эффектов при моделировании региональной безработицы, был (Molho, 1995), использовавший данные о 281 регионов Великобритании за 1991. Эта идея была развита в многочисленных статьях и эмпирически доказано взаимное влияние региональных рынков. Пространственные эффекты 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; Chicolata, Furkova, 2018; Kivi, 2019), США (Kuscevic, 2014; Basistha, Kuscevic, 2017) и др.

Авторы отмечали неоднородность рынков труда многих 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 (Ceccato, Persson, 2002; Delgado, 2014; Chatterji, 2014).

Особенностью российского рынка труда (Gimpelson, 2019), является его быстрая подстройка к шокам за счет гибкости заработной платы. Как отмечают (Ощепков и Капелюшников, 2015), единый рынок труда такой большой и неоднородной страны, как Россия, не существует, следует рассматривать региональные рынки труда, при этом в течении многих лет существуют устойчивые группы регионов-лидеров и регионов-аутсайдеров. Исследований российского рынка труда с использованием региональных данных сравнительно немного (Muravyev, Oshcherkov, 2013; Blinova et al., 2016a; Blinova et al., 2016b; Вакуленко, Гурвич, 2016). Е.Вакуленко (Вакуленко, 2013; Vakulenko, 2016) изучала конвергенцию российских регионов по заработным платам, уровням безработицы и среднедушевым доходам. 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.

Отметим, что в перечисленных исследованиях обычно не рассматривалось влияние разных групп регионов друг на друга, не делался акцент на разнице в пространственных эффектах и рассматриваемых факторах в выделенных группах регионов. В статьях (Demidova et al., 2013; Демидова, 2014; Demidova, 2015; Demidova et al., 2015; Danilenko et al., 2018; Demidova et al., 2018) сделана попытка частично восполнить этот пробел.

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, в статье (Basile et al., 2012) исследуется зависимость изменения безработицы от степени диверсификации экономики в Италии, причем зависимость может быть немонотонной из-за наложения эффектов Д.Джейкобс (Jacobs, 1969) и А.Маршала (Marshall, 1920). По имеющейся у авторов информации, первой статьей, посвященной влиянию степени концентрации и диверсификации экономики региона на изменение безработицы, с использованием непараметрической пространственной модели, оцененной по российским данным, является (Demidova, Kolyagina et al., 2020).

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 и Oswald (1989), оценивших эту зависимость для многих стран, в том числе 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. Глубокий и 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. В работе (Демидова, Тимофеева, 2021) была оценена величина этого смещения, а также предложен алгоритм, позволяющий учитывать разницу влияния уровня безработицы на заработную плату для разных регионов с помощью частных предельных эффектов.

Моделирование степени доверия в 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 как на темпы экономического роста стран (что было подтверждено эмпирически в работах Glaeser et al., 2004; Acemoglu et al., 2005; Asoni, 2008; Lee, Kim, 2009), так и на поведение избирателей во время выборов (Arendt, Holm, 2006; Scott, 2008). Поэтому представляет интерес выявление индивидуальных характеристик индивидов и макроэкономических показателей стран, в которых они проживают, 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.

Cammett 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, но не ВВП, уровень

преступности, индекс демократического развития. Аналогичный результат получили (Kelleher, Wolak, 2007).

Насколько российские граждане отличаются от граждан других стран в этих вопросах? Сравнительный анализ полезен для принятия решения о том, стоит ли перенимать опыт других стран и если ответ положительный, то каких. В России уровень доверия к социально-политическим институтам ниже, чем во многих других странах (Shlapentokh, 2006). И. Денисова с соавторами (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.

Особенностью статьи (Демидова, 2011), продолжающей тему выявления микро и макро факторов, влияющих на отношение жителей 46 стран из 5-ой волны WVS (World Value Survey за 2007-2008) к социально-политическим институтам, является разбиение стран на несколько кластеров, выявления кластера, к которому принадлежит Россия и проведение иерархического анализа с использованием переменных странового уровня для каждого кластера.

Не менее важный вопрос, актуальность которого только увеличилась в последние годы — выявление микро и макро экономических факторов, влияющих на отношение респондентов к мигрантам, особенно в европейских и соседних с ними странах. Чаще всего, как и в предыдущем случае, для этого использовались данные различных волн ESS.

Согласно (Brenner, Fertig, 2006), чем выше ВВП страны на душу населения, тем лучше отношение ее граждан к иммигрантам. Müller, Tai (2010) подчеркивают, что на отношение жителей европейских стран к иммигрантам очень сильно влияют ситуация на рынке труда страны и механизмы распределения государственной помощи (различных пособий и т.п.). Rustenbach (2010) по данным первой и второй волн ESS, используя иерархические модели с включением переменных регионального и странового уровня, получил, что ключевыми для объяснения анти-иммигрантских настроений являются переменные, характеризующие политическую ситуацию в стране, уровень иностранных инвестиций, региональные и национальные показатели межличностного доверия, а также уровень образования индивида.

Особенностью статей (Демидова, 2012, 2014;) является сравнительный анализ факторов, влияющий на отношение к иммигрантам жителей России, Украины и Европы, а

также предложение алгоритма, позволяющего ответить на вопрос, насколько важно учитывать макроэкономические факторы.

□ **Описание методологии исследования (methodology)**

Традиционные линейные регрессионные модели имеют следующий вид: $Y = X\beta + \varepsilon$ и оцениваются с помощью метода наименьших квадратов, метода максимального правдоподобия и т.д. по n наблюдениям.

Однако если i – это номер региона, а объясняющая переменная Y – какой-то региональный показатель, например, уровень безработицы, то желательно 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). Однако если добавлять соответствующие переменные каждую с собственным коэффициентом, то в этом случае число оцениваемых параметров превысит число наблюдений и их оценка классическими методами становится невозможной. Для того, чтобы существенно не увеличивать число оцениваемых параметров, но в то же время учесть взаимное влияние регионов, был разработан инструментарий пространственной эконометрики (пионерами в этой области являются J.Paelinsk, L.Anselin, J.LeSage, M.Fischer и др.) с включением в правую часть пространственных лагов зависимой и независимых переменных $WY, WX_1, \dots, WX_k$, где W – взвешивающая матрица, например

- 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 ($w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} / \sum_{j=1}^n d_{ij}$, где d_{ij} – расстояние между регионами i и j , существуют разные способы его измерения, например, как расстояние по автодорогам между столицами регионов).

Основные пространственно эконометрические модели:

SDM (spatial Durbin model – пространственная модель Дарбина):

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon$$

Если $\theta = 0$, то эта модель сводится к модели SAR (spatial autoregression model – пространственная авторегрессионная модель): $Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon$,

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

$$Y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u.$$

Если в число объясняющих факторов включаются пространственные лаги зависимой переменной, то возникает проблема эндогенности, поэтому либо применяются инструментальные переменные, либо соответствующее уравнение преобразуется и оценивается с помощью метода максимального правдоподобия.

В модели SAR вводится всего один дополнительный параметр – коэффициент пространственной автокорреляции ρ . Он отражает, как изменения в соседних регионах воздействуют на рассматриваемый регион. Если коэффициент ρ незначим, то никакого воздействия не происходит, если 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, а 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, отражающие влияние включенных в модель факторов в соседних регионах на рассматриваемый регион.

Однако, как отмечалось выше в разделе «Актуальность», в традиционных пространственно-эконометрических моделях делается очень сильное предположение 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. Ниже приведено описание модифицированных SAR и SDM моделей.

1) Модификация 1 модели SAR

для группы двух взаимосвязанных групп регионов, например, восточных и западных, как в статье (Демидова, 2014).

Все наблюдения $i = 1, \dots, n$, где i – номер региона, были разбиты на две части: $i = 1, \dots, n_1$, соответствующие западным регионам и $i = n_1 + 1, \dots, n$, соответствующие восточным регионам, набор объясняющих факторов был удвоен, например, вместо переменной $X_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n})'$ были включены две переменные, $X_1^w = (X_{11}, \dots, X_{1n_1}, 0 \dots, 0)'$ и $X_1^e = (0 \dots, 0, X_{1n_1+1}, \dots, X_{1n})'$, и то же самое для остальных переменных, каждая из объясняющих переменных была включена с собственным коэффициентом.

Соответственно, в модель были включены 4 пространственных лага: $W^{ww}Y$, отражающий влияние западных регионов на западные; $W^{ee}Y$, отражающий влияние восточных регионов на восточные; $W^{we}Y$, отражающий влияние восточных регионов на западные; $W^{ew}Y$, отражающие влияние западных регионов на восточные.

Модифицированная модель SAR имела следующую функциональную форму

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

и была оценена с помощью обобщенным методом моментов в разностях (Arellano, Bond, 1991).

С помощью теста Вальда были проверены гипотезы о равенстве коэффициентов при X_1^w , X_1^e и остальных парах соответствующих переменных. Это позволило определить, одинаковое ли влияние на зависимую переменную оказывают включенные в модель факторы в западных и восточных регионах.

Аналогичная модель была оценена в статье (Demidova et al., 2015) при моделировании молодежной безработицы в России и Италии с разделением регионов на южные и все остальные.

2) Модификация 2 модели SAR

Коэффициент ρ был заменен линейной функцией от переменной «чувствительности» региона к внешним воздействиям Z : $\rho_j = \delta_j + \eta_j Z^j$.

В качестве таких переменных были использованы Z_1 – площадь региона, Z_2 – плотность населения региона, Z_3 – доля городского населения региона.

Соответствующая модификация модели была использована в статье (Демидова, Иванов, 2016) при моделировании темпов экономического роста российских регионов:

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

(кроме пространственного лага, в модель был добавлен и временной лаг зависимой переменной) и оценена обобщенным методом моментов в разностях (Arellano, Bond, 1991) и обобщенным методом моментов в системах (Blundel, Bond, 1998; Kukuena, Monteiro, 2009).

3) Модификация модели SDM

Коэффициенты ρ и θ были заменены линейными функциями от переменной «чувствительности» региона к внешним воздействиям Z :

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

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

В качестве таких переменных были использованы Z^j – переменные, характеризующие качество региональных институтов: $Z^1 = self$ - количество малых предприятий на 10 тысяч экономически активного населения, $Z^2 = banks$ - совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, $Z^3 = ip$ - инвестиционный потенциал региона.

Соответствующая модификация модели SDM

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

была использована в статье (Демидова, Камалова, 2021) при моделировании темпов экономического роста российских регионов и оценена обобщенным методом моментов в разностях (Arellano, Bond, 1991).

4) Использование непараметрических пространственных моделей

Однако 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 А.Маршалла и Д.Джейкобс 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, $Y_i^{[t_1, t_2]} = \frac{\ln u_i^{t_2} - \ln u_i^{t_1}}{t_2 - t_1}$, $X_1^*, X_2^*, \dots$ – 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:

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

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:

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

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) Модификация пространственно-эконометрических моделей с разбиением регионов на группы с помощью использования графика Морана на начальном этапе

Для разных частей больших и неоднородных стран, таких, как Россия, могут наблюдаться различные экономические механизмы. И это не только разбиение на восток и запад, отмеченное в п.1. Весьма популярным инструментом разбиения регионов на более-менее однородные группы является график Морана, который 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 средним этот показатель также выше среднего. Соответствующие графики Морана для каждого года были использованы в качестве начального разбиения регионов на группы по уровню безработицы в статье (Danilenko et al., 2018) и по уровню занятости в статье (Demidova et al., 2018).

После этого в статье (Danilenko et al., 2018) были выделены два клуба регионов: High-High (с высоким уровнем безработицы, окруженные регионами также с высоким уровнем безработицы), Low-Low (с низким уровнем безработицы, окруженные регионами также с низким уровнем безработицы). Эти два клуба регионов сравнивались со всеми остальными регионами с помощью модели:

$$\begin{pmatrix} Y_{ih} \\ Y_{il} \\ Y_{ihl} \end{pmatrix}_t = \tau \begin{pmatrix} Y_{ih} \\ Y_{il} \\ Y_{ihl} \end{pmatrix}_{t-1} + \rho_H \begin{pmatrix} WY_{ih} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t + \rho_L \begin{pmatrix} 0 \\ WY_{il} \\ 0 \end{pmatrix}_t + \rho_{HL} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ WY_{ihl} \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} X_{ih} \\ X_{il} \\ X_{ihl} \end{pmatrix}_t \beta + \begin{pmatrix} X_{ih} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t \theta_H + \begin{pmatrix} 0 \\ X_{il} \\ 0 \end{pmatrix}_t \theta_L + \begin{pmatrix} 0 \\ \alpha_{il} \\ \alpha_{ihl} \end{pmatrix}_t + c_t + \begin{pmatrix} u_{ih} \\ u_{il} \\ u_{ihl} \end{pmatrix}_t$$

оцененной с помощью обобщенного метода моментов в разностях (Arellano, Bond, 1991).

Гипотезы о единой пространственной зависимости

$$H_0 : \rho_h = \rho_l = \rho_{hl}$$

$$H_1 : \rho_h \neq \rho_l \text{ or } \rho_h \neq \rho_{hl}$$

и единой зависимости от объясняющих переменных

$$H_0 : \theta_H = \theta_L = 0$$

$$H_1 : \theta_H \neq 0 \text{ or } \theta_L \neq 0.$$

были проверены с помощью теста Вальда и отвергнуты.

Аналогичная методология была использована в статье (Demidova et al., 2018) при моделировании уровня занятости в российских регионах. Однако 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).

6) Модификация пространственно-эконометрических моделей с разбиение регионов на группы согласно мнению экспертов

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:

$$\begin{aligned} \frac{1}{3} \ln \frac{Y_{i(t+3)}}{Y_{it}} = & \beta^p \begin{pmatrix} \ln Y_{ip} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t + \beta^m \begin{pmatrix} 0 \\ \ln Y_{im} \\ 0 \end{pmatrix}_t + \beta^r \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \ln Y_{ir} \end{pmatrix}_t + \\ & + \rho^p \begin{pmatrix} W \ln Y_{ip} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t + \rho^m \begin{pmatrix} 0 \\ W \ln Y_{im} \\ 0 \end{pmatrix}_t + \rho^r \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ W \ln Y_{ir} \end{pmatrix}_t + \\ & + \begin{pmatrix} X_{ip} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}_t \theta^p + \begin{pmatrix} 0 \\ X_{im} \\ 0 \end{pmatrix}_t \theta^m + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ X_{ir} \end{pmatrix}_t \theta^r + \alpha_i + c_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{ip} \\ \varepsilon_{im} \\ \varepsilon_{ir} \end{pmatrix}_t \end{aligned}$$

с помощью стандартных методов оценки моделей панельных данных с фиксированными эффектами. Как и для предыдущего класса моделей (п.5), с помощью теста Вальда были проверены (и отвергнуты) гипотезы о единой пространственной зависимости и единой зависимости от объясняющих факторов для выделенных групп регионов.

7) 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 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 смешанные логит-модели:

$$P(Y_{ij} = 1) = F(\beta_0 + u_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \beta_k X_{kij} + (\gamma_j + u_j) Z_j), \quad \begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_j \end{pmatrix} \sim N\left(0; \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & \rho \\ \rho & \sigma_1^2 \end{pmatrix}\right),$$

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 использование моделей упорядоченного множественного выбора для наблюдений из каждого кластера:

$$\Pr(y_i = k | x_i) = F(c_k - x_i' \beta) - F(c_{k-1} - x_i' \beta), \quad k = 1, \dots, m,$$

где F – функция логистического распределения.

8) Учет пространственных факторов при проведении сравнительного анализа отношения к мигрантам жителей разных стран

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:

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

где i – номер индивида, j – номер страны, Y – переменная, характеризующая отношение к иммигрантам, $X_1, \dots, X_k$ – индивидуальные характеристики респондентов, а Z_j – переменные странового уровня.

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 6 были оценены стандартные логистические модели упорядоченного множественного выбора с одинаковыми зависимыми и объясняющими переменными отдельно по наблюдениям для России и для Эстонии.

Интерпретация результатов оценивания пространственно-эконометрических моделей (в этом разделе использованы результаты статьи Демидова, Тимофеева, 2021)

Как показано в Elhorst (2014), предельные эффекты для SDM модели (соответствующая спецификация модели приведена выше) фактора X_m рассчитываются по формуле:

$$\left(\frac{\partial E(Y)}{\partial X_{m1}} \quad \dots \quad \frac{\partial E(Y)}{\partial X_{mn}} \right) = \begin{pmatrix} \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_{m1}} & \dots & \frac{\partial E(Y_1)}{\partial X_{mn}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_{m1}} & \dots & \frac{\partial E(Y_n)}{\partial X_{mn}} \end{pmatrix} = \pi(X_m),$$

где

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

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 (в нашем случае – заработную плату (в логарифмах)) 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 $n^2 - n$).

Однако 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).

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 N : $(\rho^1, \beta_m^1, \theta_m^1), \dots, (\rho^N, \beta_m^N, \theta_m^N)$ 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

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

и все косвенные эффекты по формуле

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

заменив в формуле

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

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

- 4) Получившуюся последовательность из N элементов для каждого из n прямых и $n^2 - n$ косвенных частных предельных эффектов упорядочивают по возрастанию и удаляют $\frac{\alpha N}{2}$ самых маленьких и $\frac{\alpha N}{2}$ 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.

□ Основные результаты, выносимые на защиту (main findings) и их научная новизна (contribution)

- 1) *Продemonстрировано*, что при неучете пространственных эффектов возникает проблема смещения оценок коэффициентов при включенных в модель факторах, причем
 - а) это смещение тем больше, чем сильнее сила пространственного взаимодействия между регионами

Это результат был обсужден на конференции 39, опубликован в статье 9 (Семерикова, Демидова, 2015); использован в проекте 1.

b) скорость бета-конвергенции ВРП (валового регионального продукта) будет переоценена, для группы «богатых» регионов (см. детали в п. б) почти в два раза.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 50, 52, 53, 55; принят к публикации в статье 14 (Demidova, 2021).

с) изменятся значимость и оценки коэффициентов при факторах, влияющих на электоральное поведение населения

Это результат был обсужден на конференциях 60, 62, опубликован в статье 13 (Подколзина и др., 2020); использован в проекте 6.

d) Оценка параметра, отражающего влияние безработицы на заработную плату в модели без пространственных эффектов, почти в два раза превышает соответствующую оценку в моделях, где эти эффекты учтены

Это результат был обсужден на конференциях 63, 64, опубликован в статье 13 (Подколзина и др., 2020); принят к публикации в статье 17 (Демидова, Тимофеева; 2021).

2) Разработан *новый* вид пространственно-регрессионных моделей для двух взаимосвязанных групп регионов, позволивший выявить

a) асимметрию взаимного влияния западных и восточных регионов России друг на друга при моделировании молодежной безработицы, общей безработицы, относительной заработной платы, роста ВРП (валового регионального продукта), а именно, импульсы с запада широко распространяются на восток, но не наоборот, если для западных регионов преобладают эффекты кооперации, то для восточных как эффекты кооперации, так и конкуренции за ресурсы,

b) статистически значимую разницу в детерминантах безработицы, относительной заработной платы и роста ВРП для западных и восточных российских регионов.

Примечание: Эти результаты (a, b) были обсуждены на конференциях 11, 12, 13, 15, 17; 18, 19, 22, 23, 24, 25, 26, 28, опубликованы в статьях 3 (Demidova et al., 2013), 4 (Демидова, 2014), 7 (Demidova, 2015); использованы в проектах 1, 4.

с) асимметрию взаимного влияния северных и южных регионов России и Италии при моделировании молодежной безработицы

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 29, 30; 31, 32, 34, 35, 36, опубликован в статье 8 (Demidova et al., 2015); использован в проекте 1.

3) Предложена *модификация* модели SAR (пространственно-авторегрессионная модель), связанная с заменой коэффициента при пространственном лаге зависимой переменной линейной функцией от выбранной характеристики региона (площади региона, плотности населения региона, доли городского населения региона), с помощью которой было установлено, что 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.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 33, 37, 38, 40; опубликован в статье 10 (Демидова, Иванов, 2016); использован в проекте 5.

4) Предложена *модификация* модели SDM (пространственная модель 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), с помощью которой было установлено, что чем лучше институциональная среда и выше степень деловой активности региона, тем интенсивнее влияние соседних экономик на темпы экономического роста рассматриваемого региона.

Примечание: Это результат был обсужден на семинаре ИРГ «Центр пространственной эконометрики в прикладных макроэкономических исследованиях»; принят к публикации в статье 16 (Демидова, Камалова, 2021).

6) Предложена *новая* интерпретация результатов оценивания пространственно-эконометрических моделей с помощью частных предельных эффектов, с помощью оценки которых было

- а) установлено, что существуют регионы, для которых численный показатель зависимости уровня заработных плат от безработицы значительно больше по абсолютному значению, чем среднее значение, то есть они более чувствительны к изменениям,
- б) продемонстрировано, как можно с помощью частных косвенных предельных эффектов для каждого региона выявить регионы, на которые он влияет сильнее всего и регионы, сильнее всего влияющие на выбранный регион.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 63, 64; принят к публикации в статье 17 (Демидова, Тимофеева, 2021).

6) *Применительно к российским данным применен ранее не использовавшийся вид непараметрических пространственно-эконометрических моделей*, с помощью которых анализировалось влияние степени диверсификации и степени концентрации экономики региона на безработицу, было эмпирически подтверждено, что зависимость имеет нелинейный характер, причем во времена кризисов преобладают эффекты А.Маршалла (безработица ниже в регионах с высоким уровнем концентрации экономики), а в периоды подъема преобладают эффекты Д.Джейкобс (безработица ниже в экономически диверсифицированных регионах).

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 54, 56-58; опубликован в статье 15 (Demidova et al., 2020).

7) Предложен *новый* подход с предварительным разбиением российских регионов на несколько устойчивых в течение рассматриваемого временного интервала групп (согласно мнению экспертов или в зависимости от моделируемого показателя региона и взвешенного значения этого показателя для соседних регионов) и использованием моделей, позволяющих выявить сходства и различия во влиянии факторов в рассматриваемых группах регионов.

Этот подход позволил

а) разделить российские регионы на 3 группы по уровню безработицы:

1) регионы с низким уровнем безработицы, окруженные регионами с низким уровнем безработицы, 2) регионы с высоким уровнем безработицы, окруженные регионами с высоким уровнем безработицы, 3) все остальные регионы

и определить факторы, в том числе пространственные, оказывающие влияние на уровень безработицы в каждой из этих групп.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 41-46, опубликован в статье 11 (Danilenko et al., 2018), использован в проекте 1.

б) разделить российские регионы на 3 группы по уровню занятости (не тождественные группам из п. а)):

1) регионы с высоким уровнем занятости, окруженные регионами с высоким уровнем занятости, 2) две группы регионов с низким уровнем занятости, окруженные регионами с низким уровнем занятости, одна расположенная на юге России, вторая – в южной Сибири и Забайкалье

и определить факторы, в том числе пространственные, оказывающие влияние на уровень занятости в каждой из этих групп.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 47-49, 51, опубликован в статье 12 (Demidova et al., 2018), использован в проекте 1.

с) используя экспертное разделение регионов на 3 группы в зависимости от их долговой нагрузки и бюджетной обеспеченности («богатые», «средние», «бедные»),

выявить, что бета-конвергенция по ВРП имеет место только для «средних» и «богатых» регионов, причем ее скорость существенно выше в группе «богатых» регионов; пользу от роста соседних регионов получают только «средние» и «бедные» регионы.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 50, 52, 53, 55; принят к публикации в статье 14 (Demidova, 2021).

8) Предложен *новый* подход, состоящий в разбиении стран на более-менее однородные кластеры относительно доверия к основным политическим институтам и применении смешанных логит-моделей с включением переменных как индивидуального, так и странового уровня, позволивший установить, что

а) 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.

б) для жителей большинства стран

- наличие высшего образования снижает степень доверия ко многим социально-политическим институтам,
- с увеличением дохода степень доверия к основным институтам возрастает,
- степень доверия к институтам возрастает с возрастом.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 1-9; опубликован в статье 1 (Демидова, 2011).

9) Предложен *новый* класс моделей с варьирующимися для разных групп стран коэффициентами наклона и *факторное разложение* коэффициентов множественной детерминации R^2 на две части, отражающие вклад 1) индивидуальных характеристик индивидов (пол, возраст, образование и т.д.) и 2) экономических и институциональных показателей страны проживания индивида (валовой национальный продукт на душу населения, уровень безработицы, индекс восприятия коррупции и т.д.).

С помощью соответствующих моделей был проведен сравнительный анализ отношения к иммигрантам в России и европейских странах, России и Эстонии (в этом случае использовались традиционные логистические модели упорядоченного множественного выбора, оцениваемые отдельно по выборкам для двух стран) и установлено, что

а) 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 до 2004, все наоборот), а хуже – безработные (в европейских странах это не так),

б) для объяснения отношения жителей как европейских стран, так и России и Украины, к культурному вкладу мигрантов важнее макроэкономические факторы, а для объяснения отношения к экономическому вкладу мигрантов важнее индивидуальные характеристики респондентов.

Примечание: Это результат был обсужден на конференциях 10, 14, 16, 20, 21, 27; опубликован в статьях 2 (Демидова, 2012), 5 (Paas, Demidova, 2014), 6 (Demidova, 2014), использован в проектах 2, 3.

□ Список опубликованных (или принятых к публикации) статей О.Демидовой по теме диссертации

- 1) Демидова О. А. (2011). Моделирование доверия населения к основным социальным и политическим институтам: сравнительный эконометрический анализ // Прикладная эконометрика. № 1(21). С. 114-132.
- 2) Демидова О. А. (2012). Отношение жителей европейских стран к иммигрантам: сравнительный эконометрический анализ по данным европейского социального исследования // Прикладная эконометрика. № 4(28). С. 23-34.
- 3) 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.
- 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.

- 5) 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.
- 6) 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.
- 7) Demidova O. (2015). Spatial effects for the eastern and western regions of Russia: a comparative analysis // *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*. Vol. 8. No. 2. P. 153-168.
- 8) 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. (Q2)
- 9) Семерикова Е. В., Демидова О. А. (2015). Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // *Пространственная экономика*. № 2. С. 64-85.
- 10) 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.
- 11) Danilenko T., Demidova O., Signorelli M. (2018). Unemployment Clubs in Russian Regions // *Emerging Markets Finance and Trade*. Vol. 54. No. 6. P. 1337-1357
- 12) 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.
- 13) Подколзина Е. А., Демидова О. А., Кулецкая Л. Е. (2020). Пространственное моделирование электоральных предпочтений в Российской Федерации // *Пространственная экономика*. Т. 16. № 2. С. 70-100.
- 14) Demidova O. Convergence of Russian regions: different patterns for poor, middle and rich (2021) // *Economy of Region*. 2021. Vol.17 . No.3. (принята к публикации)
- 15) 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, 244-258.
- 16) Демидова О.А., Камалова Э. (2021). Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты? // *Экономическая политика*. (принята к публикации)
- 17) Демидова О.А., Тимофеева Е.А. (2021). Пространственные аспекты оценки кривой заработной платы в России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. Т. 4. № 51. (принята к публикации)

Список конференций, на которых обсуждались результаты исследований

- 1) Десятый Всероссийский симпозиум по прикладной и промышленной математике, весенняя сессия, г. Санкт-Петербург, 19-24 мая 2009 г., доклад "Насколько россияне доверяют основным политическим институтам: региональные сравнения".
- 2) 17th AISSEC scientific conference "Growth and development patterns: The role of institutions in a comparative perspective", Perugia, Italy, 25-27 June 2009, "How do inhabitants of countries with transitional economy trust the political institutions?"
- 3) IX Международная конференция "Применение многомерного статистического анализа в экономике и оценке качества", Москва, 24-26 августа 2010, доклад "Моделирование степени доверия населения разных стран к основным социальным и политическим институтам: сравнительный эконометрический анализ"
- 4) 15th Annual Conference of the International Society for New Institutional Economics, Stanford University, USA, 16-18 June 2011, доклад "Modeling of public trust in basic social and political institutions: a comparative econometric analysis"
- 5) International Academic Conference "Improving the effectiveness of public services", HSE, Moscow, 28-29 June, 2011, доклад "Evaluation of major political institutions by residents of the countries with economies in transition: a comparative analysis according to WVS",
- 6) International Economic Association 16th World Congress, Tsinghua University, Beijing, China, 4-8 July 2011, доклад "Modeling of public trust in basic social and political institutions: a comparative econometric analysis"
- 7) Международная школа-семинар им. Академика Шаталина, Светлогорск, 26 сентября – 1 октября 2011, доклад «Отношение жителей стран с переходной экономикой и ОЭСР к основным социальным и политическим институтам: сравнительный эконометрический анализ»
- 8) XIII Апрельская Международная научная конференция «Модернизация экономики и общества» 3-5 апреля 2012 г., Москва, «Сравнение степени доверия жителей стран с переходной экономикой и ОЭСР к основным политическим институтам»
- 9) 16th Annual Conference of the International Society for New Institutional Economics, Лос Анжелес, 14-16 июня 2012, доклад "Determinants of public trust towards major political institutions in countries with economies in transition and in the OECD countries: the comparative analysis"
- 10) The 12th European Association for Comparative Economic Studies Conference, 6-8 Сентября 2012, Университет Западной Шотландии, Пейсли, Шотландия, доклад "The European residents' attitude towards migrants: a comparative analysis based on the ESS data".
- 11) Международная научная школа-семинар «Системное моделирование социально - экономических процессов» имени академика С.С.Шаталина, 18-23 сентября 2012 г., г. Кострома, доклад «Моделирование пространственных эффектов в восточных и западных российских регионах (на примере юношеской безработицы)» (в соавторстве с М.Синьорелли)

- 12) Российско - китайская конференция «Adjustment of Economic Structure and Sustainable Development: Perspectives in Russia and China», 4-5 октября, 2012, Екатеринбург, доклад "The Difference of Spatial Effects in the Eastern and Western Russian Regions (by the example of the Youth Unemployment Rate)" (в соавторстве с Э.Марелли и М.Синьорелли)
- 13) Международная конференция "Industrial Organization and Spatial Economics", Санкт-Петербург, Россия, 10-13 Октября, 2012; "Spatial effects on youth unemployment rate: the case of eastern and western Russian regions" (в соавторстве с Э.Марелли и М.Синьорелли)
- 14) Вторая ежегодная международная исследовательская конференция Лаборатории сравнительных социальных исследований, 6-10 ноября 2012, НИУ ВШЭ, доклад «The European residents' attitude towards migrants: a comparative analysis based on the ESS data»
- 15) XIV международная научная конференция по проблемам реформирования общественного сектора, Высшая школа менеджмента СПбГУ, 9-10 ноября 2012 г., доклад «Анализ молодежной безработицы в российских регионах с помощью пространственно-эконометрических моделей» (в соавторстве с Э.Марелли и М.Синьорелли)
- 16) 9th EBES conference, 11-13 января 2013, Рим, доклад "The European, Russian, and Ukrainian residents' attitude towards immigrants: a comparative analysis".
- 17) Empirical Workshop, HSE Center for market studies and spatial economics, 13-14 февраля 2013, Санкт-Петербург, доклад "Boundary and distance spatial effects of youth unemployment rate in eastern and western russian regions" (в соавторстве с E.Marelli, M.Signorelli)
- 18) Второй Российский экономический конгресс, 18-22 февраля 2013, Суздаль, доклад "Сравнение пространственных эффектов для восточных и западных российских регионов"
- 19) XIV Апрельская Международная Научная конференция по проблемам развития экономики и общества, 2-4 апреля 2013, НИУ ВШЭ, доклад "Выявление пространственных эффектов для основных макроэкономических показателей российских регионов",
- 20) XIV Апрельская Международная Научная конференция по проблемам развития экономики и общества, 2-4 апреля 2013, НИУ ВШЭ, доклад "The European residents' attitude toward immigrants: a comparative analysis according ESS5".
- 21) Migration. Global Development, New Frontiers, 10-13 апреля 2013, UCL, London, UK, доклад "A comparative analysis of the European, Russian, and Ukrainian residents' attitude toward immigrants".
- 22) The 53rd European Regional Science Association, 27-31 августа 2013, Университет Палермо, Италия, доклад "The spatial effects for the Eastern and Western regions of Russia: a comparative econometric analysis"
- 23) 3rd International Scientific Conference on Economic and Social Development, Новосибирский Государственный Университет Экономики и Бизнеса, 24-25 сентября 2013, доклад "The asymmetric spatial effects for eastern and western regions of Russia"

- 24) 36 Школа-Семинар им. академика С.С.Шаталина, 29 сентября - 4 октября 2013, Воронеж, доклад "Краткосрочные и долгосрочные пространственные эффекты для основных макроэкономических показателей Российских регионов"
- 25) Bilateral Academic Conference "The performance and policies in China and Russia during and after the world financial crisis", October 11-14, 2013, Shaanxi Normal University, Xi'an, China, "The spatial effects for the Eastern and Western regions of Russia"
- 26) 60th Annual North American Meeting of the Regional Science Association International, November 13-16 2013, Atlanta, USA, "The spatial Effects for the Eastern and Western regions of Russia: the comparative analysis".
- 27) SEARCH Project Final Academic Conference, 10-11 февраля 2014, Барселона, "A comparative analysis of people's attitudes towards immigrants in Estonia and Russia", соавтор T.Paas.
- 28) Western Regional Science Association 53rd Annual Meeting, 16-19 февраля 2014, Сан-Диего, "East is East and West is West: a comparative analysis for Russia"
- 29) XV April International Conference on Economic and Social Development, 1-4 апреля 2014, НИУ ВШЭ, Москва, "Spatial effects for North and South of Italy and Russia (on the example of regional youth unemployment rate), соавторы E.Marelli, M.Signorelli.
- 30) 13th International Workshop "Spatial Econometrics and Statistics", 15-16 апреля 2014, Universite de Toulon, France, "Spatial Effects of Youth Unemployment Rate in the Russian and Italian Regions", соавторы E.Marelli, M.Signorelli.
- 31) Workshop "New challenges for the labour market: spatial and institutional perspectives", 8-9 May, 2014, Universita degli Studi di Napoli "Parthenope", Italy, "Youth Labour Market Performance in the Russian and Italian Regions" (with E.Marelli and M.Signorelli).
- 32) III Scientific Conference "Spatial Econometrics and Regional Economic Analysis", 9-10 June, 2014, University of Lodz, Poland, "The spatial effects of youth unemployment rate" (with E.Marelli, M.Signorelli), "A comparative analysis of spatial effects for the eastern and western regions of Russia".
- 33) 54th ERSA Congress, 26-29 August, 2014, St.Petersburg, Russia, "Econometric models with heterogenous spatial effects: the case of Russian regions" (with D.Ivanov)
- 34) EACES bi-annual conference, 4-6 September, 2014, Budapest, Hungary, "Youth Labour Market in the Russian and Italian regions: comparative spatial analysis" (with E.Marelli, M.Signorelli),
- 35) AIEL annual conference, 11-12 September, 2014, University of Pisa, Italy, "The spatial effects of youth unemployment rate for Italy and Russia" (with E.Marelli, M.Signorelli).
- 36) International Conference "Modern econometric tools and applications", 18-20 September, 2014, NES, NRU HSE NN, Nizhny Novgorod, "Spatial effects of youth unemployment rate in the Russian and Italian regions" (with E.Marelli, M.Signorelli).
- 37) 61th Annual North American Meeting of the Regional Science Association International, November 12-15, 2014, Washington, USA, "Models of regional growth with heterogenous spatial effects: the case of Russia" (coauthor Denis Ivanov).

- 38) XVI April International Conference on Economic and Social Development, 7-10 апреля 2015, НИУ ВШЭ, Москва, "Regional growth models with heterogeneous spatial effects: the case of Russia", соавтор Д.Иванов;
- 39) XVI April International Conference on Economic and Social Development, 7-10 апреля 2015, НИУ ВШЭ, Москва, "Finding the weighting matrix for spatial panel data estimation: an application to the regional unemployment of Germany and Russia", соавтор Е.Семерикова.
- 40) First World Congress of Comparative Economics, 25-27 июня 2015, Roma Tre Universita Degli Studi, доклад "Modified SAR models of regional growth with heterogeneous spatial effects: the case of Russia", соавтор Д.Иванов.
- 41) The 2nd International Conference "Modern Econometric Tools and Applications - EC2015", 24-26 сентября 2015 г., Нижний Новгород, доклад "Unemployment clubs in Russian regions: spatial-econometric approach" (соавторы Т.Даниленко, M.Signorelli),
- 42) Системное моделирование социально-экономических процессов, Международная научная школа-семинар им. академика С.С.Шаталина, 2-8 октября 2015 г., Казань, доклад "Пространственно-эконометрический анализ клубов безработицы в России" (соавторы Т.Даниленко, M.Signorelli)
- 43) 56th Annual Conference of Italian Economic Association, 22-24 ноября 2015, Неаполь, Италия, доклад "Unemployment Clubs in Russian Regions" (соавторы Т.Даниленко, M.Signorelli)
- 44) XVII April International Conference on Economic and Social Development, 19-22 апреля 2016, НИУ ВШЭ, Москва, Unemployment Clubs in Russian Regions: spatial-econometric approach (coauthors M. Signorelli, T. Danilenko).
- 45) X World Conference SEA 2016, June 13-15, 2016, Universita Catolica del Sacro Cuore, Rome, доклад "Unemployment clubs in Russian regions: spatial econometric comparative analysis" (coauthors Danilenko T., Signorelli M.)
- 46) 56 th ERSА Congress, August 23-26, 2016, Vienna, Austria, доклад "Unemployment clubs in Russian regions: spatial-econometric approach" (coauthors Danilenko T., Signorelli M.)
- 47) Российский Экономический Конгресс 2016, 19-23 декабря, 2016, Москва, доклад "Региональные клубы занятости в России: пространственно-эконометрический подход" (соавтор Медведева Е.В.)
- 48) XVIII April International Conference on Economic and Social Development, 11-14 апреля 2017, НИУ ВШЭ, Москва, Employment Clubs in Russian Regions: spatial econometric approach (соавторы Е.Медведева, P.Daddy, M.Signorelli).
- 49) Second World Congress of Comparative Economics, 15-17 июня 2017, Санкт Петербург, Employment Clubs in Russian Regions (соавторы Е.Медведева, P.Daddy, M.Signorelli).
- 50) International Conference "The Economy as a Spatial Complex System" (ESCoS 2018) II CICSE Workshop, June 21-22, 2018, Naples, Italy, "Growth in Russian regions: different patterns for poor, middle and rich groups
- 51) 4th International conference Modern Econometric Tools and Application, 21-24 июня 2017, Нижний Новгород, Employment Clubs in Russian Regions: spatial-econometric approach (соавторы Е.Медведева, P.Daddy, M.Signorelli).

- 52) International Scientific Conference Dynamics, Economic Growth and International Trade (DEGIT XXIII), September 6-7, 2018, HRU HSE, Moscow, "Growth in Russian regions: different patterns for poor, middle and rich"
- 53) AISSEC XXth Scientific Conference "Rise and decline of economics: a comparative perspective", October 4-5, 2018, Turin, (Italy), the Collegio Carlo Alberto, "Uneven development of emerging countries on the example of Russia"
- 54) XX April International Conference on Economic and Social Development, 10-13 апреля 2019, НИУ ВШЭ, Москва, доклад «Marshallian vs Jacobs effects: Which one is stronger? Evidence of Russia unemployment dynamics» (coauthors F.Pastore, A.Kolyagina)
- 55) Workshop «Applied econometrics» в рамках XX April International Conference on Economic and Social Development, доклад "Convergence of Russian regions: different patterns for poor, middle and rich"
- 56) 18th International Workshop "Spatial Econometrics and Statistics" (SEW-2019), 23-24 Мая 2019, Paris, France, доклад "Marshallian vs Jacobs effects: which one is stronger? Spatial nonparametric approach for Russia unemployment dynamics" (coauthors F.Pastore, A.Kolyagina)
- 57) 59 конгресс Европейской региональной научной ассоциации (59th ERSА congress), 26-31 августа 2019, Лион, Франция, доклад: "Marshallian vs Jacobs effects: which one is stronger? Evidence for Russia unemployment dynamics" (coauthors F.Pastore, A.Kolyagina)
- 58) 6th International conference Modern Econometric Tools and Application, 19-21 сентября 2019, Нижний Новгород, доклад "Marshallian vs Jacobs effects: which one is stronger? Evidence for Russia unemployment dynamics" (coauthors F.Pastore, A.Kolyagina)
- 59) VII-th International Conference "Modern Econometrics Tools and Applications" (META2020) September 22-26, 2020, доклад «Sectoral and spatial aspects of beta-convergence in Russia» (coauthor D.Prokopov)
- 60) VII-th International Conference "Modern Econometrics Tools and Applications" (META2020) September 22-26, 2020, L. Kuletskaya, доклад «Spatial modeling of voting preferences in Russian Federation» (coauthors E. Podkolzina, O. Demidova)
- 61) XLIII заседание Международной научной школы-семинара имени академика С.С. Шаталина "Системное моделирование социально-экономических процессов" 13-18 октября, 2020, доклад "Оценка кривой заработной платы в России с учетом пространственных эффектов" (соавтор Тимофеева Е.А.)
- 62) XLIII заседание Международной научной школы-семинара имени академика С.С. Шаталина "Системное моделирование социально-экономических процессов" 13-18 октября, 2020, Кулецкая Л. Е., доклад: "Пространственное моделирование электоральных предпочтений в Российской Федерации" (соавторы Демидова О. А., Подколзина Е. А.)
- 63) 67th Annual North American Meetings of the Regional Science Association International (NARSC) November 9-13, 2020, доклад "Partial marginal effects for spatial models on the example of wage curve for Russia" (coauthor E.Timofeeva)
- 64) Российский Экономический Конгресс 2020, 21-24 декабря 2020, доклад "Моделирование частных предельных эффектов в пространственно-эконометрических моделях на примере заработной платы в РФ" (соавтор Е.Тимофеева)

Список научных проектов, в которых использовались результаты исследований

Проект 1: The Political Economy of Youth Unemployment, FP7-PEOPLE, Grant agreement ID: 269134, 2012-2015, <https://cordis.europa.eu/project/id/269134>, <http://www.hse.ru/en/news/guests/91001539.html>

Проект 2: SEARCH (Sharing KnowledgE Assets: InteRregionally Cohesive NeighHbohoods), 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), (Grant agreement № 266834, 2012-2014, <http://www.ub.edu/searchproject/>)

Проект 3: Project IUT20-49 “Structural Change as the Factor of Productivity Growth in the Case of Catching up Economies”, <https://sisu.ut.ee/structuralchange/en?lang=en>

Проект 4: "Выявление пространственных эффектов для восточных и западных российских регионов: сравнительный эконометрический анализ", Исследование осуществлено в рамках программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» в 2013–2014 гг., проект № 12-01-0057, <http://www.hse.ru/org/projects/80837816>

Проект 5: “Элиты, институты и культура как факторы экономического развития” программы фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики», 2016

Проект 6: “Анализ стимулов и предпочтений экономических агентов в сфере высшего образования, на рынках банковских услуг и в государственных закупках” программы фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики», 2020

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), 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), 824-855.

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), 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), 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, pp. 277–297.

Arendt J., Holm A. (2006). Probit models with dummy endogenous regressors. University of Southern Denmark Business and Economics Discussion Paper, 4/2006.

Armstrong H.W. (1995), Convergence Among Regions of the European Union, 1950-1990. *Papers in Regional Science* 74, pp. 143-152.

Asoni A. (2008). Protection of property rights and growth as political equilibria. *Journal of Economic Surveys*, 22 (5), 953–987.

Cammett, M., Lynch, J., Bilev, G. (2015). The influence of private health care financing on citizen trust in government. *Perspectives on Politics*, 938-957.

Basile, R., & Gress, B. (2004). Semi-parametric spatial auto-covariance models of regional growth behaviour in Europe. Available at SSRN 585221.

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), 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* (pp. 131–158). Springer Berlin Heidelberg.

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), 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), 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), 630-641.
- Blundell R., Bond S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, 1, pp. 115–143.
- Buccellato T. (2007). Convergence across Russian regions: a spatial econometrics approach. UCL, Economics Working Paper № 72.
- Cartone A., Postiglione P., Hewings G. J. (2021). Does economic convergence hold? A spatial quantile analysis on European regions// *Economic Modelling*, 95, 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), 49-63.
- Chatterji A., Glaeser E., Kerr W. (2014). Clusters of entrepreneurship and innovation. *Innovation policy and the economy*, 14(1), 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), 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), 649-670.
- Delgado, M., Porter, M. E., Stern, S. (2014). Clusters, convergence, and economic performance. *Research policy*, 43(10), 1785-1799.
- Denisova I., Eller M., Zhuravskaya E. (2007). What Russians think about transition: Evidence from RLMS survey. CEFIR / NES Working Paper №114.
- 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), 709-748.
- Ferragina, A. M., Pastore, F. (2008). Mind the gap: Unemployment in the new EU regions. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 73-113.
- Fingleton, B. and E. López-Bazo (2006), Empirical growth models with spatial effects, *Papers in Regional Science*, 85(2), 177-198.
- Fingleton, B. (2001). Equilibrium and economic growth: spatial econometric models and simulations. *Journal of regional Science*, 41(1), 117-147.
- Garcilazo, J. E., Spiezia, V. (2007). Regional unemployment clusters: Neighborhood and state effects in Europe and North America. *Review of Regional Studies*, 37(3), 282-302.

- Gimpelson V. (2019). The Labor Market in Russia, 2000-2017 // IZA World of Labor, Germany. No. 466. 1-13.
- Glaeser E., La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. (2004). Do institutions cause growth? *Journal of Economic Growth*, 9 (3), 271–303.
- 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), 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), 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), 707–721.
- 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.
- Kholodilin, K. A., Oshchepkov, A., & Siliverstovs, B. (2012). The Russian regional convergence process: Where is it leading? *Eastern European Economics*, 50(3), 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, 113-122.
- 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), 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, 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), 719-730.
- 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), 533–549. Scott B. (2008). Public confidence in Australian democracy. *Democratic Audit Discussion Paper*, 8/08

- 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.
- 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), 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
- 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), 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), 676-711.
- Marshall A. 1920. *Principles of Economics*. New York: Macmillan.
- Molho, I. (1995). Spatial autocorrelation in British unemployment// *Journal of Regional Science*, 35(4), 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, 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), 122-141.
- Olejník A., Olejník J. (2017). Returns to Scale for EU Regions—evidence from the spatial panel model. *Acta Universitatis Lodzianae. Folia Oeconomica*, 3(329), 23-32.
- Overman, H. G., Puga, D. (2002). Unemployment clusters across Europe's regions and countries. *Economic policy*, 17(34), 115-148.
- Pede, V. O. (2013). Diversity and regional economic growth: Evidence from US counties // *Journal of Economic Development*, 38(3), 111.

- Postiglione P., Andreano M.S., Benedetti R. . (2013) Using constrained optimization for the identification of convergence clubs// *Comput. Econ.*, 42, 151-174
- 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), 75-96.
- Ramos R., Nicodemo C., Sanromá E. (2015). A spatial panel wage curve for Spain// *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 8(2), 125–139.
- Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999). US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional studies*, 33(2), 143-156.
- Rios V. (2017). What drives unemployment disparities in European regions? A dynamic spatial panel approach. *Regional Studies*, 51(11), 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), 365-378.
- Shlapentokh V. (2006). Trust in public institutions in Russia: The lowest in the world. *Communist and Post-Communist Studies*, 39 (2), 153–174.
- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region // *Economic Geography*, vol. 46, № 1, pp. 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.
- Wei-Guo, Y. A. N. G. (2006). Unemployment Clusters and Policy Options in China. *Journal of Renmin University of China*, (3), 47.
- 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. (2013). Ведет ли миграция населения к межрегиональной конвергенции в России? *Вестник НГУЭУ*, 4, 239–264.
- 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, 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.
- Ощепков А. Ю., Капелюшников Р. И. (2015). Региональные рынки труда: 15 лет различий. *Высшая Школа Экономики. Серия WP3" Проблемы Рынка Труда*.

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